

Economie Statistique **ET**

Economics **AND** Statistics

La crise,
dix ans après

The Crisis,
Ten Years After

Economie Statistique ET

Economics AND Statistics

OÙ SE PROCURER

Economie et Statistique / Economics and Statistics

Les numéros sont en accès libre sur le site www.insee.fr. Il est possible de s'abonner aux avis de parution sur le site.

La revue peut être achetée sur le site www.insee.fr via la rubrique « Acheter nos publications »

La revue est également en vente dans 200 librairies à Paris et en province.

HOW TO GET

Economie et Statistique / Economics and Statistics

All the issues and articles are available in open access on the Insee website: www.insee.fr. Publication alerts can be subscribed on-line.

The printed version of the journal (in French) can be purchased on the Insee website www.insee.fr and in 200 bookshops in Paris and province.

Directeur de la publication / Director of Publication:

Jean-Luc TAVERNIER

Rédactrice en chef / Editor in Chief: Laurence BLOCH

Rédactrice en chef adjointe / Deputy Editor in Chief:

Sophie PONTHEUX

Assistante de rédaction / Editorial Assistant: Véronique ALEXANDRE

Traductions / Translations: UBIQUS

Tour PB5, 1 avenue du Général-de-Gaulle, 92074 Paris La Défense Cedex

Maquette PAO et impression / CAP and printing: JOUVE

1, rue du Docteur-Sauvé, BP3, 53101 Mayenne

Conseil scientifique / Scientific Committee

Alain CHENU, président (Observatoire sociologique du changement - Sciences Po/CNRS)

Laurence BLOCH (Insee)

Jérôme BOURDIEU (École d'économie de Paris)

Pierre CAHUC (École Polytechnique, Ensaie et Centre de recherche en économie et statistique)

Gilbert CETTE (Banque de France et École d'économie d'Aix-Marseille)

Jacques LE CACHEUX (Université de Pau et des pays de l'Adour)

Yannick L'HORTY (Université de Paris-Est - Marne la Vallée)

Joël MAURICE (École nationale des ponts et chaussées)

Katheline SCHUBERT (École d'économie de Paris- Université Paris 1)

Claudia SENIK (Université Paris 1 Panthéon-Sorbonne et École d'économie de Paris)

Louis-André VALLET (Observatoire sociologique du changement-Sciences Po/CNRS)

François-Charles WOLFF (Université de Nantes)

Comité éditorial / Editorial Advisory Board

Luc ARRONDEL (École d'économie de Paris)

Antoine BOZIO (Institut des politiques publiques/École d'économie de Paris)

Clément CARBONNIER (Théma/Université de Cergy-Pontoise)

Erwan GAUTIER (Banque de France et Université de Nantes)

Pauline GIVORD (Insee/Direction de la méthodologie et de la coordination statistique internationale et Crest)

Florence JUSOT (Université Paris-Dauphine, Leda-Legos et Irdes)

François LEGENDRE (Erudite/Université Paris-Est)

Claire LELARGE (Banque de France et Crest)

Laurent LESNARD (Observatoire sociologique du changement/ Sciences Po-CNRS)

Claire LOUPIAS (Direction générale du Trésor)

Sophie PONTHEUX (Insee et Crest)

Thepthida SOPRASEUTH (Théma/Université de Cergy-Pontoise)

Economie Statistique **ET**

Economics **AND** Statistics

Les jugements et opinions exprimés par les auteurs n'engagent qu'eux mêmes,
et non les institutions auxquelles ils appartiennent, ni *a fortiori* l'Insee.

Economie et Statistique / Economics and Statistics

Numéro 494-495-496 - 2017

LA CRISE, DIX ANS APRÈS

5 Introduction – Dix longues années de crise

Daniel Cohen

PRODUCTIVITÉ ET CRISE

11 Stagnation de la productivité en France : héritage de la crise ou ralentissement structurel ?

Le ralentissement de la productivité depuis le début des années 2000 s'explique par une augmentation de la dispersion des niveaux de productivité qui pourrait témoigner d'une allocation moins efficiente des facteurs de production en faveur des entreprises les plus performantes.

Gilbert Cette, Simon Corde et Rémy Lecat

39 Commentaire – Ralentissement de la productivité et perte d'efficacité dans l'allocation des ressources : un mal français ?

Flora Bellone

POLITIQUES BUDGÉTAIRES ET MONÉTAIRES DANS LA ZONE EURO APRÈS LA CRISE

47 Avant-propos – La crise, dix ans après : les enseignements pour la recherche dans les domaines monétaire et financier

Andreas Beyer, Benoît Cœuré et Caterina Mendicino

69 Coordination des politiques budgétaires dans une union monétaire au taux plancher

L'effet d'un stimulus budgétaire dans une région de la zone euro sur le reste de l'union dépend du régime de la politique monétaire. Pour des gouvernements arbitrant entre réduction de la dette publique et soutien de l'activité, les gains à la coordination sont plus importants en régime normal.

Jocelyn Boussard et Benoît Campagne

97 Une évaluation des effets des politiques monétaires non conventionnelles sur le coût du crédit aux entreprises dans la zone euro

Les politiques monétaires dites non conventionnelles mises en œuvre par la Banque centrale européenne ont, directement ou indirectement, contribué à la réduction du coût du crédit aux entreprises dans la Zone euro. Mais leurs effets ont été plus importants dans certains pays.

Désiré Kanga et Grégory Levieuge

119 Politique monétaire, collatéral illiquide et crédits à l'économie pendant la crise européenne de la dette souveraine

La flexibilité de la politique de collatéral du système européen de banque centrale est cruciale en temps de crises. Elle permet de relancer l'activité de crédits bancaires et est donc un instrument de la politique monétaire.

Jean Barthélémy, Vincent Bignon et Benoît Nguyen

141 Des banques mieux capitalisées peuvent-elles être plus profitables ? Analyse des grands groupes bancaires français avant et après la crise financière

Alors que la profitabilité des banques a enregistré une baisse depuis la crise, celles parmi les grandes banques françaises qui ont augmenté leur capital plus fortement que la moyenne ont pu renforcer leur solidité, sans porter préjudice au rendement des fonds propres et des actifs bancaires.

Olivier de Bandt, Boubacar Camara, Pierre Pessarossi et Martin Rose

161 Commentaire – Politiques monétaires et crise financière : vers un nouveau *central banking*

André Cartapanis

AJUSTEMENTS DES MÉNAGES ET DES ENTREPRISES À LA CRISE

167 Pourquoi la demande d'actions baisse-t-elle pendant la crise ? Le cas français

Pendant la crise, les épargnants ont privilégié les placements sans risque au détriment des actions. Selon certains, la raison en serait que la crise les aurait rendus moins tolérants au risque. Tel n'est pas le cas : leur psyché n'a pas changé mais leurs anticipations sont devenues très pessimistes.

Luc Arrondel et André Masson

191 Les dynamiques individuelles de revenu salarial en France pendant la crise

Au cours de la crise, les évolutions individuelles de revenu salarial sont moins favorables et légèrement plus incertaines qu'au cours des années précédentes. En bas et en haut de la distribution de revenu salarial passé, la fréquence des évolutions très défavorables augmente.

Pierre Pora et Lionel Wilner

213 Logiques d'ajustement à la crise en France : l'apport de données d'établissement

L'analyse de données d'établissements montre la diversité des ajustements à la crise et, au-delà du contexte économique et social, l'influence de la flexibilisation des rémunérations et de la polyvalence des salariés, ainsi que l'impact des rapports de dépendance économique ou financière.

Delphine Brochard et Corinne Perraudin

Introduction

Dix longues années de crise

Introduction: Ten long years of crisis

Daniel Cohen*

Résumé – La crise fête son dixième anniversaire, offrant aux économistes une leçon de modestie et une formidable occasion de remettre à plat leur compréhension du monde. L'effet des taux d'intérêt nuls sur l'efficacité des politiques économiques, la mesure du multiplicateur keynésien, la question de savoir si le ralentissement de la croissance est cause ou conséquence de la crise, l'effet de la montée des incertitudes sur le comportement des ménages et des entreprises, l'efficacité de la stabilisation macro-prudentielle, l'impact des inégalités sur le fonctionnement du marché du crédit, la manière de concevoir et de promouvoir la coordination des politiques macro-économiques en Europe : toutes ces questions cruciales font partie du programme de recherche des économistes, et trouvent dans ce numéro spécial une exposition riche des avancées disponibles.

Abstract – *The crisis celebrates its tenth anniversary, offering economists a lesson in modesty and a great opportunity to take a new look at their understanding of the world. The effect of a zero lower bound on interest rates on the efficiency of economic policies, the Keynesian multiplier measure, the issue of the growth slowdown being a cause or consequence of the crisis, the effect of rising uncertainties on households' and firms' behaviour, the effectiveness of macro-prudential stabilisation, the impact of inequalities on the functioning of the credit market, the way in which the coordination of macro-economic policies in Europe is designed and promoted: all these crucial questions are part of the economists' research programme, and this special issue offers a rich review of the progress already achieved.*

Mots clés : crise financière, crise européenne, productivité, inégalités, incertitude, ajustement de l'emploi, politiques économiques

Keywords: financial crisis, European crisis, productivity, inequalities, uncertainty, employment adjustment, economic policies

Rappel :

Les jugements et opinions exprimés par les auteurs n'engagent qu'eux mêmes, et non les institutions auxquelles ils appartiennent, ni a fortiori l'Insee.

* École normale supérieure, PSE - École d'Économie de Paris et Cepremap (daniel.cohen@ens.fr).

Dix ans longues années ont passé depuis le début de la crise. Beaucoup de choses ont été apprises des causes et des conséquences de celle-ci, mais bon nombre de facteurs demeurent mystérieux. La reine d'Angleterre s'était étonnée que les économistes aient été si peu nombreux à la prévoir. La réponse qui lui a été donnée est que chacun se préoccupait de gérer son propre risque, sans que personne ne comprenne celui qui pesait sur le système dans son ensemble. La titrisation des produits immobiliers qui fut à l'origine de la crise avait certes été analysée. Ce qui n'avait manifestement pas été prévu, en partie parce qu'elle n'était pas visible, y compris pour les régulateurs, c'est la manière dont les engagements hors bilan des banques mettaient en péril l'ensemble du système.

Dès le déclenchement de la crise, la comparaison s'est imposée avec celle de 1929. Par une espèce de miracle intellectuel, le Président de la Réserve fédérale américaine, Ben Bernanke, en était le spécialiste incontesté. Il fit tout pour éviter la panique qui s'était déclenchée dans les années trente, sans hésiter à procéder à une hausse phénoménale du bilan de la Banque centrale. Après la faillite de Lehman Brothers, une erreur stratégique due sans doute à l'idée que le gros de la crise était déjà passé, la chute de la production industrielle et du commerce international a atteint presque 20 % en moins de neuf mois. On a alors pensé que le krach de 1929 recommençait. À nouveau instruit par celui-ci, la réponse collective à la crise a été à la hauteur de celle-ci. Relance budgétaire globale, coordonnée par le Fonds monétaire international, politique monétaire ultra-accommodante, à l'instar de celle menée par Bernanke, et poursuivie en Europe, et renforcement de la coopération internationale, à travers le G20 notamment, toutes choses qui avaient manqué dans les années trente. Et le résultat fut au rendez-vous. Dès le deuxième trimestre 2009, la croissance redevenait positive en France et en Allemagne. Aux États-Unis, le NBER a considéré que la crise était terminée à la fin du mois de juin 2009.

Hélas, lorsque la crise a traversé l'Atlantique, faisant chuter la Grèce, puis l'Irlande et le Portugal, la zone euro n'a pas été à la hauteur de l'événement, répétant pour le coup les erreurs des années trente : austérité budgétaire trop précoce, politique monétaire hésitant à venir au secours des États menacés par une crise de refinancement. Il faudra attendre le célèbre discours de Mario Draghi le 26 juillet 2012, annonçant qu'il ferait « *whatever it takes* », tout ce qu'il faudra, pour sauver la zone euro, pour que la crise souveraine s'éloigne. Lorsque Mario Draghi prononce son discours, les *spreads* sur la dette italienne et espagnole relativement à l'Allemagne atteignent 536 et 638 points de base respectivement ! Bien que les hypothèques venant de la politique monétaire aient été levées après ce discours, la conduite de la politique budgétaire restera toutefois marquée par une consolidation à contre-courant qui jouera un rôle indiscutablement pro-cyclique, à l'échelle de la zone dans son ensemble. *In fine*, alors que la crise était partie des États-Unis, le rebond sera beaucoup plus précoce dans ce pays que dans la zone euro.

Revenant aux causes « systémiques » de la crise, l'accent a été mis à juste titre sur la déresponsabilisation collective du système financier international. Mais d'autres causes plus en amont ont également joué un rôle décisif. La montée des inégalités aux États-Unis en fait partie. Les chiffres construits par Piketty, Saez et Zucman montrent une formidable stagnation des revenus de la classe moyenne au cours des dernières décennies. Ainsi s'explique pourquoi le recours

à l'emprunt, facilité par la bulle immobilière, a constitué le recours privilégié pour contourner cette stagnation du pouvoir d'achat.

Il est bien connu dans la littérature que les crises financières ont des conséquences durables sur la croissance économique. Le ralentissement qui s'est observé après la crise n'est donc pas surprenant. Mais une causalité inverse est également possible, à savoir que ce serait le ralentissement de long terme de la croissance qui pourrait être en réalité responsable de la crise. Cette hypothèse a été formulée par Blanchard, Cerutti et Summers lors d'une conférence organisée par la BCE à Sintra, en 2015 (Blanchard et al., 2015). Reprenant les théories de Laurence Summers et Robert Gordon sur la stagnation séculaire, ils proposent d'analyser la crise comme la conséquence indirecte de celle-ci. Montrant que les taux de croissance après-crise tendent à être de plus en plus bas depuis cinquante ans, ils concluent que les ménages et les entreprises ont constamment surestimé leurs perspectives de croissance et leur propre solvabilité, se heurtant fatalement tôt ou tard au mur du refinancement de leur dette.

Le travail présenté dans ce recueil par **Gilbert Cette, Simon Corde et Rémy Lecat** offre un test approfondi de cette thèse selon laquelle le ralentissement de la croissance a précédé la crise. Est-ce que l'on observe une rupture de tendance de la productivité, en France, avant, pendant ou après la crise ? En se concentrant ici sur la Productivité globale des facteurs, mesurées sur données macroéconomiques, la réponse semble indiscutablement positive. Il est assez extraordinaire en effet de noter que son taux de croissance est devenu nul depuis 2003, soit bien avant que la crise ne se déclenche. Il n'est pas étonnant dans ces conditions que les gains de productivité du travail s'effondrent aussi, à 0.5 % l'an. À noter que les États-Unis, qui avaient enregistré un rebond de la productivité du travail dans les années 90, suite à la diffusion des TICs, connaissent également, dès le début des années 2000, un fléchissement significatif de celle-ci. L'analyse de Cette et al. permet d'aller un cran plus loin dans l'explication de ce ralentissement. Ils notent que celui-ci est concomitant d'une hausse des inégalités entre les firmes. La productivité des firmes les plus performantes, celles-ci n'étant pas nécessairement les mêmes d'une année à l'autre, reste marquée par une hausse soutenue. C'est l'écart entre les meilleures performances et la moyenne qui tire celle-ci vers le bas. Les travaux de Richard Freeman et ses co-auteurs corroborent en partie ces résultats (Barth et al., 2016). Analysant les inégalités salariales américaines, ils avaient montré que celles-ci s'expliquaient dans leur quasi-totalité par un creusement des inégalités de rémunération entre entreprises et non au sein de celles-ci... Nous sommes donc bien ramenés à chercher à comprendre le lien inédit entre ralentissement de la croissance et creusement des inégalités, qui est l'un des chantiers les plus actifs de la recherche en cours.

L'efficacité de la politique économique est l'autre grande question que la crise a remise sur le devant de la scène intellectuelle. L'une des surprises cruelles de la période fut de découvrir que le multiplicateur keynésien était beaucoup plus élevé que prévu. Alors que les modèles traditionnels simulaient un multiplicateur de l'ordre de 0.5, la réalité empirique estimée à vif par Blanchard et Leigh (2013) a fait apparaître des chiffres beaucoup plus élevés, pouvant aller jusqu'à 1.5. Pour mémoire, les travaux de Eichengreen et ses co-auteurs, avait établi un multiplicateur pouvant monter jusqu'à 2 pour la crise de 1929 (Almunia et al., 2010). La Grèce entre exactement dans ce schéma, avec une consolidation budgétaire de 12 points de PIB et une perte cumulée de production de 25 %.

Plusieurs facteurs expliquent pourquoi le multiplicateur a été plus élevé que prévu. Lorsque la crise est intense, les ménages dont les capacités d'emprunts sont les plus limitées auront plus de mal à lisser leur consommation. La montée des incertitudes concernant le revenu est documentée dans l'article de **Pierre Pora et Lionel Wilner**, qui montrent qu'il faut faire en ce domaine une distinction importante entre le volume d'heures travaillées par les plus pauvres, et la rémunération horaire des plus riches. Une forme de pessimisme peut également se propager. Comme le montrent aussi dans ce numéro **André Masson et Luc Arrondel**, la détention de titres risqués a considérablement baissé après la crise, non pas que l'attitude intrinsèque face au risque ait changé, mais bien davantage, comme l'article le montre, parce que le monde apparaît plus impénétrable avec celle-ci.

La hausse du multiplicateur doit beaucoup aussi au fait que la politique monétaire a perdu de son efficacité, comme force de compensation de la consolidation budgétaire. Lorsque l'inflation devient trop basse, et que les taux d'intérêt se rapprochent du plancher des taux d'intérêt nuls (le « *zero lower bound* »), la politique monétaire rencontre des limites difficiles à contourner. Les travaux de Ramey et Zubairy (2014) avaient montré que le multiplicateur budgétaire était beaucoup plus élevé lorsque les taux sont au plancher. L'article de **Jocelyn Boussard et Benoît Campagne** dans ce numéro reprend ce thème. La consolidation budgétaire de l'Europe s'est déroulée dans les pires conditions possibles : elle a été menée simultanément dans tous les pays de la zone, et dans un régime de change fixe qui a privé les pays les plus engagés dans le processus de consolidation budgétaire du bénéfice de la soupape que représente le taux change. Le fait que la politique monétaire de la zone ait buté sur le taux plancher a limité sa capacité d'agir. L'article montre aussi qu'au taux d'intérêt plancher, plus la consolidation budgétaire est importante, plus son effet sur l'activité économique (c'est-à-dire son effet multiplicateur) est récessif. Une politique budgétaire optimale, à suivre ce modèle, aurait nécessité une consolidation budgétaire au Sud de l'Europe et une relance au Nord, dont l'absence a fortement pénalisé les premiers.

Le recours à des politiques non-conventionnelles s'est imposé aux banques centrales, aussi bien aux États-Unis qu'en Europe, pour contourner cet obstacle des taux d'intérêt au plancher, et dans le cas européen, pour éteindre aussi la crise souveraine. L'étude de **Désiré Kanga et Grégory Levieuge** revient sur ces politiques, en essayant de distinguer l'effet des politiques non conventionnelles sur les taux souverains et sur les conditions de crédit au secteur privé. Le paradoxe de l'article est de montrer que la politique non conventionnelle a eu des effets plus favorables dans les pays qui en avaient le moins besoin, l'Allemagne et l'Autriche, que dans les pays qu'il fallait prioritairement aider, la Grèce, l'Italie, l'Espagne ou le Portugal. En élargissant la classe d'actifs éligibles au refinancement, la BCE a toutefois soutenu la politique de crédit des banques commerciales. Selon l'estimation de **Jean Barthélémy, Vincent Bignon et Benoît Nguyen**, l'augmentation de la part des actifs illiquides apportés en collatéral par les banques a permis d'augmenter significativement les crédits à l'économie.

La crise a obligé aussi à repenser la réglementation bancaire. En Europe, les accords de Bâle 3 ont cherché à inclure dans les calculs prudentiels les opérations hors-bilan qui y échappaient auparavant. L'opposition à ces mesures par l'industrie bancaire se fit au motif qu'elles allaient peser sur la rentabilité du secteur, et par conséquent avoir des effets négatifs sur la distribution du crédit. L'article de **Olivier de Bandt, Boubacar Camara, Pierre Pessarossi et Martin Rose**,

utilisant une nouvelle base de données, permet d'y répondre : la hausse des fonds propres, selon cette étude, n'est nullement nuisible à la profitabilité du secteur. L'argument selon laquelle il faudrait en protéger le système bancaire n'est donc pas tenable.

La crise a provoqué une hausse rapide du chômage. En France métropolitaine, le taux de chômage au sens du BIT se situait à un niveau relativement bas de 6,8 % début 2008, sans d'ailleurs manifester qu'il était en train de toucher un plancher. La chute de l'activité économique eut un effet mécanique de montée du chômage, qui devait finir par dépasser les 10 %. L'une des critiques adressées au fonctionnement marché du travail français est sa dualisation, entre les *insiders*, titulaires d'un CDI, et les *outsiders*, munis d'un CDD ou d'un emploi intérimaire. La crise a-t-elle davantage creusé ce fossé ? Tout conduit à penser que les entreprises ont d'abord licencié les travailleurs les moins protégés. L'étude de **Delphine Brochard et Corinne Perraudin** offre une plongée remarquable dans l'analyse du comportement des entreprises. Elle montre que les entreprises ont utilisé une gamme d'instruments beaucoup plus large que le seul licenciement des outsiders pour faire face à la crise. Ainsi, si un quart des établissements étudiés ont baissé leurs effectifs, ils sont près de la moitié d'entre eux à avoir aussi réorganisé leur activité, gelé ou baissé les salaires ou recouru au chômage partiel. Il n'est donc pas vrai de dire que la France manifeste une préférence pour l'ajustement externe, qui protégerait les *insiders*... C'est particulièrement net dans le secteur industriel, le plus touché par la crise, où la part d'emplois atypiques ne semble pas corrélée à la baisse des effectifs. Sans surprise, les entreprises où le dialogue social est le plus élevé sont aussi celles qui sont parvenues à mobiliser toutes les facettes de l'ajustement, y compris la modération salariale, pour faire face à la crise. Les entreprises sous-traitantes, et celles qui appartiennent à des investisseurs étrangers, sont à l'inverse celles où la baisse des effectifs est la plus fréquente, l'interprétation qui s'impose étant que les décisions étant prises en dehors de l'entreprise, la négociation sociale y a été aussi la moins efficace.

La crise, dont ce recueil marque le dixième anniversaire, nous a certes fait comprendre beaucoup de choses nouvelles, mais nous a surtout fait redécouvrir des vérités anciennes. Le besoin d'une action coordonnée des États, le rôle décisif de la politique économique, et de la supervision du système financier sont des idées simples qui avaient tout simplement été oubliées. Pour les économistes, il reste toutefois un immense travail à fournir pour que la modélisation macro-économique en tire toutes les leçons. L'effort de la recherche pour intégrer les inégalités, les imperfections des marchés financiers, les dysfonctionnements des marchés du travail, le défaut de rationalité des acteurs est méritoire, il lui manque encore un modèle canonique qui parvienne à les intégrer dans un ensemble cohérent. Il serait absurde de penser que ce travail permettra de répondre à la question que la Reine ou son successeur posera lors de la prochaine crise, « pourquoi n'avez-vous rien vu venir cette fois non plus ? », du moins peut-on espérer qu'il incorporera les leçons de cette crise-ci et permettra de répondre à la prochaine de manière plus brillante. □

BIBLIOGRAPHIE

Barth, E., Bryson, A., Davis, J. C. & Freeman, R. (2016). It's Where You Work: Increases in the Dispersion of Earnings across Establishments and Individuals in the United States. *Journal of Labor Economics*, Special Issue dedicated to Edward Lazear [Internet], 34(S2), S67-S97.

Blanchard, O., Cerutti, E. & Summers, L. H. (2015). Inflation and activity-two explorations and their monetary policy implications. ECB forum on Central Banking, Sintra 21-23 mai 2015.

Blanchard, O. & Leigh, D. (2013). Growth forecasts and fiscal multipliers, *American Economic Review*, 103(3), 117-120

Almunia, M., Benetrix, A., Eichengreen, B., O'Rourke, K. H. & Rua, G. (2010). From Great Depression to Great Credit Crisis: similarities, differences and lessons. *Economic Policy*, 25(62), 219-265.

Piketty, T., Saez, E. & Zucman, G. (2016). Distributional National Accounts: Methods and Estimates for the United States. NBER Working Papers No. 22945.

Ramey, V. & Zubairy, S. (2014). Government Spending Multipliers in Good Times and in Bad: Evidence from US historical data. NBER working paper No. 20719.

Stagnation de la productivité en France : héritage de la crise ou ralentissement structurel ?

Stagnation of productivity in France: a legacy of the crisis or a structural slowdown?

Gilbert Cette*, Simon Corde** et Rémy Lecat**

Résumé – Le ralentissement de la productivité a été analysé soit comme un effet de la crise, lié aux conséquences du choc financier et de demande, soit comme un épuisement plus structurel. En France, sur données macroéconomiques et microéconomiques, nous identifions des ruptures à la baisse des tendances de la productivité du travail et de la productivité globale des facteurs dans les années 2000, plusieurs années avant la crise. Ces ruptures amènent ces tendances sur des rythmes historiquement faibles. Sur les données d'entreprises implantées en France, nous mettons en évidence que la productivité a accéléré à la frontière technologique, surtout sur la période récente, ce qui contredit l'hypothèse d'un épuisement de l'innovation. Les entreprises les plus productives une année donnée n'accroissent toutefois pas leur avantage relatif. La convergence de la productivité des entreprises ne paraît pas avoir ralenti dans les années 2000, ce qui ne confirme pas l'hypothèse d'une diminution de la diffusion de l'innovation. En revanche, la dispersion de la productivité entre firmes s'est accrue, ce qui suggère une augmentation des difficultés de réallocation des facteurs de production, travail et capital, entre firmes.

Abstract – The productivity slowdown has been analysed either as an effect of the crisis, resulting from the financial and demand shocks, or as a more structural decline. In France, using macroeconomic and microeconomic data, we identify downward breaks in the trends of labour productivity and total factor productivity in the 2000s, several years before the crisis. These breaks result in historically weak rhythms of the trends. Using data on firms located in France, we highlight that, at the technological frontier, productivity has accelerated, especially over the recent period, which contradicts the hypothesis of a decline in innovation. The most productive firms in a given year do not, however, improve their relative advantage. The convergence of firms' productivity does not seem to have slowed down in the 2000s, which does not confirm the hypothesis of a decrease in the dissemination of innovation. On the other hand, the dispersion of productivity between firms has increased, which suggests increasing difficulties in the reallocation of production factors, labour and capital, between firms.

Codes JEL / JEL Classification : E22, L11, O47

Mots-clés : productivité du travail, productivité globale des facteurs, tests de rupture, diffusion de l'innovation

Keywords: labour productivity, total factor productivity, tests for breaks, dissemination of innovation

Rappel :

Les jugements et opinions exprimés par les auteurs n'engagent qu'eux mêmes, et non les institutions auxquelles ils appartiennent, ni a fortiori l'Insee.

* Banque de France et Université Aix-Marseille, Aix-Marseille School of Economics (gilbert.cette@banque-france.fr).

** Banque de France (simon.corde@ensae-paristech.fr; remy.lecat@banque-france.fr).

Les opinions présentées dans cet article ne reflètent pas nécessairement celles de la Banque de France ou de l'Eurosystème. Nous remercions chaleureusement les participants du séminaire OCDE, de la conférence « Productivité : une énigme française ? » et notre discutant Giuseppe Nicoletti pour leurs remarques, Roxanne Tabouret pour son assistance de recherche, Sébastien Roux pour ses conseils méthodologiques, ainsi que les référés anonymes de la revue.

La productivité est la source principale des gains de PIB par habitant et donc de l'augmentation du niveau de vie moyen d'une population. Or la productivité a connu au début de la décennie 2000, c'est-à-dire avant la crise financière entamée en 2007-2008, un ralentissement dans toutes les principales économies les plus développées, parmi lesquels la France (voir à ce sujet Bergeaud et al., 2016). Un tel ralentissement porte les gains de productivité à des niveaux historiquement bas, comparés à ceux auxquels nous avait habitués la seconde révolution industrielle qui a bouleversé les modes de vie et de production au XX^e siècle. La troisième révolution industrielle, associée à la production et la diffusion des technologies de l'information et de la communication (TIC), a dynamisé la productivité dans quelques pays et sur de courtes périodes (par exemple aux États-Unis du milieu de la décennie 1990 au milieu de la décennie 2000). Elle n'a pas encore répondu aux plus fortes attentes que de nombreux intervenants plaçaient dans la « nouvelle économie ».

Cet épuisement apparent des gains de productivité a été largement commenté dans la littérature¹. Il amène certains économistes (par exemple Summers, 2014 et 2015 ; ou Gordon, 2016) à envisager le risque d'une *secular stagnation*, autrement dit d'une longue période de faible croissance². En fait, comme l'ont bien analysé Mokyr et al. (2015) dans un article récent déjà célèbre, une telle crainte a été récurrente depuis l'amorce des premières révolutions industrielles. D'autres économistes envisagent des bouleversements considérables dans les décennies à venir – par exemple Brynjolfsson et McAfee (2014) ou, dans la robotique, Pratt (2015) – qui vont aboutir à une nouvelle vague de croissance de la productivité (voir Cette, 2014 et 2015, pour une revue de littérature). La troisième révolution industrielle, associée aux TIC, aboutirait donc à deux vagues successives d'accélération de la productivité, la première ayant été clairement identifiée aux États-Unis et dans quelques autres pays sur la décennie 1995-2005, la seconde vague étant encore

devant nous. Un tel phénomène de double vague d'accélération de la productivité avait déjà été observé durant la première révolution industrielle associée, entre autres transformations, à l'invention et la diffusion du moteur à vapeur, une première vague s'étant produite de la fin du XVIII^e siècle à la première moitié du XIX^e, avec par exemple l'utilisation de cette source d'énergie dans l'industrie textile, et de la seconde moitié du XIX^e siècle au début du XX^e siècle avec le développement des transports ferroviaires. Autrement dit, et comme l'écrit Van Ark (2016), la pause actuelle dans les progrès de productivité induits par la troisième révolution industrielle caractériserait la transition entre la phase de création et d'installation des nouvelles technologies à la phase d'un véritable déploiement. Comme cela avait été le cas pour les précédentes révolutions technologiques, notamment l'électricité, cette phase de déploiement demanderait du temps car elle nécessite de profonds changements de nos institutions et de nos processus de production et de management, mais elle serait désormais proche. Mais pour certains économistes, comme par exemple Branstetter et Sichel (2017), les gains de productivité induits par les transformations associées à l'économie numérique pourraient être à la fois durables et de très grande ampleur.

L'objet du présent article n'est pas de répondre à toutes les questions ouvertes par le ralentissement universel de la productivité dans le monde développé depuis le début de la décennie 2000. Il est, dans le cadre bien délimité de l'économie française, tout d'abord de s'assurer d'un tel ralentissement et d'en rechercher quelques éléments d'explication. Pour cela, deux corps de données sont mobilisés : les données macroéconomiques et des données d'entreprises. Si ces deux corps de données seront utiles à caractériser les éventuelles inflexions de la productivité, seule la richesse du second nous permettra de confronter certaines lectures économiques de ce ralentissement aux observations empiriques. Deux indicateurs de productivité seront considérés sur les deux corps de données : la productivité du travail (PT) et la productivité globale des facteurs (PGF). On verra que les diagnostics de ralentissement de la productivité sont cohérents pour les deux indicateurs et les deux corps de données. Les données d'entreprises font par ailleurs apparaître que la dispersion de la productivité entre firmes s'est accrue, ce qui suggère une augmentation des difficultés de réallocation des facteurs de production, travail et capital (voir encadrés 1 et 2).

1. Pour une revue de littérature, voir par exemple Crafts & O'Rourke (2013), ou Bergeaud et al. (2016). Sur les seuls États-Unis, voir par exemple Byrne et al. (2013).

2. Cet épuisement apparent des gains de productivité a amené certains observateurs à suggérer que la mesure du PIB ignorerait une part croissante de l'activité liée à l'économie numérique et à l'économie collaborative. Des travaux récents sur la question (par exemple Byrne et al., 2016 ; ou Syverson, 2016) montrent cependant que, sur les États-Unis que, même sous des hypothèses extrêmes, la valorisation de nouvelles activités associées à l'économie numérique ne remettrait pas en cause le constat d'un fléchissement de la productivité au début de la décennie 2000, voire augmenterait l'ampleur de ce ralentissement.

ENCADRÉ 1 – Les indicateurs de productivité

L'objectif de l'étude consiste à identifier et estimer les dates potentielles de rupture de tendances structurelles de deux indicateurs de productivité : la productivité du travail (PT) et la productivité globale des facteurs (PGF). Ces deux indicateurs sont calculés sur chacune des deux bases de données mobilisées : les données macroéconomiques issues des comptes nationaux (Source Insee) et des données individuelles d'entreprises issues de bases de données construites à la Banque de France. Ces bases sont présentées dans l'encadré 2.

L'indicateur de productivité du travail (PT) rapporte le volume de l'output (Q) à la quantité de travail (T) : $PT = Q/T$. L'indicateur de productivité globale des facteurs (PGF) rapporte le volume de l'output (Q) à une moyenne géométrique (conformément à une fonction de Cobb-Douglas) des deux facteurs considérés, le capital (K) et le travail (T) : $PGF = Q/(K^\alpha T^{1-\alpha})$. On suppose des rendements constants des deux facteurs de production, ce qui correspond à la contrainte : $\alpha + \beta = 1$. La PGF se définit alors par la relation : $PGF = Q/(K^\alpha T^{1-\alpha})$. Sur les données macroéconomiques, ces deux indicateurs sont calculés au niveau global de l'ensemble de l'économie tandis qu'ils sont calculés pour chaque entreprise sur la base de données individuelles.

Le volume de l'output (Q) correspond au volume du PIB sur les données macroéconomiques et au volume de la valeur ajoutée produite sur les données individuelles d'entreprises. Sur ces dernières, ne disposant pas d'une mesure du prix de valeur ajoutée de chaque entreprise, le volume de la valeur ajoutée est calculé, pour chaque entreprise, en déflatant la valeur ajoutée de cette entreprise en valeur courante par un indice de prix par branche (niveau 40 de la nomenclature d'activités économiques française NAF rev 2) de la valeur ajoutée brute, cet indice de prix étant issu des comptes nationaux.

Sur les données macroéconomiques, l'évaluation du volume du capital productif fixe (K) reprend celle réalisée par Bergeaud et al. (2016). Elle est basée sur la méthode d'inventaire permanent en utilisant l'investissement comme flux d'entrée et le déclassement comme flux de sortie, ce dernier étant calculé avec un taux de dépréciation constant dans le temps. Deux types de capital productif sont distingués : le capital bâtiment et le capital matériel, pour lesquels les taux de dépréciation sont différents (respectivement 2.5 %, soit une durée de vie moyenne de 40 ans, et 10 %, soit une durée de vie moyenne de 10 ans). Sur les données d'entreprises, l'évaluation du volume du capital productif fixe (K) est également réalisée sur les deux produits, bâtiments et équipements. Pour chacun de ces deux produits, les comptes des entreprises fournissent une valeur du capital productif fixe immobilisé aux coûts historiques (c'est-à-dire à la valeur d'achat de chaque investissement composant ce capital). Pour passer à une mesure en volume, ces mesures aux coûts historiques sont déflatées par un indice de prix de l'investissement retardé de l'âge moyen de la composante du capital considérée. L'âge moyen de chacune des deux composantes du capital est évalué à partir de la proportion du capital amorti, reconstituée à partir des comptes

des entreprises. Enfin, sur les deux types de données, le capital intervenant dans le calcul de la PGF d'une année est celui immobilisé à la fin de l'année précédente.

Sur les données macroéconomiques, deux mesures alternatives du travail (T) sont mobilisées : le nombre moyen d'employés (N) ou le nombre moyen d'heures travaillées (L) qui est égal au produit du nombre d'employés (N) et du nombre annuel moyen d'heures travaillées par employé (H) : $L = N.H$. Nous construisons ainsi sur ces données deux mesures de chacun des deux indicateurs de productivité : la productivité du travail horaire (PTL) et par employé (PTN) et la PGF horaire (PGFL) et par employé (PGFM). Sur les données d'entreprises, nous ne disposons pas de mesure de la durée du travail des employés (H). Nous construisons ainsi sur ces données une seule mesure de chacun des deux indicateurs de productivité : la PT par employé (PTN) et la PGF par employé (PGFM). Sur les quatre décennies s'étendant de 1974 à 2015, le nombre annuel moyen d'heures travaillées par employé a baissé en France de 22 %, avec des sous périodes de baisses plus rapides que d'autres (par exemple les trois premières décennies comparées à la dernière). De ce fait, les indicateurs horaires et par employé peuvent connaître des évolutions contrastées. La littérature empirique sur données macroéconomiques privilégie généralement des indicateurs de productivité horaire (cf. par exemple Bergeaud et al., 2016). Mais, afin de comparer les évolutions caractérisées sur données macroéconomiques à celles caractérisées sur données d'entreprises pour lesquelles nous ne disposons pas d'information sur la durée du travail, les deux mesures sont donc considérées sur données macroéconomiques.

La valeur du coefficient de pondération (α) intervenant dans le calcul de la PGF prend, sur les données macroéconomiques, une valeur fixe de 0.3 ($\alpha = 0.3$), comme dans Bergeaud et al. (2016) qui montrent que les résultats (en termes de rythme de croissance la PGF et de datation de ses ruptures) sont robustes au choix d'autres valeurs envisageables ($\alpha = 0.25$ ou $\alpha = 0.35$). Sur les données d'entreprises, la valeur moyenne de la part de la rémunération du capital dans la valeur ajoutée est de 30 %. Nous avons retenu pour ce paramètre une valeur spécifique pour chaque secteur (au niveau d'une nomenclature en 40 secteurs) et égale à la moyenne observée sur la base de données individuelles mobilisée. Les valeurs retenues varient ainsi de 0.168 dans le secteur Hébergement médico-social (QB) à 0.622 dans le secteur Production et distribution d'électricité, de gaz, de vapeur et d'air conditionné (DZ) ; la moyenne sur l'ensemble des secteurs est de 0.303.

Enfin, pour caractériser les ruptures de productivité à partir d'une approche économétrique, il est utile de s'efforcer de neutraliser les effets de variations conjoncturelles courtes. Pour cela, nous utilisons sur données macroéconomiques un indicateur de taux d'utilisation des capacités de production dans l'industrie (TUC, source Insee) et sur données individuelles d'entreprise de variation du logarithme du chiffre d'affaires (CA, source Fiben, Fichier bancaire des entreprises, gérée par la Banque de France).

Les ruptures de tendances de la productivité

Sur données macroéconomiques, des ruptures de tendances à la baisse au début des années 1990 et 2000

Sur la période 1976-2015, postérieure au premier choc pétrolier, l'évolution de la productivité globale des facteurs horaire (PGFL) connaît

deux ruptures³ significatives à la baisse, la première au début des années 1980, la croissance annuelle de PGFL passant de 2.1 % à 1.5 %, puis au début de la décennie 2000, la croissance de PGFL devenant nulle (figure 1-A). L'évolution de la productivité du travail horaire (PTL) connaît trois ruptures à la baisse à des dates presque identiques aux deux ruptures

3. L'encadré 3 détaille la méthodologie de détection des ruptures de tendance.

ENCADRÉ 2 – Les bases de données mobilisées

Deux bases de données sont mobilisées : les données macroéconomiques et des données individuelles d'entreprises issues de bases de données construites à la Banque de France.

Les données macroéconomiques mobilisées sont directement issues des comptes nationaux base 2010, compte provisoire 2015 (source Insee), à l'exception des séries de capital productif fixe (*K*) indispensables au calcul de la PGF. Les séries de capital (*K*) sont reprises de Bergeaud et al. (2016) qui les ont construites par la méthode de l'inventaire permanent à partir des données d'investissement macroéconomiques (source Insee), voir aussi encadré 1. Ces séries sont disponibles sur www.longtermproductivity.com

Les données individuelles d'entreprises mobilisées sont issues de la base de données Fiben (Fichier bancaire des entreprises) gérée par la Banque de France. Fiben est une très large base de données regroupant les données comptables (correspondant aux déclarations fiscales) de toutes les entreprises (France métropolitaine et DOM) dont le chiffre d'affaires dépasse 750 000 euros par an ou bénéficiant d'un crédit supérieur à 380 000 euros. Cette base est donc moins exhaustive que les bases Ficus-Fare de l'Insee mais elle se concentre sur les entreprises constituant l'essentiel de la valeur ajoutée et des effectifs du secteur privé (secteurs marchands à l'exception du secteur financier) et dont les données comptables sont de meilleure qualité. La base Fiben a vu sa couverture augmenter au cours de la période considérée sous l'effet de différents facteurs, en raison principalement de la fixation de seuils en termes nominaux et non réels. Les entreprises présentes dans cette base correspondent à l'unité légale, et à une définition juridique de l'entreprise. La base Fiben couvre 84 % de l'emploi des entreprises présentes dans les BIC-BRN en 2004, les entreprises de moins de 20 salariés étant moins bien couvertes que les autres (54 % de l'emploi).

Un nettoyage de cette base a été réalisé afin d'éviter la présence de données aberrantes. Pour les calculs des indicateurs de productivité globale des facteurs et de productivité du travail, nous appliquons une méthode fondée sur le principe « d'outliers » développé par John Tukey (Kremp, 1995), consistant à supprimer les valeurs situées au-delà du quartile 1 (et 3) moins (et plus) trois fois l'écart interquartile. On effectue le traitement des observations aberrantes d'abord pour la variable prise en logarithme puis pour la variable prise en taux de croissance.

À partir de Fiben ainsi nettoyée, nous disposons d'un échantillon non cylindré comportant entre 59 767 et 130 750 entreprises par année sur la période d'étude pour étudier l'évolution de la productivité du travail (PTN) (11 428 entreprises sur l'échantillon cylindré et la période 1992-2014) et entre 42 241 et 109 579 entreprises pour étudier l'évolution de la PGFN (7 857 entreprises sur l'échantillon cylindré et la période 1993-2014, sachant que pour obtenir un échantillon de taille significative sur le panel cylindré, la période d'étude débute un an plus tard pour la PGFN). L'écart du nombre d'entreprises disponibles s'explique par le fait que la construction de l'indicateur de PGF requiert davantage d'informations comptables que l'indicateur PT. Les deux indicateurs sont calculés par entreprise et par année (cf. encadré 1).

La problématique de la convergence de la productivité des plus petites entreprises n'est pas traitée et les différents indicateurs utilisés sont adaptés à cette limitation (par exemple l'utilisation d'indicateurs médians plutôt que de moyennes). Les indicateurs mobilisés dans la présente étude sont toujours des indicateurs médians sur le champ considéré : secteur, taille, secteur x taille, les 5 % d'entreprises les plus productives pour caractériser la frontière technologique ou les 95 % d'entreprises restantes pour caractériser les autres... Ce choix permet aux indicateurs de ne pas être influencés par de possibles valeurs extrêmes voire aberrantes souvent observées sur données individuelles.

Afin de caractériser la possible hétérogénéité des dates de rupture, nous avons distingué six secteurs d'activité (agriculture et sylviculture, industries manufacturières, construction, commerce, transport et autres services, les regroupements étant effectués sur la base de la NAF rev 2) et trois classes de taille des entreprises, en moyenne sur leur période de présence au sein de la base (taille 1 : effectifs inférieurs à 50 employés, taille 2 : effectifs allant de 50 à 249 employés, taille 3 : effectifs de 250 employés ou plus). La taille 1 représente 87 % des entreprises des deux échantillons, la taille 2 près de 11 %, la taille 3 un peu plus de 2 %.

La frontière de la productivité est définie comme la valeur médiane des 5 % d'entreprises les plus productives. Pour caractériser les phénomènes de rattrapage de cette frontière, la valeur médiane des 95 % d'entreprises les moins productives est comparée à la valeur médiane des 5 % d'entreprises les plus productives.

identifiées sur la PGFL, au début des années 1980, la croissance annuelle de PTL passant de 3.9 % à 2.4 %, puis au début des années 1990, la croissance de PTL passant à 1.9 % et enfin au début de la décennie 2000, la croissance de PTL passant alors à 0.5 % (figure I-C)⁴. Ces dates de rupture diffèrent un peu de celles détectées dans de précédentes études, par exemple Bergeaud et al. (2016), pour deux raisons. Tout d'abord, les données sont ici actualisées par rapport à cette précédente étude. Ensuite, parce que l'estimation sous-jacente à la détection des ruptures prend ici en compte la situation conjoncturelle et son possible impact sur l'évolution de la productivité, via l'indicateur de taux d'utilisation des capacités de production (TUC). Mais le diagnostic global est bien le même et peut être résumé par deux principaux aspects : (i) un ralentissement progressif de la productivité s'observe sur la période et (ii) un ralentissement se produit au début des années 2000, avant la crise de 2008.

Le premier fléchissement (au début des années 1980) des deux indicateurs de productivité horaire s'observe également dans de très nombreux pays développés (cf. Bergeaud et al., 2016, pour une synthèse) et peut s'expliquer par différents facteurs, comme par exemple le

second choc pétrolier mais aussi le début du déploiement de politiques visant à renforcer le contenu en emploi de la croissance, comme par exemple un abaissement du coût du travail des travailleurs les moins qualifiés. Le second fléchissement, dans la première moitié des années 1990 (sauf pour PGFL) s'observe également dans de très nombreux pays, à l'exception notable des États-Unis. Il peut également être associé dans ces pays au renforcement de politiques de modération du coût du travail, souvent via des abaissements de contributions sociales ciblées sur les bas salaires et donc sur les travailleurs les moins qualifiés. Aux États-Unis, une rupture de croissance de la productivité est également observée au début des années 1990, mais à la hausse, ce qui singularise ce pays. Cette accélération, qui a fait l'objet de très nombreuses analyses (cf. par exemple Jorgenson, 2001), est généralement associée à la production et à la diffusion rapide des technologies de l'information et de la communication (TIC). Comme cela a été montré ensuite dans de très nombreuses analyses (par exemple Van Ark et al., 2008 ; ou Timmer et al., 2011), l'écart de diffusion des TIC serait l'un des facteurs essentiels expliquant le contraste entre les États-Unis et les autres pays concernant la dynamique de la productivité, cette diffusion étant beaucoup plus forte et rapide aux États-Unis qu'ailleurs. Enfin, le dernier fléchissement des deux indicateurs, au début de la décennie 2000, est observé

4. L'annexe 1 présente des tests de robustesse par rapport à ces tests de rupture.

ENCADRÉ 3 – La détection des ruptures de productivité

La détection des ruptures de productivité est réalisée avec la même méthodologie sur données macroéconomiques et sur les données individuelles. Sur ces dernières, la détection des ruptures est faite sur les médianes par année des indicateurs considérés.

Pour chaque indicateur de productivité considéré (Y), les tendances de la productivité sont définies sur le logarithme de l'indicateur ($y = \text{Log}(Y)$) :

$$y_t = \alpha + \sum_{k=0}^m \beta_k \cdot (t - T_k) \cdot \mathbb{I}(t \geq T_k) + \gamma \cdot \text{TUC}_t + u_t.$$

Avec y , le logarithme de la productivité ; m le nombre de ruptures ; $\{T_1, T_2, \dots, T_m\}$ les dates des ruptures ; $\mathbb{I}$ une fonction indicatrice telle que $\mathbb{I} = 1$ si $t \geq T_k$ et $\mathbb{I} = 0$ sinon ; $\beta = \{\beta_1, \dots, \beta_m\}$ la différence de la tendance de la croissance de la productivité entre deux périodes consécutives ; TUC le taux d'utilisation des capacités de production, et u_t le terme d'erreur.

Nous testons d'abord l'hypothèse de stationnarité, (i.e. $m = 0$), qui voudrait dire que la productivité a une tendance constante sur toute la période. Si la stationnarité

est rejetée, on peut exclure la présence d'une tendance unique. On ne peut néanmoins conclure à la présence d'une tendance stochastique car le test de racine unitaire est biaisé en cas de changement structurel dans la tendance (Perron, 2006). Le test de Bai et Perron (1998) détermine si la série suit le modèle ci-dessus, avec des tendances linéaires par morceau, un régresseur linéaire et des erreurs $I(0)$. Les valeurs de m et les dates de ruptures $\{T_1, T_2, \dots, T_m\}$ doivent être déterminées. Trois tests (ADF, Phillips-Perron et KPSS) nous conduisent au rejet de la stationnarité des séries de productivité du travail et de PGF (prises en log) par rapport à une tendance temporelle.

Bai & Perron (1998) ont développé une méthodologie pour calculer simultanément le nombre de ruptures, leurs dates et les tendances (sur les méthodologies de ruptures de tendance, voir Eksi, 2009, et Aue & Horvath, 2013). L'idée principale est d'estimer $\{\beta_0, \dots, \beta_m\}$ pour chaque partition $\tau = \{T_1, T_2, \dots, T_m\}$ en minimisant la somme des carrés des résidus. Ensuite, une valeur appropriée de τ est choisie à l'aide de la statistique $\sup F(\tau + 1 | \tau)$, avec F , statistique de Fisher.

dans la presque totalité des pays développés, y compris les États-Unis. Ce ralentissement n'a pas encore reçu d'explication consensuelle.

L'analyse des évolutions de la productivité qui est proposée dans la section suivante porte sur des indicateurs par employé – et non horaire du fait de l'absence d'information concernant la durée moyenne du travail sur les données individuelles d'entreprises mobilisées. Aussi, il est utile à ce stade de caractériser également les évolutions de la productivité au niveau macroéconomique sur des indicateurs par employé, et non seulement horaire comme cela vient d'être fait. Les écarts d'évolution entre les indicateurs horaires et les indicateurs par employé seront évidemment liés aux changements de la durée annuelle moyenne du travail sur la période, cette durée annuelle ayant connu une forte baisse à des rythmes cependant très variés selon les sous-périodes. Ainsi, sur la période ici étudiée, la durée annuelle moyenne du travail des employés a diminué à un rythme d'environ – 1.6 % de 1976 à 1982, de – 0.5 % de 1982 à 1993, de – 1.0 % de 1993 à 2003 et est demeurée stable ensuite⁵. Il apparaît que la prise en compte ou non de la durée du travail ne modifie que le positionnement et l'ampleur de certains fléchissements de la productivité, sans remettre en cause le diagnostic d'un ralentissement, en particulier au début de la décennie 2000.

Les deux indicateurs de productivité par employé ont, comme la productivité du travail horaire, connu trois ruptures sur la période étudiée, et approximativement aux mêmes dates (figure I-B et D). Mais, concernant la PGF, l'indicateur PGFN connaît une première rupture à la hausse au début de la décennie 1980, sa croissance annuelle moyenne passant de 0.8 % à 1.3 %. La rupture du début des années 1990 est à la baisse et ramène le taux de croissance annuel moyen de PGFN à 0.9 %. Enfin, la rupture du début de la décennie 2000 est également à la baisse et aboutit à une quasi stabilité de PGFN sur les années suivantes, le taux de croissance annuel moyen de cet indicateur devenant alors 0.1 %, très proche de celui de PGFL, ce qui est assez logique, la durée annuelle moyenne du travail des employés demeurant stabilisée. Concernant la productivité du travail, l'indicateur PTN connaît une légère accélération, non significative, au début des années 1980, son taux de croissance annuel moyen passant de

2.0 % à 2.1 %, puis un fléchissement important et significatif au début des années 1990, son taux de croissance passant à 1.2 %, et enfin un deuxième au début de la décennie 2000, son taux de croissance passant à 0.5 %, comme celui de l'indicateur horaire (PTL) du fait de la stabilisation sur cette dernière sous-période de la durée annuelle moyenne du travail des employés.

Pour la comparaison avec les évolutions de la productivité observées sur données individuelles d'entreprises à partir du début de la décennie 1990, les deux résultats importants dégagés sur les données macro-économiques sont les suivants :

- La plupart des indicateurs de productivité (horaire et par employé, productivité du travail et PGF) connaissent un double fléchissement significatif à la baisse, le premier au début de la décennie 1990 et le second au début de la décennie 2000, avant la crise de 2008. La première rupture est moins forte que la seconde et résulte au moins en partie des politiques d'enrichissement de la croissance en emploi (allègement de contributions sociales employeurs notamment), et a pu être atténuée par l'effet du choc technologique positif lié au TIC.

- Sur la dernière sous-période, c'est-à-dire depuis le début des années 2000, la progression de la productivité est historiquement très faible. La croissance annuelle moyenne des deux indicateurs de PGF serait presque nulle (0.1 %), tandis que celle des deux indicateurs de productivité du travail ne serait que d'environ 0.5 % par an.

Sur données d'entreprises, des ruptures à la baisse dans les années 2000 pour la plupart des secteurs et taille d'entreprises

Les évolutions de la productivité sont caractérisées sur données d'entreprises à partir de la médiane des indicateurs de PGF par employé (PGFN) et de productivité du travail par employé (PTN) calculée sur différents champs : l'ensemble de l'économie marchande, trois tailles d'entreprises (taille 1, moins de 50 salariés ; taille 2, de 50 à moins de 250 salariés ; taille 3, 250 salariés et plus⁶), six secteurs d'activité (agriculture, industrie, construction, commerce, transports, autres services) et le croisement des trois tailles et de ces

5. Sur la période étudiée, ces évolutions de la durée du travail ont pu être influencées par la baisse de la durée hebdomadaire légale, de 40 heures à 39 heures en 1982 et de 39 à 35 heures en 1998-2000, ainsi que par la généralisation de la 5^e semaine de congés payés en 1982.

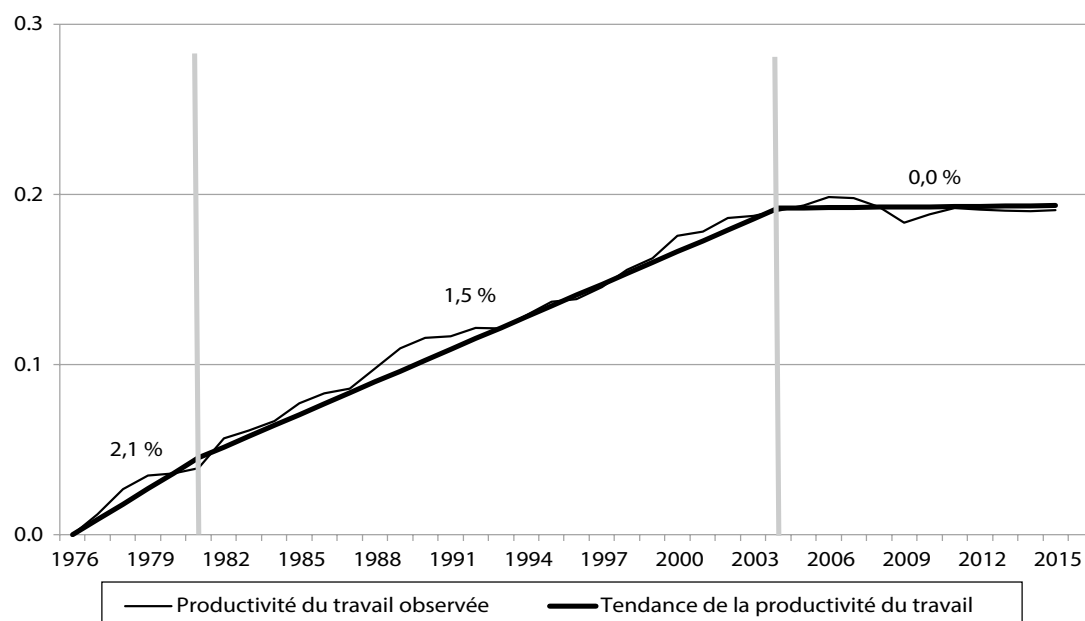
6. Ces seuils ont été choisis à la fois en raison de l'existence de seuils légaux majeurs pour ces effectifs et/ou en raison de l'existence de ce critère de taille dans la définition des catégories d'entreprises au sens de la Loi de modernisation de l'économie (LME).

Figure I

Tendance des différents indicateurs de productivité sur données macro-économiques

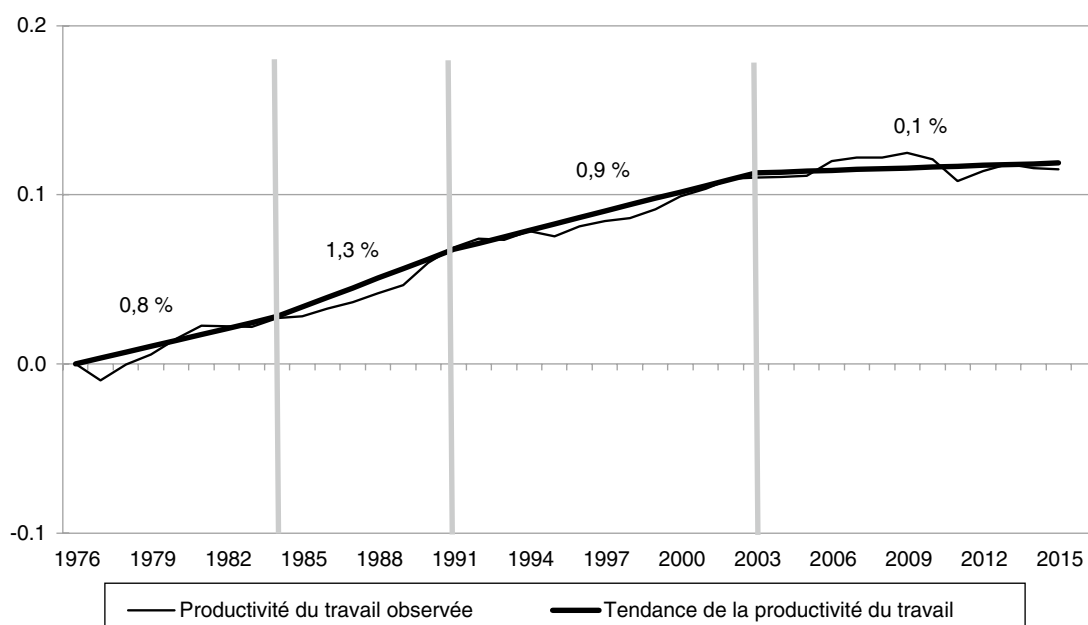
A – Productivité globale horaire des facteurs (PGFL)

en log, base 0 en 1976, taux de croissance annuel moyen tendanciel en % (méthode Bai et Perron avec TUC)



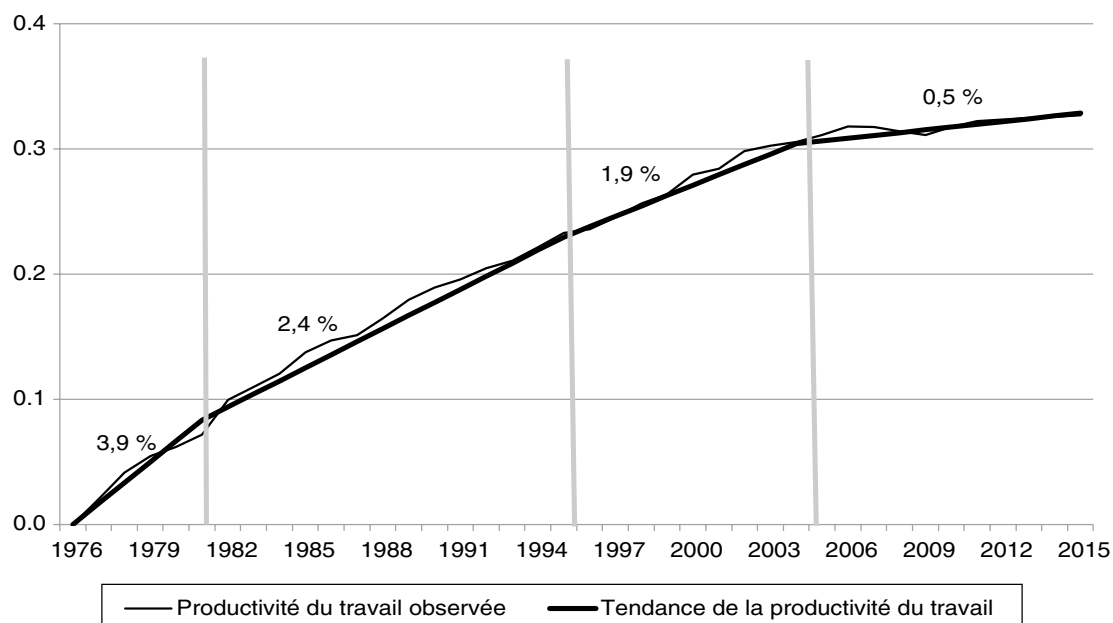
B – Productivité globale par employé des facteurs (PGFN)

en log, base 0 en 1976, taux de croissance annuel moyen tendanciel en % (méthode Bai et Perron avec TUC)



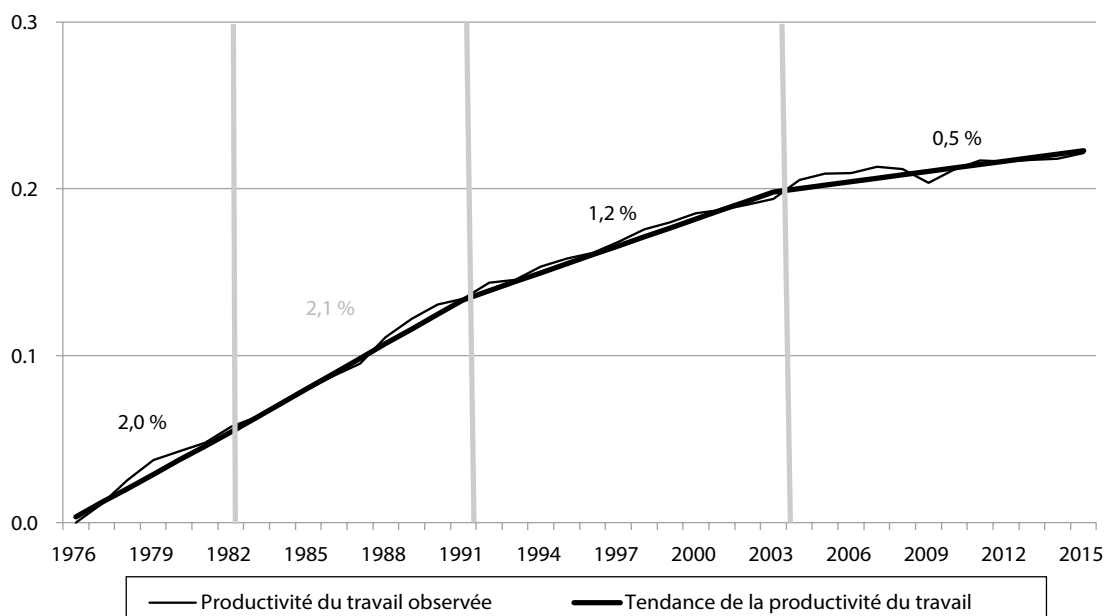
C – Productivité du travail horaire (PTL)

en log, base 0 en 1976, taux de croissance annuel moyen tendanciel en % (méthode Bai et Perron avec TUC)



D – Productivité du travail par employé (PTN)

en log, base 0 en 1976, taux de croissance annuel moyen tendanciel en % (méthode Bai et Perron avec TUC)



Lecture : les barres verticales indiquent les ruptures de croissance de la productivité, déterminées sur la base de la méthode Bai et Perron (1998) avec les taux d'utilisation des capacités de production comme contrôle du cycle (cf. encadré 3). Les nombres apparaissant au-dessus de la courbe sur chaque sous-période correspondent aux taux de croissance annuel moyen estimés de l'indicateur sur la sous-période correspondante ; ils sont grisés si ces tendances sont non significativement différentes de la précédente (ce qui n'est le cas que de la rupture en 1982 dans le graphique-D).
Champ : ensemble de l'économie.

Source : Comptes nationaux, 2015 provisoire, base 2010, Insee ; estimations des auteurs.

six secteurs. Comme sur les données macroéconomiques, les ruptures de productivité sont caractérisées pour chaque indicateur et sur chacun des différents champs d'entreprises considérés par la méthode de Bai et Perron (1998). Les effets de variations conjoncturelles courtes sont neutralisés en intégrant comme variable explicative dans la régression la variation du logarithme du chiffre d'affaires (*CA*).

Les données d'entreprises ne portent que sur le secteur marchand tandis que les données macroéconomiques intègrent également le secteur non marchand. Pour cette raison parmi d'autres, les inflexions des indicateurs de productivité caractérisées sur ces deux types de données peuvent différer. Enfin, il faut souligner que comme la taille 1 (moins de 50 salariés) représente environ 90 % des entreprises de notre base, les évolutions des médianes de nos indicateurs de productivité sont, sur l'ensemble de l'économie ou sur chaque secteur, assez proches sur l'ensemble du champ ou sur la seule taille 1.

Sur l'ensemble des données, les deux indicateurs de PGF par employé (*PGFN*) et de productivité du travail par employé (*PTN*) connaissent trois ruptures significatives : au milieu des années 1990, au début de la décennie 2000 et au moment de la crise, en 2008 (tableau 1). La première rupture du milieu des années 1990 traduit une forte accélération de la productivité, qui correspond à la reprise de l'activité économique après la récession de 1993. Cette reprise cyclique n'est ainsi que partiellement capturée par l'indicateur de variation du chiffre d'affaires. La seconde rupture du début des années 2000 correspond à un fort ralentissement de la productivité, comme sur les données macroéconomiques. Enfin, la troisième rupture, contemporaine au début de la crise, en 2008, correspond également à un ralentissement de la productivité dont la croissance annuelle moyenne devient alors inférieure à celle observée sur les autres précédentes sous-périodes. Cette dernière rupture est souvent non significative d'un point de vue statistique.

Les inflexions de la productivité sont semblables, pour chacun des deux indicateurs considérés, sur les seules entreprises de la taille 1 à celles qui viennent d'être commentées sur l'ensemble des trois tailles. Pour l'indicateur de PGF par employé (*PGFN*), elles sont également semblables sur les deux sous-ensembles de tailles plus grandes, les tailles 2 et 3. Pour l'indicateur de productivité par employé (*PTN*), le nombre de rupture est plus faible : deux pour

la taille 2, à la fin des années 1990 et en 2008, et une seule en 2008 pour la taille 3. Mais ces ruptures traduisent alors un fléchissement de la productivité dont la croissance annuelle moyenne à partir de 2008 devient également inférieure ou égale à celle observée sur les précédentes sous-périodes.

Sur l'ensemble de chacun de quatre des six secteurs considérés – l'agriculture, l'industrie, la construction et les transports – les deux indicateurs de productivité connaissent également des inflexions à la baisse comme sur l'ensemble des secteurs, après parfois une accélération, mais soit uniquement au début des années 2000 (ou à la toute fin de la décennie 1990), soit en 2008, soit à ces deux dates. Dans les autres services, une inflexion à la baisse est également observée en 2008 pour l'indicateur de PGF (*PGFN*). Des inflexions du même type sont généralement observées dans ces activités sur chacune des trois tailles d'entreprises. Seuls deux secteurs parmi les six considérés font exception à cela : le commerce et, pour le seul indicateur de productivité par employé (*PTN*), les autres services. Dans ces deux activités, la productivité accélère à au moins l'une de ces deux dates et le taux de croissance observé en fin de période est équivalent ou supérieur à celui observé en moyenne sur les sous-périodes précédentes. Ce comportement plus atypique est le fait des seules entreprises de petite taille dans le commerce et s'observe sur les trois tailles d'entreprise concernant la productivité du travail dans les autres services.

Le résultat important dégagé sur les données d'entreprise est que, sauf quelques rares exceptions comme le secteur du commerce et, pour le seul indicateur de productivité du travail, dans les autres services, les deux indicateurs de productivité connaissent un fléchissement, tant sur l'ensemble des activités que dans chacun des secteurs, au début de la décennie 2000 ou en 2008 ou encore à ces deux dates. Ce fléchissement porte la croissance de la productivité en fin de période à des niveaux équivalents ou inférieurs à ceux observés en moyenne sur les sous-périodes précédentes. De telles évolutions sont généralement observées sur chacune des trois tailles d'entreprises considérées. Les données d'entreprises confirment donc de façon presque générale le constat dégagé sur données macroéconomiques d'un ralentissement de la productivité après le début de la décennie 2000. La différence notable est que le moment de ce ralentissement n'y apparaît pas nécessairement uniquement au début des années 2000, mais aussi, ou parfois seulement, à partir de 2008.

Tableau 1
Tendance des différents indicateurs de productivité sur données d'entreprises non cylindrées – taux de croissance annuel moyen en %
 A – Productivité globale des facteurs par employé (PGFN)

	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
Agriculture	taille 1								2.3													- 0.2		
	taille 2			1.9						0.7							5.6		2.5			- 2.7		
	taille 3						2.4																	
Industrie	toutes tailles								2.3													- 0.1		
	taille 1			0.9				4.0							2.9							0.5		
	taille 2			0.9							3.0											0.5		
	taille 3			1.7							2.8											0.6		
	toutes tailles			1.3							3.4											0.4		
Construction	taille 1			0.1					3.1							- 3.5						- 2.8		
	taille 2			- 0.8				3.5							- 2.0							- 3.7		
	taille 3						1.0									- 3.0						- 2.4		
Commerce	toutes tailles			0.1					3.1							- 3.4						- 2.8		
	taille 1			0.6					3.0							0.0						1.5		
	taille 2			0.6					1.5							- 0.5						- 0.5		
	taille 3				1.3									0.2								- 0.7		
Transports	toutes tailles			0.6					2.8						0.0							1.1		
	taille 1				5.5											0.9								
	taille 2				5.4										1.2									
	taille 3				5.7							2.5										- 0.8		
Autres Services	toutes tailles				5.6											1.0								
	taille 1				- 0.5						- 0.6					0.2						- 0.4		
	taille 2			- 1.3				- 0.6						0.0								- 0.8		
	taille 3							- 0.5									- 2.5					- 2.3		
Tous secteurs	toutes tailles				- 0.5						- 0.5					0.2						- 0.5		
	taille 1			- 0.1				3.8							0.7							- 0.1		
	taille 2			0.2					2.6							0.7						- 0.4		
	taille 3			0.6						2.7						0.6						- 0.5		
Données macroéconomiques	toutes tailles			0.0				3.7							0.8							- 0.2		
				0.4					0.9							0.1						- 0.1		

B – Productivité du travail par employé (PGFN)

	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2014
Agriculture	taille 1								4.3	1.2													1.4		
	taille 2			4.4															7.0				-1.4		
	taille 3				1.1										4.1								-0.7		
	toutes tailles								4.2														1.6		
Industrie	taille 1				2.2									3.8									1.6		
	taille 2					2.8									3.8								1.9		
	taille 3						3.4									3.9							1.3		
	toutes tailles				2.3									3.8									1.7		
Construction	taille 1			-0.4					3.0							-2.4							-2.2		
	taille 2			0.6					1.7							-1.8							-2.3		
	taille 3				1.4									-1.2									-2.9		
	toutes tailles			-0.3					2.9							-2.4							-2.3		
Commerce	taille 1			0.1					2.8							0.9							1.8		
	taille 2				1.1					0.9							0.9						0.6		
	taille 3			1.3					1.1							0.8							0.8		
	toutes tailles			0.2					2.6							0.9							1.8		
Transports	taille 1						2.2												0.7						
	taille 2			3.1					0.5								0.6						1.3		
	taille 3				3.9					-0.6									1.5						
	toutes tailles					2.5													0.7						
Autres services	taille 1			-1.1					-0.4							0.3							0.5		
	taille 2				-0.9									-1.5									-0.4		
	taille 3					-0.1													0.3						
	toutes tailles			-0.8					-0.5							0.2							0.4		
Tous secteurs	taille 1			0.9					3.0							1.0							0.9		
	taille 2				1.9									1.3									0.3		
	taille 3								2.1														0.0		
	toutes tailles				1.1				2.8							1.0							0.9		
Données macroéconomiques			1.4						1.1								0.7						0.2		

Lecture : pour la taille 1, dans l'agriculture, la tendance de la productivité du travail par employé est de 4.3 % par an de 1990 à 2008, puis de 1.4 % de 2009 à 2014. Les ruptures de croissance de la productivité sont déterminées sur la base de la méthode Bai et Perron (1998) avec le chiffre d'affaires comme contrôle du cycle (cf. encadré 3). Les nombres correspondent aux taux de croissance annuel moyen estimés de l'indicateur sur la sous-période correspondante ; ils sont grisés si ces tendances sont non significativement différentes de la précédente (ou tendance non significativement différente de 0 pour la tendance immédiatement après 1990). Les tests sur données macroéconomiques diffèrent de ceux présentés dans la figure 1 car la période d'estimation est plus courte par cohérence avec les données d'entreprises.

Champ : ensemble de l'économie marchande à l'exception du secteur financier. France métropolitaine et DOM.

Source : base de données des auteurs à partir de Fibern, Banque de France ; échantillon non cylindré ; estimations des auteurs.

À la recherche de causes du ralentissement de la productivité française au travers des données d'entreprises

Quelques interprétations du ralentissement de la productivité

La productivité a donc connu une rupture à la baisse avant la crise financière, généralisée entre les secteurs et les tailles et sa croissance est particulièrement faible dans la période actuelle. Plusieurs explications ont été avancées pour expliquer ce ralentissement, qui touche la plupart des pays avancés (Bergeaud et al., 2016), et les données d'entreprises permettront d'apporter un éclairage sur plusieurs d'entre elles.

- Un essoufflement de la contribution du progrès technologique à la croissance de la productivité (Gordon, 2012, 2013, 2014 et 2016) : la vague de progrès technologique actuelle ne serait pas à la mesure de celle que le monde a connue à la suite de la deuxième révolution industrielle et qui a alimenté la croissance, directement ou au travers du rattrapage des États-Unis, jusque dans les années 1970 (voir Cette, 2014 et 2015, pour une synthèse de ce débat). Dans cette hypothèse, la productivité des entreprises à la frontière devrait alors ralentir.

- Un ralentissement de la diffusion des technologies entre les entreprises à la frontière et les autres, en raison de l'importance croissante des « connaissances tacites », liée à l'augmentation de la complexité des technologies avec le temps (Andrews et al., 2015) : la convergence du niveau de productivité des entreprises les moins productives vers le niveau des plus productives devrait alors ralentir.

- Des phénomènes de « *winner-takes-all* » liés aux caractéristiques des TIC (fortes économies d'échelle, liées notamment aux effets de réseau ; biens non rivaux, dont le coût de production marginale est nul) : dans ce cas, la productivité des entreprises les plus productives devrait fortement accélérer relativement aux entreprises les moins productives. Ces évolutions ont un impact ambigu sur la productivité agrégée, dans la mesure où elles expliquent plutôt une divergence croissante qu'un ralentissement global. On peut noter qu'elles conduisent néanmoins à des situations de monopole qui affaiblissent la concurrence et en conséquence à terme défavorables à la croissance de la productivité.

- Une réallocation insuffisamment performante face à des chocs nécessitant des réallocations sectorielles/géographiques importantes des facteurs de production. Il peut s'agir de chocs technologiques, comme celui des TIC, de chocs sur la spécialisation industrielle avec la mondialisation, ou de chocs liés à la crise financière ou au dégonflement de la bulle immobilière, qui a eu un impact significatif sur la construction en France. Berthou (2016) a montré que l'efficacité allocative de la main d'œuvre aurait été particulièrement faible en France après la crise. Fontagné et Santoni (2015) expliquent les différences d'efficacité allocative par les économies d'agglomération, l'efficacité allocative étant meilleure dans les zones les plus denses. Dans ce cas, la dispersion de la productivité augmente et la productivité des entreprises survivantes ralentit.

Des arguments plus spécifiques au cas français ont été évoqués. Askenazy et Erhel (2015) ont ainsi mis en évidence le rôle du marché du travail : l'assouplissement jurisprudentiel du recours aux contrats à durée déterminée (CDD) et l'auto-entrepreneuriat ont ainsi contribué à développer des emplois à faible productivité, tandis que les réductions de charges ont incité les entreprises à garder leur main-d'œuvre peu qualifiée, même dans la période de crise.

En France, sur données d'entreprises issues également de la base Fiben, Chevalier et al. (2008) ont examiné spécifiquement la convergence de la productivité jusqu'au début des années 2000. Ils ont mis en évidence un ralentissement de la convergence de la productivité des entreprises du milieu des années 1990 au début des années 2000 qui serait lié à une accélération de la productivité des entreprises les plus productives. Cette accélération relative était expliquée par trois facteurs :

- Les technologies de l'information et de la communication (TIC) ont particulièrement bénéficié aux entreprises déjà les plus productives, disposant d'une main d'œuvre bien formée capable d'en tirer pleinement partie.

- Le développement des échanges extérieurs avec la mondialisation a bénéficié aux entreprises les plus productives car elles ont les seules à pouvoir financer les coûts fixes nécessaires pour entrer sur un marché étranger (Bernard & Jensen, 1999).

- En faisant baisser le niveau moyen de rentabilité, le renforcement de la concurrence lié aux déréglementations des années 1990 a pu conduire les entreprises les plus productives à chercher à échapper à la concurrence « *neck-and-neck* », tandis qu'elle a pu décourager les entreprises les

moins productives de rattraper le niveau moyen de productivité (Aghion et al., 2005).

L'évolution de la productivité à la frontière : augmentation de la dispersion entre les firmes les plus productives et les autres

Un essoufflement du progrès technique supposerait un ralentissement de la productivité à la frontière de production, tandis qu'un mécanisme de « *winner-takes-all* » amènerait au contraire une accélération de la productivité à la frontière. Néanmoins, dans ce dernier cas, les entreprises à la frontière une année donnée devraient accentuer leur avance.

Pour départager ces deux explications, nous allons donc examiner l'évolution de la productivité des entreprises à la frontière sous deux angles. Dans un premier temps, nous suivons la productivité des entreprises qui étaient les plus productives à une date donnée, en conservant cet échantillon par la suite, même s'il ne constitue plus nécessairement la frontière de productivité les années suivantes. Dans un deuxième temps, nous suivons la productivité des entreprises les plus productives chaque année, ces entreprises pouvant être différentes d'une année sur l'autre. Dans les deux cas, nous retenons les entreprises dans les 5 % les plus productives mais les résultats ne sont pas qualitativement différents pour les 2 % ou les 10 % les plus productives.

Avec la figure II, nous constatons, dans un premier temps, que la productivité médiane des entreprises les plus productives à une date donnée – 1995, 2000 et 2005 (trait pointillé) – baisse tendanciellement, tandis qu'elle augmente pour les entreprises moins productives à cette même date (trait discontinu).

Ceci indique une convergence de la productivité des entreprises sur l'ensemble de la période : quelle que soit la date de référence, la productivité des entreprises les plus productives à une date donnée se dégrade par rapport à celle des autres entreprises. Il faut néanmoins noter que le niveau de productivité médian des entreprises les plus productives reste très largement au-dessus de celui des entreprises les moins productives à la date de référence ou des entreprises de l'ensemble de l'échantillon, quelle que soit la période de référence. Ainsi, en 2014, les entreprises les plus productives en 1995 restent 1.9 fois plus productives (contre 3.4 fois en 1995) que les entreprises qui étaient moins productives qu'elles en 1995.

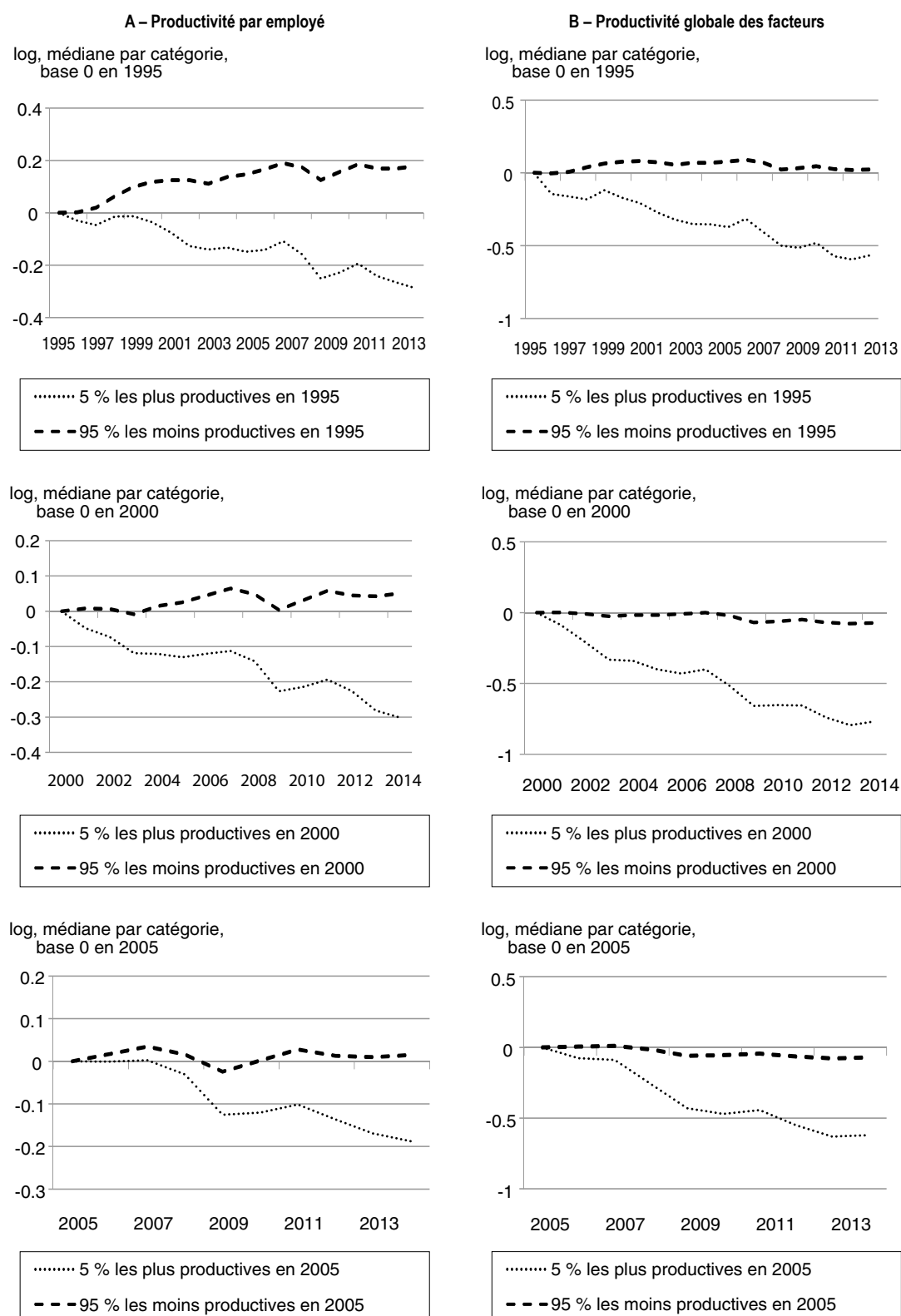
La productivité des entreprises à la frontière une année donnée baisse, sauf sur de très rares et courtes sous-périodes. Cette baisse s'est accentuée sur la fin de la période. Ces évolutions ne vont pas dans le sens d'une dynamique du « *winner-takes-all* » : la productivité des entreprises les plus productives n'accélère pas, contrairement à ce que l'on attendrait si ces entreprises gagnaient de plus en plus de parts de marché pour un coût marginal nul. Il semble en effet difficile d'envisager qu'une dynamique de ce type s'applique à l'ensemble des secteurs de l'économie, dont les caractéristiques ne correspondent pas toutes aux secteurs TIC (économies d'échelle liées à des effets de réseau, biens non rivaux).

Dans un deuxième temps, nous nous intéressons à l'évolution de la frontière de productivité, avec un échantillon variable chaque année. Contrairement à la figure II, la figure III représentent la médiane de la productivité des 5 % des entreprises les plus productives de l'année⁷. Le trait noir définit donc la frontière de productivité, avec un renouvellement chaque année des entreprises qui la définissent. Le trait pointillé correspond à la productivité médiane des autres entreprises. L'écart entre les deux traits constitue donc un indicateur de la dispersion de la productivité entre les entreprises à la frontière et les autres entreprises. Depuis le milieu des années 1990, la productivité des entreprises à la frontière accélère par rapport à celle des autres entreprises, avec une pause au tournant des années 2000. La crise financière n'a pas ralenti ces évolutions qui se sont au contraire accusées en 2014.

La frontière de productivité accélère significativement, surtout sur la période récente, de façon très proche des résultats de Andrews et al. (2015) sur données internationales. Ceci ne va pas dans le sens d'un essoufflement du progrès technologique, hypothèse défendue par Gordon. Néanmoins, dans le cas de la France, la diffusion des TIC a été moindre que dans d'autres pays (Cette et al., 2015). Ainsi, la progression de productivité au niveau de la frontière de productivité en France ne correspond pas nécessairement à des progrès technologiques de niveau mondial, car il peut également s'agir d'une poursuite de la diffusion de technologies existantes au sein des entreprises les plus productives. La frontière d'efficacité est évidemment internationale, mais il est frappant de constater la similitude des résultats obtenus sur données

7. Ces figures correspondent aux graphiques 1 de Andrews et al. (2015). Néanmoins, la frontière est ici définie au niveau national et non mondial comme dans cette étude.

Figure II
Dynamique comparée de la productivité des entreprises les plus productives à une date donnée et des autres entreprises – échantillon cylindré



Lecture : sur le premier graphique en haut à gauche le trait pointillé représente la médiane de la productivité des entreprises qui étaient les 5 % les plus productives dans leur secteur en 1995, le trait discontinu la médiane de la productivité des entreprises faisant partie des 95 % les moins productives dans leur secteur en 1995.

Champ : ensemble de l'économie marchande à l'exception du secteur financier. France métropolitaine et DOM,

Source : base de données des auteurs à partir de *Fiben*, Banque de France ; échantillon cylindré à partir de l'année de base ; calculs des auteurs.

françaises dans le présent article et sur données internationales dans Andrew et al. (2015). Signalons que, compte tenu de la sous-représentation de l'Allemagne et surtout des États-Unis dans les données d'entreprises mobilisées par Andrew et al. (2015), relatives aux principaux pays de l'OCDE⁸, la frontière qui y est caractérisée empiriquement n'est pas nécessairement la frontière d'efficacité mondiale.

Le concept de frontière de productivité est néanmoins difficile à appréhender ici : en effet, nous constatons que les entreprises de notre base restent en moyenne 3 ans parmi les plus productives une année donnée, pour la PGF comme pour la productivité du travail. Cette durée est d'ailleurs proche de celle de l'analyse proposée par Andrews et al. (2015) sur données internationales. Compte tenu de leur niveau relatif initial très élevé, la productivité des entreprises à la frontière revient naturellement vers la moyenne, comme illustré dans la figure II⁹. La frontière représentée dans la figure III correspond donc à une performance ponctuelle, avec une performance de productivité qui peut être insoutenable à long terme pour une forte proportion de firmes.

8. Autriche, Belgique, République tchèque, Danemark, Estonie, Finlande, France, Allemagne, Royaume-Uni, Grèce, Hongrie, Italie, Japon, Corée, Pays-Bas, Norvège, Pologne, Portugal, Espagne, Suède, Slovaquie, République slovaque, États-Unis.

9. Sans atteindre toutefois cette moyenne, puisque ces entreprises restent plus productives que la médiane, même après 19 ans de baisse de leur niveau relatif de productivité.

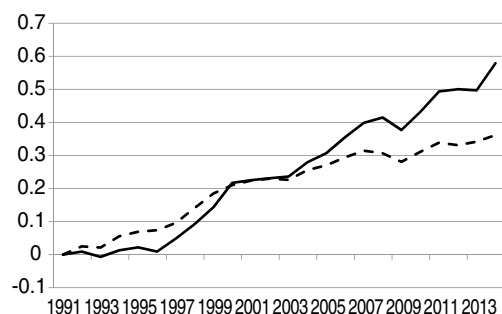
La productivité des autres entreprises ralentit, voire stagne pour la PGF, depuis la crise financière. Cette accélération relative des plus productives témoigne donc d'une augmentation de la dispersion de la productivité entre entreprises très productives et autres entreprises. Ceci est confirmé dans la figure IV, où sont représentées les dispersions inter-quartile ou inter-décile¹⁰ : la dispersion augmente fortement depuis la crise et atteint ses plus hauts niveaux en fin de période. Ceci peut correspondre à l'hypothèse de difficultés de réallocation suite à des chocs. En effet, les chocs sectoriels peuvent accentuer les besoins de réallocation, mais si des rigidités de marché ou des compétences inadaptées brident ces réallocations, des entreprises peu productives vont continuer d'opérer et leur productivité va ralentir, tandis que la productivité des entreprises performantes bénéficiant de facteurs de production adaptés accélère. L'impact de ces chocs peut s'illustrer, par exemple, dans le secteur de la construction : suite à la crise financière, l'ajustement du secteur immobilier résidentiel s'est effectué par un ralentissement des mises en chantier plutôt que par une baisse des prix immobiliers ; ceci s'est traduit par une baisse de la productivité médiane des entreprises du secteur (cf. tableau 1) et par des difficultés de réallocations de la main d'œuvre de ce secteur.

10. Compte tenu de la non-exhaustivité de la base de données, ces indicateurs de dispersion ont été choisis car ils sont moins sensibles aux variations de l'échantillon que les indicateurs basés sur l'écart-type ou le coefficient de Gini.

Figure III
Productivité des entreprises les plus productives chaque année

A – Productivité par employé – échantillon non cylindré

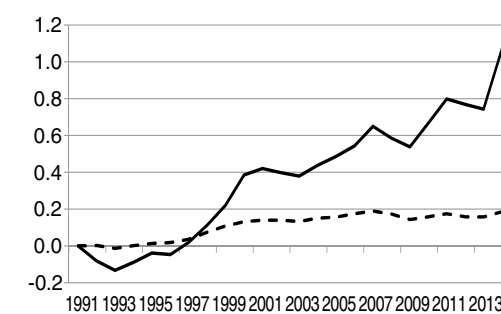
log, médiane par catégorie,
base 0 en 1991



— 5 % les plus productives chaque année
- - - 95 % les moins productives chaque année

B – Productivité globale des facteurs – échantillon non cylindré

log, médiane par catégorie,
base 0 en 1991



— 5 % les plus productives chaque année
- - - 95 % les moins productives chaque année

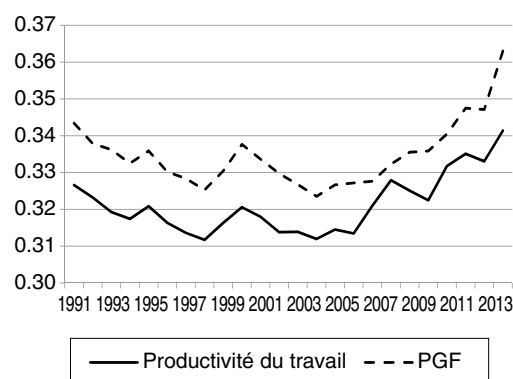
Lecture : contrairement à la figure II, la productivité médiane est mesurée sur l'ensemble de la base chaque année et non sur les entreprises les plus ou les moins productives l'année de base. Le trait continu mesure la productivité médiane des 5 % des entreprises les plus productives de l'année et du secteur. Le trait discontinu la productivité médiane de l'ensemble des autres entreprises.

Champ : ensemble de l'économie marchande à l'exception du secteur financier. France métropolitaine et DOM.

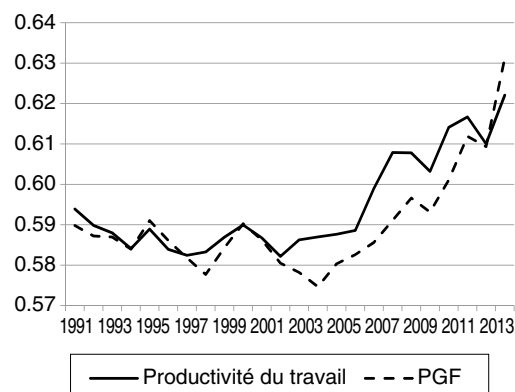
Source : base de données des auteurs à partir de *Fiben*, Banque de France ; échantillon non cylindré ; calculs des auteurs.

Figure IV
Indicateur de dispersion de la productivité des entreprises– échantillon non cylindré

A – Dispersion inter-quartiles (Q3-Q1)/(Q1+Q3)



B – Dispersion inter-déciles (D9-D1)/(D1+D9)



Lecture : ces deux graphiques présentent des indicateurs de dispersion, sur la base de l'écart interquartile ou inter décile. Plus ces indicateurs sont élevés, plus la dispersion est forte.

Champ : ensemble de l'économie marchande à l'exception du secteur financier. France métropolitaine et DOM.

Source : base de données des auteurs à partir de *Fiben*, Banque de France ; échantillon non cylindré ; calculs des auteurs.

De telles difficultés de réallocation sont confirmées par la littérature économique, par exemple par Bartelsman et al. (2016) sur plusieurs pays européens. Pour les États-Unis et le Royaume-Uni, Foster et al. (2014) et Barnett et al. (2014) ont montré que les réallocations avaient été moins favorables à la productivité après la Grande Récession. Berthou (2016) montre que l'efficacité allocative du travail en France aurait d'ailleurs été particulièrement faible depuis la crise par rapport à d'autres pays européens. Les enquêtes auprès des entreprises confirment ces résultats et notamment l'enquête *Wage Dynamics Network* de l'Eurosystème : 70 % des entreprises (pondérées par leur effectif) y déclarent que le manque de disponibilité d'une main d'œuvre compétente est un obstacle au recrutement en France contre un peu plus de 40 % en Espagne et de 30 % en Italie (Jadeau et al., 2015).

Parmi les explications de ces difficultés de réallocation, l'impact de la crise financière sur le fonctionnement du système bancaire a été évoqué pour plusieurs pays. Néanmoins, pour la France, il ne semble pas que des mésallocations des crédits vers des entreprises insolubles (« *zombie lending* ») se soient particulièrement développées avec la crise (Avouyi-Dovi et al., 2016). Dès lors, les explications sont plutôt à rechercher dans les rigidités sur le marché du travail, notamment les obstacles à la mobilité de la main d'œuvre ou des entreprises (Fontagné & Santoni, 2015 ; Bergeaud & Ray, 2017), dans la qualité de la formation initiale et continue, ou dans des régulations sur le marché des biens qui

peuvent réduire la concurrence par des barrières à l'entrée. Enfin, l'effondrement du commerce international, particulièrement marqué pendant la Grande Récession, a pu toucher plus particulièrement les entreprises les plus productives, qui sont également celles qui exportent le plus. Hormis en 2008-2009, les données françaises que nous mobilisons ne semblent pas confirmer cette explication.

Pas de ralentissement de la convergence de la productivité dans les années 2000

Parmi les hypothèses pour expliquer le ralentissement de la productivité au niveau agrégé, Andrews et al. (2015) ont mis en avant une convergence plus lente de la productivité des entreprises les moins productives vers le niveau des plus productives. Cette convergence plus lente pourrait s'expliquer par une moindre diffusion du progrès technologique des entreprises les plus productives vers les moins productives.

Cette convergence plus lente peut être testée dans le cadre d'une équation de β -convergence, faisant dépendre la croissance de la productivité de l'écart à la frontière :

$$\Delta prod_{it} = \beta \cdot (prod(95^{e} percentile)_{t-1} - prod_{it-1}) + X_{ist} + \varepsilon_{ist} \quad (1)$$

Pour l'entreprise i , du secteur s , la croissance de sa productivité par employé ou de sa PGF, $prod$ (en log), est exprimée en fonction de l'écart entre la médiane du log de la productivité des 5 % des entreprises les plus productives de leur secteur

et de l'année considérée, $prod(95^e \text{ percentile})$, et sa productivité, $prod$, et en fonction des effets fixes (année, secteur, taille ou entreprise selon les spécifications) X_{ist} , avec ε_{ist} terme d'erreur¹¹.

S'il y a convergence, la croissance de la productivité sera d'autant plus rapide que l'écart à la frontière de productivité sera élevé : β sera positif et significatif. La convergence s'effectue vers une cible qui dépend des effets fixes : la productivité de l'entreprise converge à long terme vers $prod(95^e \text{ percentile})_{t-1} + X_{ist}/\beta$. Comme cela est montré dans Chevalier et al. (2008), la productivité retardée constitue une variable endogène, dans la mesure où elle est corrélée à l'hétérogénéité inobservée de la firme. Estimé par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO), on peut montrer que β sera sous-estimé, tandis

qu'il sera surestimé avec des effets fixes entreprises. Une solution serait d'utiliser un estimateur à la Arellano-Bover (1995). Néanmoins, ce type d'estimateur entraîne une forte perte de précision dans l'estimation de β , tandis que le biais de l'estimation en MCO va dans le sens d'une absence de convergence. Si β est significatif et positif, alors on peut donc effectivement conclure à une convergence de la productivité des entreprises.

Les résultats sur l'ensemble de la période sont présentés dans le tableau 2. Avec les MCO, quels que soit les effets fixes, on trouve une convergence significative, avec près de 11 % de l'écart à la frontière comblé chaque année pour la PGF et 14 % pour la productivité par employé (PTN). Avec effets fixes entreprises (colonnes 7 et 8), la convergence est beaucoup plus rapide, ce qui tient à la fois à la définition de l'objectif de convergence de long terme au niveau de l'entreprise mais également au biais d'estimation évoqué plus haut.

11. Une spécification alternative consiste à régresser sur le niveau de productivité de l'entreprise retardée uniquement, sans la productivité du 95^e percentile. En cas de convergence, β est alors négatif. Les résultats, présentés en Annexe 2, sont très proches, ainsi que sur la convergence par années.

Tableau 2
Convergence de la productivité estimée sur l'ensemble de la période

A – Productivité globale des facteurs

	(1) mco	(2) Mco	(3) mco	(4) mco	(5) mco	(6) mco	(7) ef	(8) ef
Distance à la frontière _{t-1}	0.101*** (0.000351)	0.104*** (0.000351)	0.112*** (0.000365)	0.115*** (0.000370)	0.100*** (0.000351)	0.118*** (0.000370)	0.434*** (0.000704)	0.512*** (0.000729)
N	1781198	1781198	1781198	1781198	1781198	1781198	1781198	1781198
R ²	0.0441	0.0560	0.0526	0.0549	0.0442	0.0662	0.197	0.248
Effets fixes								
Année		X			X	X		X
Secteur			X		X	X		
Taille				X		X		

Lecture : estimation de $\Delta prod_{it} = \beta \cdot (prod(95^e \text{ percentile})_{t-1} - prod_{it-1}) + X_{ist} + \varepsilon_{ist}$ avec $(prod(95^e \text{ percentile})_{t-1} - prod_{it-1})$, la distance à la frontière de PGF de l'entreprise i l'année $t-1$, X_{ist} effets fixes année, secteur, taille ou entreprises ; « mco » pour moindres carrés ordinaires et « ef » pour effets fixes entreprises ; écart-type entre parenthèses ; * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

B – Productivité par employé

	(1) mco	(2) Mco	(3) mco	(4) mco	(5) mco	(6) mco	(7) ef	(8) ef
Distance à la frontière _{t-1}	0.113*** (0.000268)	0.115*** (0.000269)	0.139*** (0.000294)	0.113*** (0.000269)	0.140*** (0.000293)	0.140*** (0.000294)	0.506*** (0.000532)	0.530*** (0.000533)
N	3348931	3348931	3348931	3348931	3348931	3348931	3348931	3348931
R ²	0.0502	0.0566	0.0642	0.0502	0.0701	0.0701	0.236	0.257
Effets fixes								
Année		X			X	X		X
Secteur			X		X	X		
Taille				X		X		

Lecture : estimation de $\Delta prod_{it} = \beta \cdot (prod(95^e \text{ percentile})_{t-1} - prod_{it-1}) + X_{ist} + \varepsilon_{ist}$ avec $(prod(95^e \text{ percentile})_{t-1} - prod_{it-1})$, la distance à la frontière de productivité par employé de l'entreprise i l'année $t-1$, X_{ist} effets fixes année, secteur, taille ou entreprises ; « mco » pour moindres carrés ordinaires et « ef » pour effets fixes entreprises ; écart-type entre parenthèses ; * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

Champ : ensemble de l'économie marchande à l'exception du secteur financier. France métropolitaine et DOM.

Source : base de données des auteurs à partir de *Fiben*, Banque de France ; échantillon non cylindré ; calculs des auteurs.

La convergence est plus rapide pour la productivité par employé (PTN) que pour la PGF. En effet, il apparaît plus facile d'augmenter l'intensité capitalistique d'une entreprise pour augmenter sa productivité que d'améliorer l'efficacité de son processus productif à capital constant. Nous avons testé si la vitesse de convergence était plus faible pour les secteurs intensifs en TIC. En utilisant comme proxy de l'intensité en TIC la part des revenus du capital TIC dans le revenu total du capital (source EU-KLEMS), nous trouvons une vitesse de convergence qui décroît avec l'intensité en TIC mais de façon limitée.

Pour étudier l'évolution de la vitesse de convergence sur la période, nous utilisons une spécification légèrement différente :

$$\Delta prod_{it} = \alpha \cdot (prod(95\%)_{t-1} - prod_{it-1}) + \sum_{j=1991}^{2014} \beta_j D_j (prod(95\%)_{j-1} - prod_{ij-1}) + D_t + D_s + D_a + \varepsilon_{ist} \quad (2)$$

avec toujours les indices i pour l'entreprise, s pour le secteur et t pour l'année, $prod$ est l'indicateur de productivité en log, $prod(95\%)$ le log de la productivité médiane des 5 % des entreprises

les plus productives de leur secteur, D_j des *dummies* année ; D_t , D_s et D_a , des effets fixes année, secteur et taille, et ε_{ist} le terme d'erreur.

La vitesse de convergence l'année j est alors $\alpha + \beta_j$. Il y a convergence si la somme de ces deux coefficients est significative et positive.

Les résultats de ces estimations sont présentés en Annexe 3 et représentés dans la figure V¹².

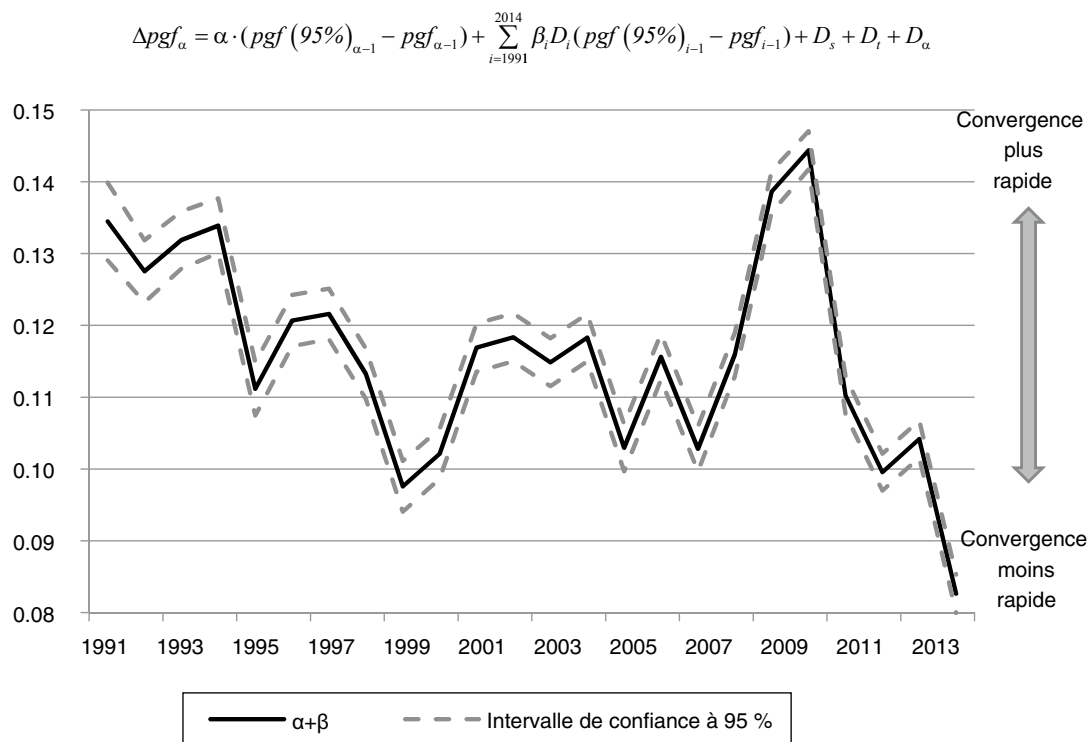
La vitesse de convergence a ralenti tout au long des années 1990, avec un point bas en 1999. Elle a stagné ensuite jusqu'à la crise financière. Le choc de la crise financière a conduit à une accélération de la convergence qui est largement conjoncturelle et corrigée par la suite. En 2014, la convergence ralentit fortement. Il faudra néanmoins attendre d'autres années pour confirmer ce nouveau décrochage de la vitesse de convergence, observé sur une seule année à ce stade.

12. Les résultats sur l'échantillon cylindré sont présentés en Annexe 4. L'échantillon cylindré permet de s'abstraire de l'effet des entrées-sorties, bien que la probabilité de survie diminue avec le temps pour les entreprises de cette échantillon. Les résultats sont qualitativement similaires, le ralentissement apparaissant encore moins évident sur la période récente.

Figure V
Convergence de la productivité par année

A – Productivité globale des facteurs

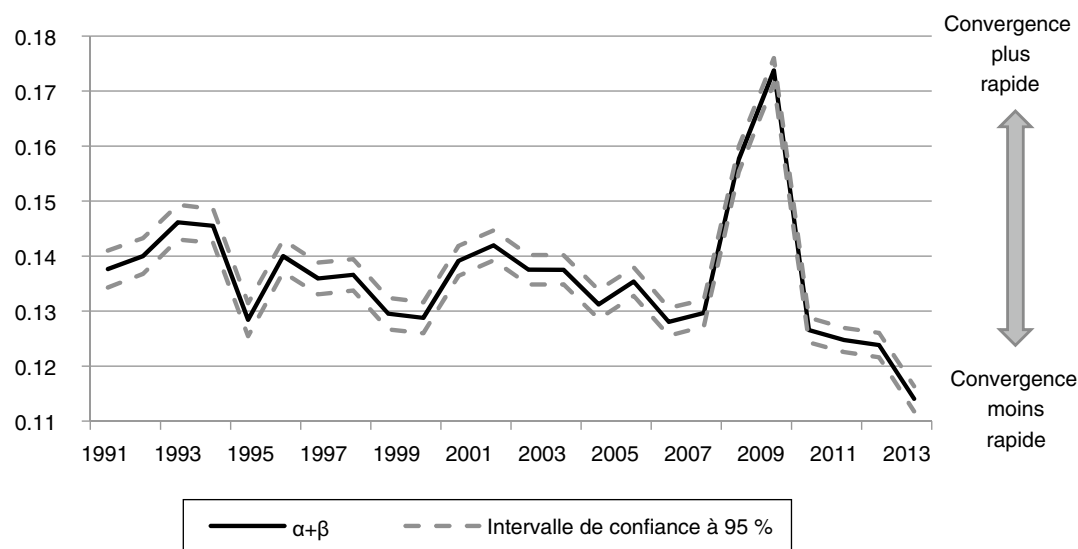
$\alpha + \beta_t$ - Coefficients de convergence – PGF – échantillon non cylindré – MCO



B – Productivité par employé

$\alpha + \beta_i$ - Coefficients de convergence – Productivité du travail – échantillon non cylindré – MCO

$$\Delta pt_{\alpha} = \alpha \cdot (pt(95\%)_{\alpha-1} - pt_{\alpha-1}) + \sum_{i=1991}^{2014} \beta_i D_i (pt(95\%)_{i-1} - pt_{i-1}) + D_s + D_t + D_{\alpha}$$



Lecture : ces deux graphiques présentent la somme des coefficients $\alpha + \beta_i$ de l'équation (2). Plus ces indicateurs sont élevés, plus la convergence est rapide.

Champ : ensemble de l'économie marchande à l'exception du secteur financier. France métropolitaine et DOM.

Source : base de données des auteurs à partir de *Fiben*, Banque de France ; échantillon non cylindré ; calculs des auteurs.

S'il y a eu un ralentissement apparent de la vitesse de convergence dans les années 1990 (confirmant les résultats de Chevalier et al., 2008), le ralentissement depuis les années 2000 ou 2010 n'est pas avéré. Si elle n'est pas infirmée, l'hypothèse d'un ralentissement de la convergence des entreprises les moins productives n'est donc pas non plus confirmée à ce stade.

Ce résultat contraste avec celui d'une augmentation de la dispersion mesurée par des indicateurs d'écart inter-déciles ou inter-quartiles (voir figure IV). Ces deux approches ne sont pas indépendantes mais diffèrent également sur différents aspects : i) la β -convergence est estimée en prenant en compte un terme d'erreur ε_{ist} , tandis que les indicateurs de dispersion intègrent les chocs ponctuels ; ii) la β -convergence est estimée sur les entreprises présentes deux années consécutives, tandis que la dispersion est caractérisée sur toutes les entreprises présentes chaque année ; iii) l'estimation de la β -convergence inclut des effets fixes, qui font varier l'objectif de convergence par secteur, année, taille d'entreprise, ces modulations n'étant pas prises en compte dans les indicateurs de dispersion ; iv) enfin, les indicateurs de dispersion construits sur les écarts inter-déciles ou inter-quartiles écartent

par définition les productivités des entreprises aux bords la distribution de notre échantillon, qui interviennent dans l'estimation de la β -convergence. En termes d'interprétation, le contraste entre les deux approches appelle à une certaine prudence : si la dispersion des niveaux de productivité a augmenté sur les dernières années, comme le montrent les indicateurs de dispersion mobilisés, les estimations envisageables et qui souffrent de nombreuses limites ne permettent pas d'attribuer cette augmentation à un affaiblissement de la convergence des niveaux de productivité.

* *
*

Les résultats essentiels de notre analyse concernant les évolutions de la productivité du travail et de la PGF en France sur les dernières décennies sont les suivants :

- Tant les données macroéconomiques que les données d'entreprises indiquent que la productivité du travail et la PGF ont ralenti dans les années 1990 puis dans les années 2000. Sur les

données macroéconomiques, ce dernier ralentissement est observé au début des années 2000, avant la crise financière ouverte en 2007-2008. Mais sur données d'entreprises, il est parfois plutôt observé au moment de la crise, ou aux deux dates dans cette même décennie. Sauf très rares exceptions, le ralentissement de la décennie 2000 est observé sur les données d'entreprises sur les trois tailles d'entreprises et les six secteurs d'activité considérés. Il apparaît que la croissance de la productivité est, depuis le ralentissement de la décennie 2000, plus faible qu'elle n'a jamais été sur la période considérée.

- Les données d'entreprises indiquent clairement que le ralentissement de la productivité des entreprises françaises durant la décennie 2000 ne viendrait pas d'un essoufflement à la frontière technologique. La croissance de la productivité des entreprises les plus productives ne connaît pas de fléchissement apparent. Cette observation semble démentir, au moins pour la France, l'idée d'un épuisement des effets sur la productivité du progrès technique.

- Les données d'entreprises indiquent également que la convergence des entreprises *followers* vers la frontière technologique n'aurait pas diminué sur la décennie 2000, ce qui semble démentir l'idée d'un affaiblissement de la diffusion des innovations des entreprises les plus productives vers les autres. Dans le même temps, la dispersion des niveaux de productivité semble s'être accrue, ce qui pourrait témoigner d'une allocation moins efficiente des facteurs de production en faveur des entreprises les plus performantes.

Au terme de ces investigations empiriques sur deux corps de données distincts (macro et micro-économiques), il apparaît donc que les raisons du fléchissement de la productivité en France avant la crise financière amorcée en 2007-2008 demeurent au moins en partie incertaines. L'idée d'une allocation déficiente des facteurs de production vers les activités les plus prometteuses et les entreprises les plus performantes semble garder une réelle pertinence. Cette idée est renforcée par le fait que le ralentissement observé en France l'est également dans toutes les principales économies développées, alors même que ces économies diffèrent sur de multiples aspects : distance à la frontière, institutions, niveau d'éducation de la population en âge de travailler... Cette universalité suggère que les raisons du fléchissement peuvent être

semblables dans les différentes économies avancées. Un facteur qui vient immédiatement à l'esprit est évidemment la baisse des taux d'intérêt réels, généralisée depuis la décennie 1990. Une telle baisse du coût des capitaux empruntés a pu permettre la survie de nombreuses entreprises qui auraient été condamnées par des conditions de crédit plus onéreuses. Elle a pu aussi rentabiliser des projets d'investissement peu performants. Il en résulte au total une allocation des ressources productives moins favorable, en moyenne, au dynamisme de la productivité.

Les précédentes révolutions industrielles se sont toujours accompagnées de vastes transformations des institutions favorables à la production, la diffusion et l'amélioration des nouvelles technologies (cf. par exemple Ferguson et Washer, 2004). Dans une telle approche, il importe donc pour chaque pays ou zone économique de se préparer à la mise en œuvre de réformes structurelles ambitieuses qui favoriseront la renaissance de la révolution technologique en cours et dont des prémises apparaissent dans de nombreux domaines (cf. Cette, 2014 et 2015, pour une revue de la littérature en ce domaine). Une adaptation insuffisante condamnera le pays ou la zone économique concernée à une perte de performances, autrement dit une paupérisation, relativement aux pays qui se seront adaptés et bénéficieront davantage des effets de la révolution technologique en cours.

L'histoire des précédentes révolutions technologiques nous a montré qu'il n'y avait pas nécessairement d'arbitrages à envisager entre le plein bénéfice de révolutions technologiques, les protections des travailleurs et, au-delà, le niveau de vie économique des populations. Ainsi, les gains de productivité associés à la seconde révolution industrielle, qui a bouleversé les modes de production et de vie au XX^e siècle, ont permis le financement d'une augmentation à la fois des protections (sociales en particulier), du niveau de vie économique moyen (le pouvoir d'achat) et des loisirs (par la baisse de la durée du travail moyenne). C'est bien la perspective de tels gains qui doit guider les adaptations institutionnelles souhaitables pour favoriser une allocation plus performante des ressources productives et une dynamisation de la productivité portée par la révolution technologique encore inachevée des TIC et de l'économie numérique. □

BIBLIOGRAPHIE

- Aghion P., Bloom N., Blundell R. & Howitt P. (2005).** Competition and innovation: an inverted U relationship. *Quarterly Journal of Economics*, 120(2), 701–728.
- Andrews D., Criscuolo C. & Gal P. N. (2015).** Frontier Firms, Technology Diffusion and Public Policy: Micro Evidence from OECD Countries, *OECD Productivity Working Papers 2*, OECD Publishing.
- Arellano, M. & Bover, O. (1995).** Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error Component Models. *Journal of Econometrics*, 68(1), 29–51.
- Askenazy, P. & Erhel, H. (2015).** The French Productivity Puzzle. *IZA Discussion Paper N°9188*, July.
- Aue, A. & Horvath, L. (2013).** Structural Breaks in Time Series. *Journal of Time Series Analysis*, 34(1), 1–16.
- Avouyi-Dovi, S., Lecat, R., O'Donnell, C., Bureau, B. & Villetelle, J.-P. (2016).** Les crédits aux entreprises à taux particulièrement bas en France. *Bulletin de la Banque de France*, 203, 5–18.
- Barnett, A., Batten, S., Chiu, A., Franklin, J. & Sebastia-Barriel, M. (2014).** The UK productivity puzzle. *Bank of England Quarterly Bulletin*, 54(2), 114–128.
- Bartelsman, E., Lopez-Garcia, P. & Presidente, G. (2016).** Factor reallocation in Europe. mimeo.
- Bergeaud, A., Cetto, G. & Lecat, R. (2016).** Productivity trends from 1890 to 2012 in advanced countries. *The Review of Income and Wealth*, 62(3), 420–444.
- Bergeaud, A. & Ray, S. (2017).** Frictions in the corporate real-estate market, firms' relocation and employment. *Document de travail de la Banque de France*, à paraître.
- Bernard, A. B. & Jensen, J. B. (1999).** Exceptional Exporter Performance: Cause, Effect, or Both? *Journal of International Economics*, 47(1), 1–25.
- Berthou A. (2016).** Ajustement du compte courant et dynamique de la productivité en Europe pendant la crise. *Bulletin de la Banque de France*, N° 207.
- Branstetter, L. & Sichel, D (2017).** The case for an American Productivity Revival. *Policy Brief*, 17–26, June, Peterson Institute for International Economics.
- Brynjolfsson, E. & McAfee, A. (2014).** *The second machine age – Work, progress, and prosperity in a time of brilliant technologies*. New York: W. W. Norton & Company.
- Byrne, D., Oliner, S. & Sichel, D. (2013).** Is the Information Technology Revolution Over? *International Productivity Monitor*, 25, Spring, 20–36.
- Byrne, D. M., Reinsdorf, M. B. & Fernald J.G. (2016).** Does the United States have a Productivity Slowdown or a Measurement Problem? *Brookings Papers on Economic Activity*, Spring, 109–182.
- Cetto, G. (2014).** Does ICT remain a powerful engine of growth? *Revue d'économie politique*, 124(4), 473–492.
- Cetto, G. (2015).** Which role for ICTs as a productivity driver over the last years and the next future? *Digiworld Economic Journal* (Communications & Strategies), 100(4), 65–83.
- Cetto, G., Clerc, C. & Bresson, L. (2015).** Contribution of ICT Diffusion to Labour Productivity Growth: The United States, Canada, the Eurozone, and the United Kingdom, 1970-2013. *International Productivity Monitor*, 28.
- Chevalier, P. A., Lecat, R. & Oulton, N. (2008).** Convergence de la productivité des entreprises, mondialisation, technologies de l'information et concurrence. *Économie et Statistique*, 419-420, 101–124.
- Crafts, N. & O'Rourke, K. (2013).** Twentieth Century Growth. *Oxford University Economic and Social History Series*, 117.
- Eksi, O. (2009).** Structural break estimation: A survey. *Working paper Universitat Pompeu Fabra*, octobre.
- Ferguson, R. & Wascher, W. (2004).** Distinguished lecture on economics in Government: lessons from past productivity booms. *The Journal of Economic Perspectives*, 18(2), 3–28.
- Fontagné, L. & Santoni, G. (2015).** Firm Level Allocative Inefficiency: Evidence from France. *CEPII Working Paper* 2015-12.

- Foster, L., Grim, C. & Haltiwanger, J. (2014).** Reallocation in the Great Recession: Cleansing or Not? *NBER Working Papers* N°20427.
- Gordon, R. (2012).** Is U.S. Economic Growth Over? Faltering Innovation Confronts the Six Headwinds. *NBER Working Papers* N°18315.
- Gordon, R. (2013).** US productivity Growth: The Slowdown has returned after a temporary revival. *International Productivity Monitor*, 25, 13–19.
- Gordon, R. (2014).** The demise of US Economic Growth: Restatement, rebuttal, and reflexions. *NBER Working Papers* N° 19895.
- Gordon, R. (2016).** *The rise and fall of American growth: the U.S. standard of living since the Civil War*. Princeton University Press.
- Jadeau, C., Jousselin, E., Roux, S. & Verdugo, G. (2015).** Les entreprises dans la crise. Premiers résultats d’une enquête européenne. *Bulletin de la Banque de France* N°201, 33–40.
- Jorgenson, D. (2001).** Information Technology and the U.S. Economy. *American Economic Review*, 91(1), 1–32.
- Kremp, E. (1995).** Nettoyage de fichiers dans le cas de données individuelles, Recherche de la cohérence transversale. *Économie et Prévision*, 119, 171–193.
- Mokyr, J., Vickers, C. & Ziebarth, N. L. (2015).** The History of Technological Anxiety and the Future of Economic Growth: is This Time Different? *Journal of Economic Perspectives*, 29, 31–50.
- Perron, P. (2006).** *Dealing with structural breaks*. Handbook of econometrics, Palgrave.
- Pratt, G. A. (2015).** Is a Cambrian explosion coming from robotics? *Journal of Economic Perspectives*, 29(3), 51–60.
- Summers, L. (2014).** U.S. Economic Prospects: Secular Stagnation, Hysteresis, and the Zero Lower Bound. *Business Economics*, 49(2), 65–74.
- Summers, L. (2015).** Demand side Secular stagnation. *American Economic review*, 105(5), 60–65.
- Syverson, C. (2016).** Challenges to Mismeasurement Explanations of the U. S. Productivity Slowdown. *NBER Working Paper* N° 21974.
- Van Ark, Bart (2016).** The productivity paradox of the new digital economy. *International Productivity Monitor*, 31, 3–18.
-

ANNEXE 1

TESTS DE RUPTURE SUR DONNÉES MACROÉCONOMIQUES

Tableau A

Rupture de tendance de la productivité horaire du travail
(dates de rupture, barré si non significatif)

Modèle/Période	1974 - 2014	1990-2014
Sans contrôle du cycle	1985 - 1990 - 1997 - 2001 - 2006	1999-2003-2008
TUC	1981 - 1995 - 2004	1997 -2003
PIB	1984 - 2003	2004
PIB + accélération du PIB	1985 - 2003	1994 -2003-2009

Tableau B

Rupture de tendance de la PGF horaire
(dates de rupture, barré si non significatif)

Modèle/Période	1974 - 2014	1990-2014
Sans contrôle du cycle	1977-1985 -1995-2006	1997-2008
TUC	1981 - 2004	2003
PIB	1981 - 1988 - 1999 - 2007	1996-2001-2008
PIB + accélération du PIB	1990 - 1999 - 2007	1995-2004- 2009

Note : ruptures de croissance de la productivité, déterminées sur la base de la méthode Bai et Perron (1998) avec les taux d'utilisation des capacités de production, la croissance du PIB ou son accélération comme contrôle du cycle ou sans contrôle du cycle (cf. encadré 3). Dates barrées si la rupture n'est pas significative. Pour la productivité horaire du travail, sur la période 1974 à 2014, sans contrôle du cycle, la méthode de Bai et Perron (1998) identifie 5 ruptures, en 1985, 1990, 1997, 2001 et 2006, mais seuls 1990 et 2001 sont des ruptures statistiquement significatives. Champ : ensemble de l'économie.

Source : Comptes nationaux, 2015 provisoire, base 2010, Insee ; estimations des auteurs.

RÉSULTATS DES TESTS DE CONVERGENCE SANS FRONTIÈRE DE PRODUCTION

A – Productivité globale des facteurs

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	mco	mco	mco	mco	mco	mco	ef	ef
pgf_{t-1}	- 0.0984*** (0.000324)	- 0.0993*** (0.000328)	- 0.113*** (0.000359)	- 0.0986*** (0.000326)	- 0.114*** (0.000363)	- 0.114*** (0.000364)	- 0.466*** (0.000701)	- 0.475*** (0.000706)
N	1781198	1781198	1781198	1781198	1781198	1781198	1781198	1781198
R ²	0.0493	0.0582	0.0555	0.0493	0.0645	0.0645	0.221	0.234
Effet fixe								
Année		X			X	X		X
Secteur			X		X	X		
Taille				X		X		

Lecture: estimation de $\Delta pgf_{it} = \beta pgf_{it-1} + X_{ist} + \varepsilon_{ist}$, avec pgf_{it-1} , la PGF en log de l'entreprise i l'année $t-1$, X_{ist} effets fixes année, secteur, taille ou entreprises ; « mco » pour moindres carrés ordinaires et « ef » pour effets fixes entreprises ; écart-type entre parenthèses ; * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

Champ : ensemble de l'économie marchande à l'exception du secteur financier. France métropolitaine et DOM.

Source : base de données des auteurs à partir de Fiben, Banque de France ; échantillon non cylindré ; calculs des auteurs.

B – Productivité par employé

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	mco	mco	mco	mco	mco	mco	ef	ef
pt_{t-1}	- 0.115*** (0.000261)	- 0.119*** (0.000266)	- 0.133*** (0.000285)	- 0.116*** (0.000261)	- 0.135*** (0.000288)	- 0.136*** (0.000289)	- 0.489*** (0.000513)	- 0.498*** (0.000520)
N	3348931	3348931	3348931	3348931	3348931	3348931	3348931	3348931
R ²	0.0554	0.0606	0.0632	0.0555	0.0682	0.0683	0.237	0.244
Effet fixe								
Année		X			X	X		X
Secteur			X		X	X		
Taille				X		X		

Lecture : estimation de $\Delta pt_{it} = \beta pt_{it-1} + X_{ist} + \varepsilon_{ist}$, avec pt_{it-1} , la productivité par employé en log de l'entreprise i l'année $t-1$, X_{ist} effets fixes année, secteur, taille ou entreprises ; « mco » pour moindres carrés ordinaires et « ef » pour effets fixes entreprises ; écart-type entre parenthèses ; * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

Champ : ensemble de l'économie marchande à l'exception du secteur financier. France métropolitaine et DOM.

Source : base de données des auteurs à partir de Fiben, Banque de France ; échantillon non cylindré ; calculs des auteurs.

ANNEXE 3

CONVERGENCE PAR ANNÉE

A – Productivité globale des facteurs par année

	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
$\alpha + \beta$	0,134 (0,0027062)	0,128 (0,0021651)	0,132 (0,0019954)	0,134 (0,0019029)	0,111 (0,001851)	0,121 (0,0017831)	0,122 (0,0017558)	0,113 (0,001755)	0,098 (0,0017646)	0,102 (0,0017313)	0,117 (0,0016733)	0,118 (0,00167)
Intervalle de	0,139884	0,131876	0,1358906	0,1376896	0,1148541	0,1242331	0,1251061	0,1167816	0,1011093	0,1055762	0,1202483	0,1216808
confiance à 95%	0,1290592	0,1232156	0,127909	0,130078	0,1074501	0,1171007	0,1180829	0,1097616	0,0940509	0,098651	0,1135551	0,1150008
$\alpha + \beta$	0,115 (0,0016664)	0,118 (0,0016517)	0,103 (0,0016406)	0,116 (0,0015961)	0,103 (0,0015625)	0,116 (0,0015175)	0,139 (0,0014372)	0,144 (0,0013355)	0,110 (0,0013125)	0,100 (0,0012804)	0,104 (0,0012942)	0,083 (0,0013339)
Intervalle de	0,1181963	0,1216044	0,1062357	0,1188139	0,1059255	0,1189874	0,1415068	0,1470523	0,1128604	0,102118	0,106756	0,0852946
confiance à 95%	0,1115307	0,1149976	0,0996733	0,1124295	0,0996755	0,1129174	0,135758	0,1417103	0,1076104	0,0969964	0,1015792	0,079959

Lecture: estimation par mco de $\Delta prod_{it} = \alpha * (prod(95\%)_{t-1} - prod_{it-1}) + \sum_{j=1}^{2014} \beta_j D_j (prod(95\%)_{t-1} - prod_{it-1}) + D_t + D_s + \varepsilon_{it}$ avec $prod_{it-1}$ la PGF en log de l'entreprise i l'année $t-1$, D_t , D_s et D_g effets fixes année, secteur, taille d'entreprise, écart type entre parenthèses.

Champ : ensemble de l'économie marchande à l'exception du secteur financier. France métropolitaine et DOM.

Source : base de données des auteurs à partir de Fiben, Banque de France ; échantillon non cylindré ; calculs des auteurs.

B – Productivité par employé par année

	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
$\alpha + \beta$	0,138 (0,0017)	0,140 (0,0016)	0,146 (0,0016)	0,146 (0,0015)	0,128 (0,0015)	0,140 (0,0015)	0,136 (0,0014)	0,137 (0,0014)	0,130 (0,0014)	0,129 (0,0014)	0,139 (0,0014)	0,142 (0,0014)
Intervalle de	0,1410239	0,1432496	0,1493037	0,1485956	0,1314449	0,1429107	0,1388308	0,139472	0,1324079	0,131589	0,1418694	0,1446793
confiance à 95%	0,1342795	0,1367484	0,1430101	0,1424256	0,1254393	0,1370743	0,1330484	0,13374	0,1266931	0,1259882	0,136399	0,1392417
$\alpha + \beta$	0,138 (0,0014)	0,138 (0,0013)	0,131 (0,0013)	0,135 (0,0013)	0,128 (0,0013)	0,130 (0,0012)	0,158 (0,0012)	0,174 (0,0011)	0,127 (0,0011)	0,125 (0,0011)	0,124 (0,0011)	0,114 (0,0011)
Intervalle de	0,1402297	0,1401619	0,1338355	0,1379293	0,1305815	0,1320791	0,1599767	0,1759997	0,1288072	0,1269227	0,1260372	0,1163485
confiance à 95%	0,1348249	0,1348523	0,1285811	0,1327785	0,1255379	0,1272339	0,1553559	0,1714773	0,1243076	0,1225647	0,1216048	0,1117945

Lecture: estimation par mco de $\Delta prod_{it} = \alpha * (prod(95\%)_{t-1} - prod_{it-1}) + \sum_{j=1}^{2014} \beta_j D_j (prod(95\%)_{t-1} - prod_{it-1}) + D_t + D_s + \varepsilon_{it}$ avec $prod_{it-1}$ la productivité par employé en log de l'entreprise i l'année $t-1$, D_t , D_s et D_g effets fixes année, secteur, taille d'entreprise, écart type entre parenthèses.

Champ : ensemble de l'économie marchande à l'exception du secteur financier. France métropolitaine et DOM.

Source : base de données des auteurs à partir de Fiben, Banque de France ; échantillon non cylindré ; calculs des auteurs.

Source : Comptes nationaux, 2015 provisoire, base 2010, Insee ; estimations des auteurs.

CONVERGENCE DE LA PRODUCTIVITÉ - ÉCHANTILLON CYLINDRÉ

A – Productivité globale des facteurs

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	mco	mco	mco	mco	mco	mco	ef	ef
Distance à la frontière _{t-1}	0.0670*** (0.000975)	0.0717*** (0.000966)	0.0711*** (0.00101)	0.0670*** (0.000975)	0.0762*** (0.001000)	0.0763*** (0.00100)	0.280*** (0.00183)	0.312*** (0.00184)
N	172854	172854	172854	172854	172854	172854	172854	172854
r ²	0.0266	0.0585	0.0362	0.0266	0.0683	0.0684	0.124	0.174
Effet fixe								
Année		X			X	X		X
Secteur 38			X		X	X		
Taille				X		X		

Lecture : estimation de $\Delta prod_{it} = \beta \cdot (prod(95^{e} percentile)_{t-1} - prod_{it-1}) + X_{ist} + \varepsilon_{ist}$ avec $(prod(95^{e} percentile)_{t-1} - prod_{it-1})$, la distance à la frontière de PGF de l'entreprise i l'année $t-1$, X_{ist} effets fixes année, secteur, taille ou entreprises; mco pour moindres carrés ordinaires et ef pour effets fixes entreprises; écart type entre parenthèses; * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

Champ : ensemble de l'économie marchande à l'exception du secteur financier. France métropolitaine et DOM.

Source : base de données des auteurs à partir de Fiben, Banque de France ; échantillon cylindré ; calculs des auteurs.

B – Productivité par employé

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	mco	mco	mco	mco	mco	mco	ef	ef
Distance à la frontière _{t-1}	0.0761*** (0.000806)	0.0784*** (0.000799)	0.0856*** (0.000847)	0.0763*** (0.000806)	0.0882*** (0.000840)	0.0884*** (0.000841)	0.325*** (0.00155)	0.340*** (0.00154)
N	262843	262843	262843	262843	262843	262843	262843	262843
r ²	0.0328	0.0553	0.0448	0.0330	0.0675	0.0676	0.149	0.181
Effet fixe								
Année		X			X	X		X
Secteur 38			X		X	X		
Taille				X		X		

Lecture : estimation de $\Delta prod_{it} = \beta \cdot (prod(95^{e} percentile)_{t-1} - prod_{it-1}) + X_{ist} + \varepsilon_{ist}$ avec $(prod(95^{e} percentile)_{t-1} - prod_{it-1})$, la distance à la frontière de la productivité par employé de l'entreprise i l'année $t-1$, X_{ist} effets fixes année, secteur, taille ou entreprises; mco pour moindres carrés ordinaires et ef pour effets fixes entreprises; écart type entre parenthèses; * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

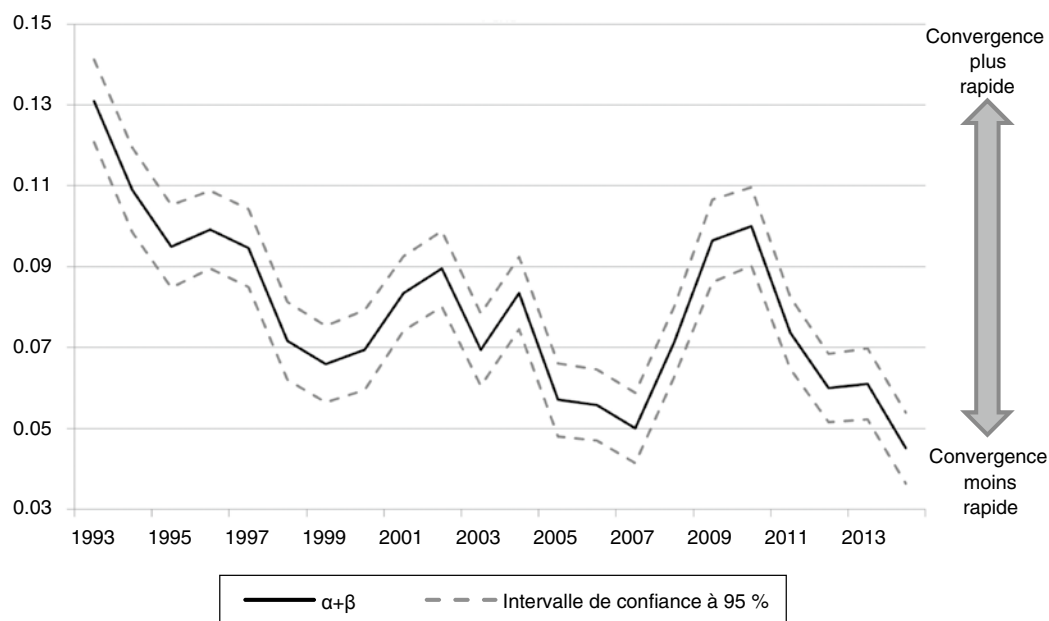
Champ : ensemble de l'économie marchande à l'exception du secteur financier. France métropolitaine et DOM.

Source : base de données des auteurs à partir de Fiben, Banque de France ; échantillon cylindré ; calculs des auteurs.

C – Convergence de la productivité par année sur échantillon cylindré

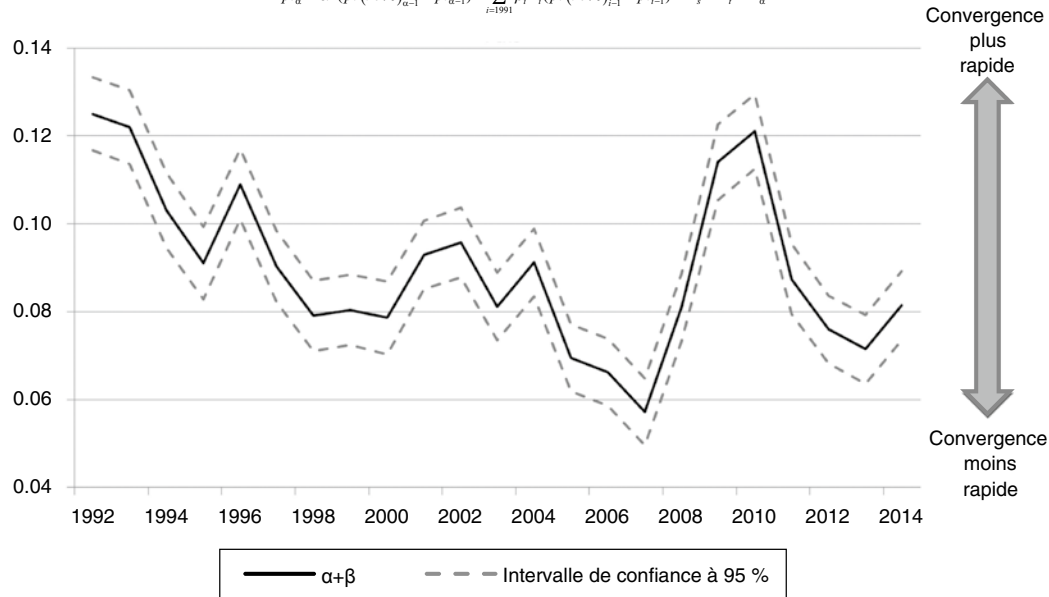
$\alpha + \beta_i$ – Coefficients de convergence – PGF – échantillon non cylindré – MCO

$$\Delta pgf_{i,t} = \alpha \cdot (pgf(95\%)_{i,t-1} - pgf_{i,t-1}) + \sum_{j=1}^{2014} \beta_j D_j (pgf(95\%)_{i,t-1} - pgf_{i,t-1}) + D_s + D_t + D_a$$



$\alpha + \beta_i$ – Coefficients de convergence – Productivité du travail échantillon cylindré – MCO

$$\Delta pt_{i,t} = \alpha \cdot (pt(95\%)_{i,t-1} - pt_{i,t-1}) + \sum_{j=1}^{2014} \beta_j D_j (pt(95\%)_{i,t-1} - pt_{i,t-1}) + D_s + D_t + D_a$$



Lecture : ces deux graphiques présentent la somme des coefficients $\alpha + \beta_i$ de l'équation (2). Plus ces indicateurs sont élevés, plus la convergence est forte ; échantillon cylindré à partir de 1993 (PGF) et 1992 (productivité du travail) afin de conserver un nombre suffisant d'observations pour les estimations.

Champ : ensemble de l'économie marchande à l'exception du secteur financier. France métropolitaine et DOM.

Source : base de données des auteurs à partir de Fiben, Banque de France ; échantillon cylindré ; calculs des auteurs.

Ralentissement de la productivité et perte d'efficacité dans l'allocation des ressources : un mal français ?

Productivity slowdown and loss of allocative efficiency: a French disease

Commentaire de l'article « Stagnation de la productivité en France : héritage de la crise ou ralentissement structurel ? » de Gilbert Cette, Simon Corde et Rémy Lecat.

Flora Bellone*

Résumé – L'article de Cette, Corde et Lecat présenté dans ce numéro spécial apporte de nouveaux faits stylisés et une discussion riche et utile concernant les causes du ralentissement de la croissance de la productivité observé en France sur la dernière décennie. Les faits établis sont solides. Ils confortent l'hypothèse selon laquelle ce ralentissement n'est pas un phénomène conjoncturel, lié à la crise de 2008, mais un phénomène structurel dont les causes restent difficiles à saisir. Les auteurs avancent alors comme explication possible les difficultés de réallocation des ressources entre entreprises, liées notamment aux rigidités du marché du travail et aux régulations sur les marchés des biens. Ce commentaire vise à expliquer pourquoi les faits mis en évidence par Cette, Corde et Lecat ne sont pas suffisants pour exclure des explications alternatives mettant en jeu, de manière plus directe, les chocs de la mondialisation et de la digitalisation. Il en tire des implications pour des recherches futures, et des recommandations de politique économique, en particulier celle de bien conserver la productivité agrégée, et non pas la productivité à la frontière comme cible des actions, et celle de considérer, pour chaque action, le risque de réallocations « appauvrissantes ».

Abstract – The article by Cette, Corde and Lecat presented in this special issue brings new stylised facts and a rich and fruitful discussion on the causes of the slowdown of productivity growth observed in France over the last decade. The facts established are solid. They back up the hypothesis that this slowdown is not a cyclical phenomenon, linked to the crisis of 2008, but is a structural phenomenon whose causes remain difficult to pin down. The authors put forward as a possible explanation the difficulties in reallocating resources between companies, linked notably to rigidities on labour markets and to regulations on goods markets. This comment aims to explain why the facts highlighted by Cette, Corde and Lecat are not sufficient to exclude other, alternative explanations which bring, in a more direct way, the shocks of globalization and digitalisation into play. It draws conclusions from them in the perspective of future lines of research and recommendations of economic policy, in particular keeping aggregate productivity, not productivity at the frontier, as a target of policy action, and also considering, for each action, the risk of impoverishing reallocations.

Codes JEL / JEL Classification : O47, F60, D61

Mots clés : productivité agrégée, productivité des firmes, efficience allocative, mondialisation

Keywords: aggregate productivity, firms productivity, allocative efficiency, globalisation

Rappel :

Les jugements et opinions exprimés par les auteurs n'engagent qu'eux mêmes, et non les institutions auxquelles ils appartiennent, ni a fortiori l'Insee.

* Université Côte d'Azur, GREDEG et OFCE-Sciences Po (flora.bellone@gredege.cnrs.fr).

L'article de Cette, Corde et Lecat pose la difficile question des causes du ralentissement de la croissance de la productivité en France. Pour bien appréhender ces causes, encore faut-il poser un diagnostic correct et précis. C'est ce à quoi s'attache l'article en éclairant de manière bienvenue deux questions ouvertes : D'abord, dans quelle mesure le ralentissement de la croissance de la productivité en France est-il lié à la crise de 2008 ? Ensuite, est-ce que ce ralentissement s'observe au sein de chaque entreprise implantée en France ou seulement pour certaines entreprises ou encore, à un niveau plus agrégé, pour tout ou partie des secteurs d'activité ?

L'article présente aussi une revue des explications alternatives qui existent dans la littérature quant aux raisons de cet infléchissement : ralentissement du progrès technologique, phénomène de divergence de la productivité entre les entreprises lié à la diffusion inégale des technologies numériques et/ou à des phénomènes de « *winners take all* » associées à ces nouvelles technologies, détérioration de l'efficacité dans l'allocation des ressources due à de nouvelles rigidités sur les marchés de produits et/ou de facteurs... L'article tente de discriminer entre ces différentes explications et semble prendre parti en faveur d'une cause en particulier : l'aggravation des difficultés d'allocation de ressources en France depuis le tournant des années 2000 du fait de rigidités, notamment sur le marché du travail et des produits. En conséquence de ce diagnostic, l'article plaide en faveur de réformes structurelles ambitieuses pour faciliter les réallocations de ressources vers les secteurs et les entreprises les plus productives en France.

Ce commentaire commence par un résumé des principaux faits stylisés établis pour la France dans l'article de Cette, Corde et Lecat. Ces faits sont jugés robustes et ne souffrent pas vraiment de critiques, les auteurs étant experts et bien conscients des limites inhérentes aux estimations de productivité sur les données macro ou micro-économiques qu'ils mobilisent. Là où ce commentaire s'écarte des conclusions de l'article, c'est sur l'interprétation qu'il y a lieu de donner aux faits établis ainsi que sur les recommandations de politique économique qu'il y a lieu d'en tirer. Enfin, en guise de conclusion, nous discutons les possibles travaux complémentaires qu'il s'agirait de mener pour pouvoir identifier de manière plus robuste des spécificités françaises dans les dynamiques actuelles de productivité et de réallocation de ressources observables au sein de l'économie mondiale.

L'étude de Cette, Corde et Lecat (2017)

L'article de Cette, Corde et Lecat présente des faits stylisés sur la dynamique de productivité en France sur la longue période, avec une attention particulière aux ruptures de tendance ayant eu lieu sur la période récente, de 2000 à 2014. Ces faits sont établis à partir de données macro-économiques, issus des comptes nationaux de l'Insee, sur la période 1976-2014 et de données micro-économiques, issues de la base Fiben de la Banque de France sur la période 1989-2014.

Le fait stylisé principal mis en évidence dans l'article est celui d'un ralentissement significatif de la croissance de la productivité agrégée et de la productivité médiane des entreprises françaises non seulement à partir de 2008 mais aussi depuis le début des années 2000. Ce fléchissement est donc antérieur à la crise de 2008 et apparaît comme un phénomène structurel sur la période récente. Ce fait stylisé établi pour la France rejoint le même constat fait pour d'autres économies avancées sur la même période¹. Toujours en accord avec les faits établis pour d'autres grandes économies, Cette, Corde et Lecat montrent que le ralentissement concerne toutes les catégories de taille d'entreprises et tous les grands secteurs d'activités manufacturiers ou de services marchands.

Par rapport à cette littérature, c'est la manière dont les données micro-économiques sont traitées qui nous apparaît particulièrement intéressante car elle révèle des apports méthodologiques simples mais importants comme par exemple l'usage systématique des valeurs médianes plutôt que des valeurs moyennes pour les mesures de productivité établies à partir de données d'entreprises, beaucoup plus sensibles aux valeurs extrêmes. De même le soin apporté aux procédures de nettoyage des données est remarquable. Enfin, cette étude est la première, à notre connaissance, permettant de suivre, à partir de données microéconomiques administratives, la distribution des productivités individuelles des entreprises en France sur une aussi longue période couvrant la crise de 2008. Cette continuité dans les séries est un des avantages de la base Fiben collectée par la Banque de France.

Au-delà du fait stylisé général, Cette Corde et Lecat établissent trois autres faits sur lesquels

1. Voir Byrne, Fernald & Reinsdorf (2016) ; Gordon (2016) ; Syverson (2016) pour les États-Unis, OCDE (2015) et Cette et al. (2016) pour d'autres pays industrialisés, notamment européens.

ils fondent leur analyse critique des causes possibles du ralentissement de la croissance de la productivité en France. Ces trois faits stylisés complémentaires sont les suivants : tout d'abord, les entreprises à la frontière de la productivité en France n'ont pas connu d'infléchissement de la croissance de la productivité durant les années 2000 ; ensuite, le rythme de convergence des entreprises *followers* vers cette frontière n'a pas diminué sur la décennie 2000 ; enfin, la dispersion des niveaux de productivité des entreprises s'est fortement accrue en France sur cette même décennie.

Pour Cette, Corde et Lecat, les deux premiers faits plaident contre les explications technologiques du phénomène. Selon eux, le maintien de la croissance de la productivité à la frontière démontre que le rythme du progrès technologique ne s'est pas infléchi en France. Par ailleurs, le maintien d'une dynamique de convergence des entreprises *followers* vers cette frontière exclut l'hypothèse d'un phénomène de polarisation. En revanche, la dispersion accrue des niveaux de productivité des entreprises leur apparaît, elle, parfaitement compatible avec l'hypothèse d'une détérioration dans l'efficacité de l'allocation des ressources en France. Dans la suite de ce commentaire, nous allons reprendre, tour à tour, chacun de ces résultats pour en évaluer la robustesse, notamment à de possibles interprétations alternatives.

Comment interpréter la dynamique des entreprises à la frontière ?

Dans l'article de Cette Corde et Lecat, la frontière de la productivité est définie comme la valeur médiane des 5 % d'entreprises les plus productives chaque année. C'est cette valeur qui augmente à taux croissant sur la période, ne montrant donc pas l'infléchissement caractéristique de la valeur médiane de la productivité pour l'ensemble des entreprises françaises. La question qui se pose est celle de savoir si cette tendance de la frontière de productivité peut effectivement s'interpréter comme un proxy du rythme du progrès technologique en France. Notre réponse à cette question est beaucoup plus circonspecte que celle, plus simplement affirmative, proposée dans l'étude.

D'abord, il faut remarquer que ce fait stylisé n'est pas robuste à un changement de la définition de la frontière de productivité. Une manière alternative de définir la frontière de la productivité est, en effet, de considérer un

groupe d'entreprises constant, celui qui a la productivité la plus élevée à une date ou à une période donnée, et de suivre ensuite la tendance de ce groupe constant d'entreprises. Or, lorsque Cette, Corde et Lecat font cet exercice, ils trouvent que la croissance de la productivité a fortement ralenti pour ces entreprises, sur la même décennie.

Pour expliquer ce paradoxe, Cette Corde et Lecat mettent en avant la faible persistance des entreprises qui forment la frontière, ces entreprises restant en moyenne moins de trois ans à la frontière. Cette faible persistance est également un trait qui apparaît dans l'étude antérieure de Andrews et al (2015)² qui trouvent, sur les données internationales d'entreprises Orbis-OCDE sur la période 2001-2009, que moins de 15 % des entreprises identifiées comme étant à la frontière une année donnée s'y maintiennent 4 ans après. Comment expliquer cette faible persistance des entreprises à la frontière, d'autant que ce fait tranche avec les faits stylisés sur l'hétérogénéité des entreprises initialement établis au début des années 1990³ ? Révèle-t-elle une modification de régime technologique impliquant des changements de leadership plus fréquents ? Ou bien est-elle le signe d'un lien plus distendu entre la productivité des entreprises et leur niveau technologique à l'ère actuelle ? Une raison pour laquelle le lien entre productivité et technologie aurait pu se distendre sur la période récente tient à la mondialisation qui crée de nouvelles opportunités de gains de productivité mais uniquement pour les entreprises capables de s'insérer avantageusement dans les chaînes d'activités mondiales.

Ainsi, les entreprises de la frontière pourraient être des entreprises qui bénéficient non pas seulement (ou non pas forcément) des meilleures technologies mais aussi (ou plutôt) de meilleures opportunités d'organisation industrielle impactant positivement leur capacité à trouver des talents ou à s'approvisionner en inputs ou tâches intermédiaires. Sur une face plus sombre, ces fortes productivités pourraient révéler également de meilleures opportunités d'accès à des

2. L'étude de Andrews et al. (2015) propose le même type d'exercices empiriques que Cette, Corde et Lecat. Elle est réalisée sur des données internationales issues de la base Orbis du bureau Van Dijk retraitée par l'OCDE. Par rapport aux données Fiben, les données Orbis-OCDE ont l'avantage de couvrir de manière harmonisée 23 pays de l'OCDE. Elles ont néanmoins un certain nombre de désavantages comme la plus faible fiabilité des informations comptables reportées.

3. En particulier, Baily et al. (1992) ont révélé la forte persistance de la productivité des entreprises sur les données longitudinales du Census Bureau couvrant les décennies 70 et 80. Ils montraient en particulier qu'environ 50 % des établissements américains faisant parti du premier quintile de productivité apparaissaient toujours dans ce quintile, 5 ans après.

marchés moins concurrentiels, voire des opportunités d'échapper à la fiscalité des entreprises, aux législations du travail ou aux législations environnementales dans un contexte de mise en concurrence des pays⁴. Il est donc important d'explorer davantage l'hypothèse selon laquelle les gains de productivité qui ont sous-tendu la dynamique d'accélération de la frontière de productivité, en France, dans la décennie 2000, ont été liés à des restructurations d'entreprises engendrant des gains ponctuels plutôt qu'à des progrès technologiques engendrant des gains plus soutenables à long terme.

Comment interpréter l'absence de divergence des entreprises *followers* ?

Cette, Corde et Lecat explorent également l'hypothèse d'une divergence entre les entreprises faiblement productives et les entreprises à la frontière en France mais, cette fois, contrairement à l'étude de Andrews et al (2015), ils ne trouvent pas, dans les données Fiben, de soutien en faveur de cette hypothèse sur la période récente. Cette Corde et Lecat trouve à l'inverse que le rythme de convergence des entreprises *followers* à la frontière 5 % n'a pas ralenti sur la décennie 2000.

Ce résultat de convergence pose à nouveau des problèmes d'interprétation. D'abord il apparaît contre intuitif dans la mesure où l'infléchissement global de la croissance de la productivité, d'un côté, et l'accélération de cette même croissance pour les entreprises à la frontière, de l'autre côté, devrait plutôt induire de la divergence. Doit-on conclure que le décrochage de la croissance de la productivité a été plus fort pour les entreprises du milieu de la distribution que pour celles du bas de la distribution ? Si tel est le cas, et si l'on considère par ailleurs la forte volatilité des entreprises qui forment la frontière, est-il légitime d'interpréter ce résultat de convergence comme un phénomène de diffusion technologique des entreprises *leaders* vers les entreprises *followers* ? En tous cas, les derniers travaux menés sur les données Orbis-OCDE confortent plutôt l'hypothèse d'une polarisation de la distribution des productivité (et des salaires) entre les entreprises les plus productives et les entreprises les moins productives

4. Il est remarquable que les entreprises qui appartiennent à la frontière ont une probabilité plus forte d'être des multinationales (Andrew et al., 2015). Sur l'importance des restructurations industrielles dans les dynamiques de productivité des grands groupes et la complexité des liens entre la productivité de ces groupes et la richesse des pays, voir Baldwin (2016) et OCDE (2017).

au sein des pays de l'OCDE (Berlingieri et al., 2017). De manière intéressante, cette étude montre également que des indicateurs sectoriels de degré d'ouverture internationale et de degré d'intensité dans l'usage des technologies numériques sont corrélés positivement avec ce phénomène de divergence.

Comment interpréter la dispersion accrue des niveaux de productivité ?

Un fait stylisé important, dans l'étude de Cette Corde et Lecat, est l'observation d'une dispersion accrue des niveaux de productivité des entreprises sur la décennie 2000. C'est cette observation qui sous-tend l'argumentation en faveur des difficultés d'allocation des ressources comme une cause importante du ralentissement de la croissance de la productivité en France. Ainsi, l'étude montre une augmentation des dispersions inter-quartiles et inter-déciles des distributions de productivité des entreprises françaises, très nette de 2000 à 2014, et s'accroissant les dernières années. Or, cette observation est compatible avec l'hypothèse d'une détérioration dans l'efficacité d'allocation des ressources en France, sur la même période.

Plusieurs questions méritent néanmoins d'être posées : d'abord, dans quelle mesure la dispersion de la productivité peut-elle être considérée comme un indicateur fiable d'inefficience allocative ? Ensuite, dans quelle mesure cette tendance peut être considérée comme un mal spécifiquement français ? Enfin, quelles pourraient être les causes d'une détérioration récente de l'efficacité allocative en France ?

L'interprétation de la dispersion des niveaux de productivité des entreprises comme indicateur d'inefficience économique peut renvoyer au cadre d'un modèle d'équilibre général avec firmes hétérogènes et distorsions de marché (voir en particulier le modèle de référence de Hsieh et Klenow, 2009)⁵. Si néanmoins, on considère un cadre théorique plus riche, incluant des chocs technologiques et /ou des chocs d'ouverture internationale, la dispersion de la productivité sera co-déterminée par ces facteurs. En d'autres termes, dans un monde où la mondialisation et la digitalisation sont deux candidats sérieux

5. Un modèle emblématique de ce type est celui de Hsieh et Klenow (2009) qui sert de référence dans cette littérature. Or, lorsqu'il est appliqué à la France, ce modèle ne permet pas d'établir de différence significative d'efficacité allocative entre ce pays et les États-Unis, les deux pays exhibant des valeurs de dispersion de la productivité très proches (Bellone & Mallen-Pisano, 2013).

pour expliquer des tendances à la divergence des niveaux de productivité entre les entreprises, il faudrait pouvoir explorer l'hypothèse d'une détérioration de l'efficacité allocative due à des distorsions de marché, en contrôlant également de l'influence de ces facteurs.

Une méthodologie alternative à celle de Hsieh et Klenow (2009) pour quantifier l'inefficacité allocative consiste à mobiliser des techniques de décomposition de la croissance de la productivité dans la continuité des travaux de Olley et Pakes (1996) ou de leur extension dynamique⁶. Appliqués sur des bases de données internationales, ces méthodologies permettent d'identifier des écarts d'efficacité allocative entre pays industrialisés. Par exemple, Bartelsman et al. (2013) proposent ce type de décompositions, de manière harmonisée, dans 5 pays incluant la France et les États-Unis, sur la période 1993 à 2001⁷. Ils montrent que le terme de covariance de Olley et Pakes, exprimant le lien entre productivité des entreprises et part de marché, est deux fois plus élevé aux États-Unis qu'en France⁸. Une étude par Andrews et Cingano (2014) conforte ce résultat sur les données Orbis-OCDE mais montre néanmoins que le degré d'efficacité allocative de la France reste largement supérieur à la moyenne européenne, et notamment à celle de la Grande Bretagne.

Un des travaux les plus récents, dans cette lignée, est le travail de Decker et al. (2017) qui montre que la perte d'efficacité allocative compte aussi pour une plus large part du déclin de la croissance de la productivité aux États-Unis sur la décennie 2000. Pour les auteurs, ce déclin reflète, avant tout, un faible dynamisme entrepreneurial. Si l'on se réfère à cette étude, la décélération de l'efficacité allocative ne serait donc pas un mal spécifiquement français mais un mal qui toucherait également des économies aux marchés beaucoup plus libéralisés.

Enfin, pour ce qui concerne la question des causes de cette inefficacité allocative, les travaux qui tentent de les explorer, ont, pour le moment, du mal à faire émerger un facteur

prééminent. Par exemple, l'étude par Andrews et Cingano (2014) sur les données Orbis-OCDE pointent les niveaux de protection de l'emploi et de régulation des marchés de produits comme une des causes des écarts d'efficacité allocative entre pays. Mais, comme le souligne justement Cette Corde et Lecat, d'autres études plaident davantage en faveur de l'hypothèse d'une détérioration dans l'allocation du capital. Par exemple, Gamberoni et al. (2016), travaillant sur la base de données microéconomiques Compnet de la Banque Centrale Européenne, défendent cette hypothèse pour les économies européennes⁹.

Les défis de l'évaluation de « l'efficacité allocative » des pays et les enjeux de politique économique.

En conclusion, l'article de Cette Corde et Lecat pointe, avec de nouveaux faits stylisés, les difficultés d'allocation de ressources qui pourraient sous-tendre le ralentissement de la croissance de la productivité observée en France. Cet accent mis sur le changement structurel est, à notre sens utile, dans la mesure où il permet d'élargir un débat qui jusque-là a principalement opposé des arguments relatifs à la technologie à des arguments relatifs aux erreurs de mesure¹⁰.

Il reste néanmoins beaucoup de travail à accomplir, à la fois, pour quantifier les effets d'inefficacité allocative et pour en comprendre les causes. En ce qui concerne la quantification, les comparaisons internationales et inter-temporelles doivent être étendues mais elles soulèvent beaucoup de défis concernant la comparabilité des bases de données micro-économiques et la fiabilité des méthodologies¹¹. Au-delà de ces défis, on peut aussi se demander si ces travaux ne conduisent pas à trop centrer l'attention sur les problèmes d'allocations intra-sectorielles et insuffisamment sur les problèmes d'allocations inter-sectorielles. Par exemple, Macmillan et Rodrik (2011) et Rodrik (2013) soulèvent un

6. Voir en particulier Melitz et Povanec (2015).

7. Pour la France, les données mobilisées sont les données de l'Insee.

8. Selon la méthodologie de Olley and Pakes (1996), un terme de covariance élevé exprime le fait que les entreprises les plus productives exhibent des parts de marché relativement élevées, ce qui rend compte d'un fonctionnement efficace des marchés. Ces valeurs sont respectivement de 0.24 pour la France et de 0.51 pour les États-Unis. De manière intéressante, il est notable que sur les données mobilisées par Bartelsman et al. (2013), la dispersion intra-industrie de la productivité est plus faible en France qu'aux États-Unis (la déviation standard y est de 0.22 contre 0.38 pour les États-Unis). Cela révèle, à nouveau, les limites des simples mesures de dispersion pour comparer l'efficacité allocative des pays.

9. Voir aussi le commentaire de ces résultats par Benoît Cœuré dans son allocation intitulée « Convergence matters for monetary policy » pour l'ouverture de la conférence Innovation, firm size, productivity and imbalances in the age of de-globalization du réseau Compnet qui s'est tenue à Bruxelles le 30 juin 2017 (disponible sur le site Europa de la commission européenne).

10. Voir Aghion et al. (2017) pour une contribution récente à ce débat.

11. Pour citer un exemple encore, Nishida et al. (2017) se fondent sur une méthode développée par Petrin et Levinsohn (2012) pour montrer que les réallocations de ressources, et donc les gains en termes d'efficacité allocative, ont fortement contribué à la croissance de la productivité agrégée d'un pays comme l'Inde alors que les décompositions traditionnelles, à la Olley et Pakes, attribuent l'essentiel de la croissance de la productivité agrégée dans ce pays à un effet de croissance au sein des firmes.

paradoxe dans la dynamique de productivité agrégée des pays moins avancés. Alors que tous ont connu des gains de productivité très élevés au sein de chacun de leurs secteurs manufacturiers sur les 25 dernières années, seul un petit nombre de ces pays a vu sa productivité agrégée s'accroître substantiellement. Ils expliquent ce paradoxe par le fait que la part de l'industrie manufacturière dans ces pays a eu tendance à se réduire en dépit des gains de productivité. Autrement dit, les secteurs qui connaissent les gains de productivité les plus forts ne sont, paradoxalement, pas ceux qui attirent le plus l'emploi dans ces pays. Ces risques de réallocations d'emploi « appauvrissantes » sont également à considérer dans les économies avancées dans la mesure où l'emploi libéré de certaines entreprises en perte de compétitivité pourrait ne pas se réallouer automatiquement vers des entreprises plus productives du même secteur mais vers des activités à plus faible valeur ajoutée dans d'autres secteurs.

En ce qui concerne, ensuite, la recherche des causes de l'inefficience, Il faudrait discuter plus avant les raisons pour lesquelles l'allocation du travail, ou celle des capitaux, aurait pu devenir plus inefficace en France sur la période récente. Pourquoi ces difficultés se seraient-elles aggravées sur la décennie 2000 ? Et surtout, dans quelle mesure peuvent-elles être vraiment spécifiques à la France alors que l'on observe une tendance similaire aux États-Unis ?

Enfin, une dernière voie de recherche viserait à explorer davantage le rôle de la mondialisation dans les dynamiques de productivité et de réallocation de ressources observables en France comme dans les autres pays industrialisés (Bellone & Chiappini, 2016). Si le ralentissement de la croissance de la productivité dans ces nations, ou les dynamiques de divergence entre les entreprises les plus productives et les moins productives sont, pour partie au moins, liées au choc de la mondialisation, il est à craindre que des réformes structurelles, seules, n'aient que peu d'impact sur la capacité de la France à s'extraire de cette dynamique de ralentissement ou à limiter ces phénomènes de divergence.

En termes de politique économique, notre analyse, comme celle de Cette, Corde et Lecat, conduit à recommander des actions de politiques économiques visant à favoriser le changement structurel en France. Deux points de différenciation pourraient néanmoins exister entre notre approche et celle que pourrait porter les auteurs. Le premier point de différenciation a trait à l'idée selon laquelle les gains de productivité obtenus par les entreprises à la frontière pourraient facilement se diffuser à l'ensemble de l'économie, à condition seulement que certaines rigidités de marchés soient levées. Si, comme nous en avons fait l'hypothèse dans notre commentaire, ces gains ne reflètent pas (ou pas uniquement) des progrès technologiques mais plutôt (ou aussi) des restructurations industrielles d'entreprises ayant tiré parti de la mondialisation, il est beaucoup moins évident que ces gains soient diffusibles à l'ensemble du tissu productif français. Selon nous, il est important, en tous les cas, que le gouvernement garde comme cible ou référence pour évaluer la portée de ses actions, la productivité agrégée sans être tenté d'y substituer la productivité à la frontière, car la dynamique de cette frontière n'est pas forcément représentative d'un potentiel de croissance pour le pays dans son ensemble.

Un second point de différenciation pourrait concerner le timing des actions. Pour notre part, nous recommandons au gouvernement de fixer d'abord ses priorités en termes de stratégies industrielles, incluant ses choix contraints en matière de transition écologique et de compétitivité internationale, et de construire, ensuite, ses réformes structurelles dans le but d'orienter les ressources, capital et travail, vers les secteurs et les entreprises répondant à ces priorités. Cette vision des réformes structurelles, est une vision pragmatique, à l'opposé d'une vision libérale selon laquelle la flexibilité et la libre entreprise seraient à même de conduire, seules, la France à renouer avec une dynamique de croissance forte et inclusive. Dans des économies ouvertes, où les enjeux de compétitivité sont devenus forts, une telle politique de laisser-faire risquerait de conduire à davantage de divergence plutôt qu'à la convergence espérée. □

BIBLIOGRAPHIE

- Aghion, P., Bergeaud, A., Boppart, T., Klenow, P. & Li, H. (2017).** Missing Growth from Creative Destruction. Federal Reserve Bank of San Francisco, *Working Paper 2017-04*.
- Andrews, D., Criscuolo, C. & Gal, P. N. (2015).** Frontier Firms, Technology Diffusion and Public Policy: Micro Evidence from OECD Countries,” OECD, *Productivity Working Papers 2*.
- Baily, M., Hulten, C. & Campbell D. (1992).** Productivity dynamics in manufacturing plants. *Brookings Papers on Economic Activity: Microeconomics*, 1, 187-267.
- Baldwin, R. (2016).** *The great convergence : information technology and the new globalization*. Cambridge, Harward University Press.
- Bellone, F. & Chiappini, R. (2016).** *La compétitivité des pays*. Paris : La Découverte, collection Repères.
- Bellone, F. & Mallen-Pisano, J. (2013).** Is Misallocation Higher in France than in the United States? Université Nice Sophia Antipolis, *GREDEG Working Papers 2013-38*.
- Berlingieri, G., Blanchenay, P. & Criscuolo, C. (2017).** The Great Divergence(s). Center for Economic Performance, *CEP Discussion Paper 1488*.
- Byrne, D. M., Fernald, J. G. & Reinsdorf, M. B. (2016).** Does the United States Have a Productivity Slowdown or a Measurement Problem?, *Brookings Papers on Economic Activity*.
- Cette, G., Fernald, J. & Mojon, B. (2016).** The pre-Great Recession slowdown in productivity. *European Economic Review*, Elsevier, 88(C), 3-20.
- Decker, R., Haltiwanger, J., Jarmin, R. & Miranda, J. (2017).** Declining Dynamism, Allocative Efficiency, and the Productivity Slowdown. *American Economic Review*, 107(5), 322-26.
- Gamberoni, E., Giordano, C. & López-Garcia, P. (2016).** Capital and labour (mis)allocation in the euro area: some stylized facts and determinants *ECB Working Paper 1981*.
- Gordon, R. (2016).** *The Rise and Fall of American Growth*. Princeton University Press.
- Hsieh, C. & Klenow, P. (2009).** Misallocation and manufacturing TFP in China and India. *Quarterly Journal of Economics*, 124 (4), 1403-1447.
- Macmillan, M. & Rodrik, D. (2011).** Globalization, structural change and economic growth. In: Bachetta M. & Jansen M. (dir.). *Making Globalization Socially Sustainable*, International Labor Organization and World Trade Organization, Genève.
- Melitz, M. J. & Polanec, S. (2015).** Dynamic Olley-Pakes productivity decomposition with entry and exit. *The RAND Journal of Economics*, 46(2), 362–375.
- OECD (2015).** *The Future of Productivity*. Organization of Economic Cooperation and Development, Paris.
- OECD (2017).** Making globalisation work: Better lives for all. Organization of Economic Cooperation and Development *OECD Key Issues Paper*.
- Petrin, A. & Levinsohn, J. (2012).** Measuring Aggregate Productivity Growth Using Plant-Level Data”, *RAND Journal of Economics*, 43(4), 705–725.
- Olley, G. S. & Pakes, A. (1996).** The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry. *Econometrica*, 64(6), 12-63.
- Rodrik, D. (2013).** Unconditional convergence in manufacturing. *Quarterly Journal of Economics*, 128(1), 165-204.
- Nishida, M., Petrin, A., Rotemberg, M. & White T. K. (2017).** Are We Undercounting Reallocation's Contribution to Growth? U.S. Census Bureau, Center for Economic Studies *Discussion Papers 13 55R*.
- Syverson, C. (2016).** Challenges to Mismeasurement Explanations for the U.S. Productivity Slowdown. National Bureau of Economic Research, *Working Paper N° 21974*.

Avant-propos – La crise, dix ans après : les enseignements pour la recherche dans les domaines monétaire et financier

Foreword – The Crisis, Ten Years After: Lessons Learnt for Monetary and Financial Research

Andreas Beyer*, Benoît Cœuré*, Caterina Mendicino*

Résumé – Dix années après l'éclatement des crises financières mondiale et européenne, la recherche tant économique que financière a enregistré des avancées notables et a permis de remédier aux lacunes des modèles théoriques et empiriques utilisés pour nourrir le processus de décision dans les sphères monétaire et financière. Le présent avant-propos examine en premier lieu les progrès réalisés dans la modélisation économétrique, afin de représenter de manière plus réaliste le secteur financier et d'inclure des mécanismes non-linéaires, un plancher effectif des taux d'intérêt et des pays et des agents plus divers. Nous décrivons ensuite comment de tels progrès ont aidé à évaluer l'incidence des mesures non conventionnelles de politique monétaire et à comprendre les interactions entre les politiques monétaires et prudentielles, grâce également à un usage accru des données individuelles. Nous concluons que des recherches additionnelles demeurent nécessaires pour analyser la transmission des taux d'intérêt négatifs à l'économie et ses conséquences pour la stabilité financière, et mieux comprendre l'impact de la communication des banques centrales (notamment les indications avancées sur la politique monétaire) en s'écartant de l'hypothèse d'anticipations rationnelles des agents économiques. Enfin, des progrès demeurent nécessaires pour prendre en compte dans les modèles l'hétérogénéité des agents, compte tenu de sa pertinence pour la transmission de la politique monétaire et, plus généralement, de l'importance croissante des inégalités dans les débats de politique économique.

Abstract – Ten years after the global and European financial crises, significant progress has been made both in financial and economic research to address the shortcomings of mainstream modelling frameworks used to inform monetary and financial policymaking. This article first reviews the progress made in the field of econometric modelling, namely more elaborated financial sectors, partial non-linearity, addressing the effective lower bound for interest rates and dealing with heterogeneity across countries and economic agents. We then describe how such progress has helped assessing the impact of unconventional monetary policy and the interaction between monetary and prudential policies, also building on the extensive use of micro-data. We conclude that more research remains needed on the transmission of negative rates, and their financial stability repercussions, and to understand better central bank communication (including forward guidance on monetary policy) by introducing elements of bounded rationality. Research remains also needed on building models with more heterogeneous agents, given the relevance of heterogeneity for the transmission of monetary policy and the rising importance of inequality in the broader policy discussion.

JEL codes / JEL Classification : E4, E5, G1, G2

Mots clés : crise financière, modélisation macroéconomique, politique monétaire non conventionnelle, politique macroprudentielle, supervision bancaire

Keywords: financial crisis, macroeconomic modelling, unconventional monetary policy, macroprudential policy, banking supervision

* Banque centrale européenne (Andreas.Beyer@ecb.europa.eu; Benoît.Coeure@ecb.europa.eu; Caterina.Mendicino1@ecb.europa.eu).
Remerciements : le présent avant-propos a bénéficié des commentaires et des suggestions de Carlo Altavilla, Matthieu Darracq
Pariès, Michael Ehrmann, Sandra Gomes, Florian Heider, Geoff Kenny, Luc Laeven, Ana Lamo, Michele Lenza, Simone Manganeli,
David Marqués, Alex Popov, Sebastian Schmidt, Jirka Slacálek et Frank Smets.

Rappel :

Les jugements et opinions exprimés par les auteurs n'engagent qu'eux mêmes, et non les institutions auxquelles ils appartiennent, ni a fortiori l'Insee.

Dix années après l'éclatement de la Grande crise financière, ses retombées économiques et financières continuent de se faire sentir. Les mesures courageuses et sans précédent adoptées par les autorités publiques, ainsi que les progrès apportés à l'architecture financière institutionnelle et réglementaire, ont toutefois contribué à réduire la sous-utilisation des capacités de production, à faire baisser un chômage qui avait atteint des niveaux record et, finalement, à ramener l'économie mondiale et la zone euro sur la voie d'une expansion solide.

Ces résultats n'auraient pu être obtenus sans un profond réexamen des interactions entre les sphères financière et réelle de l'économie, du fonctionnement des mesures non conventionnelles de politique monétaire quand les taux d'intérêt ont atteint leur plancher effectif, et de l'importance de bonnes politiques réglementaires et prudentielles. La crise mondiale et celle de la zone euro ont révélé d'importantes lacunes du cadrage général des modèles utilisés par les banques centrales pour analyser et prévoir l'activité économique et l'inflation, notamment l'absence d'un secteur financier pouvant constituer une source ou un facteur amplificateur des chocs économiques (voir Cœuré, 2012, pour un débat antérieur sur les priorités de la modélisation d'après-crise). De nombreux modèles intègrent désormais un véritable secteur bancaire : ils tiennent compte de l'existence de frictions financières et permettent d'analyser les effets des politiques macroprudentielles (qui visent à sauvegarder la stabilité du système financier dans son ensemble). De même, le taux d'intérêt à court terme qui résumait jusqu'à présent l'orientation de la politique monétaire dans les modèles macroéconométriques a fait place à une représentation plus élaborée du mécanisme de transmission monétaire, qui donne un rôle aux bilans publics et privés. Cela permet de comprendre pleinement les canaux de transmission des programmes d'achats d'actifs des banques centrales et leurs effets sur le prix des actifs financiers et l'économie dans son ensemble.

Le présent avant-propos adopte le point de vue d'une banque centrale sur les avancées de la recherche monétaire et financière et s'appuie en particulier (mais pas uniquement) sur les travaux menés par la Banque centrale européenne (BCE). Il n'aborde cependant pas l'ensemble des domaines d'intérêt des banques centrales. Ainsi, le débat reste vif parmi les économistes autour de la question du bon équilibre entre stabilisation budgétaire et viabilité des finances publiques dans les phases de récession (en fonction notamment de la taille des multiplicateurs budgétaires), sur les défauts des mécanismes d'ajustement réels et nominaux au sein de l'Union économique et monétaire et sur les contours de dispositifs de partage des risques plus efficaces. Les causes de la faible inflation ont aussi été largement étudiées depuis l'éclatement de la crise. Ces dernières années, l'inflation est demeurée durablement faible dans de nombreux pays développés, en dépit d'une réduction significative de la sous-utilisation des capacités de production et de la main d'œuvre. Cette situation a fait renaître les débats sur la forme, la spécification et la position de la courbe de Phillips ainsi que sur le rôle des conditions financières au sens large dans la relance de la croissance économique et, *in fine*, de l'inflation (Kuttner & Robinson, 2010 ; Ball & Mazumder, 2011 ; et la série d'articles publiés par Ciccarelli et Osbat, 2017). Ces questions sont importantes, mais ne sont pas l'objet de cet article.

La partie 2 de l'avant-propos passe en revue les avancées suscitées par la crise dans le domaine de la modélisation économétrique, alors que la partie 3 présente l'analyse de l'incidence des mesures non conventionnelles de politique

monétaire. La partie 4 fait le point sur les travaux de recherche récents sur les interactions entre les politiques macroprudentielles et monétaires, en se concentrant sur la zone euro. Pour conclure, quelques suggestions en vue de travaux de recherche futurs sont formulées.

Défis posés aux modèles macroéconométriques d'avant la crise

Avant l'éclatement de la Grande crise financière, la plupart des modèles développés par les administrations nationales, les organisations internationales et les banques centrales étaient de plus en plus fondés sur des principes microéconomiques rigoureux, autour de ménages et d'entreprises rationnels et prospectifs (*forward looking*), sur la base des contributions majeures de Christiano et al. (2005) et de Smets et Wouters (2007). Les fondements théoriques des modèles d'équilibre général dynamique stochastique (*dynamic stochastic general equilibrium*) – DSGE et leur évaluation quantitative offraient aux responsables économiques un cadre cohérent, permettant une interprétation structurelle de scénarios alternatifs de politique monétaire et budgétaire. Les modèles macroéconométriques les plus à la pointe tenaient compte des rigidités nominales des salaires et des prix et des rigidités réelles de la consommation et de l'investissement, et intégraient une règle de taux d'intérêt à la Taylor pour décrire la politique monétaire. Pour la plupart, ils incorporaient un secteur des administrations publiques complet et, pour certains d'entre eux, prenaient en compte des ménages soumis à des contraintes financières, dont la consommation était liée au revenu actuel plutôt que fondée sur une optimisation tout au long de la vie. Malgré des fondements microéconomiques, des périodes d'estimation et des pays de référence différents, il y avait une large convergence au sein de la communauté des organisations internationales et des banques centrales en matière d'évaluation qualitative et quantitative de la transmission des politiques macroéconomiques¹.

La Grande crise financière et la Grande récession qui s'en est suivie ont fait apparaître au grand jour différentes lacunes de cette stratégie de modélisation (voir, par exemple, Lindé et al., 2016, et le *MaRs Report*, 2014 – Macroprudential Research Network, réseau de recherche dans le domaine macroprudentiel). La plus évidente était l'absence d'un secteur financier digne de ce nom, ce qui rendait les modèles incapables de rendre compte des origines de la crise et de son impact sur l'économie. Par ailleurs, les modèles en place avaient été construits selon un paradigme linéaire standard gaussien et conçus dans le détail pour analyser l'incidence des chocs modérés. Or, la Grande crise financière a constitué le choc le plus grave connu par les économies développées depuis la crise de 1929, une rupture importante par rapport à ce paradigme. En outre, les modèles ne tenaient pas compte de la contrainte que constitue le niveau plancher des taux d'intérêt nominaux, qui a commencé à se faire sentir quelques mois seulement après le début de la crise. Enfin, l'hétérogénéité dans la transmission des politiques macroéconomiques est au premier plan des débats de politique économique depuis la crise, tant au sein des économies qu'entre elles.

1. Voir, notamment, les modèles FRB-US et SIGMA du Conseil de la Réserve fédérale, les modèles NMCM, NAWM et EAGLE de la Banque centrale européenne, le modèle GIMP du FMI, le modèle TOTEM de la Banque du Canada, le modèle QUEST de la Commission européenne et le modèle OECD fiscal de l'OCDE.

Absence d'un secteur financier

Avant la crise, seul un nombre limité de modèles macroéconométriques utilisés à des fins de politique économique donnaient un rôle aux marchés financiers (Christensen & Dib, 2008 ; Christiano et al., 2004 ; Dib et al., 2013). La crise a mis en lumière les effets des chocs financiers sur l'économie réelle ainsi que le rôle du système financier dans la propagation des chocs non financiers. Del Negro et al. (2016), par exemple, montrent que les modèles DSGE incluant des frictions financières produisent de meilleures projections en période de tensions financières, même s'ils sont moins pertinents dans les périodes plus calmes. De ce point de vue, la contribution de Christiano et al. (2014) est notable. Ces auteurs adjoignent au modèle DSGE monétaire standard un mécanisme d'accélérateur financier de type Bernanke-Gertler-Gilchrist et une incertitude idiosyncratique sur le rendement de l'investissement productif. Contrairement à ce qui a été observé pour les chocs financiers plus classiques, sur les fonds propres par exemple, les auteurs montrent que laisser la dispersion de cette incertitude idiosyncratique fluctuer dans le temps permet de saisir la nature procyclique du crédit. On peut citer d'autres tentatives utiles d'introduction de frictions financières dans les modèles macroéconomiques de la zone euro, comme celles de Queijo von Heideken (2009) et de Lombardo et McAdam (2012).

La crise a toutefois nettement montré qu'intégrer des frictions financières sans modéliser explicitement les intermédiaires financiers ne permet pas aux modèles de reproduire les interactions négatives entre le système financier et l'économie réelle, qui en ont pourtant été un élément marquant. Gerali et al. (2010) constituent l'une des premières tentatives d'introduire un secteur bancaire dans un modèle DSGE quantitatif de la zone euro avec des frictions financières. Les auteurs montrent que le secteur bancaire non seulement renforce la propagation des chocs d'offre, mais aussi qu'il est lui-même à l'origine de chocs qui expliquent l'essentiel de la contraction du PIB de la zone euro en 2008. De plus, la destruction des capitaux propres des banques a de graves conséquences pour l'investissement et l'activité économique. S'appuyant sur Gerali et al. (2010), Darracq Pariès et al. (2011) développent et estiment un modèle de la zone euro dans lequel certaines entreprises sont soumises à des contraintes financières et ne peuvent emprunter qu'en nantissant leurs revenus et leurs fonds propres. Les ménages, quant à eux, apportent en garantie leur logement et une partie de leurs salaires. Le modèle comprend en outre un canal des fonds propres bancaires et des contraintes réglementaires. Le modèle estimé permet une interprétation structurelle du cercle vicieux entre secteur financier et économie réelle à l'œuvre pendant la crise de la zone euro, et montre comment l'aversion pour le risque des banques a amplifié le risque de crédit des entreprises. Dedola et al. (2013), se fondant sur l'article fondateur de Gertler et Karadi (2011), prennent en compte les frictions financières sous la forme de contraintes de bilan pesant sur les intermédiaires financiers pour étudier la dimension internationale des politiques non conventionnelles dans les économies ouvertes. Ils constatent qu'avec l'intégration financière, les politiques non conventionnelles menées dans un pays bénéficient également à d'autres pays et contribuent à la stabilisation des conditions financières et du crédit au niveau mondial. Fahr et al. (2013) montrent comment

les interventions de la BCE ont contribué à limiter le recul de l'activité économique et les risques à la baisse sur l'inflation².

Non-linéarité

Si les modèles linéaires standards s'étaient avérés utiles pour l'analyse tant des projections que des scénarios « par temps calme », ils sont vite devenus peu fiables pour évaluer l'incidence d'événements économiques et financiers extrêmes, comme la montée du risque systémique, le risque de stagnation séculaire ou de défaut souverain (Hamilton, 2016). En particulier, comme la Grande crise financière et la crise de la zone euro l'ont montré, la diffusion des chocs financiers peut être fortement non linéaire quand les marchés financiers sont paralysés et les prix des actifs engagés dans une spirale baissière alimentée par des ventes forcées (Brunnermeier & Pedersen, 2009 ; Caballero & Simsek, 2013). Les travaux de Boissay et al. (2016) constituent une avancée importante vers la modélisation de l'accumulation et de la correction endogènes des déséquilibres de crédit. Dans leur modèle, une envolée du crédit peut résulter d'une série de développements favorables incitant les banques efficaces, qui financent des projets productifs à accroître cette activité, amplifiant ainsi le dynamisme économique³. De la même manière, les programmes de recherche macroprudentielle lancés au sortir de la crise, tels que le projet MaRs de la BCE⁴, soulignaient eux aussi l'importance d'inclure des non-linéarités et des déséquilibres de crédit endogènes dans les modèles macroéconomiques (voir aussi la partie 4). Comme illustré, notamment, par Hubrich et Tetlow (2015), un modèle non linéaire est nécessaire pour évaluer correctement comment les situations de détresse financière interagissent avec l'activité économique réelle, l'inflation et la politique monétaire.

Plancher effectif des taux d'intérêt

De nombreux travaux de recherche ont étudié les effets de la politique économique quand les taux d'intérêt directs nominaux sont à leur plancher. Ils concluent généralement que la réaction de l'économie aux mesures de relance monétaire peut être très différente par rapport à des périodes où on s'attend à ce que les taux d'intérêt nominaux demeurent positifs (Christiano et al., 2011 ; Eggertsson, 2011 ; Woodford, 2011). Par conséquent, l'inclusion d'un plancher effectif explicite des taux d'intérêt nominaux, qui limite *de facto* la capacité de la politique monétaire à apporter un soutien adéquat à l'économie à travers ses instruments conventionnels, est une évolution majeure des modèles destinés aux projections et à l'analyse économique. Coenen et Warne (2014), par exemple, analysent l'évolution des risques pesant sur la stabilité des prix pendant la crise financière à l'aide du modèle NAWM (New Area-Wide Model) de la BCE (Christoffel et al., 2008). Ils montrent que le risque de déflation a été accru par l'existence du niveau plancher des taux d'intérêt nominaux, ce qui a renforcé

2. La construction récente d'un nouveau modèle de la BCE couvrant l'ensemble de la zone euro (New Area-Wide Model, NAWM) vise également à faciliter l'analyse des mesures non conventionnelles, notamment les achats d'actifs, dans un cadre de modélisation macro-économique structurel cohérent.

3. Spécifiquement, un problème d'aléa moral parmi les banques actives sur le marché du financement interbancaire est à l'origine des récessions financières. Avec le ralentissement de l'économie, les ménages augmentent leur épargne et le taux d'intérêt diminue, ce qui permet aux banques moins efficaces d'emprunter elles aussi sur le marché interbancaire. Une crise s'enclenche quand le taux d'intérêt descend en-dessous d'un certain seuil et quand la part des banques inefficaces empruntant sur le marché interbancaire devient trop importante. L'asymétrie d'information rendant difficile la distinction entre bonnes et mauvaises banques, le risque de contrepartie augmente sur ce marché. Celui-ci, dès lors, se fige, le crédit aux entreprises s'effondre et l'économie ralentit fortement.

4. Le réseau MaRs a été lancé au printemps 2010 par le Système européen de banques centrales (SEBC), qui comprend les 28 banques centrales nationales des pays de l'Union européenne et la BCE.

les arguments en faveur du recours à des mesures non conventionnelles, sans lesquels la contribution de la politique monétaire serait insuffisante (voir Lindé et al., 2016 ; la partie 3 de cet article ; et Kilian et Manganelli, 2007, pour une mesure formelle de l'équilibre des risques sur l'inflation). Les contraintes liées au plancher effectif ont été accentuées par la baisse tendancielle du taux d'intérêt naturel dans la plupart des économies avancées, qui a poussé encore plus à la baisse les taux directeurs des banques centrales⁵.

Hétérogénéité entre pays et agents économiques

Le rôle de l'hétérogénéité des agents économiques pour comprendre les dynamiques économiques est un domaine très actif de la recherche (Krusell & Smith, 2006). Les ménages peuvent en effet différer par leur richesse mais aussi par leur degré de patience (Carroll et al., 2015), leur statut vis-à-vis de l'emploi (Krusell et al., 2010) et leur productivité (Nakajima, 2012). Krueger et al. (2016) montrent, à l'aune de la Grande dépression enregistrée en 2008-2009 aux États-Unis, comment les inégalités de richesse peuvent fortement amplifier les effets des chocs macroéconomiques. En utilisant un modèle DSGE avec des ménages hétérogènes, Gornemann et al. (2016) concluent qu'« *une politique monétaire centrée sur la stabilisation du chômage favorise le monde ordinaire (Main Street) en assurant la consommation. Elle pénalise le monde des affaires (Wall Street) en réduisant l'épargne de précaution et, par conséquent, le prix des actifs.* »

À un niveau plus agrégé, la crise financière a également accru le besoin de comprendre comment des facteurs financiers différents entre pays peuvent peser sur les performances macroéconomiques. Cette dimension est particulièrement importante dans une union monétaire comme la zone euro, dans laquelle la variété des situations financières et bancaires a constitué un défi pour la politique monétaire. La BCE s'est attaquée à ces questions et développe actuellement un nouveau modèle macroéconométrique multi-pays destiné aux projections officielles pour les cinq plus grands pays de la zone euro (ECB-MC). Plus granulaire, ce nouveau modèle accorde également une place plus explicite au secteur financier, deux conditions indispensables si l'on veut modéliser de manière plus réaliste la transmission de la politique monétaire, au-delà des canaux traditionnels⁶. Il ne prend toutefois pas en compte l'hétérogénéité des ménages. De fait, la grande majorité des modèles continuent de s'appuyer, pour des raisons de maniabilité, sur une approche construite autour d'un agent représentatif, qui ne couvre donc pas les interactions entre marchés et entre agents. Bien sûr, les choix de modélisation résultent toujours d'un arbitrage entre maniabilité et couverture en termes d'hétérogénéité des agents/des secteurs/des pays. Par conséquent, les conséquences redistributives des décisions de politique économique restent souvent négligées ou outrancièrement stylisées. C'est là une vraie lacune à une époque où les inégalités sont au premier plan de l'agenda politique des économies avancées.

5. Le taux d'intérêt naturel est le taux correspondant à une inflation et une production stables (Wicksell, 1936). S'il en existe plusieurs modes de calculs, la littérature économique s'accorde largement sur sa baisse au cours des dernières décennies. Il serait même négatif actuellement dans la zone euro selon certaines estimations (Hoston et al., 2016 ; Lemke & Vladou, 2016).

6. Le développement d'une extension multi-pays du NAWM, dans un modèle appelé EAGLE (Euro Area and Global Economy) (Gomes et al., 2012), a aussi été lancé pour aborder ces questions. Bokan et al. (2016) expliquent comment les nouvelles caractéristiques financières et bancaires de la version EAGLE-FLI du modèle interagissent entre pays et modifient le mécanisme de transmission au sein du modèle.

La BCE, avec les banques centrales nationales de l'Eurosystème, a remédié à cette lacune en collectant des données sur le patrimoine et la structure des portefeuilles des ménages de la zone euro dans le cadre de l'enquête sur les finances et la consommation des ménages (*Household Finance and Consumption Survey, HFCS*). Cette enquête décrit des faits stylisés concernant les portefeuilles des ménages, mais constitue également une source précieuse d'informations sur l'influence de l'hétérogénéité des ménages sur le mécanisme de transmission monétaire ainsi que pour la calibration des modèles économiques. Par exemple, une variable-clé expliquant pourquoi l'intensité de la transmission monétaire diffère entre pays est la propension marginale à consommer le revenu. Elle dépend fortement des caractéristiques des ménages, notamment leur patrimoine (Carroll et al., 2014). De plus, les données de l'enquête *HFCS* ont été utilisées pour identifier les ménages aisés susceptibles de se comporter comme s'ils étaient soumis à des contraintes de crédit parce que leurs actifs sont illiquides, les « riches qui vivent au jour le jour » (*wealthy hand-to-mouth*) comment les appellent Kaplan et al. (2014). Les modèles nouveaux-keynésiens à agents hétérogènes (*heterogeneous agent new Keynesian*) – HANK peuvent inclure une fraction de *wealthy hand-to-mouth* (Kaplan et al., 2016). Quand on prend en compte l'hétérogénéité des ménages en termes de richesse et de liquidité, le canal de transmission intertemporel de la politique monétaire (à travers l'effet de substitution) devient moins important que le canal du revenu (à travers l'augmentation de la demande de travail en équilibre général). Il existe d'autres raisons pour lesquelles l'hétérogénéité des ménages importe pour la politique monétaire, comme la différence entre emprunts hypothécaires à taux fixes ou variables, ou le niveau d'endettement des ménages.

Récemment, l'enquête *HFCS* a aussi été mise à profit pour évaluer l'incidence distributive de la politique monétaire (Draghi, 2016). Les deux vagues de l'enquête, réalisées en 2010 et en 2013, permettent notamment d'évaluer comment la baisse des taux d'intérêt, en partie due à l'assouplissement de la politique monétaire, a déplacé le revenu financier net entre ménages⁷. Les résultats semblent indiquer que le revenu financier net en pourcentage du revenu total des ménages a un peu baissé en moyenne dans la zone euro, que les ménages situés en bas de la distribution du patrimoine net ont été peu affectés car leurs échéances de crédits dépassaient leur revenu financier, et que ce sont les ménages les plus aisés qui ont le plus perdu.

Incidence des mesures non conventionnelles

Confrontées au plancher effectif des taux d'intérêt, les grandes banques centrales comme la Réserve fédérale, la Banque du Japon, la Banque d'Angleterre et la BCE ont pris des mesures sans précédent pour soutenir l'activité économique et l'inflation. Certaines mesures non conventionnelles, comme les programmes d'achats d'actifs à grande échelle, ont été utilisées partout. D'autres, comme les taux d'intérêt négatifs, les opérations de refinancement à long terme et les programmes de prêts ciblés, ou l'élargissement des garanties éligibles dans les opérations de refinancement des banques centrales, n'ont été prises que dans certains pays. Des efforts de recherche considérables ont été consacrés à étudier les effets

7. Au cours de cette période, les rendements des obligations de référence à 2 et 10 ans de la zone euro se sont réduits de respectivement 130 et 110 points de base.

de ces politiques non-conventionnelles sur les prix des actifs, l'activité économique et, enfin, l'inflation⁸.

Fourniture de liquidité

Très vite après l'éclatement de la crise, la BCE a accordé un accès total et illimité à la liquidité de banque centrale, à taux fixe et en échange de garanties suffisantes, et proposé à ses contreparties diverses opérations de refinancement à long terme. Garcia-de-Andoain et al. (2016) identifient deux effets principaux de la fourniture de liquidité de banque centrale sur les marchés interbancaires. Dans un premier temps, pendant la Grande crise financière (2008-2010), la liquidité de banque centrale s'est substituée à l'offre de liquidité sur le marché interbancaire qui était alors paralysé. Dans un deuxième temps, elle a accru l'offre de liquidité sur le marché interbancaire dans les pays en crise (Grèce, Italie et Espagne) pendant la crise des dettes souveraines (2011–2013). Les recherches ont aussi montré que les banques moins bien capitalisées ont emprunté davantage auprès de la banque centrale, en apportant des garanties plus risquées que les banques bénéficiant d'une capitalisation plus solide. Avec l'argent ainsi emprunté, ces banques moins bien capitalisées ont acheté les obligations de leur État souverain, lui-même souvent en crise (Drechsler et al., 2016). Bien que totalement en phase avec le rôle de la banque centrale comme prêteur en dernier ressort – qui assure les acteurs économiques contre le risque de liquidité systémique, cette conclusion met en avant d'éventuels effets secondaires défavorables pour la stabilité financière. Elle souligne ainsi le besoin d'une supervision bancaire rigoureuse pour accompagner la fonction de prêteur en dernier ressort.

L'utilisation de données individuelles a été essentielle pour comprendre le mécanisme de transmission des politiques de liquidité de la BCE. Gambacorta et Marques (2011), par exemple, montrent que des caractéristiques spécifiques aux banques, comme le volume de leurs financements à court terme, leur activité de titrisation, la proportion de leurs revenus tirés de commissions et leur niveau de fonds propres, peuvent influencer sur les variations de l'offre de crédit. De même, Altunbas et al. (2017) relient la dimension systémique du risque bancaire à certaines caractéristiques observées avant la crise de 2007-2009, comme la forte expansion du crédit et le recours accru au refinancement interbancaire. En particulier, en devenant plus dépendante du refinancement interbancaire, les banques sont devenues plus vulnérables aux blocages sur ce marché, ce qui a renforcé leur probabilité de faire appel aux facilités de la banque centrale. Les recherches de la BCE (Banque centrale européenne, 2016), à partir d'informations relatives aux taux des prêts des banques et à leur comportement de soumission aux deux programmes de refinancement à plus long terme ciblés (les TLTRO), montrent que les banques localisées dans les pays fragiles ayant participé à ces opérations ont abaissé les taux de leurs prêts plus fortement que les banques n'y ayant pas pris part. Le soutien monétaire a donc bénéficié en priorité aux emprunteurs privés de la zone euro qui avaient le plus besoin d'un assouplissement.

Une autre stratégie pour mesurer les effets des politiques de liquidité, initiée par Lenza, Pill et Reichlin (2010), s'appuie sur l'utilisation de modèles vectoriels

8. Krishnamurty et Vissing-Jorgensen (2011), Gagnon et al. (2011) et D'Amico et King (2012), pour les États-Unis, ainsi que Joyce et al. (2011) pour le Royaume-Uni, ont étudié l'incidence des politiques non conventionnelles sur les prix des actifs, tandis que Gertler et Karadi (2013) et Del Negro et al. (2017) en ont fait de même pour les effets de ces politiques sur l'économie américaine.

autorégressifs (VAR) standards. Leurs analyses reposent sur différentes hypothèses relatives à l'influence des mesures non conventionnelles sur l'économie réelle. Elles déterminent l'effet des premières injections de liquidité de la BCE à travers les variations des écarts des taux du marché monétaire et de la pente de la courbe des rendements. Darracq Pariès et De Santis (2015), de leur côté, étudient l'impact de s'opérations de refinancement à plus long terme de la BCE à trois ans à l'aide de l'enquête sur la distribution du crédit bancaire (*Bank Lending Survey, BLS*). Ciccarelli et al. (2013), se fondant également sur une approche VAR, établissent que les opérations d'apport de liquidité de la BCE ont compensé en partie la contraction des financements privés. Toutes ces études mettent en évidence des effets macroéconomiques positifs des mesures non conventionnelles de la BCE dans la première phase de la crise. Les résultats pâtissent toutefois des fortes incertitudes relatives aux modèles et à leurs estimations.

Achats d'actifs

Avec le premier programme d'achats d'obligations sécurisées (*covered bond purchase programme*) – CBPP, la BCE a inauguré, en 2009, une série de programmes d'achats d'actifs. Beirne et al. (2011) montrent que le CBPP a réussi à faire baisser les taux d'intérêt du marché monétaire et, plus généralement, à alléger les conditions d'emprunt des banques, des entreprises et des ménages, tout en améliorant la liquidité sur un compartiment du marché financier sur lequel les écarts de taux s'étaient accrus et la liquidité détériorée à mesure que la crise progressait. Pendant la phase la plus aiguë de la crise des dettes souveraines européennes, la BCE a ajouté le Programme pour les marchés de titres (*securities markets programme*) – SMP au CBPP afin de garantir la profondeur et la liquidité de compartiments dysfonctionnels du marché des dettes souveraines. Plusieurs études confirment que les achats effectués au titre du SMP ont contribué à faire baisser les rendements et la volatilité, même si ces améliorations n'ont parfois été que temporaires (Eser & Schwaab, 2016 ; Ghysels et al., 2017). Carpenter et al. (2014) constatent que tant les politiques de fourniture de liquidité par la BCE que le SMP ont permis un assouplissement des conditions sur le marché monétaire de la zone euro, qui s'est traduit par une augmentation globale des prêts bancaires. En août 2012, la BCE a annoncé le programme d'opérations monétaires sur titres – OMT, destiné à remédier au risque d'envolées auto-réalisatrices des rendements des obligations souveraines, en lien avec un risque perçu d'éclatement de la zone euro déconnecté des fondamentaux économiques et financiers. L'annonce du programme OMT a eu un effet immédiat et fort sur les rendements des obligations d'État, alors même que le programme n'a jamais été activé. Le net recul des rendements des obligations publiques des États membres « périphériques » qui a suivi cette annonce, et la hausse concomitante des rendements des valeurs refuges telles que le *Bund* allemand, a correspondu principalement à une réévaluation du risque de redénomination monétaire (de Santis, 2015). La baisse des taux d'intérêt a été particulièrement importante pour l'Italie et l'Espagne. Les résultats d'un VAR multi-pays indiquent que ces taux d'intérêt plus bas ont eu des effets globalement positifs sur l'activité et les prix dans ces pays (Altavilla et al., 2016).

Alors que les programmes d'achats d'actifs de la BCE ont, jusque mi-2014, été largement motivés par l'émergence et la persistance de frictions sur les marchés financiers, la décision de lancer le programme d'achats de titres du secteur public (*public sector purchase programme*) – PSPP, en janvier 2015, a été prise dans

le contexte d'une période prolongée de faible inflation et de risques de déstabilisation des anticipations d'inflation à moyen terme. Sur la base des travaux majeurs de Vayanos et Vila (2009), dont la théorie de l'« habitat préféré » des investisseurs explique pourquoi les achats d'actifs effectués par la banque centrale peuvent influencer les prix des actifs, une littérature économique en plein développement, utilisant à la fois des études d'événements et l'analyse de séries temporelles, conclut que le PSPP a permis d'assouplir les conditions financières au sens large et de relancer l'économie dans son ensemble (Altavilla et al., 2015 ; 2016 ; Andrade et al., 2016 ; Blattner & Joyce, 2016).

Dispositifs de garanties

L'utilisation des garanties (ou collatéral) sur les marchés financiers constitue un important canal de transmission des politiques des banques centrales. Les garanties permettent aux prêteurs de recouvrer une partie des fonds qu'ils ont alloués en cas de défaut de l'emprunteur. Elles peuvent également encourager l'emprunteur à rembourser ses prêts (voir, par exemple, Boot et al., 1991) ou signaler sa capacité de remboursement, comme dans Bester (1985). Les garanties peuvent toutefois aussi réduire les incitations des prêteurs à passer au crible et à surveiller les emprunteurs (Rajan & Whinton, 1995). Elles peuvent alors créer une fausse impression de sécurité, alors que le risque de défaut demeure, en fonction de la valeur des actifs apportés en garantie. Pour résumer, d'un côté les garanties diminuent le coût d'information lié aux emprunts, mais de l'autre elles peuvent devenir sensibles au flux d'informations nouvelles et rendre les marchés instables en temps de crise, comme l'ont remarqué Gorton et Metrick (2012) et Holmström (2012 ; 2014).

Les banques centrales modifient de deux manières la gamme d'actifs pouvant être utilisés par les opérateurs de marché privés. Premièrement, à travers le dispositif de garanties applicable à leurs opérations d'apport de liquidité et, deuxièmement, à travers leurs achats d'actifs (voir, par exemple, Corradin et al., 2017). Les modifications des critères d'éligibilité et des décotes pour les garanties apportées dans les opérations de refinancement de la BCE influent sur le prix des actifs concernés. Les actifs qui deviennent éligibles ou dont les décotes sont revues à la baisse voient leur valeur augmenter. Ainsi, par exemple, simultanément au passage au régime d'appels d'offres à taux fixe avec service total des soumissions, la BCE annonçait qu'il était possible d'emprunter en échange d'obligations libellées en dollars américains, pour autant que ces obligations soient déposées dans l'Espace économique européen. Cette modification du dispositif de garanties a entraîné une hausse du prix des obligations en dollars éligibles par rapport à celui des obligations en dollars comparables mais inéligibles (Corradin & Rodriguez-Moreno, 2016). Un effet similaire ressort d'une comparaison entre obligations émises par des agences souveraines et d'autres émises par l'État souverain lui-même. Les premières étant soumises à une décote plus élevée que les secondes dans les opérations de la BCE, leur prix est plus bas sur le marché, même si elles présentent un risque identique. De même, les achats d'actifs de la BCE au titre du SMP ont permis de stabiliser la valeur des obligations d'État visées par le programme et d'augmenter ainsi leur pouvoir de liquidité lorsqu'elles sont apportées en garantie.

Dans le même temps, différentes recherches suggèrent que les achats d'obligations par la banque centrale peuvent également avoir des effets secondaires

indésirables sur l'utilisation de ces obligations comme garanties. Les achats d'obligations réduisent l'offre disponible pour les investisseurs privés et peuvent par conséquent renforcer leur caractère « spécifique », mesuré par leur prime de rareté sur le marché des pensions. Corradin et Maddaloni (2017), par exemple, examinent le marché des obligations publiques italiennes pendant la période des achats au titre du SMP. Par ailleurs, Aggarwal et al. (2017) montrent que les achats par la banque centrale d'obligations de moindre qualité peuvent améliorer le fonctionnement des marchés de financement à court terme, car ils rendent moins coûteuses les opérations de prêt par lesquelles ces obligations sont transformées en collatéral de qualité supérieure, très demandé en périodes de stress financier (tel que mesuré par l'indicateur composite des tensions systémiques de la BCE – Composite Indicator of Systemic Stress, CISS -, cf. Holló et al., 2012). Les collatéraux de qualité sont par définition rares ; par conséquent, la collatéralisation des transactions financières peut provoquer de fortes distorsions dans la tarification des actifs financiers. Elle peut, par exemple, accroître la volatilité du marché des prêts garantis et découpler les prix des obligations garanties et non garanties lorsque le risque de crédit incite les agents économiques à détenir davantage les premières (Heider & Hoerova, 2009). Le principal enseignement de ce courant de recherche est que, si les prêts garantis aident à remédier aux problèmes d'aléa moral et d'asymétrie d'information sur les marchés financiers, ils peuvent aussi créer des problèmes pour la stabilité financière, confirmant les intuitions d'Holmström ainsi que de Gorton et Metrick. Cela fait aussi écho aux préoccupations exprimées par les autorités de régulation sur les risques des opérations de prêts de titres et de pensions (Banque des règlements internationaux, 2015 ; Conseil de stabilité financière, 2013).

Taux d'intérêt négatifs

À travers le monde (au Danemark, en Suisse, en Suède et au Japon, par exemple), plusieurs banques centrales ont fixé des taux d'intérêt négatifs, une décision destinée à soutenir davantage l'activité économique, à amplifier les effets d'autres mesures telles que les achats d'actifs, ou, dans le cas des petites économies ouvertes, à stabiliser leur taux de change. La BCE a emprunté cette voie pour la première fois en juin 2014 et a, depuis lors, ramené son taux de rémunération des dépôts à -0,4 %. Le passage en-dessous du plancher zéro des taux d'intérêt a naturellement soulevé la question de savoir si les taux négatifs allaient être transmis différemment par les marchés financiers et si des effets de substitution en faveur des espèces allaient se matérialiser.

Ces interrogations ont conduit à préciser davantage le terme de « niveau plancher ». Le « plancher physique » des taux d'intérêt nominaux est atteint lorsque les risques de désintermédiation se matérialisent, c'est-à-dire quand le coût d'opportunité de la détention de monnaie fiduciaire devient inférieur au coût de la détention d'actifs dont les rendements sont négatifs (Cœuré, 2016). Le « plancher économique », en revanche, correspond à une situation dans laquelle une baisse supplémentaire de taux n'a aucun effet, voire des effets négatifs, sur l'activité économique globale. Une telle situation peut survenir lorsque la rentabilité des banques diminue en raison, par exemple, de l'effet sur leurs marges nettes d'intérêt ou de leur réticence à facturer des taux négatifs à leur clientèle de détail (voir Heider et al., 2017). L'affectation au capital des bénéfices non distribués est ainsi réduite et l'activité de prêt, en fin de compte, limitée en raison d'une

accumulation de capital insuffisante (voir, par exemple, Bernanke et Reinhart, 2004, ou le concept récent de « taux de retournement » (*reversal rate*) formulé par Brunnermeier et Koby, 2017).

En outre, des défis peuvent se poser pour la stabilité financière si les taux négatifs incitent les banques à augmenter leurs expositions à des portefeuilles de crédit de moindre qualité, et ainsi à prendre des risques excessifs. Tel est le cas si les banques financent des prêts risqués dont la valeur actuelle nette est négative (Dell’Ariccia et al., 2014). De fait, Heider et al. (2017) montrent que lorsque les taux directeurs sont négatifs, les banques qui dépendent le plus des dépôts concentrent leurs prêts sur les entreprises à risque. Toutefois, les éventuels effets négatifs sur la stabilité financière dépendent des modèles d’activité des banques et peuvent être atténués en appliquant des règles prudentielles plus strictes. De plus, parmi les banques collectant beaucoup de dépôts, la prise de risque se concentre parmi celles qui détiennent relativement peu d’actions.

L’ampleur exacte de l’incidence des taux d’intérêt négatifs sur la rentabilité globale des banques est difficile à évaluer en l’absence d’un scénario contrefactuel où la politique monétaire ne serait pas accommodante. Cependant, selon des données empiriques récentes (Fonds monétaire international, 2017 ; Rostagno et al., 2016), cette incidence est positive, en particulier à court terme, dans la mesure où les taux bas et négatifs, tant qu’ils demeurent supérieurs à leur plancher économique, entraînent généralement une hausse des prix des actifs et, par conséquent, de la valeur du collatéral (Carpenter et al., 2013 ; Demiralp et al., 2017). De plus, à travers ses effets d’équilibre général, une politique monétaire accommodante a dans l’ensemble une incidence positive sur la situation financière des emprunteurs et sur l’économie. Par exemple, une étude récente de Beck et al. (2013) met en évidence une relation négative entre croissance économique et prêts non performants.

Les contraintes créées par le plancher effectif ont également été atténuées par l’introduction d’indications sur l’orientation future de la politique monétaire (*forward guidance*), c’est à dire la communication par la banque centrale de sa fonction de réaction et de ses attentes quant à la trajectoire future de l’économie (voir Cœuré, 2017, pour une discussion). Les modèles DSGE standards tendent à surestimer l’incidence de ces indications sur l’économie, un phénomène connu comme l’« énigme des indications sur l’orientation future de la politique monétaire » (*forward guidance puzzle* ; Del Negro et al., 2015). Certaines des explications apportées à cette énigme s’écartent du paradigme des anticipations rationnelles et supposent que la rationalité limitée des agents économiques les rend partiellement myopes (Gabaix, 2015 ; García-Schmidt & Woodford, 2015).

Nouveaux cadres prudentiels

La crise de la zone euro a été marquée par le lien dynamique entre banques et emprunteurs souverains et des effets de contagion qui se sont renforcés mutuellement : la hausse des risques de défaut souverain a exercé une incidence négative sur les fonds propres des banques à travers, par exemple, des coûts de financement accrus et une augmentation des risques de liquidité et de solvabilité. Ces risques de solvabilité des banques ont, de leur côté, amplifié les risques de défaut

souverain en raison de la probabilité accrue d'un renflouement des banques (voir, par exemple, le modèle théorique de Cooper et Nikolov, 2015, et l'analyse empirique d'Alter et Beyer, 2014). Au cours de la crise de la dette souveraine, le marché des garanties de qualité, essentiellement sous forme d'obligations d'État, s'est fragmenté suivant les frontières nationales. Dans les pays en proie à des difficultés budgétaires, les banques nationales ont sensiblement augmenté leur exposition à la dette émise par leur propre État (Ongena et al., 2016 ; Colangelo et al. 2017). Ces constats ont confirmé la nécessité de rompre la boucle fatale entre banques et emprunteurs souverains et de mettre en place des règles financières et réglementaires homogènes (Colliard, 2015). Ils ont également justifié la décision, prise en 2012, de créer un mécanisme de surveillance unique (MSU) des banques des dix-neuf pays de la zone euro.

Politiques monétaire et prudentielle : interactions, transmission et conflits potentiels

Avec la création du MSU en novembre 2014, la BCE, chargée traditionnellement, en tant que banque centrale, de la politique monétaire, s'est vu confier deux nouvelles fonctions, à savoir la surveillance micro et macroprudentielle. La surveillance microprudentielle vise à assurer la solidité des institutions financières prises individuellement alors que la surveillance macroprudentielle a pour objectif la stabilité du système financier dans son ensemble (Hanson et al., 2011). Le MSU a été établi sur la base du principe de séparation entre politiques monétaire et prudentielle et les banquiers centraux estiment généralement que la solidité des banques et la stabilité des prix sont des objectifs qui se renforcent mutuellement (Cœuré, 2013). Il est néanmoins utile pour la recherche d'étudier davantage les interactions entre les politiques microprudentielle, macroprudentielle et monétaire. Beyer et al. (2017), par exemple, montrent que dans un environnement économique marqué par un bas niveau des taux d'intérêt, une faible inflation et une croissance atone, la politique microprudentielle privilégie le durcissement des exigences de fonds propres afin d'améliorer la capacité de résistance des banques aux chocs négatifs. Cette préférence est confortée par la littérature portant sur le « canal de la prise de risque » des banques qui indique que la faible rentabilité et la baisse des taux d'intérêt incitent les banques à prendre plus de risques en augmentant la transformation de maturité et en investissant dans des actifs plus risqués (voir, par exemple, Dell'Ariccia et al., 2016 ; Maddaloni & Peydro, 2013)⁹. À court terme, des politiques microprudentielles plus rigoureuses peuvent peser sur l'activité de prêt des banques et, de cette manière, jouer un rôle procyclique. La politique macroprudentielle, en revanche, est clairement contracyclique, en instaurant, par exemple, des coussins de fonds propres contracycliques destinés à modérer l'offre de crédit. Cependant, une politique monétaire accommodante peut réduire les coûts de court terme d'une augmentation des exigences de fonds propres, en particulier quand les taux d'intérêt sont à leur plancher (Mendicino et al., 2017 ; Beyer et al., 2017).

Analyses d'incidence des politiques prudentielles

Des efforts de recherche importants ont été déployés pour concevoir des modèles d'équilibre général permettant de mieux comprendre les liens entre

9. Cet effet est même susceptible d'être accentué si les banques sont soumises à des contraintes institutionnelles ou réglementaires qui les obligent à atteindre des objectifs nominaux en termes de rendements.

l'intermédiation financière et l'économie et, *in fine*, les canaux de transmission des politiques macroprudentielles. Au sein du SEBC, les efforts de modélisation macroéconomique engagés dans le cadre du réseau MaRs ont conduit à l'élaboration d'un nouveau cadre d'analyse macroprudentielle. Le modèle 3D de Clerc et al. (2015) est le résultat d'un effort collectif du SEBC pour concevoir un outil d'aide à la décision fournissant aux autorités une évaluation de la politique réglementaire en matière de fonds propres (*MaRs Report*, 2014 ; Clerc et al., 2015 ; Mendicino et al., 2016). Contrairement aux modèles précédents, il comprend un risque de défaut non seulement des sociétés non financières et des ménages mais aussi des banques (d'où le « 3D »)¹⁰. Ce modèle se distingue des autres dans la mesure où il justifie la réglementation des fonds propres comme une réponse socialement optimale à deux types de distorsion : la responsabilité limitée des banques et les externalités de leurs coûts de financement. Ces deux distorsions conduisent à une prise de risque excessive par les banques. Les exigences de fonds propres, qui alignent les incitations privées et sociales à prendre des risques, peuvent être bénéfiques pour le bien-être social.

Un canal de transmission qui revêt une importance particulière pour analyser l'incidence de la politique réglementaire sur le comportement des banques est celui des fonds propres bancaires (voir Boivin et al., 2010, et la discussion dans Heider et al., 2017). De nombreux éléments indiquent que la réaction de l'offre de prêt des banques à une variation de leurs fonds propres (soit parce qu'on leur demande d'augmenter leur capital, soit parce que leur valeur de marché diminue) est plus forte quand ces derniers sont plus proches des limites réglementaires. Plus le levier d'endettement des banques est élevé, plus leur offre de crédit réagit à un durcissement des contraintes de fonds propres. Selon des études empiriques s'appuyant sur des données italiennes et américaines, l'incidence des modifications des taux directeurs sur les banques sous-capitalisées est nettement plus forte (Gambacorta & Mistrulli, 2004 ; Kishan & Opiela, 2006 ; Van den Heuvel, 2007 ; 2012). Maddaloni et Peydro (2013) montrent en outre que les banques de la zone euro les mieux capitalisées ont pu, pendant la crise, assouplir davantage leurs conditions de prêt que les banques plus contraintes dans leur accès au capital.

Les exigences de liquidité ou les coussins de liquidité constituent un autre ensemble d'instruments réglementaires (voir, par exemple, BIS, 2010, 2015, pour des discussions et analyses approfondies). Les instruments micro et macroprudentiels relatifs à la liquidité, tels que le ratio de couverture à court terme (*liquidity coverage ratio*) – LCR et le ratio structurel de liquidité à long terme (*net stable funding ratio*) – NSFR, ont une incidence directe sur les besoins et la structure de financement des banques. Par conséquent, la hausse des coûts de financement peut être répercutée sur les conditions de l'offre de crédit. Peu de données empiriques sont toutefois disponibles à ce jour pour la zone euro dans la mesure où ces instruments font actuellement l'objet d'une introduction progressive : le LCR sera pleinement appliqué à partir de 2019 et le NSFR mis en place à partir de 2018 (voir, cependant, l'analyse coûts-avantages de la réglementation sur la liquidité effectuée récemment par Hoerova et al., 2017). S'agissant des États-Unis, des études indiquent que les banques les plus liquides et financées

10. Le modèle 3D est appliqué depuis peu dans l'ensemble des pays du MSU et fait désormais partie de la panoplie d'outils macroprudentiels de la BCE et des autorités macroprudentielles de la zone euro. Le groupe de travail sur la mise en œuvre de la recherche macroprudentielle (*task force on operationalization of macroprudential research*) – OMRTF était chargé du lancement du modèle. L'objectif était de fournir un outil commun d'analyse macroprudentielle à tous les pays du MSU. Pour de plus amples détails, voir le OMRTF Report (2017) ainsi que Mendicino et al. (2016).

à plus long terme pourraient réagir moins fortement aux mesures de politique monétaire (voir, par exemple, Kashyap et Stein, 2000, qui montrent que la politique monétaire a davantage d'effets sur les banques dotées de coussins de liquidité plus limités).

Pour conclure, il semble que la coordination des politiques micro et macroprudentielle est essentielle pour déterminer l'ajustement approprié des coussins de capital et de liquidité en fonction du cycle (voir, par exemple, Angelini et al., 2012). Si l'échange d'informations entre les fonctions de surveillance microprudentielle et de politique monétaire est très utile, le « principe de séparation » qui leur est appliqué assure que chacune d'entre elles demeure responsable de ses décisions.

* *
*

La Grande crise financière et la crise de la zone euro ont profondément remis en cause la pensée économique et la modélisation économétrique et entraîné une réorientation des travaux de recherche économique menés dans les universités comme dans les banques centrales. Ce changement de cap était nécessaire pour aider les responsables économiques à rester fidèles à leur mandat dans une période de défis sans précédent. De nouveaux modes de pensée et des approches de modélisation innovantes s'imposaient pour définir, calibrer et surveiller les effets et l'efficacité des mesures non conventionnelles, comme les achats d'actifs, les indications sur l'orientation future de la politique monétaire, les opérations de gestion de la liquidité et les taux d'intérêt négatifs. En particulier, de nouveaux modèles macroéconomiques, dont certains sont déjà mis au point et d'autres en cours de développement, accordent une plus grande place aux marchés financiers et à l'hétérogénéité entre pays, entreprises et ménages. L'analyse de données individuelles de banques, d'entreprises et de ménages a rendu cette démarche possible. En outre, des progrès remarquables ont été accomplis dans l'analyse des politiques prudentielles et réglementaires et de leurs interactions avec les politiques monétaires (en particulier lors de la mise en place de mesures non conventionnelles).

Le présent avant-propos avance que la recherche, dans les universités comme dans les banques centrales, est aujourd'hui mieux à même qu'il y a quelques années d'aider les responsables économiques à accomplir leurs mandats. Il subsiste toutefois des domaines où les connaissances sont insuffisantes. En matière de modélisation, il convient, compte tenu de la probabilité plus élevée que les taux d'intérêt directs atteignent leur plancher effectif sous l'effet de la baisse du taux d'intérêt réel naturel, de redoubler d'efforts afin d'intégrer les mesures non conventionnelles et la non-linéarité de la transmission des chocs dans les principaux modèles macroéconomiques. Une mesure non conventionnelle aujourd'hui peut très bien devenir un instrument conventionnel demain. Cela exige, entre autres, de compléter le recours actuellement intensif à des études d'événements *ad hoc*, qui ne prennent pas en compte la persistance des mesures décidées par les banques centrales, pour quantifier l'incidence de ce type de mesures sur le prix des actifs et l'économie dans son ensemble. Les connaissances demeurent

également lacunaires sur la transmission des taux d'intérêt négatifs et leurs répercussions sur la stabilité financière, ce qui appelle un traitement plus explicite du rôle des profits bancaires dans leur décision d'octroi de crédits et, en fin de compte, pour les performances macroéconomiques. Des progrès en ce sens devraient aussi contribuer à renforcer notre compréhension des mécanismes par lesquels les mesures réglementaires affectent les marchés financiers et les banques dans leur capacité d'intermédiation. L'introduction d'éléments de rationalité limitée peut permettre de mieux comprendre l'incidence de la communication des banques centrales et en particulier des indications avancées (*forward guidance*) sur la politique monétaire. De nouvelles avancées sont nécessaires dans la prise en compte de la non-linéarité de la transmission des chocs. Enfin, compte tenu de la pertinence de l'hétérogénéité des agents économiques pour la transmission de la politique monétaire et plus généralement de l'importance croissante des inégalités dans le débat de politique économique, les banques centrales doivent mieux comprendre les conséquences redistributives de leurs décisions. Pour cela, il nous faut des modèles avec des agents plus hétérogènes. Les efforts engagés doivent être poursuivis.

Dans cet esprit, les modèles théoriques et empiriques continueront de remplir leur rôle de clarification des hypothèses sous-tendant les recommandations de politique économique. Ils permettent en effet une analyse de l'équilibre général et imposent plus de discipline dans les processus de décision économique (Cœuré, 2012). Comme l'a dit le général Eisenhower : « *Dans la préparation à la bataille, j'ai toujours constaté que les plans sont inutiles, mais la planification est indispensable.* » ("In preparing for battle I have always found that plans are useless, but planning is indispensable"). De même, en nous préparant à la prochaine crise, soyons conscients que les modèles seront souvent inutiles, mais que la modélisation n'en demeurera pas moins indispensable. □

BIBLIOGRAPHIE

- Aggarwal, R., Bai, J. & Laeven, L. (2017).** The Role of the Government Bond Lending Market in Collateral Transformation. Georgetown McDonough School of Business, *Research Paper* N° 269251.
- Altavilla, C., Carboni, G. & Motto, R. (2015).** Asset purchase programmes & financial markets: lessons from the euro area. European Central Bank, *Working Paper* N° 1864.
- Altavilla, C., Giannone D. & Lenza, M. (2016).** The Financial & Macroeconomic Effects of the OMT Announcements. *International Journal of Central Banking*, 12(3), 29-57, September.
- Alter, A. & Beyer, A. (2014).** The Dynamics of Spillover Effects During the European Sovereign Debt Crisis. *Journal of Banking & Finance*, 42(1), 134-153.
- Altunbas, Y., Manganelli S. & Marques-Ibanez, D. (2015).** Realized Bank Risk during the Great Recession. Board of Governors of the Federal Reserve System, *International Finance Discussion Papers* 1140.

Andrade, P., Breckenfelder, J., De Fiore, F., Karadi P. & Tristani, O. (2016). The ECB's asset purchase programme: an early assessment. European Central Bank, *Working Paper* N° 1956.

Angelini, P., Nicoletti-Altimari, S. & Visco, I. (2012). Macroprudential, Microprudential & Monetary Policies: Conflicts, Complementarities & Trade-offs. Banca d'Italia, *Occasional Paper* 140.

Ball, L. & Mazumder, S. (2011). Inflation dynamics & the great recession. *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 42, 1 (Spring), 337-405.

Bank for International Settlements (2010). 'An Assessment of the Long-Term Economic Impact of Stronger Capital & Liquidity Requirements', Basel Committee on Banking Supervision.

Banque centrale européenne (2016). La deuxième série d'opérations de refinancement à plus long terme ciblées (TLTRO II). In : *Bulletin économique* 3, encadré 3, pp. 29–34.

Banque des règlements internationaux (2015). 'Regulatory Change & Monetary Policy', Committee on the Global Financial System Markets Committee, *CGFS Paper* 54

Beck, R., Jakubik, P. & Piloju, A. (2013). Non-performing loans: What matters in addition to the economic cycle? European Central Bank, *Working Paper* N° 1515.

Beirne, J., Dalitz, L., Ejsing, J., Grothe, M., Manganelli, S., Monar, F., Sahel, B., Sušec, M., Tapking, J. & Vong, T. (2011). The impact of the Eurosystem's covered bond purchase programme on the primary & secondary markets. European Central Bank, *Occasional Paper* N° 122.

Bernanke, B. & Reinhart, V. (2004). Conducting Monetary policy at Very Low Short-Term Interest Rates. *American Economic Association Papers & Proceedings*, Vol. 94 (2), 85-90.

Bester, H. (1985). Screening vs. Rationing in Credit Markets with Imperfect Information. *American Economic Review*, 75, 850-855.

Beyer, A., Nicoletti, G., Papadopoulou, N., Papsdorf, P., Rünstler, G., Schwarz, C. Sousa, J. & Vergote, O. (2017). The Transmission Channels of Monetary, Macro- & Microprudential Policies & their Interactions, European Central Bank, *Occasional Paper* N° 191.

Blattner, T.S & Joyce, M. (2016). Net debt supply shocks in the euro area & the implications for QE. European Central Bank, *Working Paper* N° 1957.

Boissay, F., Collard, F. & Smets, F. (2016). Booms & Banking Crises. *Journal of Political Economy*, 124(2). 489–538.

Boivin, J., Kiley, M., & Mishkin, F.S. (2010). How Has the Monetary Transmission Mechanism Evolved over Time? In B. M. Friedman, & M. Woodford (Ed.). *Handbook of Monetary Economics*, 369–422. New-York: Elsevier.

Boot, A., Thakor, A. & Udell, G. (1991). Secured Lending & Default Risk: Equilibrium Analysis, Policy Implications & Empirical Results. *Economic Journal*, 101, 458–472.

Brunnermeier M.K. & Koby, Y. (2016). The Reversal Rate: Effective Lower Bound on Monetary Policy. Princeton University.

Brunnermeier, M.K. & Pedersen, L.H. (2009). Market Liquidity & Funding Liquidity. *Review of Financial Studies*, 22(6), 2201–2238.

Caballero, R.J. & Simsek, A. (2013). Fire Sales in a Model of Complexity. *Journal of Finance*, 68(6), 2549–2587.

- Carpenter, S., Demiralp, S. & Eisenschmidt, J. (2013).** The effectiveness of the non-standard policy measures during the financial crises: the experiences of the Federal Reserve & the European Central Bank. European Central Bank, *Working Paper* N° 1562.
- Carroll, C. D., Slacalek, J. & Tokunaka, K. (2014).** The Distribution of Wealth and the MPC: Implications of New European Data. *American Economic Review Papers & Proceedings*, 104(5), 107–111.
- Christensen, I. & Dib, A. (2008).** The financial accelerator in an estimated New Keynesian model. *Review of Economic Dynamics*, 11(1), 155–178.
- Christiano, L., Eichenbaum, M. & Evans, C.L. (2005).** Nominal Rigidities & the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy. *Journal of Political Economy*, 113(1), 1–45.
- Christiano, L., Eichenbaum, M. & Rebelo, S. (2011).** When Is the Government Spending Multiplier Large? *Journal of Political Economy*, 119(1), 78–121.
- Christiano, L., Motto, R. & Rostagno, M. (2004).** The Great Depression & the Friedman-Schwartz Hypothesis, NBER, *Working Papers* N° 10255.
- Christiano, L., Motto, R. & Rostagno, M. (2014).** Risk Shocks, *American Economic Review*, 104(1), 27–65.
- Christoffel, K. & Coenen, G. (2008).** The new area-wide model of the euro area: a micro-founded open-economy model for forecasting & policy analysis. European Central Bank, *Working Paper* N° 944.
- Ciccarelli, M., Maddaloni, A. & Peydro, J.L. (2013).** Heterogeneous transmission mechanism: monetary policy & financial fragility in the Eurozone. *Economic Policy*, 28(75), 459–512.
- Ciccarelli, M. & Osbat, C. (Ed.) (2017).** Low inflation in the Euro Area: Causes & Consequences. European Central Bank, *Occasional Paper* N° 181.
- Clerc L., Derviz, A., Mendicino, C., Moyen, S., Nikolov, K., Stracca, L., Suarez, J. & Vardoulakis, A.P. (2015).** Capital Regulation in a Macroeconomic Model with Three Layers of Default, European Central Bank, *Working Paper* N° 1827.
- Coenen, G. & A. Warne (2014).** Risks to Price Stability, the Zero Lower Bound, and Forward Guidance: A Real-Time Assessment. *International Journal of Central Banking*, 10(2), 7–54.
- Cœuré, B. (2012).** Which models do we need in times of crisis? *International Conference on Macroeconomic Modelling in Times of Crisis*, Banque de France, CEPREMAP, Federal Reserve Bank of Atlanta & Centre d'Analyse Stratégique, Paris, 26 October.
- Cœuré, B. (2013).** Monetary Policy & Banking Supervision. *Central Banking: Where Are We Headed? Symposium in honour of Stefan Gerlach's contribution to the Institute for Monetary & Financial Stability*, Goethe University, Frankfurt-am-Main, 7 February.
- Cœuré, B. (2016).** Assessing the implications of negative interest rates. *Yale Financial Crisis Forum*, Yale School of Management, New Haven, 28 July.
- Cœuré, B. (2017).** Central bank communication in a low interest rate environment. *Open Economies Review*, forthcoming.
- Colangelo, A., Giannone, D., Lenza, M., Pill, H. & Reichlin, L. (2017).** The national segmentation of euro area bank balance sheets during the financial crisis. *Empirical Economics*, 53(1), 247–265.
- Colliard, J.E. (2015).** Optimal supervisory architecture & financial integration in a banking union, European Central Bank, *Working Paper* N° 1786.

Conseil de stabilité financière (2013). Policy Framework for Addressing Shadow Banking Risks in Securities Lending & Repos.

Cooper, R. & Nikolov, K. (2015). Government Debt & Banking Fragility: The Spreading of Strategic Uncertainty. National Bureau of Economic Research, *Working Paper* N° 19278.

Corradin, S., Heider, F. & Hoerova, M. (2017). On collateral: Implications for financial stability & monetary policy. European Central Bank.

Corradin, S. & Maddaloni, A. (2017). The Importance of Being Special: Repo Markets during the Crisis, European Central Bank, *Working Paper* N° 2065.

Corradin, S. & Rodriguez-Moreno, M. (2016). Violating the Law of One Price: The Role of Non-Conventional Monetary Policy. European Central Bank, *Working Paper* N° 1927.

D’Amico, S. & King, T.B. (2013). Flow & Stock Effects of Large-Scale Treasury Purchases: Evidence on the Importance of Local Supply. *Journal of Financial Economics*, 108 (2), 425-448.

Darracq Pariès, M. & De Santis, R. (2015). A non-standard monetary policy shock: The ECB’s 3-year LTROs & the shift in credit supply. *Journal of International Money & Finance*, 54, 1-34.

Darracq Pariès, M., Kok, C. & Rodriguez-Palenzuela, D. (2011). Macroeconomic propagation under different regulatory regimes: evidence from an estimated DSGE model for the euro area. *International Journal of Central Banking*, 7(4), 49–113.

Dedola, L., Karadi, P., & Lombardo, G. (2013). Global implications of national unconventional policies. *Journal of Monetary Economics*, 60(1). 66–85.

Dell’Ariccia G., Laeven, L. & Marquez, R. (2014). Real interest rates, leverage, & bank risk-taking, *Journal of Economic Theory*, 149, 65–99.

Dell’Ariccia, G. L. Laeven & G. Suarez (2016). Bank leverage & monetary policy’s risk-taking channel: Evidence from the United States, European Central Bank, *Working Paper* N° 1903.

Del Negro, M., Giannoni, M & C. Patterson (2015). The Forward Guidance Puzzle. Federal Reserve Bank of New York, *Staff Report* 574.

Del Negro, M., Hasegawa, R.B. & Schorfheide, F. (2016). Dynamic prediction pools: An investigation of financial frictions & forecasting performance. *Journal of Econometrics*, 192(2), 391–405.

Demiralp, S., Eisenschmidt, J. & Vlassopoulos, T. (2017). Negative interest rates, excess liquidity & bank business models: Banks’ reaction to unconventional monetary policy in the euro area.

De Santis, R. (2015). A measure of redenomination risk. European Central Bank, *Working Paper* N° 1785.

Dib, A., Mendicino, C. & Zhang Y. (2013). Price-level targeting rules & financial shocks: The case of Canada. *Economic Modelling*, 30, 941–953.

Draghi, M. (2016). Stability, equity & monetary policy. *2nd DIW Europe Lecture*, German Institute for Economic Research (DIW), Berlin, 25 October.

Drechsler, I., Drechsel, T., Marques-Ibanez, D. & Schnabl P. (2016). Who Borrows from the Lender of Last Resort? *Journal of Finance*, forthcoming.

Eggertsson, G.B. (2011). What fiscal policy is effective at zero interest rates? In: *NBER Macroeconomics Annual 2010*, pp. 59–112.

- Eser, F. & Schwaab, B. (2016).** Evaluating the impact of unconventional monetary policy measures: Empirical evidence from the ECB's Securities Markets Programme. *Journal of Financial Economics*, 119, 147–167.
- Fahr, S., Motto, R. Rostagno, M., Smets, F. & Tristani, O. (2013).** A monetary policy strategy in good & bad times: lessons from the recent past. *Economic Policy*, 28(74), 243–288.
- Gabaix, X. (2016).** A Behavioral New-Keynesian Model, National Bureau of Economic Research, *Working Paper* N° 22954.
- Gagnon, J., Raskin, M., Remache, J. & Sack, B., (2011).** The Financial Market Effects of the Federal Reserve's Large-Scale Asset Purchases. *International Journal of Central Banking*, 7 (1), 3–43.
- Gambacorta, L. & Marques Ibanez, D. (2011).** The bank lending channel: lessons from the crisis. *Economic Policy*, 26(66), 135–182.
- Gambacorta, L. & Mistrulli, P.E. (2004).** Does Bank Capital Affect Lending Behavior? *Journal of Financial Intermediation*, 13, 436–457.
- Garcia-de-Andoain, C., Heider, F., Hoerova, M. & Manganelli, S. (2016).** Lending-of-last-resort is as lending-of-last-resort does: Central bank liquidity provision and interbank market functioning in the euro area. *Journal of Financial Intermediation*, 28, 32–47.
- García-Schmidt, M. & Woodford, M. (2015).** Are Low Interest Rates Deflationary? A Paradox of Perfect-Foresight Analysis. National Bureau of Economic Research, *Working Paper* N° 21614.
- Gerali, A., Neri, S., Sessa, L., Signoretti, F.M. (2010).** Credit & Banking in a DSGE Model of the Euro Area. *Journal of Money, Credit & Banking*, 42(s1), 107–141.
- Gertler, M & Karadi, P. (2013).** QE 1 vs. 2 vs. 3. A Framework for Analyzing Large-Scale Asset Purchases as a Monetary Policy Tool. *International Journal of Central Banking*, 9(1), 5–53.
- Ghysels, E., Manganelli, S., Idier, J. & Vergote, O. (2017).** A high frequency assessment of the ECB Securities Markets Programme. *Journal of the European Economic Association*, 15, 218–243.
- Gomes, S., Jacquinot, P. & M. Pisani, M. (2012).** The EAGLE. A model for policy analysis of macroeconomic interdependence in the euro area. *Economic Modelling*, 29(5), 1686–1714.
- Gornemann, N., Kuester, K. & Nakajima, M. (2016).** Doves for the Rich, Hawks for the Poor? Distributional Consequences of Monetary Policy. Board of Governors of the Federal Reserve System, *International Finance Discussion Paper* N° 1167.
- Gorton, G. & Metrick, A. (2012).** Securitized banking & the run on repo. *Journal of Financial Economics*, 104(3), 425–451.
- Hamilton, J.D (2016).** Macroeconomic Regimes & Regime Shifts. In: J. Taylor & H. Uhlig (Eds.). *Handbook of Macroeconomics, Volume 2*, pp. 163–201. Elsevier.
- Hanson, S., Kashyap, A. & Stein, J.C. (2011).** A macroprudential approach to financial regulation. *Journal of Economic Perspectives*, 25(1), 3–28.
- Heider, F. & Hoerova, M. (2009).** Interbank lending, credit risk premia, and collateral. *International Journal of Central Banking*, 5, 1–39.
- Heider, F. Saidi, F. & Schepens, G. (2017).** Life Below Zero: Bank Lending Under Negative Policy Rates European Central Bank, unpublished manuscript.

Hoerova, M., Mendicino, C., Nikolov, K., Schepens, G. & Van den Heuvel, S. (2017). Benefits & Costs of Liquidity Regulation: Empirical Evidence and Quantitative Evaluation. European Central Bank.

Holló, D., Kremer, M. & Lo Duca, M. (2012). CISS - A composite indicator of systemic stress in the financial system. European Central Bank, *Working Paper* N° 1426.

Holmström, B. (2012). The Nature of Liquidity Provision: When Ignorance is Bliss. *Presidential Address*, Econometric Society, Chicago.

Holmström, B. (2014). Understanding the role of debt in the financial system. Bank for International Settlements, *Working Paper* N° 479.

Holston, K., Laubach, T. & Williams J.C. (2016). Measuring the Natural Rate of Interest: International Trends & Determinants. Federal Reserve Bank of San Francisco, *Working Paper* N° 2016–11.

Hubrich, K. & Tetlow, R.J. (2015). Financial stress and economic dynamics: The transmission of crises. *Journal of Monetary Economics*, 70(C), 100–115.

International Monetary Fund (2017). Negative Interest Rate Policies – Initial Experiences and Assessments. *Policy Papers*, 3 August.

Joyce, M., Lasaosa, A., Stevens, I. & Tong, M. (2011). The Financial Market Impact of Quantitative Easing in the United Kingdom. *International Journal of Central Banking*, 7(3), 113–161.

Kaplan, G., Violante, G. & Weidner, J. (2014). The Wealthy Hand-to-Mouth. *Brookings Papers on Economic Activity Spring 2014*, 77–144.

Kaplan, G., Moll, B. & Violante, G. (2016). Monetary policy according to HANK. European Central Bank, *Working Paper* N° 1899.

Kilian, L. & Manganelli, S. (2008). The Central Banker as a Risk Manager: Estimating the Federal Reserve's Preferences under Greenspan. *Journal of Money, Credit and Banking*, 40(6), 1103–1129.

Kishan, R. & Opiela, T. (2006). 'Bank Capital & Loan Asymmetry in the Transmission of Monetary Policy', *Journal of Banking & Finance*, 30, 259–285.

Krishnamurthy, A., & Vissing-Jorgensen, A. (2011). The Effects of Quantitative Easing on Long-term Interest Rates. *Brookings Papers on Economic Activity Fall 2011*, 215–265.

Krueger, D., Mitman, K. & Perri, F. (2016). Macroeconomics & Household Heterogeneity. In: J. Taylor & H. Uhlig (Eds.). *Handbook of Macroeconomics, Volume 2*, pp. 843–921, Elsevier.

Krusell, P. & Smith, A. (2006). Quantitative macroeconomic models with heterogeneous agents. In R. Blundell, W. Newey & T. Persson (Eds.). *Advances in Economics & Econometrics: Theory & Applications, Ninth World Congress, Econometric Society Monographs*, pp. 298–340, Cambridge University Press.

Krusell, P., Sahin, A. & Mukoyama, T. (2010). Labour-Market Matching with Precautionary Savings and Aggregate Fluctuations. *Review of Economic Studies*, 77 (4), 1477–1507.

Kuttner, K. & Robinson, T. (2010). Understanding the flattening Phillips curve. *North American Journal of Economics & Finance. Special Issue: 50 Years of the Phillips Curve*, 21, 110–125.

Lemke, W. & Vladu, A. (2016). Below the zero lower bound - a shadow-rate term structure model for the euro area. Deutsche Bundesbank, *Discussion Paper* N° 32-2016.

Lenza, M., Pill, H. & Reichlin, L. (2010). Monetary policy in exceptional times. *Economic Policy*, 25, 295–339.

Lindé, J., Smets, F. & Wouters, R. (2016). Challenges for Central Banks' Macro Models. Centre for Economic Policy Research, *Discussion Paper* N° 11405.

Lombardo, G. & McAdam, P. (2012). Financial market frictions in a model of the Euro area. *Economic Modelling*, 29(6), 2460–2485.

Maddaloni, A. & Peydro, J.L. (2013). Monetary Policy: Macroprudential Policy & Banking Stability: Evidence from the Euro Area, *International Journal of Banking*, 9(1), 121–169.

MaRs Report (2014). Report on the Macroprudential Research Network (MaRs). European Central Bank.

Mendicino, C., Nikolov, K., Suarez, J. & Supera, D. (2016). Optimal Dynamic Capital Requirements. CEMFI, *Working Paper* N° 1614.

Mendicino, C., Nikolov, K., Suarez, J. & Supera, D. (2017). Bank Capital in the Short and in the Long Run. *Second Annual ECB Macroprudential Policy and Research Conference*, European Central Bank, 11-12 May.

Nakajima, M. (2012). Business Cycles in the Equilibrium Model of Labor Market Search and Self-insurance. *International Economic Review*, 53(2), 399–432.

Ongena, S., Popov, A. & Van Horen, N. (2016). The invisible hand of the government: Moral suasion. during the European sovereign debt crisis. European Central Bank, *Working Paper* N° 1937.

Queijo von Heideken, V. (2009). How Important are Financial Frictions in the United States & the Euro Area? *Scandinavian Journal of Economics*, 111(3), 567–596.

Rajan, R. & Winton, A. (1995). Covenants and collateral as incentives to monitor. *Journal of Finance*, 50, 1113–1146.

Rostagno, M., Bindseil, U., Kamps, A., Lemke, W., Sugo, T. & Vlassopoulos, T. (2016). Breaking through the zero line: The ECB's Negative Interest Rate Policy. *Negative interest rates: lessons learnt ... so far*. Brookings Institution, Washington DC, 6 June.

Smets, F. & Wouters, R. (2007). Shocks & Frictions in US Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach. *American Economic Review*, 97(3), 586–606.

Van den Heuvel, S. (2007). Do Monetary Policy Effects on Bank Lending Depend on Bank Capitalization? *University of Pennsylvania Working Paper*.

Van den Heuvel, S. (2012). Banking Conditions and the Effects of Monetary Policy: Evidence from U.S. States, *B.E. Journal of Macroeconomics (Online)*, 12(2).

Vayanos, D. & Vila, J. (2009). A Preferred-Habitat Model of the Term Structure of Interest Rates, NBER *Working Paper* N° 15487.

Wicksell, K. (1936). *Interest & Prices*. London: Royal Economic Society.

Woodford, M. (2011). Simple Analytics of the Government Expenditure Multiplier. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 3(1), 1–35.

Coordination des politiques budgétaires dans une union monétaire au taux plancher

Fiscal Policy Coordination in a Monetary Union at the Zero Lower Bound

Jocelyn Boussard * et Benoît Campagne *

Résumé – Suite à la crise financière de 2008, les gouvernements de la zone euro se sont trouvés confrontés à des conditions défavorables : fort ratio d'endettement public, production atone et risque que la politique monétaire bute sur le niveau plancher des taux (« zero lower bound » ou ZLB). Cet article étudie dans quelle mesure la conduite de la politique budgétaire diffère au sein d'une union monétaire en situation de ZLB. À partir d'un modèle d'équilibre général dynamique stochastique DSGE à deux régions (le Nord et le Sud) calibré de manière à reproduire les conditions dans lesquelles l'économie de la zone euro aurait été bloquée en ZLB de 2013 à 2016, nous montrons que sans réaction de la banque centrale, les retombées de la politique budgétaire d'une région sur l'autre sont supérieures et augmentent avec l'ampleur des mesures de consolidation budgétaire. Ces retombées peuvent représenter jusqu'à la moitié (resp. un sixième) des effets domestiques dans le cas de hausses de TVA (resp. baisses de dépenses). Hors ZLB, l'expansion budgétaire dans une région engendre un resserrement de la politique monétaire, dont les effets négatifs pour l'union justifieraient une coordination des politiques budgétaires. En revanche, en ZLB, les objectifs nationaux convergent, et la politique coordonnée est plus expansive. Par ailleurs, la coopération encourage des politiques symétriques plutôt qu'asymétriques.

Abstract – Following the 2008 financial crisis, euro area governments faced adverse economic environments: high ratios of public debt to GDP, depressed outputs and the prospect of monetary policy hitting the zero lower bound (ZLB). This article assesses to what extent the conduct of fiscal policy differs within a monetary union at the ZLB. Using a fiscal DSGE model with two regions (North and South) calibrated to replicate the conditions where, absent any additional shock, the Euro Area economy would have been stuck at the ZLB for three years starting in 2013, we show that cross-border spillovers from fiscal policy are substantially higher without monetary offset and increase with the extent of fiscal consolidation measures. Spillovers can amount up to half (resp. one sixth) of the domestic impact in the case of VAT-based (resp. spending-based) consolidations. Outside the ZLB, fiscal expansion in one region triggers monetary tightening which has negative effect in the whole union, and gives rise to gains from fiscal cooperation. At the ZLB however, national objectives tend to be closer and the coordinated policy is less consolidating. Moreover, cooperation encourages symmetric rather than asymmetric policies.

Codes JEL / JEL Classification : E10, E61, E62, F45

Mots clés : modèle DSGE, union monétaire, taux plancher, politique budgétaire, coordination

Keywords : DSGE model, monetary union, ZLB, fiscal policy, coordination

Rappel :

Les jugements et opinions exprimés par les auteurs n'engagent qu'eux mêmes, et non les institutions auxquelles ils appartiennent, ni a fortiori l'Insee.

* Insee et Crest (jocelyn.boussard@insee.fr ; benoit.campagne@m4x.org).

Remerciements - Les auteurs remercient Annabelle Mourougane pour ses échanges fructueux et ses conseils sur la première version de cet article, ainsi que les participants au séminaire de recherche de l'Insee. Ils remercient également deux examinateurs anonymes pour leurs observations et suggestions constructives. Ces recherches ont été financées par l'Insee.

Après l'envolée des dettes publiques au sein de la zone euro à la suite de la crise financière de 2008, la volonté de revenir à des niveaux inférieurs s'est fait sentir, afin de réduire les risques de défaut réels ou perçus qui feraient grimper le coût de la dette publique, ou pour renforcer la résilience à venir et se préparer à de futurs chocs potentiels. Pour autant, l'assainissement des finances publiques tend à réduire l'activité économique à court terme, contraignant par conséquent les pouvoirs publics à trouver un compromis entre leur volonté de réduire la dette publique et celle de soutenir l'activité à court terme. Par ailleurs, la politique budgétaire d'un pays de la zone euro peut avoir des répercussions sur les autres pays de la zone, positives ou négatives, en raison notamment de la réaction de la politique monétaire. Cet article a pour objet d'analyser dans quelle mesure ces retombées sont influencées par la perspective que la politique monétaire cesse de répondre aux chocs budgétaires (c'est-à-dire quand les taux d'intérêt nominaux sont à leur niveau plancher, situation dite du « *Zero Lower Bound* », ci-après ZLB). Nous utilisons le modèle Méléze développé à l'Insee (Campagne et Poissonnier, 2016a), modèle d'équilibre général dynamique stochastique (DSGE), avec marchés financiers incomplets et un seul actif échangeable au sein d'une union monétaire, calibré en distinguant deux régions : une région Nord incluant l'Allemagne, la Belgique, la France et les Pays-Bas, et une région Sud comprenant la Grèce, l'Irlande, l'Italie, le Portugal et l'Espagne. Ces deux régions se sont caractérisées par des trajectoires d'inflation, de productivité et par conséquent de compétitivité différentes au cours de la décennie ayant précédé la crise, et ont atteint des niveaux d'endettement et de production différents, susceptibles de motiver des objectifs de politique budgétaire distincts. Nous nous limitons à deux instruments illustratifs de la politique budgétaire, la dépense publique et la taxe sur la valeur ajoutée, et considérons uniquement des chocs temporaires.

Notre première contribution est d'ordre méthodologique. Afin de tenir compte de l'existence de deux régimes de politique monétaire (l'un contraint, c'est-à-dire limité par le plancher des taux d'intérêt nuls et l'autre non contraint), nous endogénéisons la possibilité d'entrer dans un épisode de ZLB ou d'en sortir, et résolvons le modèle de façon linéaire par morceau, suivant Guerrieri et Iacoviello (2015). Contrairement à la plupart des analyses précédentes, nous reproduisons les conditions initiales rencontrées par

les gouvernements de la zone euro lorsque la politique monétaire est entrée en situation de ZLB fin 2012. Nous extrayons les chocs structurels qui reproduisent les dynamiques observées dans les deux régions entre 2004 et 2015, simulons la trajectoire des économies suite à ces chocs et définissons la politique budgétaire en écart à ce scénario de référence, sous forme d'un choc temporaire de dépenses ou de TVA durant trois ans, du T1 2013 au T4 2015. Nous simulons ensuite des trajectoires pour une grille de chocs de différentes ampleurs, avec une réduction du déficit public *ex ante* comprise dans une fourchette de -5% à $+5\%$ du PIB à l'état stationnaire. Nous définissons ensuite une fonction objectif de la politique budgétaire des autorités publiques de chaque région, arbitrant entre le souhait d'accroître la production et celui de réduire le déficit public, avec des gains décroissants. Nous calibrons cet objectif de politique de telle manière que l'absence d'action constitue la politique optimale à l'état stationnaire. Nous étudions tout particulièrement l'optimum budgétaire coordonné en situation de ZLB et le comparons à l'équilibre stratégique de Nash. Nous définissons également la soutenabilité de l'optimum budgétaire coordonné comme suit : un optimum coordonné est réputé soutenable lorsque les deux régions y gagneraient par rapport à un équilibre de Nash. Comme sa mise en œuvre dépend essentiellement de la volonté des gouvernements de coopérer, nous explorons les conditions dans lesquelles cet équilibre est soutenable.

Notre deuxième contribution est positive. Nous montrons qu'au sein d'une union monétaire, les retombées de la politique budgétaire menée dans une région sur l'activité économique de l'autre région sont nettement supérieures lorsque la politique monétaire est contrainte en situation de ZLB que dans le cas contraire : alors que la littérature identifie généralement des effets sur la production extérieure de l'ordre de 5 à 10 % des effets domestiques hors situation de ZLB, nous montrons que ceux-ci peuvent atteindre de 15 % dans le cas de mesures de consolidation basées sur les dépenses à 50 % lorsqu'elles s'appuient sur la TVA, lorsque la politique monétaire est contrainte. Les retombées sur l'activité économique de mesures de consolidation sont également plus importantes que celles de mesures de relance, puisque ces dernières réduiront la durée d'un épisode de ZLB. Enfin, les retombées importantes sur l'autre région de mesures de consolidation s'appuyant sur des hausses de TVA, en situation de ZLB, traduisent le

fait que ces hausses ont des effets moins déflationnistes que les réductions des dépenses publiques, et influencent plus fortement la demande en imports de la région à l'origine des mesures de consolidation.

Notre troisième contribution est normative. Nous montrons que, dans l'hypothèse où les autorités publiques ont pour objectif d'augmenter l'activité et le solde public primaire avec des gains décroissants, la politique optimale coordonnée est plus expansionniste en situation de ZLB, en raison de multiplicateurs budgétaires plus élevés qu'en dehors de la ZLB. Nous montrons aussi qu'en situation de ZLB, en raison des retombées plus importantes, les objectifs à l'échelle de l'union sont plus proches de ceux de chaque région prise indépendamment, ce qui rend la coordination par des règles budgétaires externes (comme le Pacte de stabilité et de croissance) moins indispensable. Enfin, toujours en situation de ZLB, nous montrons qu'en l'absence de risque de défaut sur la dette souveraine ou de contrainte financière – c'est-à-dire si la banque centrale joue effectivement le rôle de prêteur en dernier ressort – la politique budgétaire optimale est assez semblable entre les deux régions. En effet, en raison de retombées sur l'autre région, la relance dans une région profite davantage à celle-ci qu'à l'autre. Ainsi, lorsque les deux régions connaissent une conjoncture difficile, la décroissance de l'utilité marginale de l'activité et du solde primaire implique que les deux régions devraient prendre des mesures similaires.

Par conséquent, compte tenu des objectifs de politique que nous avons calibrés, la politique optimale de dépenses publiques dans le cadre d'une coordination, lorsque la politique monétaire a atteint le taux plancher zéro en 2012, aurait été une expansion budgétaire – une augmentation *ex ante* des dépenses publiques – de 0.3 % du PIB dans le Nord et une consolidation budgétaire – une réduction *ex ante* – de 0.3 % du PIB dans le Sud. Elle aurait été assez proche de l'équilibre non coordonné, qui aurait correspondu à une expansion budgétaire dans les deux régions : une augmentation *ex ante* des dépenses publiques de 1.3 % du PIB dans le Nord et de 0.3 % dans le Sud. Hors situation de ZLB, lorsque la politique monétaire n'était pas contrainte, la politique budgétaire optimale dans le cadre d'une coordination aurait conduit à d'importantes consolidations, avec une baisse des dépenses de 2 % du PIB dans les deux régions, différant ainsi fortement de

la politique non coordonnée, qui aurait conduit à une relance dans le Nord (augmentation des dépenses de 0.8 % du PIB) et à ne prendre et aucune mesure dans le Sud. Des résultats semblables sont obtenus dans le cas de politiques s'appuyant sur la TVA. Quel que soit le cas de figure étudié, l'équilibre dans le cadre d'une coopération, même s'il n'est pas stable d'un point de vue technique, est soutenable.

Revue de littérature

Nos travaux de recherche s'inscrivent dans un vaste corpus de publications consacrées aux réformes budgétaires, aux retombées interrégionales et à la coordination des politiques. Les études portant sur les effets des politiques budgétaires s'articulent autour de trois grands axes relatifs aux : (i) amplitudes des multiplicateurs budgétaires, (ii) arbitrages entre les avantages à court et à long terme de la politique budgétaire, et (iii) externalités au sein d'une union monétaire.

En ce qui concerne les deux premiers axes, il a été montré que les effets des politiques budgétaires sont largement tributaires de la conjoncture (position dans le cycle économique, orientation de la politique monétaire, etc.), et de leur définition (dépenses productives/non-productives, composition de la fiscalité, etc.). Dans le cadre d'un modèle néo-keynésien standard dans lequel la politique monétaire est indépendante, le multiplicateur budgétaire est généralement inférieur à 1 (Coenen et al., 2012). Dans un modèle DGSE à deux régions – zone euro et États-Unis – l'impact d'une consolidation budgétaire (définie comme une diminution de la valeur cible de l'endettement public) sur la production est négatif à court terme, quel que soit sa composition, tandis qu'il peut être positif ou négatif à long terme selon sa composition et l'agrégat macroéconomique étudié (Coenen et al., 2008). De la même manière, en s'appuyant sur un modèle de l'économie mondiale à six régions et deux types de ménages – des ménages confrontés à des contraintes de liquidités et des ménages à générations imbriquées, Clinton et al. (2011) montrent que l'impact négatif de court terme peut être atténué si la consolidation est permanente et permet à long terme une baisse des impôts ayant des effets de distorsion. Au sein d'une union monétaire, Roeger et in't Veld (2010) montrent également que des mesures permanentes de consolidation contribuent à réduire les effets négatifs à court terme, car

la diminution du coût du service de la dette à long terme joue positivement et fortement sur les anticipations courantes.

Pour autant, dans le cas d'économies fortement intégrées et au-delà de la portée domestique de la politique budgétaire, les partenaires commerciaux d'un pays peuvent profiter de retombées substantielles de la politique menée dans ce pays. En effet, au sein d'une union monétaire, la politique budgétaire affecte aussi bien la demande qui s'adresse aux autres membres de l'union et le taux de change effectif réel, que les taux d'intérêt à l'échelle de l'union (Farhi et Werning, 2016). Dans le même ordre d'idée, Ercog et Lindé (2013) étudient dans quelle mesure l'appartenance à une union monétaire modifie la composition optimale d'un programme de consolidation budgétaire. Ils montrent qu'à l'échelle nationale, une consolidation budgétaire reposant sur des mesures fiscales peut être préférable à court terme à une consolidation basée sur les dépenses (comme définie dans Coenen et al., 2008), contrairement aux résultats usuels dans le cas standard d'une économie ouverte avec indépendance de la politique monétaire. En effet, les réductions des dépenses publiques ont des conséquences plus déflationnistes que les mesures fiscales et, tandis qu'une politique monétaire indépendante atténuerait leurs effets, une banque centrale plus distante limiterait son intervention, ce qui accroît leurs effets sur la production. Ils montrent également que l'ampleur des retombées sur l'activité extérieure varie d'un cinquième à un dixième des effets domestiques sur l'activité. Cette fourchette est cohérente avec les résultats de *in't Veld* (2013) ou de *Cwik et Wieland* (2011), qui mettent également en évidence des retombées externes sur les partenaires commerciaux d'un membre de la zone euro, comprises entre un dixième et un vingtième des effets domestiques dans le cas de programmes de consolidation transitoires, et corrobore nos résultats hors situation de ZLB.

Par ailleurs, *in't Veld* (2013) montre qu'en période de crise, si la part des ménages confrontés à des contraintes de liquidités est élevée et si la politique monétaire est en situation de ZLB, les retombées peuvent être plus importantes encore : une consolidation budgétaire à l'échelle de la zone euro multiplie quasiment par deux l'effet négatif sur une région donnée par rapport au cas où cette même région serait la seule à prendre des mesures de consolidation. Inversement, *Cwik et Wieland* (2011) avancent que l'effet positif du plan de relance allemand

sur les autres économies de la zone euro a été compensé par l'effet négatif de l'appréciation du taux de change effectif réel vis-à-vis du reste du monde. Il convient de noter que, comme mentionné plus haut, l'orientation de la politique monétaire, en particulier si elle bute sur le taux plancher zéro, influence le multiplicateur budgétaire (Christiano et al., 2011). Plus généralement, et au-delà de la portée de notre article, la conduite de la politique budgétaire (qu'elle soit coordonnée ou non) devrait tenir compte du contexte économique global. En effet, *Annicchiarico et al.* (2013) montrent par exemple, dans le cas particulier de l'Italie, que la consolidation budgétaire menée a sensiblement réduit les bénéfices des réformes favorables aux entreprises mises en place après la crise financière, en partie à cause de l'absence de politique monétaire indépendante pour le pays, qui aurait permis de compenser les effets de la consolidation budgétaire. Dans le même ordre d'idée, *Furceri et Mourougane* (2010) montrent que lorsque l'on prend en compte l'effet de rétroaction de la prime de risque sur les obligations d'État dans une union monétaire sans prêteur en dernier ressort, les effets à court terme de programmes de relance sont toujours positifs, voire supérieurs dans le cas de politiques basées sur une augmentation des dépenses ou sur une réduction de l'imposition des salaires.

Dans l'ensemble, ces travaux accréditent clairement l'existence de retombées au sein d'une union monétaire. En tant que telles, ces retombées doivent être prises en compte dans l'élaboration de programmes de consolidation ou de relance. Nos travaux s'inscrivent dans la continuité de ces publications et adoptent une approche normative plus large afin d'évaluer l'impact d'une meilleure coordination des politiques budgétaires après la crise au sein de la zone euro.

Modèle

Nous utilisons le modèle DSGE Méléze développé par *Campagne et Poissonnier* (2016a) sur la base de deux modèles standards de la zone euro (*Smets et Wouters*, 2003 ; *Christiano et al.*, 2005). Conçu pour être le plus parcimonieux possible¹, ce modèle comprend deux régions

1. Nous présentons ci-après plus spécifiquement le comportement des autorités budgétaires, et la modélisation complète dans le complément en ligne C1. Des tests complémentaires de robustesse portant sur la calibration et le comportement du modèle sont donnés dans *Campagne & Poissonnier* (2016a) et *Campagne & Poissonnier* (2016b).

agrégées au sein d'une union monétaire dans laquelle s'échangent des biens partiellement substituables. Dans chaque région, les entreprises et les ménages interagissent sur les marchés des biens, du travail et des capitaux. Les entreprises comme les ménages, ainsi que les facteurs de production sont considérés comme immobiles d'une région à l'autre, mais les flux financiers transfrontaliers sont possibles au sein de l'union et avec le reste du monde.

Les entreprises produisent des biens partiellement substituables avec une fonction de production standard à rendements d'échelle constant. Étant donné notre approche orientée sur le court terme – cyclique plutôt que structurelle – la productivité globale des facteurs (PGF) est supposée exogène, progressant au même rythme dans les deux régions. La rigidité des prix et des salaires « à la Calvo » (Calvo, 1983) permet à la politique monétaire de jouer un rôle dans notre modèle. Enfin, afin de conserver un cadre simple pour le marché du travail, on fait l'hypothèse qu'il n'y a pas de chômage et que la main-d'œuvre ne s'ajuste qu'au niveau de la marge intensive.

En outre, suivant les travaux de Gali et al. (2007), nous distinguons les ménages dits « ricardiens » des ménages « non-ricardiens ». Cette distinction permet de reproduire des comportements de consommation privée crédibles en réponse à des chocs de politique budgétaire. Ainsi, une fraction de ménages, les ménages ricardiens, sont non contraints financièrement, détiennent des actifs financiers (ou sont endettés), et possèdent du capital qu'ils prêtent aux entreprises de leur région, tandis que les ménages non-ricardiens consomment l'ensemble de leur revenu courant et ne détiennent par conséquent aucun actif.

Dans chaque région, le comportement du gouvernement est dicté par une règle budgétaire standard selon laquelle la consommation publique assure la convergence du ratio dette publique/PIB vers l'état stationnaire. En outre, le gouvernement prélève des impôts sur les salaires, la consommation et l'investissement, opère des transferts forfaitaires et emprunte sur les marchés financiers. La dette publique se négocie au-delà des frontières nationales et nous supposons qu'en raison de marchés financiers incomplets, la dette publique est le seul actif échangeable. La banque centrale fixe le taux d'intérêt nominal commun aux deux régions en appliquant une règle de Taylor (Taylor, 1993), en vertu de laquelle elle réagit aux variations de l'inflation courante des prix à la consommation².

Dans les simulations où nous reproduisons une situation de ZLB, le rendement effectif nominal de la richesse des ménages ne peut aller en dessous d'un certain niveau, légèrement au-dessus de zéro compte tenu des primes de liquidité. Les frictions financières, en particulier le défaut sur la dette publique et ses répercussions sur la courbe des rendements, sont volontairement écartées du modèle dans lequel nous nous concentrons sur le cas d'une banque centrale qui joue effectivement le rôle de prêteur en dernier ressort. Néanmoins, afin de garantir la convergence de notre modèle en économie ouverte, une prime de taux d'intérêt proportionnelle à l'ensemble des actifs financiers gérés est introduite comme dans Schmitt-Grohe et Uribe (2003). Ces écarts de taux sont calibrés de manière à avoir une incidence négligeable sur la dynamique du modèle. Le reste du monde, avec lequel les échanges de l'union monétaire se réduisent à ceux des actifs, obéit également à une règle budgétaire pour garantir la convergence à long terme.

Enfin, des chocs structurels et de politique économique sont introduits. Propres à chaque région, les chocs structurels affectent les préférences, la productivité, l'offre de travail et les coûts d'investissement. Les chocs de politique économique, également propres à chaque région, affectent les dépenses publiques, les transferts publics, le coût de la dette publique et les avoirs extérieurs nets. Le choc de politique à l'échelle de l'union est un choc de politique monétaire. Dans la phase d'estimation du modèle, des erreurs de mesure relatives aux actifs publics et à l'inflation sont introduites.

Autorités budgétaires

Les taux d'imposition de la consommation et du travail sont déterministes et choisis de manière arbitraire par le gouvernement. Ce choix est cohérent avec la faible variabilité des taux d'imposition apparents observés dans les données sur la période de calibration. En l'absence de production ou d'emplois publics dans le présent modèle, les différentes dimensions de la dépense publique sont englobée dans la consommation publique qui réagit de manière endogène à la conjoncture économique.

2. L'ajout de l'écart de production « output gap » dans la règle de Taylor devrait renforcer les résultats obtenus en induisant une plus forte convergence des objectifs régionaux à la ZLB (voir plus loin). Par ailleurs, en l'absence d'estimations officielles de la règle de Taylor, nous choisissons de mettre en œuvre une règle cohérente avec le mandat officiel de la BCE de ciblage de l'inflation.

Il convient de noter l'hypothèse selon laquelle la consommation publique est entièrement domestique. Par ailleurs, les investissements publics (définis comme des dépenses publiques venant augmenter le stock de capital du secteur public) ne sont pas traités comme un instrument de la politique budgétaire dans ce modèle. Nous présentons plus en détail l'incidence de cette simplification dans la section V.

Enfin, le comportement du gouvernement est modélisé à l'aide d'une règle budgétaire inspirée de Corsetti et al. (2010). Selon cette règle, chaque gouvernement régional suit un critère de convergence tiré du Pacte de stabilité et de croissance, et ajuste par conséquent ses dépenses publiques afin d'assurer la convergence de son niveau d'endettement (rapporté au PIB) à sa cible – définie ici comme le niveau d'endettement d'avant-crise (de l'état stationnaire) – avec une vitesse de convergence annuelle moyenne ρ_g de $1/20^{\circ}$ de l'écart à la cible de la période précédente.

$$G_t^i - \bar{G}^i = \rho_g \left(pa_{t-1}^i - \bar{pa}^i \right)$$

où G_t^i donne le niveau de dépenses publiques dans la région i et $pa_t^i = PA_t^i / P_t^i \bar{Y}^i$ le ratio de dette publique / PIB. $\bar{G}$ et $\bar{pa}$ désignent l'état stationnaire pour chaque variable.

Au total, la contrainte de budget du gouvernement s'écrit :

$$PA_t^i = \left(R_{t-1} - \Psi^g \left(\frac{PA_{t-1}^i}{P_{t-1}^i \bar{Y}^i} \right) \right) PA_{t-1}^i + v_t^{c,i} CPI_t^i (C_t^i + I_t^i) + v_t^{w,i} W_t^i L_t^i - P_t^i G_t^i - \Phi_t^i$$

où PA_t^i désigne les actifs publics nominaux de la région i à la fin de la période t . Le solde budgétaire inclut les produits de la taxe sur la valeur ajoutée (v^c) prélevée sur la consommation privée et les investissements évalués aux prix à la consommation, $CPI_t^i (C_t^i + I_t^i)$, ainsi que les recettes liées à la fiscalité du travail (v^w) prélevée sur la masse salariale $W_t^i L_t^i$. La consommation publique est donnée par G_t^i et Φ_t^i désigne les transferts nominaux aux ménages. Par ailleurs, R_t désigne le rendement nominal brut des actifs financiers minoré/majoré des marges négligeables de transaction financière

$$\Psi^g \left(\frac{PA_{t-1}^i}{P_{t-1}^i \bar{Y}^i} \right).$$

Calibration

Paramètres structurels et non structurels

Le modèle est calibré de manière à distinguer deux régions au sein de la zone euro et coïncide avec le contexte d'avant crise : une région Nord qui englobe l'Allemagne, la Belgique, la France et les Pays-Bas face à une région Sud comprenant l'Irlande, la Grèce, l'Espagne, l'Italie et le Portugal. La région Nord se compose de pays à faible inflation et par conséquent à plus forte compétitivité avant la crise ; le partage entre les deux régions repose sur le choix de constituer deux régions de taille équivalente (en termes de population). Ce critère obéit à une approche de type « centre/périphérie » et reflète l'idée selon laquelle les différences de compétitivité observées avant la crise pourraient en partie expliquer les différentes mesures prises après la crise, avec une importante augmentation de la dette publique dans des pays comme l'Italie et l'Espagne contrairement à l'Allemagne et aux Pays-Bas.

Le modèle est calibré de manière à rester proche des modèles DSGE traditionnels de la littérature et des données des comptes nationaux d'Eurostat conformément à la méthodologie de Campagne et Poissonnier (2016a)³. Elle se déroule en deux étapes. Tout d'abord, les paramètres structurels dits « profonds » sont calibrés sur la base d'une lecture approfondie de la littérature, et les valeurs médianes sont sélectionnées selon les fourchettes identifiées dans cette littérature. Dans la mesure du possible, des données spécifiques à chaque région ont été utilisées pour construire des valeurs de paramètres agrégées appropriées pour chaque région. Malheureusement, l'absence d'analyses comparatives entre les régions limite nettement notre capacité à proposer des calibrages propres à chaque région, et un grand nombre de paramètres a été calibré en fonction des valeurs identifiées dans la littérature empirique sur l'Union européenne. De plus, même les paramètres propres à chaque région tendent à présenter des valeurs identiques, après agrégation des données par pays au sein de chaque région (par exemple, le degré de substituabilité entre les biens). Dans un second temps, les paramètres restants sont estimés par une méthode d'appariement (*matching*) des moments du premier ordre appliquée aux données observées pour un grand nombre de variables endogènes (inférence inverse) et soumis aux contraintes

3. Cette méthodologie est présentée en détail dans l'annexe 1.

de l'état stationnaire⁴. Les tableaux 1 et 2 présentent les valeurs des paramètres structurels et des principales variables endogènes à l'état stationnaire. On impose que les paramètres relatifs à l'inflation, la croissance de la productivité globale des facteurs et à la technologie de production sont les mêmes pour les deux régions même si les données suggèrent le contraire. Comme l'expliquent Campagne et Poissonnier (2016a), ces restrictions sont nécessaires à l'existence mathématique d'un état stationnaire⁵.

S'agissant des règles de politique budgétaire, le gouvernement observe une règle budgétaire et cible par conséquent un ratio de dette publique / PIB calibré sur les données des comptes nationaux⁶. Nous appliquons un processus de calibration semblable à celui de Coenen et al. (2008)

pour son nouveau modèle relatif à l'ensemble de la zone euro (NAWM *New-Area-Wide Model of the Euro Area*). Les taux d'imposition sont calibrés à partir des taux d'imposition implicites par fonction économique calculés par Eurostat. Les transferts (Φ^i) servent à équilibrer

4. Campagne et Poissonnier (2016a, 2016b) compare les simulations issues d'une calibration du modèle suivant cette procédure avec les résultats obtenus dans d'autres modèles DSGE standard, à la fois pour des chocs transitoires mais aussi permanents. Les résultats suggèrent que le modèle se comporte de manière similaire aux modèles présentés dans la revue de littérature par Coenen et al. (2012), mais aussi de manière similaire au modèle macroéconométrique Mésange de l'Insee (Klein & Simon, 2010).

5. Si la PGF croît en permanence plus rapidement dans une région que dans l'autre, cette région deviendrait de taille infinie par rapport à l'autre à l'état stationnaire.

6. Ce ratio de dette / PIB correspond aux actifs publics nets des passifs publics (rapportés au PIB). Il diffère donc de la dette au sens de Maastricht (rapportés au PIB) à laquelle le Pacte de stabilité et de croissance fait référence. Cette différence n'a toutefois pas d'impact sur nos résultats.

Tableau 1
Données observées et simulées à l'état stationnaire

en % sauf indication contraire	Données		Mélèze	
	Nord	Sud	Nord	Sud
Production (PIB en milliards d'euros)	1 354	778	1 354	778
Taux de croissance moyenne de la production par habitant ⁽¹⁾	2.3	1.3	1.9	1.9
Population active (en millions)	76.3	55.1	76.3	55.1
Nombre total d'heures travaillées par semaine (en milliers)	2 765	2 132	2 765	2 132
Excédent brut d'exploitation (en valeur ajoutée)	44.8	51.8	42.9	42.9
Salaires bruts (en valeur ajoutée)	54.2	46.7	42.5	42.5
Taux de profit	-	-	14.6	14.6
Euribor nominal à 3 mois ⁽¹⁾	3.2	3.2	3.2	3.2
Inflation attendue mesurée par l'IPC ⁽¹⁾	1.5	2.5	1.5	1.5
Consommation privée (en PIB)	53.6	58.4	50.0	54.1
Consommation publique (en PIB)	20.1	18.6	19.9	18.7
Investissement (en PIB)	21.6	25.5	29.7	27.8
Balance commerciale (en PIB)	3.9	- 2.9	- 0.1	0.1
Importations en provenance des partenaires de la zone euro ⁽²⁾	4.6	7.7	5.8	9.5
PPA (PIB. normalisée à 1 dans le Nord)	1.00	1.06	1.00	1.06
Dette brute consolidée des administrations publiques (en PIB) ⁽¹⁾	- 62.0	- 80.0	- 62.0	- 80.1
Actifs privés, entreprises incluses (S1 hors S13) ⁽¹⁾	40.0	5.0	107	5.6
Position financière nette (S2) ⁽¹⁾	1.0	- 53.0	32	- 52.0
Taux d'imposition implicite sur la consommation	20.6	17.5	20.6	17.5
Taux d'imposition implicite sur les revenus bruts du travail	38.5	37.0	38.5	37.0
Taux d'imposition implicite sur les revenus du capital	26.9	34.5	25.2	36.3
Transferts (en PIB)	15.7	14.1	28.5	31.2

Note : « Nord » englobe l'Allemagne, la Belgique, la France et les Pays-Bas, et « Sud » la Grèce, l'Irlande, l'Italie, l'Espagne et le Portugal. S1 désigne l'économie domestique au sens large, S2 le reste du monde et S13 le secteur public.

⁽¹⁾ données annualisées ; ⁽²⁾ sont mesurées comme la part des importations en provenance des partenaires de l'UE dans la consommation privée. Source : Eurostat, 2007 (comptes nationaux annuels, inflation, parité du pouvoir d'achat (PPA), emploi, enquête sur la force de travail), BCE, moyenne 2000-2007 (Euribor) et Eurostat, moyenne 2000-2010 (inflation mesurée par l'IPC). Calculs des auteurs et simulations avec le modèle Mélèze pour la colonne « Mélèze ».

la contrainte budgétaire du gouvernement dans le processus d'inférence inverse en permettant de cibler la part de la consommation publique dans le PIB.

Nous supposons également que tous les agents considèrent les obligations publiques comme sûres. Cette hypothèse nous semble raisonnable. Nous simulons en effet l'impact de la

Tableau 2
Calibration des paramètres structurels clés

		Nord	Sud	
À l'échelle de l'Union				
Paramètre de technologie	α	0.498		ANA
Taux de dépréciation	δ	0.016		D'Auria et al. (2009)
Rigidité du capital	S	5.63		Smets et Wouters (2002)
Taille de la population	N	131 417 000		ANA
Taux de croissance de la PGF	g	1.9 %		ANA
Écart d'intermédiation financière	ψ^g, ψ	0.005 %		Calculs des auteurs
Politique monétaire				
Paramètre de lissage	ρ	0.9		Ratto et al. (2009)
Poids de l'inflation	r_π	1.68		Smets et Wouters (2003)
Paramètres propres à la région				
Part de la population	n^i	0.58	0.42	ANA
Ouverture des échanges	α^i	5.8 %	9.5 %	ANA, calculs des auteurs
Substituabilité entre biens	θ^i	6.85	6.84	D'Auria et al. (2009)
Substituabilité entre travailleurs	θ_w^i	4.44 ^{EAC}	4.44 ^{EAC}	Bayoumi et al. (2004)
Facteur d'actualisation ajusté des ménages	β^i	0.996	0.996	Calculs des auteurs
Aversion au risque inverse	σ_c^i	1.49 ^{EAC}	1.49 ^{EAC}	Smets et Wouters (2002, 2003)
Élasticité de Frisch inverse	σ_l^i	1.69 ^{EAC}	1.69 ^{EAC}	Roeger et al. (2010)
Habitudes de consommation	h_c^i	0.66 ^{EAC}	0.66 ^{EAC}	Roeger et al. (2010)
Part des agents non-ricardiens	μ^i	0.31 ^{EAC}	0.31 ^{EAC}	Roeger et al. (2010)
Rigidité des prix	ξ^i	0.88 ^{EAC}	0.88 ^{EAC}	Coenen et al. (2008)
Rigidité des salaires	ξ_w^i	0.66 ^{EAC}	0.66 ^{EAC}	Eggertsson et al. (2014)
Indexation des prix	γ_p^i	0.7 ^{EAC}	0.7 ^{EAC}	Calculs des auteurs
Indexation des salaires	γ_w^i	0.8 ^{EAC}	0.8 ^{EAC}	Calculs des auteurs
Politique budgétaire				
Sensibilité de la règle budgétaire	ρ_g	0.012	0.012	Calculs des auteurs
Taux d'imposition sur la consommation	$\bar{\nabla}^{c,i}$	20.6 %	17.5 %	Eurostat (taux d'imposition implicite)
Taux d'imposition sur les salaires nets	$\bar{\nabla}^{w,i}$	62.5 %	58.7 %	Eurostat (taux d'imposition implicite)
Taux d'imposition sur les revenus du capital	$\bar{\nabla}^{k,i}$	18.5 %	25.7 %	Eurostat (taux d'imposition implicite)
Ratio des transferts/PIB	$\bar{\Phi}^i$	27.8 %	31.3 %	Calculs des auteurs
Objectif du gouvernement (voir section 6)				
Préférence pour une consolidation basée sur les dépenses	λ_g^i	0.34	0.37	Calculs des auteurs
Préférence pour une consolidation basée sur le TVA	λ_c^i	0.47	0.48	Calculs des auteurs
Lissage de la production	σ_y	1	1	Calculs des auteurs
Lissage du déficit	σ_{pb}	5	5	Calculs des auteurs

Note : ANA est l'acronyme de « *Annual National Accounting* » – comptes nationaux annuels – données compilées par Eurostat en 2007. Les calculs des auteurs correspondent aux valeurs déterminées par inférence inverse comme expliqué dans l'article. Les publications citées pour les calibrations sont données à titre d'exemple de travaux proches de la valeur médiane identifiée lors de notre examen de la littérature. EAC est l'acronyme de « *Euro Area Calibration* » - Calibration de la zone euro - et correspond aux paramètres calibrés selon les données disponibles pour la zone euro en l'absence d'informations adéquates relatives aux régions. Le Nord englobe l'Allemagne, la Belgique, la France et les Pays-Bas, tandis que le Sud comprend la Grèce, l'Irlande, l'Italie, l'Espagne et le Portugal. Les paramètres sont nommés d'après les travaux de Campagne et Poissonnier (2016).

politique budgétaire à partir de 2013 et mettons en avant qu'à partir de décembre 2012⁷ la Banque centrale européenne a été perçue comme jouant effectivement son rôle de prêteur en dernier ressort, réduisant ainsi le rôle du risque de défaut souverain dans la conduite de la politique budgétaire.

Il convient de noter qu'à long terme, notre modèle représente une union monétaire fermée, et le choix d'un ratio cible de dette publique / PIB implique que la somme des dettes publiques des deux gouvernements est égale à celle des actifs privés détenus par les ménages des deux régions. Alors que la position nette en avoirs étrangers de la région Nord vis-à-vis du reste du monde (y compris le reste de la zone euro) n'était que de 1 % du PIB en 2007, et pouvait ainsi être négligée, la dette extérieure nette du Sud s'établissait à 53 % du PIB. Dans le modèle, cette importante dette extérieure nette est répartie de manière arbitraire entre les deux régions, et les ratios des actifs privés / PIB ne reflètent pas les données réelles. Dans la pratique, l'utilisation de la méthode d'appariement (*matching*) des moments d'ordre 1 suggère une solution dans laquelle la majeure partie de cette dette extérieure est due par les ménages du Sud.

Chocs de référence

La zone euro est entrée en situation de ZLB fin 2012, lorsque le taux Euribor est tombé sous les 25 points de base. Nous avançons que les chocs budgétaires à partir de 2013 peuvent avoir entraîné des effets différenciés sur les productions régionales, ce qui a affecté à son tour le comportement optimal des gouvernements régionaux.

En s'appuyant sur les données trimestrielles d'Eurostat sur la consommation, l'investissement, la production, la dette publique, l'inflation et les taux d'intérêt, nous estimons les écarts types et la persistance des chocs suivants entre 2004 et 2012 : politique monétaire, productivité, préférence, offre de travail, coût de l'investissement, consommation publique et transferts, avoirs extérieurs et écarts de taux d'intérêt, conditionnellement au modèle linéarisé⁸. Nous extrayons les chocs structurels correspondants, en prolongeant la période jusqu'à fin 2015. Enfin, nous utilisons un modèle linéaire par morceau comprenant deux régimes de politique monétaire conformément à Guerrieri et Iacoviello (2015), que nous calibrons avec les paramètres estimés sur le modèle linéarisé, puis nous simulons

les trajectoires sur la base des chocs structurels estimés. Cette approximation nous permet d'appliquer un filtre linéaire de 2012 à 2015, procédé beaucoup plus simple pour un modèle de cette taille. Les trajectoires du scénario de référence obtenues avec le modèle linéarisé ou le modèle linéaire par morceau sont très semblables.

Conformément à cette procédure, le tableau A2-1 en annexe 2 présente une mesure d'ajustement pour chaque variable ainsi que le degré de dépendance de l'estimation à la calibration des principaux paramètres « profonds » comme la part des ménages non-ricardiens et les élasticités de substitution entre biens et entre facteurs travail. Le meilleur ajustement est obtenu à partir de la calibration présentée dans le tableau 2.

Les chocs structurels sous-jacents, leurs persistances et les écarts-types estimés sont présentés en détail dans le tableau A2-2 et la figure A2-I en annexe 2. La meilleure modélisation des répercussions de la crise financière s'obtient à partir de la simulation d'un choc exogène persistant et fort (quatre écarts-types) sur les coûts de l'investissement, des chocs successifs, persistants et modérés (la moitié d'un écart-type) sur la productivité, des chocs successifs très persistants sur l'offre de travail et un choc de large ampleur, très persistant sur les dépenses publiques. La politique monétaire est considérée comme à peu près neutre, relativement à la règle de Taylor sur la période étudiée, malgré les très bas taux d'intérêt nominaux dans la zone euro.

La figure I présente la trajectoire en réponse aux chocs précédemment estimés, ainsi que le point à partir duquel le modèle entre en situation de ZLB indiquée par la ligne verticale. Dans le cadre de ce scénario de référence, la production est durablement inférieure à sa trajectoire d'avant crise dans les deux régions, comme l'investissement, la consommation et les heures travaillées. Les déficits publics dépassent leur moyenne de long terme, en particulier dans le Sud. Le rendement des

7. Grâce au fameux discours *Whatever it takes* du président de la BCE en juillet 2012.

8. Bien que le nombre de paramètres peut être considéré comme limité, nous montrons dans l'annexe 2 que la valeur estimée des paramètres est robuste à différentes calibrations des autres paramètres. Par ailleurs, le but de notre article est de calculer la valeur des chocs permettant de répliquer les conditions prévalant en zone euro à la fin de l'année 2012, et les autres paramètres sont calibrés de manière à rester proches de la littérature sur les modèles standard DSGE pour la zone euro.

capitaux et les taux d'intérêt devraient rester faibles de manière durable.

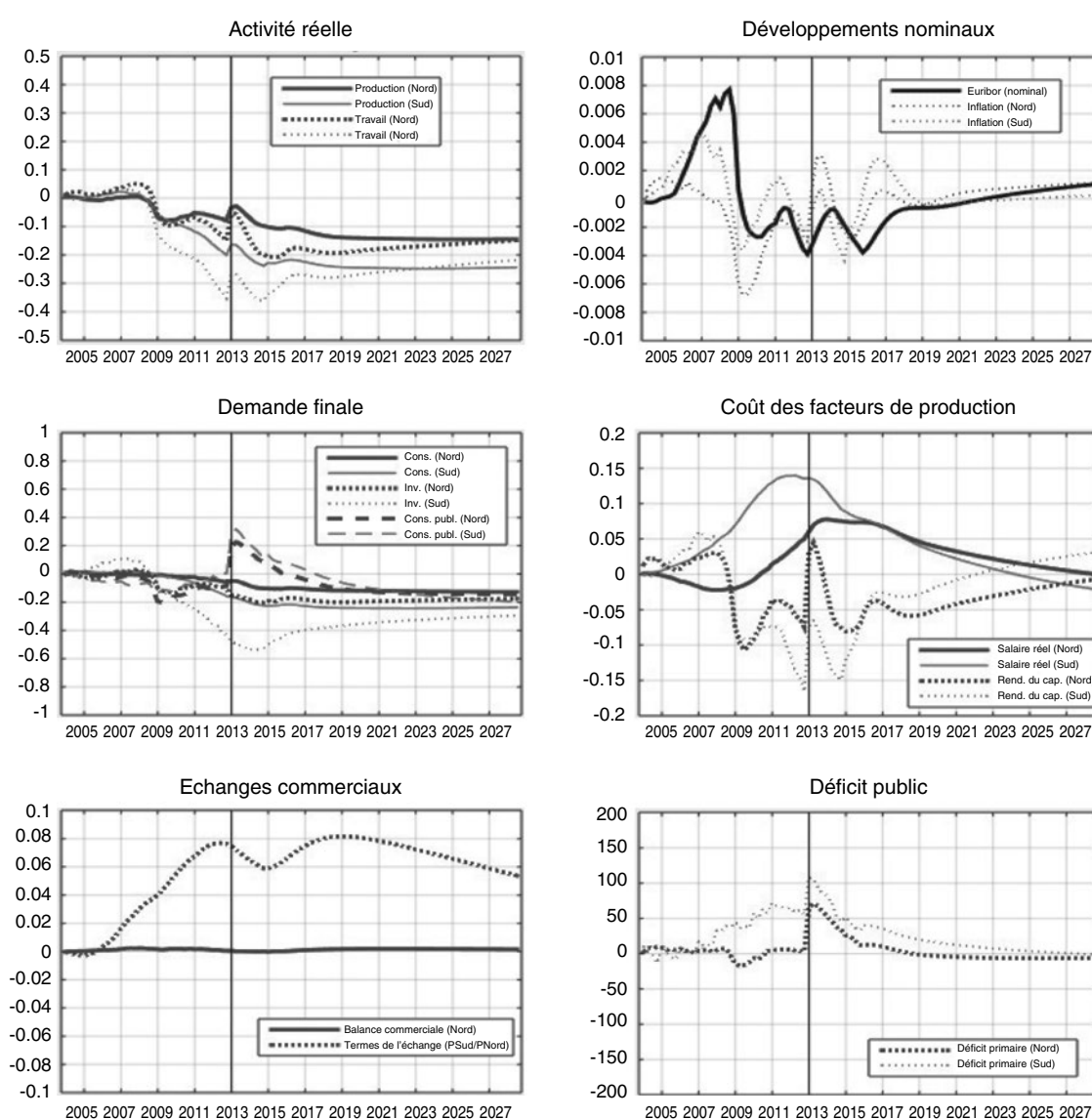
relance ou de davantage de mesures de consolidation budgétaire ?

Ce « scénario de référence » constitue la trajectoire centrale de nos simulations, en écart à laquelle les effets de chocs budgétaires additionnels seront évalués, en cherchant à répondre à la question : avec le recul, sachant que l'économie de la zone euro sera bloquée en situation de ZLB pendant au moins trois ans à partir de 2013, quelles auraient été les répercussions de davantage de mesures de

Multiplicateurs budgétaires

Les canaux par lesquels la politique budgétaire dans une région (région A) influe sur la production de l'autre région (région B) sont la demande domestique extérieure, la politique monétaire et la compétitivité (voir diagramme). Les mesures de relance stimulent

Figure I
Scénario de référence



Note : « Nord » englobe l'Allemagne, la Belgique, la France et les Pays-Bas, tandis que « Sud » comprend la Grèce, l'Irlande, l'Italie, l'Espagne et le Portugal. Les trajectoires correspondent aux simulations effectuées par référence à l'état stationnaire en appliquant des chocs structurels estimés. Les axes Y sont exprimés en % de l'écart par rapport à l'état stationnaire. Lecture : début 2013, l'activité a reculé de 0.2 % dans le Sud par rapport à la valeur à l'état stationnaire, tandis que la consommation publique a progressé de 0.2 %.

Source : calculs des auteurs. Simulations avec le modèle Méléze.

directement la demande domestique, avec à la clé un effet positif sur la production de l'économie domestique (région A). Elles ont aussi tendance à exercer des pressions inflationnistes sur l'économie domestique, qui peuvent être limitées par le resserrement de la politique monétaire de la banque centrale. La hausse des taux d'intérêt aura pour effet de diminuer la demande globale à la fois dans l'économie domestique et dans l'économie étrangère (respectivement, région A et région B) et aura ainsi des retombées négatives. À l'inverse, le différentiel d'inflation consécutif, conjugué à des taux de change nominaux fixes, accroît la compétitivité étrangère et, partant, les exportations étrangères. L'effet positif sur la demande domestique (région A) contribue aussi à dynamiser les exportations étrangères, avec à nouveau des retombées positives. L'effet net sur la production étrangère est négatif quand l'effet inflationniste de la politique budgétaire et donc du resserrement de la politique monétaire domine l'effet positif provenant de la demande en importations du pays mettant en œuvre la relance.

Les figures II et III présentent les multiplicateurs marginaux à l'impact et cumulés de consolidations budgétaires temporaires basées sur les dépenses et sur la TVA⁹ de différents amplitudes sur la production domestique et extérieure dans les deux cas, sous forme d'écarts au scénario de référence décrit plus haut. Comme l'ont montré Campagne et Poissonnier (2016b) dans le cas purement linéaire, ces multiplicateurs sont comparables à ceux obtenus dans

la plupart des modèles DSGE institutionnels ainsi qu'à ceux obtenus dans les modèles macroéconométriques¹⁰.

Tout d'abord, comme attendu, dans le cas de mesures de relance suffisamment fortes pour immédiatement sortir la zone euro de la situation de ZLB, l'effet marginal de la dernière unité dépensée ou collectée est constant. Dans le cas de chocs de dépenses publiques, le multiplicateur à l'impact se situe aux alentours de 1.1 tandis que le multiplicateur moyen sur 3 ans s'établit entre 0.4 et 0.5. Les effets sur la production étrangère, quoique relativement faibles, vont dans la direction opposée de la consolidation ou de la relance domestique à court et moyen terme, signe que, selon notre calibration et notre hypothèse d'une consommation publique entièrement domestique, l'effet contrebalançant joué par la politique monétaire est plus fort que celui de la demande extérieure : si le Nord met en œuvre une réduction du déficit fondée sur les dépenses hors situation de ZLB, la banque centrale choisira consécutivement d'abaisser les taux d'intérêt, ce qui favorisera l'activité dans le Sud.

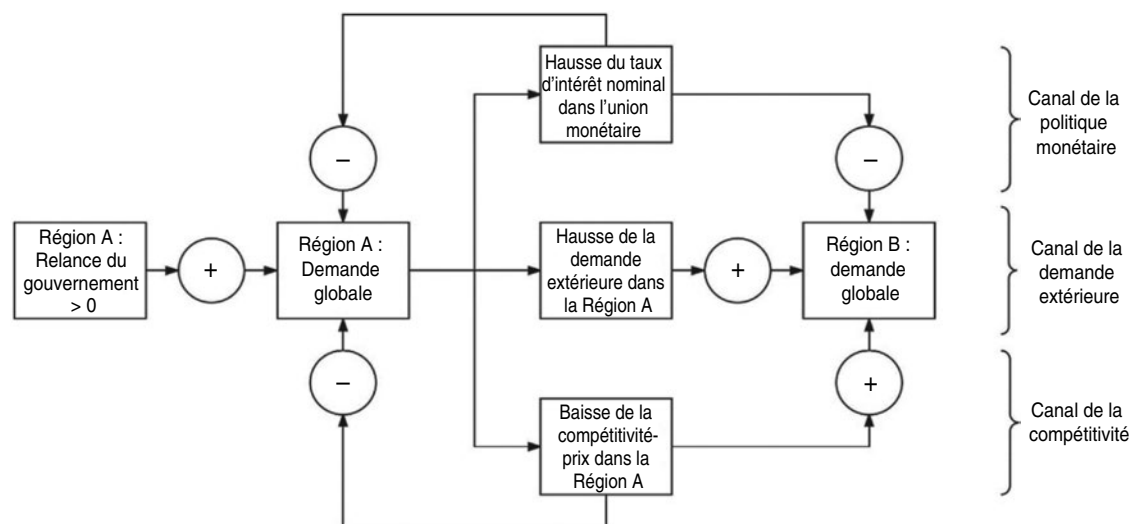
Dans le cas de chocs de TVA hors situation de ZLB, les multiplicateurs à l'impact et cumulés sont similaires et s'établissent aux alentours

9. Avec une durée moyenne de 12 trimestres.

10. Voir Coenen et al. (2012) pour une comparaison détaillée des multiplicateurs budgétaires entre les modèles du FMI, de l'OCDE et des banques centrales, et Klein and Simon (2010) pour les multiplicateurs du modèle français Mésange.

Diagramme

Trois canaux de transmission de la politique budgétaire de la région A vers la région B

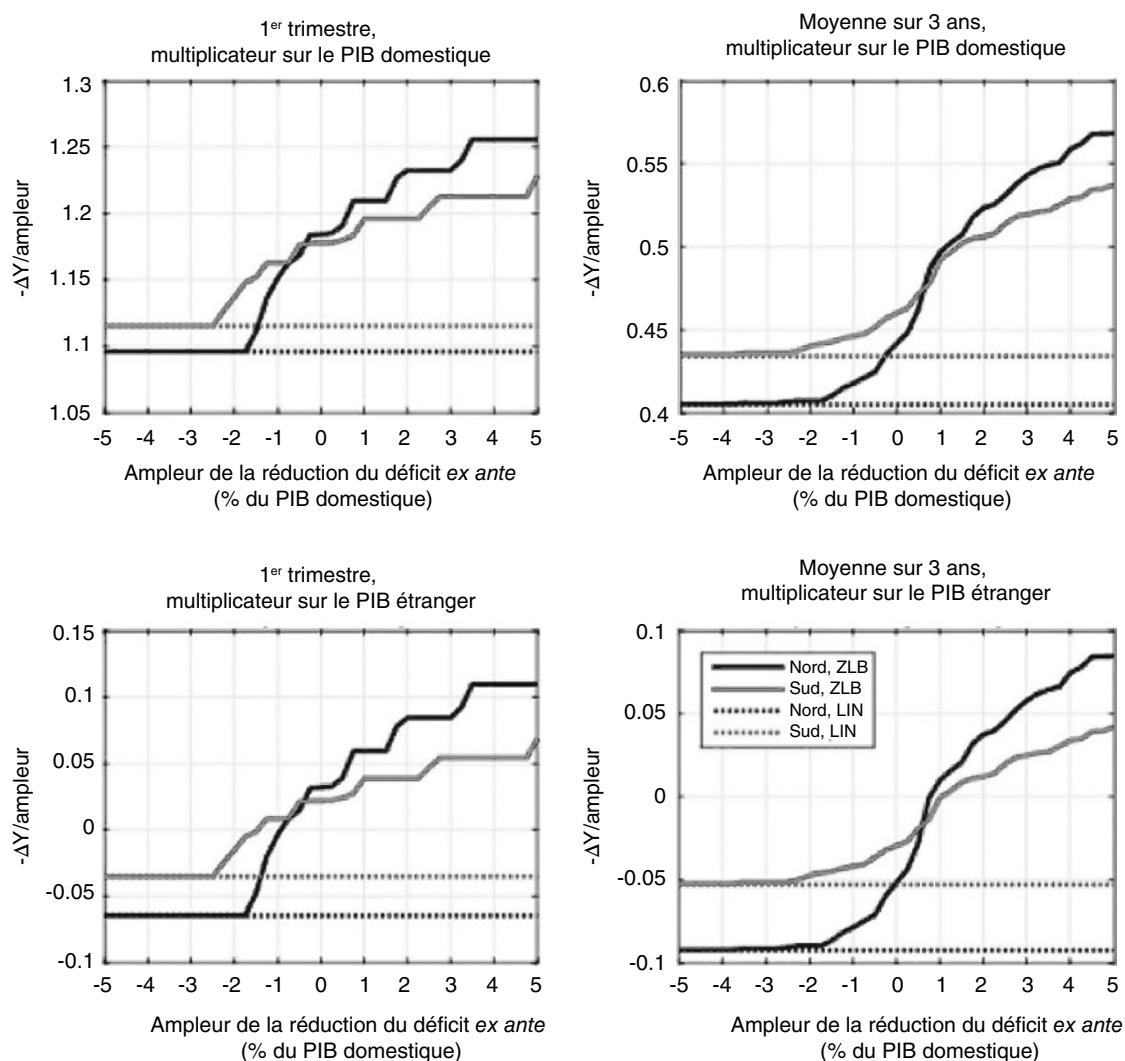


de 0.5. Les retombées sur la production étrangère (région B) vont dans le même sens que l'effet initial sur la production dans le Nord (région A) et sont négligeables à l'impact. Ceci tient au fait que les hausses de TVA sont moins déflationnistes que les réductions des dépenses, et également au fait que leurs effets

sur la consommation ont une incidence plus forte sur la demande extérieure, corrélant ainsi les effets extérieurs aux effets domestiques. Pour autant, sur trois ans, les retombées sont moins notables que dans le cas de réductions des dépenses publiques, voire même légèrement négatives.

Figure II
Multiplicateurs budgétaires marginaux de la consolidation basée sur les dépenses

Écart en variation relative au scénario de référence, en %



Note : les effets sont normalisés sous forme de ratios, en pourcentage du PIB, de l'effet marginal sur la production engendré par un nouveau choc budgétaire par rapport à son importance *ex ante*. Les mesures prises en réponse à un choc budgétaire sont matérialisées en noir pour la région Nord et en gris pour la région Sud. Les lignes en pointillés (politique monétaire non contrainte) matérialisent les multiplicateurs dans le cas linéaire, tandis que les lignes en continu (ZLB) indiquent une situation de taux plancher zéro. Enfin, le « 1^{er} trimestre » correspond au multiplicateur d'effet, tandis que la « moyenne sur 3 ans » correspond à un multiplicateur calculé sur trois ans. Les plus faibles retombées résultant de chocs budgétaires dans le Sud sont liées à la plus petite taille de la région Sud. Ces figures s'interprètent à la manière de multiplicateurs classiques : lorsqu'il est positif, l'effet d'une consolidation sur la production domestique (respectivement extérieure) est négatif.

Lecture : sous la contrainte de la ZLB (lignes en continu), une consolidation budgétaire *ex ante* basée sur les dépenses de 4 % du PIB (c'est-à-dire une réduction du déficit) dans la région Nord (lignes noires) suggère qu'une réduction du déficit d'un euro de plus engendre une baisse de l'activité de 1.25 euro dans le Nord au premier trimestre (figure en haut à gauche), et une baisse de l'activité de 0.55 euro en moyenne sur trois ans (figure en haut à droite). Dans le Sud, les retombées entraînent un ralentissement de l'activité d'un peu plus de 0.1 euro du PIB du Nord durant le premier trimestre (figure en bas à gauche), et de 0.075 euro en moyenne sur trois ans (figure en bas à droite). En d'autres termes, les retombées représentent entre 7.5 et 10 % du choc retenu.

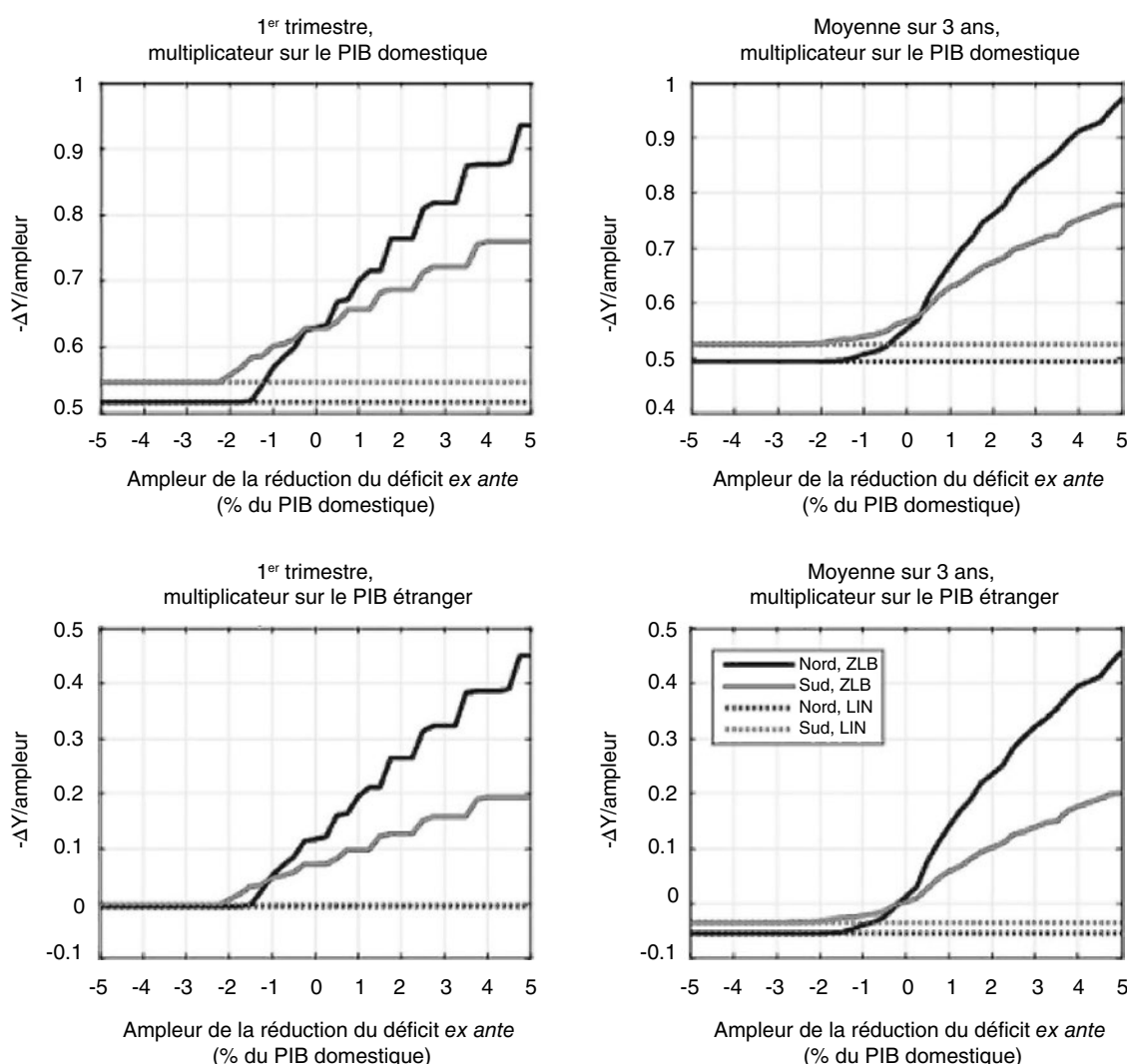
Source : calculs des auteurs. Simulations avec le modèle Méléze.

Deuxièmement, en situation de ZLB, l'effet marginal de la politique budgétaire sur la production domestique comme sur la production étrangère évolue. Les réductions de dépenses publiques tendent à avoir un effet négatif croissant sur la production domestique ainsi que sur la production étrangère. Dans le cas de chocs de TVA, l'effet est encore plus fort.

Les figures A3-I et A3-II en annexe 3 montrent que les retombées, c'est-à-dire le multiplicateur marginal sur la production extérieure (région B) relativement au multiplicateur marginal sur la production domestique (région A), augmentent de manière significative avec l'ampleur des mesures de consolidation, conclusion robuste à différentes calibrations. En particulier, l'effet

Figure III
Multiplicateurs budgétaires marginaux de la consolidation basée sur la TVA

Écart en variation relative au scénario de référence, en %



Note : les effets sont normalisés sous forme de ratios, en pourcentage du PIB, de l'effet marginal sur la production engendré par un nouveau choc budgétaire par rapport à son importance *ex ante*. Les mesures prises en réponse à un choc budgétaire sont matérialisées en noir pour la région Nord et en gris pour la région Sud. Les lignes en pointillés (politique monétaire non contrainte) matérialisent les multiplicateurs dans le cas linéaire, tandis que les lignes en continu (ZLB) indiquent une situation de taux plancher zéro. Enfin, le « 1^{er} trimestre » correspond au multiplicateur d'effet, tandis que la « moyenne sur 3 ans » correspond à un multiplicateur calculé sur trois ans. Les plus faibles retombées résultant de chocs budgétaires dans le Sud sont liées à la plus petite taille de la région Sud. Ces figures s'interprètent à la manière de multiplicateurs classiques : lorsqu'il est positif, l'effet d'une consolidation sur la production domestique (respectivement étrangère) est négatif.

Lecture : sous la contrainte de la ZLB (lignes en continu), une consolidation budgétaire *ex ante* basée sur la TVA de 4 % du PIB (c'est-à-dire une réduction du déficit) dans la région Nord (lignes noires) suggère qu'une réduction du déficit d'un euro de plus engendre une baisse de l'activité de 0.9 euro dans le Nord au premier trimestre (figure en haut à gauche), et une baisse de l'activité de 0.9 euro en moyenne sur trois ans (figure en haut à droite). Dans le Sud, les retombées entraînent un ralentissement de l'activité de 0.4 euro du PIB du Nord durant le premier trimestre (figure en bas à gauche), et de 0.4 euro en moyenne sur trois ans (figure en bas à droite). En d'autres termes, les retombées représentent 40 % du choc retenu.

Source : calculs des auteurs. Simulations avec le modèle Méléze.

marginal d'une consolidation basée sur une forte hausse de la TVA dans le Nord sur la production dans le Sud est compris entre 20 et 50 % de l'effet domestique, contre - 20 % à peine dans le cas linéaire. Les gouvernements qui coopèrent prendront cette externalité en compte.

Comme mentionné plus haut, ces multiplicateurs de dépenses publiques reposent sur l'hypothèse simplificatrice que toutes les dépenses publiques sont équivalentes et peuvent être regroupées en une consommation publique synthétique, alors que dans le contexte actuel de faible croissance de la PGF au sein de la zone euro, les institutions internationales préconisent de modifier la composition des dépenses publiques afin de privilégier l'investissement public et de soutenir la croissance potentielle. À long terme, les multiplicateurs associés à chocs d'investissements publics devraient en effet être plus importants que ceux associés à ceux de la consommation publique.

Pour autant, à court terme, les multiplicateurs budgétaires tendent à converger (Coenen et al., 2012) et l'accroissement de productivité engendré par la consommation publique se matérialise lentement (près de cinq ans pour Abiad et al., 2015, ou en utilisant le modèle Quest III de la Commission européenne). En nous concentrant ici sur l'étude des comportements budgétaires à court terme et transitoires, nous devrions obtenir des résultats similaires sur le court et moyen terme avec l'investissement public puisque les canaux de transmission ne diffèrent pas vraiment. En particulier, comme notre modèle reste centré sur l'analyse des cycles économiques, il n'intègre pas des mécanismes de croissance endogène qui permettraient de renforcer les multiplicateurs budgétaires de l'investissement public.

Coordination des politiques

Objectif des politiques

Les gouvernements régionaux sont supposés observer une règle budgétaire simplifiée liant la consommation publique courante au niveau antérieur de dette publique, avec pour unique objectif celui de stabiliser le ratio de dette/PIB aux alentours de son niveau stationnaire. Néanmoins, le réalisme d'une telle règle pourrait être remis en question lorsque des chocs de forte ampleur surviennent. Suite à la crise de 2008, les gouvernements de la zone euro ont successivement mis en œuvre de

nouveaux plans budgétaires. Ceci suggère que, compte tenu de leurs préférences nationales et du contexte économique mondial, certains gouvernements peuvent choisir de stimuler l'activité aux dépens de la convergence de leur dette ou, au contraire, d'atteindre plus rapidement la convergence de la dette au détriment de l'activité.

Notre objectif est d'analyser ce qui a poussé les gouvernements de chaque région à choisir d'accélérer ou au contraire de réduire le rythme de convergence de la dette en mettant en œuvre de nouvelles politiques budgétaires quand la situation de ZLB a été atteinte. Pour des besoins d'illustration et de simplification, nous considérons que les politiques budgétaires prennent la forme de chocs temporaires de consommation publique ou de TVA, à partir de 2013. Ces chocs suivent un processus autorégressif dont la persistance est calibrée pour atteindre une durée moyenne de douze trimestres.

Afin de modéliser les comportements des gouvernements, nous nous concentrons sur la définition d'une fonction objectif du gouvernement le conduisant à pondérer sa préférence pour la réduction du déficit en fonction du gain sur l'activité. Nous supposons que les gouvernements maximisent une fonction objectif (ou minimisent une fonction de perte). Nous nous appuyons sur un jeu statique, autrement dit le gouvernement décide au T1 2013 du choc budgétaire non anticipé à mettre en œuvre, tandis que les agents du modèle n'anticipent pas de réponse stratégique du gouvernement.

Nous supposons qu'il existe un arbitrage entre stimuler l'activité d'une part et réduire le déficit d'autre part. Néanmoins, la définition de telles préférences est une tâche difficile et consiste à construire une fonction d'objectif adéquate pour les autorités budgétaires, comparable à la fonction de perte de la banque centrale utilisée pour dériver les règles optimales de Taylor (Gali, 2008). Nous avançons qu'une fonction d'objectif raisonnable doit se conformer à quelques contraintes ou propriétés attendues : (i) elle augmente avec l'activité, (ii) elle diminue avec le déficit public, (iii) elle ne devrait pas « induire » favoriser un objectif par rapport à un autre, et (iv) le gouvernement tente de lisser son déficit et l'activité à moyen terme.

Les deux premières propriétés représentent l'arbitrage entre stimuler l'activité d'une part et améliorer la soutenabilité de la dette d'autre part. La troisième propriété traduit le fait que

les gouvernements ne chercheront pas à stimuler l'activité en faisant exploser le montant de la dette et vice versa. La quatrième propriété établit que plus on s'écarte de l'état stationnaire, plus cela coûtera cher. Nous supposons également que la consolidation basée sur les dépenses et celle s'appuyant sur la TVA ont des effets distincts en termes de gains pour le gouvernement.

Avec à l'esprit ces différentes propriétés, nous supposons que le gouvernement i cherchera à maximiser son gain statique V^i , en choisissant des chocs surprises de consommation publique et de TVA conduisant à une réduction du déficit *ex ante* de respectivement v^g % et v^c % du PIB :

$$V^i(v^g, v^c) = \sum_{t=0}^H \frac{\left[1 + \hat{y}_t^i(v^g, v^c)\right]^{1-\sigma_y} + 1}{1 - \sigma_y} + \lambda_t^g \cdot \frac{\left[1 + \bar{p}b \hat{p}b_t^i(v^g)\right]^{1-\sigma_{pb}} + 1}{1 - \sigma_{pb}} + \lambda_t^c \cdot \frac{\left[1 + \bar{p}b \hat{p}b_t^i(v^c)\right]^{1-\sigma_{pb}} + 1}{1 - \sigma_{pb}}$$

où $\hat{y}(v^g, v^c)$ indique l'écart relatif de la production par rapport à son état stationnaire, $\bar{p}b \hat{p}b(v^g)$ (respectivement $\bar{p}b \hat{p}b(v^c)$) l'écart fondé sur la dépense (respectivement fondé sur la TVA) du solde primaire par rapport à son état stationnaire, exprimé en unité de PIB. Le paramètre λ_t^g (respectivement λ_t^c) définit la préférence relative pour la consolidation budgétaire basée sur les dépenses (respectivement basée sur la TVA) et H exprime à la fois la durée attendue de la politique budgétaire et l'horizon de l'objectif du gouvernement, soit ici douze trimestres. Enfin, σ_y et σ_{pb} définissent la préférence pour le lissage de chaque gouvernement.

En raison du manque de données appropriées permettant de calibrer les paramètres λ_t^g et λ_t^c , nous supposons que les gouvernements n'ont aucun intérêt à s'écarter de la règle budgétaire lorsque l'économie est à l'état stationnaire. Notamment, en l'absence de chocs, nous supposons que les gouvernements s'en tiendront à la règle budgétaire et choisiront de maintenir le ratio de dette/PIB à sa cible. Cette supposition implique que, dans le voisinage de l'état stationnaire, $\partial V / \partial v^j(v^j = 0, v^{-j} = 0) = 0$. En d'autres termes, les effets marginaux sur le gain pour le gouvernement d'un choc de consommation publique v^g (respectivement

d'un choc de TVA v^c) s'annulent mutuellement pour λ_j^i donné par :

$$\lambda_j^i = \left(\sum_{t=0}^H \frac{\partial \hat{y}_t^i}{\partial v^j}(v^j = 0, v^{-j} = 0) \right) \left(\sum_{t=0}^H \frac{\partial \hat{p}b_t^i}{\partial v^j}(v^j = 0) \right)^{-1}$$

Les valeurs calibrées résultantes de λ^i pour chaque gouvernement sont présentées dans le tableau 2. Une valeur calibrée de près d'un tiers signifie qu'à l'état stationnaire, le gain correspondant à une amélioration de 3 points de pourcentage du déficit primaire ou à une amélioration d'un point de pourcentage de la production est le même. Comme les valeurs de λ^i sont calibrées de manière à maximiser le gain des gouvernements à l'état stationnaire, elles dépendent du multiplicateur marginal des dépenses publiques à l'état stationnaire et de l'élasticité du déficit primaire par rapport à la production. Nous supposons une fonction d'utilité logarithme pour la production ($\sigma_y = 1$) et calibrons $\sigma_{pb} = 5$ comme la valeur minimale conduisant à des solutions intérieures comprises dans la fourchette admise des chocs budgétaires possibles (c'est-à-dire une réduction du déficit *ex ante* de - 5 % à + 5 % du GDP).

Politique optimale

Comme montré ci-dessus, les politiques budgétaires régionales se transmettent aux autres économies et génèrent des retombées à l'échelle de l'union. Par conséquent, il existe la possibilité d'interactions stratégiques au sein de l'union monétaire. Hors situation de ZLB et suite à des mesures de consolidation dans le Nord, la politique monétaire expansionniste aura des effets positifs dans le Sud, et les gouvernements poursuivront des objectifs divergents. Pour autant, les retombées négatives prévaudront en situation de ZLB et les objectifs régionaux convergeront. Le degré optimal de coordination diffèrera ainsi selon la capacité d'action de la politique monétaire.

À l'instar de Mendoza et al. (2014), nous étudions les solutions pour des jeux simulant respectivement une coopération ponctuelle et l'absence de coopération définis comme suit¹¹. L'espace des stratégies est défini en termes de paires de valeurs de l'instrument (v^N, v^S) choisi

11. Nous conservons les mêmes notations que Mendoza et al. (2014).

par chaque gouvernement régional¹². Comme expliqué dans la section précédente, le jeu est statique, avec des gains tenant compte de la dynamique de l'économie sur un horizon de douze trimestres. Nous supposons également que l'espace des stratégies n'inclut pas la possibilité de transferts entre les gouvernements des deux régions. Chaque gouvernement régional choisit la valeur de son instrument de manière à maximiser sa fonction objectif V^i comme définie plus haut. Étant donné la décision v^j du gouvernement de la région j , la meilleure réponse de la région i est donnée par :

$$v^{i,*}(v^j) = \arg \max_{v^i} V^i(v^i | v^j)$$

L'équilibre de Nash non coopératif est par conséquent obtenu par l'intersection des deux courbes de meilleure réponse en $(v^{N,*}(v^{S,*}), v^{S,*}(v^{N,*}))$. Nous définissons l'équilibre coopératif comme la solution issue du programme d'optimisation du planificateur social à l'échelle de l'union avec le gain suivant :

$$\omega V^N(\tau^N | \tau^S) + (1 - \omega) V^S(\tau^S | \tau^N)$$

où ω représente la pondération attribuée à la région Nord. Notre hypothèse centrale est que les régions sont pondérées en fonction de la part de leur population dans l'union monétaire (soit 58 % pour le Nord contre 42 % pour le Sud), mais ceci risque de ne pas toujours être le cas et par conséquent, de multiples équilibres coopératifs peuvent être obtenus pour différentes valeurs de ω .

Chacun de ces équilibres dans le cadre coopératif est réputé soutenable si et seulement si les deux régions au minimum n'y perdent pas par rapport à l'équilibre de Nash. Bien que chaque décideur soit, pour des raisons qui lui sont propres, incité à s'écarter de la politique coordonnée, nous supposons que les décideurs s'attendent à ce qu'un écart de l'un convaincra l'autre à faire de même. Les deux décideurs régionaux conviennent de maintenir l'équilibre dans le cadre coopératif s'ils sont tous les gagnants en se comportant de la sorte.

Dans la pratique, comme notre solution n'est pas linéaire, nous n'identifions que les solutions selon une grille discrétionnaire. À chaque nœud (v^N, v^S) au sein d'un ensemble donné de chocs budgétaires possibles, compris dans une fourchette de réductions des déficits *ex ante* de

– 5 % à + 5 % du PIB, nous simulons la trajectoire de l'économie et calculons les valeurs des fonctions objectifs du Nord et du Sud.

Il convient de noter que pour toutes les figures suivantes, les chocs sont exprimés (et la grille est indexée) au moyen de cet effet *ex ante* sur le déficit exprimé en % du PIB.

Jeu stratégique versus jeu coopératif

La figure IV présente le gain obtenu par chaque gouvernement régional (c'est-à-dire la valeur de sa fonction objectif) suite aux deux chocs budgétaires qui nous intéressent, et les meilleures réponses selon chaque action possible l'autre gouvernement¹³.

Ces premières figures peuvent s'interpréter selon trois dimensions :

1. Quelle est la stratégie domestique optimale pour une action donnée du gouvernement étranger ?
2. Dans quelle mesure cette stratégie domestique optimale varie selon l'action prise par le gouvernement étranger ?
3. Quelle est la combinaison de chocs qui maximise le gain pour le gouvernement domestique ?

Prenons les chocs de dépenses du point de vue de la région Nord (en haut à gauche). Si le Sud ne prend aucune mesure, l'action optimale du Nord consiste à mettre en place un plan de relance modéré de l'ordre de 1.5 % environ du PIB. Ce choix (c'est-à-dire la valeur de l'abscisse) dépend de la préférence pour la consolidation dans la région Nord : la production et le solde des finances publiques étant tous les deux inférieurs à leur valeur à long terme, le Nord doit choisir lequel des deux favoriser. Par ailleurs, plus le Sud choisit de consolider ses finances publiques (en se déplaçant vers le haut dans la figure), plus fortes sont les pressions déflationnistes qui pèsent sur les économies et plus durable est la situation de ZLB. Dans ces conditions, un plan de consolidation domestique coûterait plus cher au Nord. De ce fait, le choix optimal pour le Nord se décale vers la gauche sur la figure, en faveur d'un plan de relance plus important, et la pente moyenne

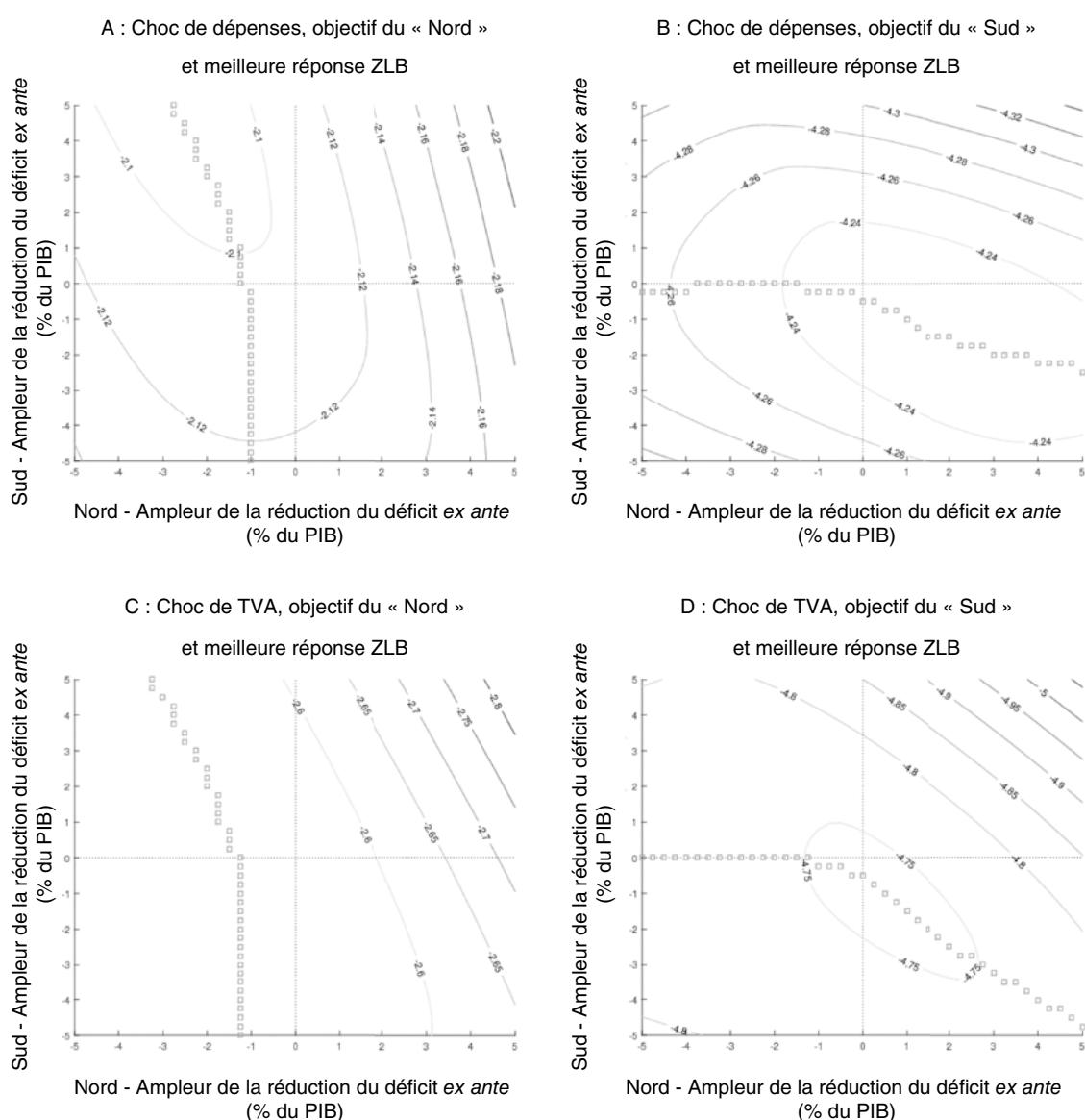
12. Pour des raisons de simplification, nous supposons que les gouvernements utilisent seulement un instrument à chaque fois, c'est-à-dire que $(v^N, v^S) = (v^{Ng}, v^{Sg})$ or $(v^N, v^S) = (v^{Nc}, v^{Sc})$, ce qui implique un espace des politiques à deux dimensions.

13. L'action $(v^N, v^S) = (0,0)$ correspond au scénario de référence détaillé dans la figure I.

de la meilleure réponse de la région Nord est négative. Enfin, étant donné que les consolidations basées sur les dépenses tendent à avoir des retombées positives (mais décroissantes) en situation de ZLB, la valeur maximale globale de la fonction de gain pour la région Nord est obtenue lorsque le Sud met en place une consolidation importante et lorsque le Nord la compense par des mesures de relance. La valeur maximale globale se situe en dehors de la fourchette des chocs budgétaires admis. Un

comportement symétrique est observé dans la région Sud. En conséquence de quoi, l'équilibre en l'absence de coordination consiste à augmenter les dépenses de 1.25 % du PIB dans le Nord et de 0.25 % du PIB dans le Sud. Intéressons-nous à présent aux chocs de TVA. Les meilleures réponses des régions Nord et Sud prennent des formes similaires : en raison des retombées positives des chocs de TVA, le Nord opte pour des paquets de mesures de relance alors que le Sud approfondit ses

Figure IV
Objectifs des gouvernements et meilleures réponses



Note : les objectifs des gouvernements étant surfaciques, ils sont matérialisés à travers plusieurs courbes iso-gains. Les carrés indiquent les meilleures réponses.

Lecture : en supposant que la TVA est le seul instrument de politique budgétaire pour les deux régions (figures du bas), si on s'attend à ce que la région Sud réduise son déficit de 2 % de son PIB, le comportement optimal de la région Nord (figure de gauche) consiste à creuser son déficit de 2 % de son PIB en abaissant la TVA. Ceci correspond au maximum de la fonction objective sur la ligne horizontale de 2 % matérialisant le comportement attendu de la région Sud.

Source : calculs des auteurs. Simulations avec le modèle Méléze.

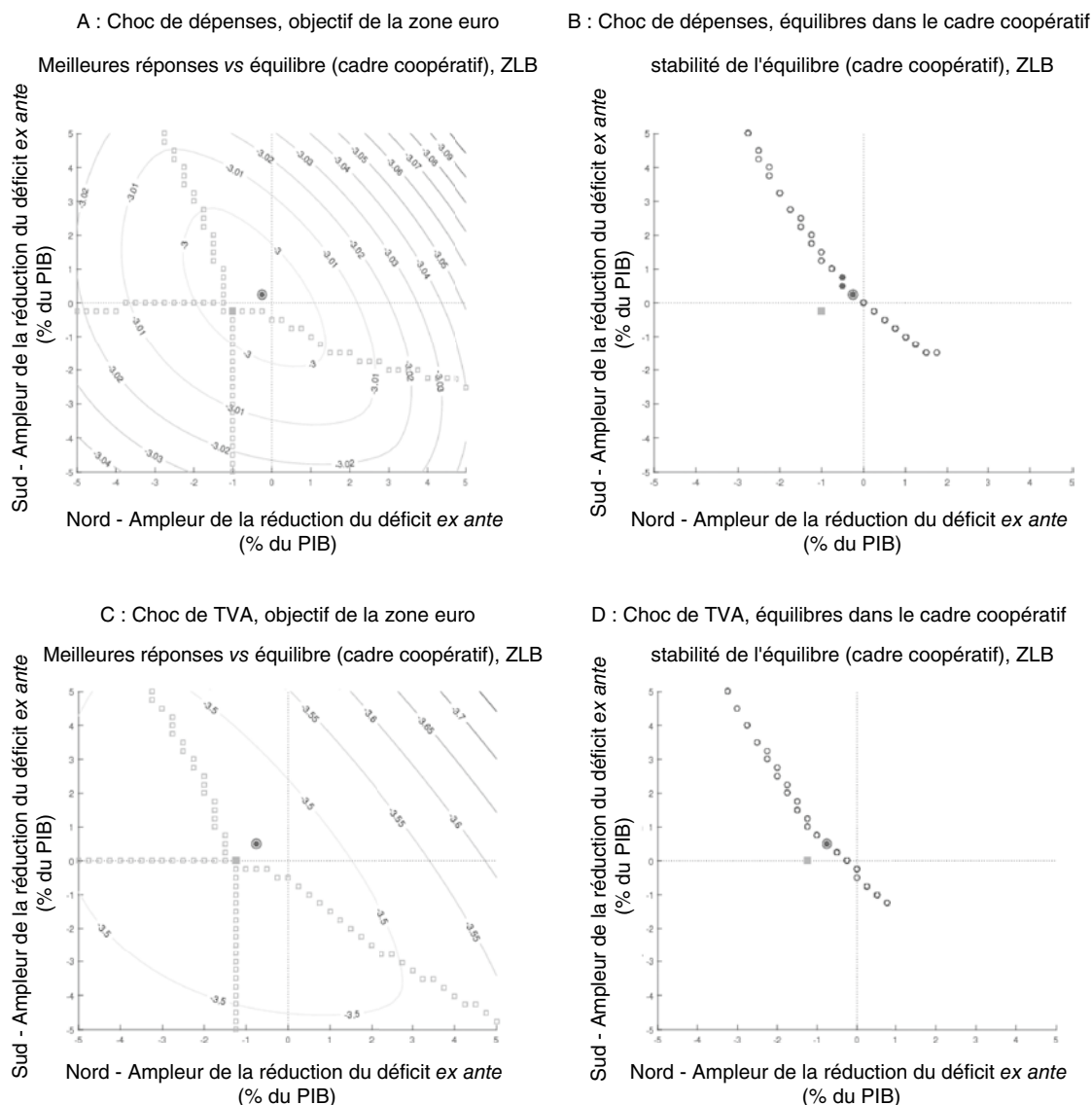
mesures de consolidation, et la situation est symétrique pour le Sud.

Si l'on superpose à présent les deux meilleures réponses, la figure V compare l'équilibre de Nash à l'équilibre optimal dans le cadre coopératif et évalue la soutenabilité de ce dernier

selon différentes pondérations attribuées à chaque région. Les figures de gauche montrent l'objectif moyen de l'union monétaire dans son ensemble lorsque chaque région est pondérée en fonction de sa part de population, et comparent cet objectif à l'équilibre stratégique. Dans les deux cas (choc de dépenses publiques

Figure V

Équilibre en l'absence de coordination et équilibre dans le cadre coopératif en situation de ZLB



Note : dans les figures de gauche, l'objectif global de la zone euro (cadre coopératif) étant surfacique, il est matérialisé à travers plusieurs courbes iso-gains. Les interactions stratégiques en l'absence de coordination sont matérialisées par les carrés vides en tant que meilleures réponses. L'équilibre de Nash est indiqué par le carré plein. L'équilibre dans le cadre coopératif reposant sur les pondérations de populations est matérialisé par le cercle. Dans les figures de droite, la pondération attribuée à la région Nord pour l'objectif global dans le cadre coopératif varie de 0 à 1, et l'équilibre dans le cadre coopératif correspondant est toujours représenté par un cercle. Les cercles pleins indiquent les équilibres soutenables ; les cercles vides les équilibres non soutenables.

Lecture : en situation de ZLB, en supposant que la dépense publique est le seul instrument de politique budgétaire pour les deux régions (figures du haut), le comportement optimal d'un gouvernement à l'échelle de la zone euro consiste à augmenter les dépenses de 0.3 % du PIB dans le Nord et à diminuer les dépenses de 0.3 % du PIB dans le Sud (dans la figure de gauche, le cercle plein indique le maximum global de la fonction objectif dont les courbes iso-gains sont représentées). La politique en l'absence de coordination consiste à augmenter les dépenses de 1.3 % du PIB dans le Nord et de 0.3 % du PIB dans le Sud (dans la figure de gauche, le carré plein indique l'intersection des courbes des meilleures réponses représentées dans la Figure V).

Source : calculs des auteurs. Simulations avec le modèle Méléze.

et choc de TVA), l'équilibre optimal et l'équilibre stratégique sont proches, traduisant le fait que lorsqu'un plan de mesures domestique affecte de la même manière la région étrangère et la région domestique, des politiques non coordonnées tendent à se rapprocher du point optimal. Compte tenu du niveau de production et du déficit primaire au T1 2013 (par rapport à l'état stationnaire), les points optimaux tendent à se situer dans le quart supérieur gauche, ce qui signifie davantage de relance budgétaire dans le Nord et plus d'assainissement des finances publiques dans le Sud par rapport au scénario de référence. Les figures à droite montrent que pour des pondérations de régions proches de la part de population, l'équilibre dans le cadre coopératif est soutenable.

À titre de comparaison, la figure VI montre les mêmes graphiques, avec la même calibration dans le cas toutefois où la politique monétaire n'est jamais sous la contrainte des taux plancher zéro. Dans ce cas, les retombées sont plus modestes voire négatives, et les meilleures réponses moins réactives. En effet, lorsque les mesures adoptées par l'autre gouvernement n'affectent pas significativement le multiplicateur domestique, le choix optimal du gouvernement domestique dépend principalement de son arbitrage domestique entre consolidation budgétaire et soutien de l'activité. Par ailleurs, lorsque les retombées sont minimales ou légèrement négatives, il devient préférable de coordonner les politiques budgétaires. Par conséquent, hors situation de ZLB et dans le cas des dépenses publiques, l'équilibre en l'absence de coordination consisterait à augmenter les dépenses de 1 % du PIB dans le Nord et de ne rien faire dans le Sud. La position Nord-Est de l'équilibre dans le cadre coopératif par rapport à l'équilibre de Nash montre que les deux régions préféreraient que l'autre région consolide davantage.

Hors situation de ZLB, l'équilibre dans le cadre coopératif est « distant » de l'équilibre de Nash. Étant donné les retombées négatives de l'expansion budgétaire dans une région compte tenu du resserrement de la politique monétaire, chaque région aspire à ce que son partenaire prenne des mesures de consolidation de manière à bénéficier de la politique monétaire expansionniste qui en résulte. La coordination conduirait dans ces conditions les deux régions à davantage consolider leurs finances qu'elles n'auraient tendance à le faire naturellement. En termes d'objectifs de nos gouvernements, la perte impliquée par davantage de

consolidation dans une région sera compensée par la consolidation plus importante du partenaire et sera donc moindre qu'à l'équilibre de Nash. En définitive, les deux régions gagneront à cet équilibre coopératif.

* *
*

En s'appuyant sur le modèle budgétaire DSGE Mèlèze développé à l'Insee et en estimant les chocs structurels reproduisant les conditions dans lesquelles, en l'absence de choc additionnel, la zone euro se serait retrouvée bloquée en situation de ZLB pendant trois ans à partir de 2013, nous montrons qu'au sein d'une union monétaire, lorsque la politique monétaire bute sur la limite des taux plancher zéro durant une période dont la durée est endogène, les effets domestiques de la politique budgétaire sur la production sont en général bien plus importants que lorsque la politique monétaire a la capacité de réagir.

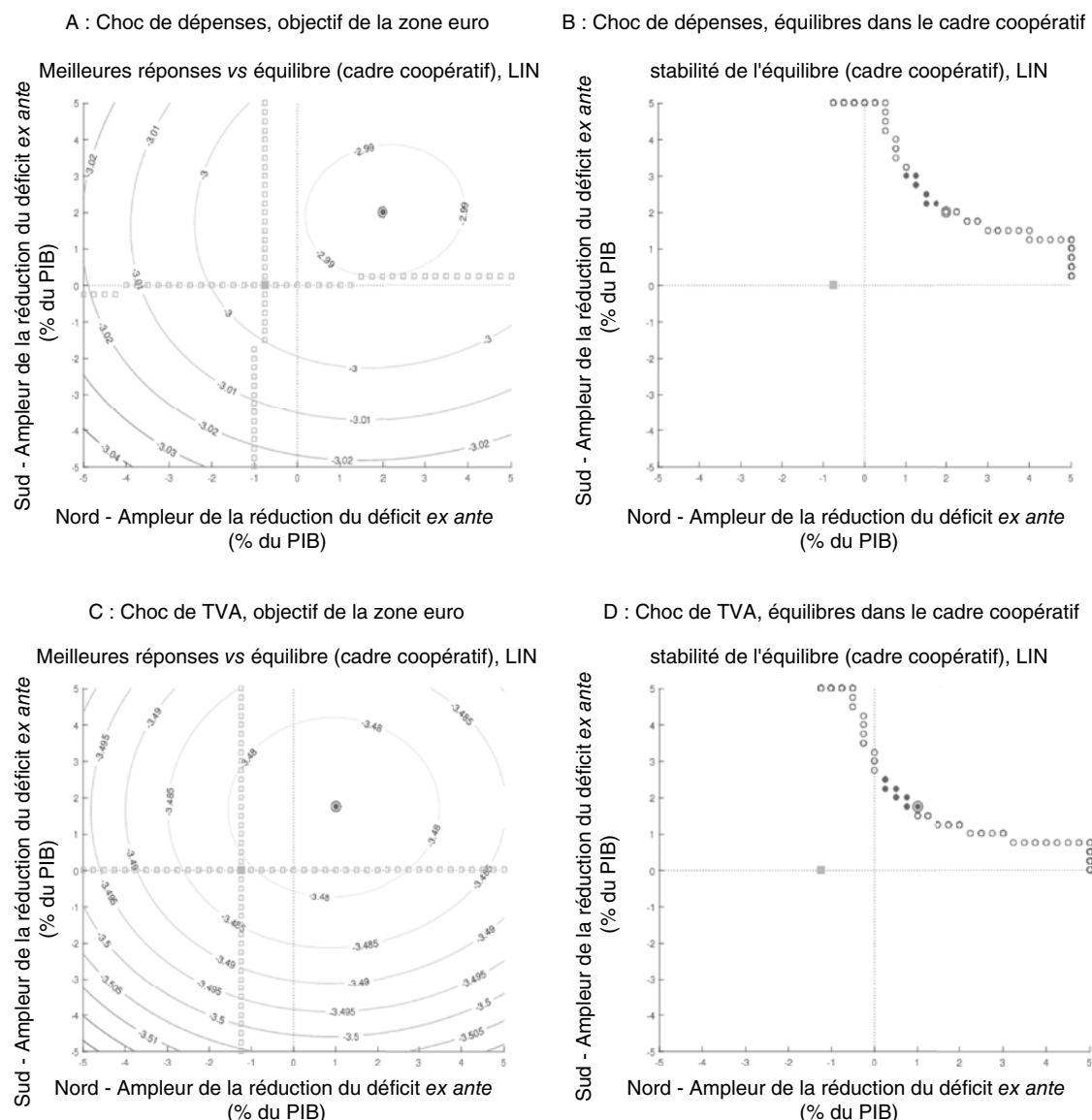
Deuxièmement, les retombées de la politique budgétaire d'une économie sur une autre économie de l'union monétaire sont nettement plus élevées lorsque la politique monétaire est au taux plancher que dans le cas contraire. Augmentant avec l'ampleur des mesures de consolidation budgétaire, les retombées à l'impact peuvent s'élever jusqu'à 15 % des effets domestiques dans le cas de consolidations basées sur les dépenses, et jusqu'à 50 % des effets domestiques dans le cas de consolidations basées sur la TVA.

Hors situation de ZLB, la coordination des politiques budgétaires entre régions est gagnante, car la consolidation dans une région profite à l'activité de l'autre en raison de la réaction de la politique monétaire. En revanche, en situation de ZLB, les objectifs nationaux tendent à être étroitement liés et les gains de la consolidation sont moindres. La survenue d'un épisode de ZLB et consécutivement les retombées élevées entre régions impliquent une convergence des objectifs régionaux avec ceux de l'union. De tels résultats suggèrent qu'une coordination des politiques budgétaires motivée par des règles budgétaires extérieures comme le Pacte de stabilité et de croissance était moins nécessaire dans le contexte économique récent. Pour autant, alors que la reprise se renforce dans la zone euro et que la politique monétaire devrait

s'orienter vers un retour à la normale, les divergences entre les objectifs nationaux vont progressivement s'accroître, de même que les gains à la coopération. Dans ce contexte, une réflexion approfondie autour de l'élaboration et de la mise en œuvre de règles budgétaires au sein de l'UE devrait être engagée.

Une telle réflexion ouvrirait la voie à de futurs travaux sur les moyens d'une meilleure coordination des politiques budgétaires au sein de la zone euro. Dans la continuité de cet article, de nouveaux travaux seront prochainement engagés, en se concentrant sur l'étude de programmes budgétaires plus détaillés, permettant

Figure VI
Équilibre en l'absence de coordination et équilibre dans le cadre coopératif hors situation de ZLB



Note : dans les figures de gauche, l'objectif global de la zone euro (cadre coopératif) étant surfacique, il est matérialisé à travers plusieurs courbes iso-gains. Les interactions stratégiques en l'absence de coordination sont matérialisées par les carrés vides en tant que meilleures réponses. L'équilibre de Nash est indiqué par le carré plein. L'équilibre dans le cadre coopératif reposant sur les pondérations de populations est matérialisé par le cercle. Dans les figures de droite, la pondération attribuée à la région Nord pour l'objectif global dans le cadre coopératif varie de 0 à 1, et l'équilibre dans le cadre coopératif correspondant est toujours représenté par un cercle. Les cercles pleins indiquent les équilibres soutenables ; les cercles vides les équilibres non soutenables.

Lecture : hors situation de ZLB, en supposant que la dépense publique est le seul instrument de politique budgétaire pour les deux régions (figures du haut), le comportement optimal d'un gouvernement à l'échelle de la zone euro consiste à réduire les dépenses de 2 % du PIB dans les deux régions (dans la figure de gauche, le cercle plein indique le maximum global de la fonction objectif dont les courbes iso-gains sont représentées). La politique en l'absence de coordination consiste à augmenter les dépenses de 0.8 % du PIB dans le Nord et à ne prendre aucune mesure dans le Sud (dans la figure de gauche, le carré plein indique l'intersection des courbes des meilleures réponses représentées dans la Figure V). Source : calculs des auteurs. Simulations avec le modèle Méléze.

de reproduire des chocs de différentes durées dans les régions, éventuellement permanents, ou des programmes mixtes combinant mesures de relance basées sur fiscalité et d'autres sur les dépenses publiques. De plus, alors que notre analyse s'est heurtée au fait que la plupart des paramètres structurels sont calibrés, ce point pourrait être amélioré, en particulier en estimant la part des ménages confrontés à des contraintes financières, susceptibles d'avoir joué un rôle significatif dans la dynamique à l'œuvre durant la récession.

Enfin, tirant les enseignements de l'analyse rétrospective de la crise de 2008 et pour aller au-delà, dans le contexte économique de faible croissance récemment connu, l'étude de chocs budgétaires permanents permettrait également d'évaluer l'impact de la composition des dépenses et des recettes publiques sur la croissance potentielle de la PGF. Alors que les organisations internationales plaident dorénavant en faveur de davantage de dépenses en investissement public, une première étape clé consistera à distinguer la consommation publique de l'investissement public dans ce modèle. □

BIBLIOGRAPHIE

- Abiad, M. A., Furceri, D. & Topalova, P. (2015).** The macroeconomic effects of public investment: Evidence from advanced economies. International Monetary Fund, *Document de travail* N° 15/95. <https://www.imf.org/external/pubs/cat/longres.aspx?sk=42892.0>
- Annicchiarico, B., Di Dio, F. & Felici, F. (2013).** Structural reforms and the potential effects on the Italian economy. *Journal of Policy Modeling*, 35(1), 88–109. <https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2012.03.002>
- Auray, S., Eyquem, A., & Gomme, P. (2012).** A Tale of Tax Policies in Open Economies. *Working Paper*, Retrieved from <https://halshs.archives-ouvertes.fr/halshs-00655931>
- Bayoumi, T., Laxton, D. & Pesenti, P. (2004).** Benefits and Spillovers of Greater Competition in Europe: A Macroeconomic Assessment. *ECB Working Paper* N° 341. <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp341.pdf?6862a0ff5c6eac71887e7dbd58c854e5>
- Cacciatore, M., Duval, R. & Fiori, G. (2012).** Short-Term Gain or Pain? A DSGE Model-Based Analysis of the Short-Term Effects of Structural Reforms in Labour and Product Markets. *OECD Economics Department Working Papers* N° 948. <https://doi.org/10.1787/5k9csvkkr3xn-en>
- Calvo, G. A. (1983).** Staggered prices in a utility-maximizing framework. *Journal of Monetary Economics*, 12(3), 383–398. [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(83\)90060-0](https://doi.org/10.1016/0304-3932(83)90060-0)
- Campagne, B. & Poissonnier, A. (2016a).** MELEZE, a DSGE model for France within the Euro Area. Insee- Dese, *Document de travail* N° G2016/05. <https://www.insee.fr/en/statistiques/2022156>
- Campagne, B. & Poissonnier, A. (2016b).** Laffer curves and fiscal multipliers: lessons from a DSGE model. INSEE, DESE, *Document de travail* N° G2016/06. <https://www.insee.fr/en/statistiques/2022148>
- Christiano, L., Eichenbaum, M. & Rebelo, S. (2011).** When Is the Government Spending Multiplier Large? *Journal of Political Economy*, 119(1), 78–121. <https://doi.org/10.1086/659312>
- Christiano, L. J., Eichenbaum, M. & Evans, C. L. (2005).** Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy. *Journal of Political Economy*, 119(1), 1–45. <https://doi.org/10.1086/426038>
- Clinton, K., Kumhof, M., Laxton, D. & Mursula, S. (2011).** Deficit reduction: Short-term pain for long-term gain. *European Economic Review*, 55(1), 118–139. <https://doi.org/10.1016/j.euroecorev.2010.11.006>
- Coenen, G., Erceg, C. J., Freedman, C., Furceri, D., Kumhof, M., Lalonde, R. & in't Veld, J. (2012).** Effects of Fiscal Stimulus in Structural Models. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 4(1), 22–68. <https://doi.org/10.1257/mac.4.1.22>
- Coenen, G., McAdam, P. & Straub, R. (2008).** Tax reform and labour-market performance in the euro area: A simulation-based analysis using the New Area-Wide Model. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 32(8), 2543–2583. <https://doi.org/10.1016/j.jedc.2007.09.007>
- Coenen, G., Mohr, M. & Straub, R. (2008).** Fiscal consolidation in the euro area: Long-run benefits and short-run costs. *Economic Modelling*, 25(5), 912–932. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2007.11.011>

- Corsetti, G., Meier, A. & Müller, G. (2010).** Cross-border spillovers from fiscal stimulus. *International Journal of Central Banking*, 60 (March) :0 5–37.
- Cwik, T. & Wieland, V. (2011).** Keynesian government spending multipliers and spillovers in the euro area. *Economic Policy*, 26(67), 493–549.
<https://doi.org/10.1111/j.1468-0327.2011.00268.x>
- D'Auria, F., Pagano, A., Ratto, M. & Varga, J. (2009)** A comparison of structural reform scenarios across the EU member states-Simulation-based analysis using the QUEST model with endogenous growth. *European Commission Economic Papers* N° 3920.
http://ec.europa.eu/economy_finance/publications/pages/publication16461_en.pdf
- Eggertsson, G., Ferrero, A. & Raffo, A. (2014).** Can structural reforms help Europe? *Journal of Monetary Economics*, 61, 2–22.
<https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2013.11.006>
- Erceg, C. J. & Lindé, J. (2013).** Fiscal consolidation in a currency union: Spending cuts vs. tax hikes. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 37(2), 422–445.
<https://doi.org/10.1016/j.jedc.2012.09.012>
- Farhi, E. & Werning, I. (2016).** Chapter 31 – Fiscal Multipliers: Liquidity Traps and Currency Unions. In *Handbook of Macroeconomics* (Vol. 2, pp. 2417–2492).
<https://doi.org/10.1016/bs.hesmac.2016.06.006>
- Forni, L., Gerali, A. & Pisani, M. (2010).** Macroeconomic Effects of Greater Competition in the Service Sector: the Case of Italy. *Macroeconomic Dynamics*, 14(5), 677–708.
doi:10.1017/S1365100509990800
- Furceri, D. & Mourougane, A. (2010).** The Effects of Fiscal Policy on Output : A DSGE Analysis. *OECD Economics Department Working Papers* N° 770.
<https://doi.org/10.1787/5kmfp4z3njg0-en>
- Gali, J. (2015).** *Monetary policy, inflation, and the business cycle : an introduction to the new Keynesian framework and its applications*. Princeton: Princeton University Press.
Retrieved from <http://press.princeton.edu/titles/10495.html>
- Gali, J., López-Salido, J. D. & Vallés, J. (2007).** Understanding the Effects of Government Spending on Consumption. *Journal of the European Economic Association*, 5(1), 227–270.
<https://doi.org/10.1162/JEEA.2007.5.1.227>
- Guerrieri, L. & Iacoviello, M. (2015).** OccBin: A toolkit for solving dynamic models with occasionally binding constraints easily. *Journal of Monetary Economics*, 70, 22–38.
<https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2014.08.005>
- in't Veld, J. (2013).** Fiscal consolidations and spillovers in the Euro area periphery and core. *European Commission Economic Papers* N° 5060.
http://ec.europa.eu/economy_finance/publications/economic_paper/2013/pdf/ecp506_en.pdf
- Kaplan, G., Violante, G. L. & Weidner, J. (2014).** The Wealthy Hand-to-Mouth. *Brookings Papers on Economic Activity*, 0:0 77–153.
<https://www.brookings.edu/bpea-articles/the-wealthy-hand-to-mouth/>
- King, R. G., Plosser, C. I. & Rebelo, S. T. (2002).** Production, Growth and Business Cycles: Technical Appendix. *Computational Economics*, 20(1/2), 87–116.
<https://doi.org/10.1023/A:1020529028761>
- Klein, C. & Simon, O. (2010).** Le modèle MÉSANGE réestimé en base 2000. Tome 1-Version avec volumes à prix constants. Insee-Dese, *Document de Travail* N° G2010/03.
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/1380857>
- Mendoza, E., Tesar, L. & Zhang, J. (2014).** *Saving Europe?: The Unpleasant Arithmetic of Fiscal Austerity in Integrated Economies*. Cambridge, MA.
<https://doi.org/10.3386/w20200>
- Ratto, M., Roeger, W. & in't Veld, J.. (2009).** QUEST III: An estimated open-economy DSGE model of the euro area with fiscal and monetary policy. *Economic Modelling*, 26(1), 222–233. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2008.06.014>
- Roeger, W. & in't Veld, J. (2010).** Fiscal stimulus and exit strategies in the EU: a model-based analysis. *European Commission Economic Papers*, 4260:0 1–36.
http://ec.europa.eu/economy_finance/publications/economic_paper/2010/pdf/ecp426_en.pdf
- Roeger, W., in't Veld, J. & Vogel, L. (2010).** Fiscal consolidation in Germany. *Intereconomics*, 45(6), 364–371.
<https://doi.org/10.1007/s10272-010-0357-0>
- Schmitt-Grohé, S. & Uribe, M. (2003).** Closing small open economy models. *Journal of International Economics*, 61(1), 163–185.
[https://doi.org/10.1016/S0022-1996\(02\)00056-9](https://doi.org/10.1016/S0022-1996(02)00056-9)
- Smets, F. & Wouters, R. (2002).** An estimated Stochastic Dynamic General Equilibrium Model of the Euro area. *ECB Working Paper Series* N° 10 (171).
<https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp171.pdf>

Smets, F. & Wouters, R. (2003). An Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of the Euro Area. *Journal of the European Economic Association*, 1(5), 1123–1175.
<https://doi.org/10.1162/154247603770383415>

Smets, F. & Wouters, R. (2005). Comparing shocks and frictions in US and euro area business cycles: a Bayesian DSGE Approach. *Journal of Applied Econometrics*, 20(2), 161–183.
<https://doi.org/10.1002/jae.834>

Smets, F. & Wouters, R. (2007). Shocks and Frictions in US Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach. *American Economic Review*, 97(3), 586–606.
<https://doi.org/10.1257/aer.97.3.586>

Taylor, J. B. (1993). Discretion versus policy rules in practice. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39, 195–214.
[https://doi.org/10.1016/0167-2231\(93\)90009-L](https://doi.org/10.1016/0167-2231(93)90009-L)

Trabandt, M. & Uhlig, H. (2011). The Laffer curve revisited. *Journal of Monetary Economics*, 58(4), 305–327.
<https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2011.07.003>

Vogel, L. (2012). Structural reforms, fiscal consolidation and external rebalancing in monetary union: A model-based analysis. *Economic Modelling*, 29(4), 1286–1298.
<https://doi.org/10.1016/j.econmod.2012.04.018>

CALIBRATION

Dans la forme linéarisée du modèle, nous identifions trois groupes de paramètres : (i) les paramètres structurels, (ii) les paramètres de politique économique et (iii) les paramètres sous forme réduite. Tout d'abord, les paramètres structurels sont des paramètres (technologies, préférences, etc.) réputés uniquement exogènes, représentant les mécanismes extérieurs au modèle et qui ne sont pas susceptibles de varier entre les simulations. Deuxièmement, les paramètres relatifs à la politique économique désignent les paramètres choisis à la discrétion des autorités monétaire et budgétaires tels que la cible d'inflation et les taux d'imposition. Enfin, certains coefficients du modèle sous forme réduite ne peuvent pas être librement calibrés et sont fonctions des valeurs à l'état stationnaire des variables endogènes, c'est-à-dire déterminées par les équations du modèle stationnaire. Ces coefficients sont déterminés pour un ensemble donné de paramètres structurels et de politique économique.

La plupart des paramètres structurels sont calibrés sur la base des publications relatives aux modèles DSGE et de manière à régler les paramètres relatifs à la politique en fonction de leurs valeurs observées.

Tout d'abord, quelques paramètres structurels sont calibrés en fonction des données des comptes nationaux. C'est le cas pour le nombre total d'actifs $\mathbb{N}$, la part respective de cette population par région n , le taux de croissance trimestriel du PIB par habitant g , l'inflation trimestrielle mesurée par l'IPCH $\bar{\pi}$, et α^i degré d'ouverture des échanges. S'agissant de ce dernier paramètre, les flux commerciaux intra-zone sont explicitement pris en compte au moyen de données sur les échanges bilatéraux issues de la banque de données CHELEM. En outre, le paramètre de technologie α est calculé comme étant la moyenne pondérée par le PIB des ratios de l'excédent brut d'exploitation/valeur ajoutée, aux prix du marché.

Pour autant, la plupart des paramètres structurels n'ont aucune équivalence directe en conditions réelles. Nous avons procédé à un examen méthodique des publications sur la base des travaux d'Annicchiarico et al. (2013), d'Auray et al. (2011), de Bayoumi et al. (2004), de Cacciatore et al. (2012), de Clinton et al. (2011), de Coenen et al. (2008), d'Eggertsson et al. (2014), d'Ercog et Lindé (2013), Forni et al. (2010), de Kaplan et al. (2014), de Ratto et al. (2009), de Smets et Wouters (2002), de Smets et Wouters (2003 et 2005), de Trabandt et Uhlig (2011), et de Vogel (2012). Suite à cet examen, nous sélectionnons pour chaque paramètre une valeur proche de la médiane des valeurs observées dans les publications, qui ont été estimées à l'aide de différentes méthodes comme les méthodes bayésiennes sur données macroéconomiques ou directement sur données microéconomiques. Toutefois, à l'exclusion du taux de dépréciation et de l'élasticité de la substitution entre les biens, nous ne disposons pas d'informations suffisantes pour pouvoir calibrer chaque paramètre structurel en

fonction d'une valeur propre à une région. Nous supposons par conséquent que nos deux régions partagent les mêmes valeurs de paramètres sur la base des valeurs de la zone euro. Les autres paramètres susvisés, à savoir le taux de dépréciation et l'élasticité de substitution entre biens, liés au taux de marge sur les biens, sont calibrés au moyen de données propres aux régions identifiées dans les travaux de D'Auria et al. (2009). Campagne et Poissonnier (2016a) livrent une analyse approfondie des différences observées entre les modèles/articles en ce qui concerne les paramètres essentiels.

Toutefois, pour une calibration arbitraire des paramètres structurels, la structure du modèle à l'état stationnaire conduit à des valeurs de variables endogènes différentes des données observées, comme par exemple le niveau de production. Pour autant, notre modèle doit également pouvoir être cohérent avec les principaux indicateurs économiques tels que mesurés dans les comptes nationaux.

À ce titre, après avoir identifié une liste de paramètres structurels et relatifs à la politique économique, des valeurs cibles à l'état stationnaire ont également été déterminées pour certaines variables endogènes dans les comptes nationaux. En particulier, six cibles sont sélectionnées : (i) le taux d'intérêt nominal de refinancement principal, (ii) la part de la consommation publique dans le PIB, (iii) le niveau de PIB, (iv) le nombre d'heures travaillées, (v) les termes de l'échange, et (vi) le ratio du PIB nominal entre régions. Comme expliqué plus en détail par Campagne et Poissonnier (2016a), la résolution d'équations à l'état stationnaire permet d'attribuer une valeur à certains paramètres structurels par inférence inverse.

Ces six valeurs cibles dérivées des comptes nationaux sont calibrées comme suit. Le taux d'intérêt nominal de refinancement principal pris pour cible est égal au taux Euribor à 3 mois. La part de la consommation publique dans le PIB est directement calculée au moyen des comptes nationaux de l'Eurostat aux prix courants, de même que le niveau du PIB et le ratio du PIB entre les deux régions. Les termes de l'échange sont calculés comme le ratio des parités de pouvoir d'achat du PIB, la région Nord étant normalisée à l'unité. Les pondérations au titre de l'agrégation des régions s'appuient donc logiquement sur les PIB régionaux. Enfin, le nombre d'heures travaillées dans chaque région est calculé sur la base des données de l'Enquête sur les forces de travail. Cette enquête permet d'évaluer le nombre de personnes actives, le nombre moyen d'heures hebdomadaires effectivement travaillées dans le deuxième emploi et le nombre de personnes employées cumulant un second emploi. Il est ainsi possible de reconstruire un nombre homogène d'heures travaillées dans chaque région en s'appuyant sur l'approximation mineure selon laquelle aucun travailleur ne cumule plus de deux emplois.

ANNEXE 2

SCÉNARIO DE RÉFÉRENCE ET TESTS DE ROBUSTESSE

Tableau A2-1
Mesures d'ajustement en fonction de différentes calibrations

	Calibration centrale	Calibrations alternatives				
		2	3	4	5	6
Corrélation des séries simulées et des données observées						
Croissance de la consommation (Nord)	0.74	0.32	0.39	0.34	0.47	0.67
Croissance de la consommation (Sud)	0.93	0.46	0.54	0.50	0.54	0.94
Croissance de l'investissement (Nord)	0.99	0.92	0.88	0.87	0.97	0.99
Croissance de l'investissement (Sud)	0.99	0.95	0.96	0.97	0.98	0.99
Croissance de la production (Nord)	0.98	0.85	0.82	0.67	0.81	0.98
Croissance de la production (Sud)	0.97	0.88	0.89	0.89	0.91	0.97
Croissance de la dette publique (Nord)	0.99	0.96	0.95	0.91	0.97	0.99
Croissance de la dette publique (Sud)	0.97	0.89	0.90	0.89	0.91	0.98
Inflation (Nord)	0.46	0.68	0.57	0.46	0.57	0.48
Inflation (Sud)	0.61	0.20	0.33	0.27	0.49	0.63
Variation des taux d'intérêt	1.00	0.97	1.00	1.00	1.00	1.00
Niveau des taux d'intérêt	1.00	0.94	0.98	0.99	0.97	0.99
Corrélation croisée entre production et croissance						
Données (Nord)	0.64	0.64	0.64	0.64	0.64	0.64
Séries simulées (Nord)	0.36	0.18	- 0.13	- 0.40	0.14	0.44
Données (Sud)	0.35	0.35	0.35	0.35	0.35	0.35
Séries simulées (Sud)	0.41	0.38	0.36	0.39	0.34	0.22
Ratio de la volatilité simulée par rapport à la volatilité observée						
Croissance de la consommation (Nord)	1.31	1.87	1.39	1.83	1.43	1.36
Croissance de la consommation (Sud)	1.03	0.96	0.83	0.78	0.62	0.96
Croissance de l'investissement (Nord)	1.03	1.18	1.08	1.10	1.06	1.01
Croissance de l'investissement (Sud)	1.08	1.09	0.88	0.88	0.93	1.11
Croissance de la production (Nord)	1.01	1.31	1.14	1.05	0.71	0.98
Croissance de la production (Sud)	1.00	1.06	1.05	1.00	0.94	1.05
Croissance de la dette publique (Nord)	1.01	1.13	1.08	1.06	0.93	1.00
Croissance de la dette publique (Sud)	1.15	1.18	1.05	1.05	1.01	1.14
Inflation (Nord)	0.70	0.52	0.64	0.56	0.46	0.74
Inflation (Sud)	0.55	0.72	0.77	0.84	0.59	0.56

Note : chaque colonne indique la corrélation entre les données trimestrielles observées sur la période 2004-2015 et leurs équivalents simulés en fonction de différentes calibrations des paramètres profonds. La calibration centrale correspond aux valeurs de paramètres recensées dans le tableau 2, la calibration 2 à une faible part ($\mu = 0.15$) de ménages non-ricardiens dans les deux régions, la calibration 3 à une part élevée ($\mu = 0.50$) de ménages non-ricardiens dans les deux régions, la calibration 4 à une faible part (respectivement forte) de ménages non-ricardiens dans le Nord (respectivement dans le Sud), la calibration 5 introduit une asymétrie dans l'élasticité de substitution des biens ($\theta^N = 3$, $\theta^S = 10$), tandis que la calibration 6 correspond à une asymétrie de l'élasticité de substitution du travail ($\theta_w^N = 2.5$, $\theta_w^S = 6.5$).

Source : calculs des auteurs. Simulations avec le modèle Méléze.

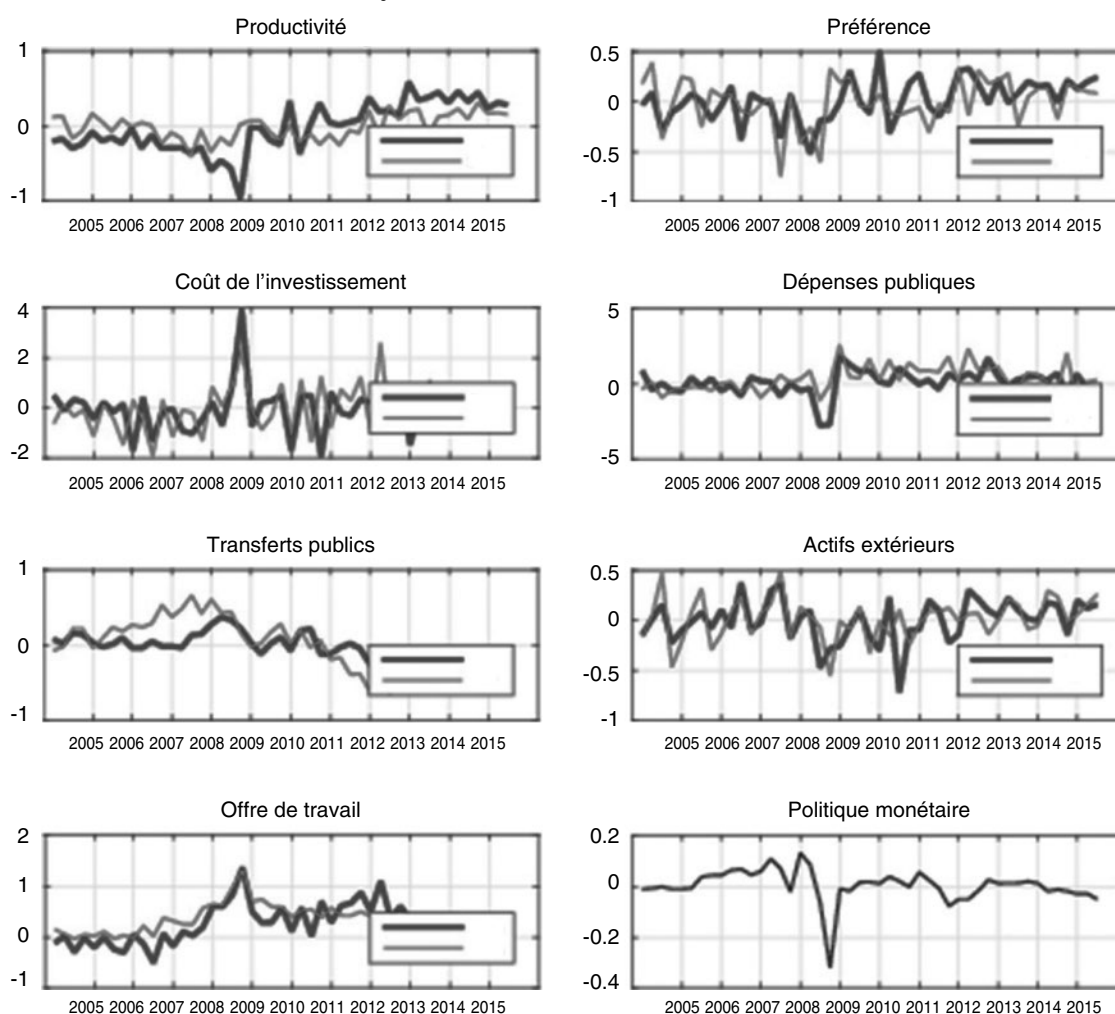
Tableau A2-2
Estimation de l'écart type et de la persistance des chocs structurels

Choc	Écart type		Persistance	
	Nord	Sud	Nord	Sud
Politique monétaire	0.012		0.149	
Productivité	0.028	0.027	0.827	0.532
Préférence	0.017	0.018	0.087	0.100
Coût de l'investissement	0.027	0.033	0.588	0.790
Dépenses publiques	0.020	0.026	0.890	0.991
Transferts	0.029	0.034	0.508	0.888
Avoirs extérieurs nets	0.026	0.030	0.000	0.000
Offre de travail	0.046	0.072	0.994	0.994
Écarts de taux financiers	0.016	0.017	0.000	0.000
Erreur de mesure relative aux actifs publics	0.018	0.019	0.000	0.000
Erreur de mesure relative à l'inflation	0.012	0.012	0.000	0.000

Estimation bayésienne de la persistance des chocs et de l'écart type sur la période 2004-2015. Des erreurs de mesure sont ajoutées dans l'équation d'inflation et celles des actifs publics lors du processus d'estimation bayésienne.

Source : Calculs des auteurs. Simulations avec le modèle Méléze.

Figure A2-I
Chocs structurels normalisés sous-jacents de 2004 à 2015



Note : le Nord englobe l'Allemagne, la Belgique, la France et les Pays-Bas, tandis que le Sud comprend la Grèce, l'Irlande, l'Italie, l'Espagne et le Portugal. Les chocs sont exprimés en pourcentage de l'écart type estimé.

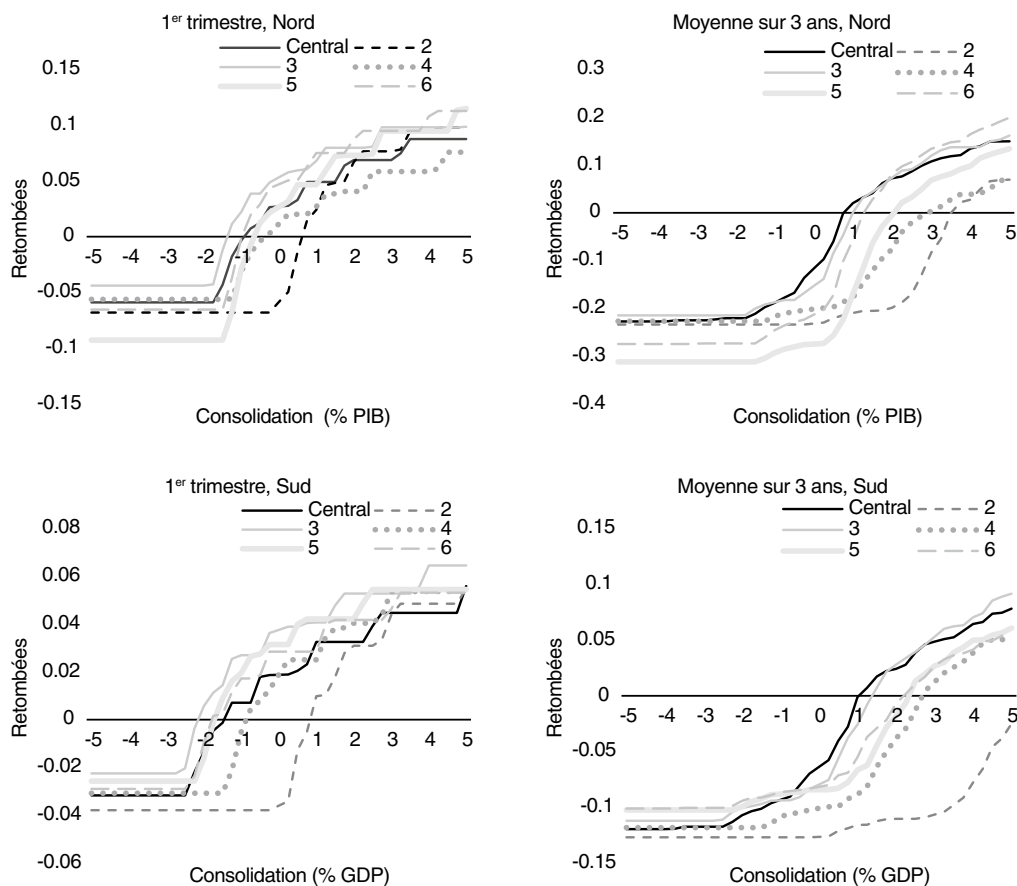
Source : calculs des auteurs. Simulations avec le modèle Méléze.

ANNEXE 3

FIGURES ADDITIONNELLES

Figure A3-I

Retombées de la consolidation basée sur les dépenses

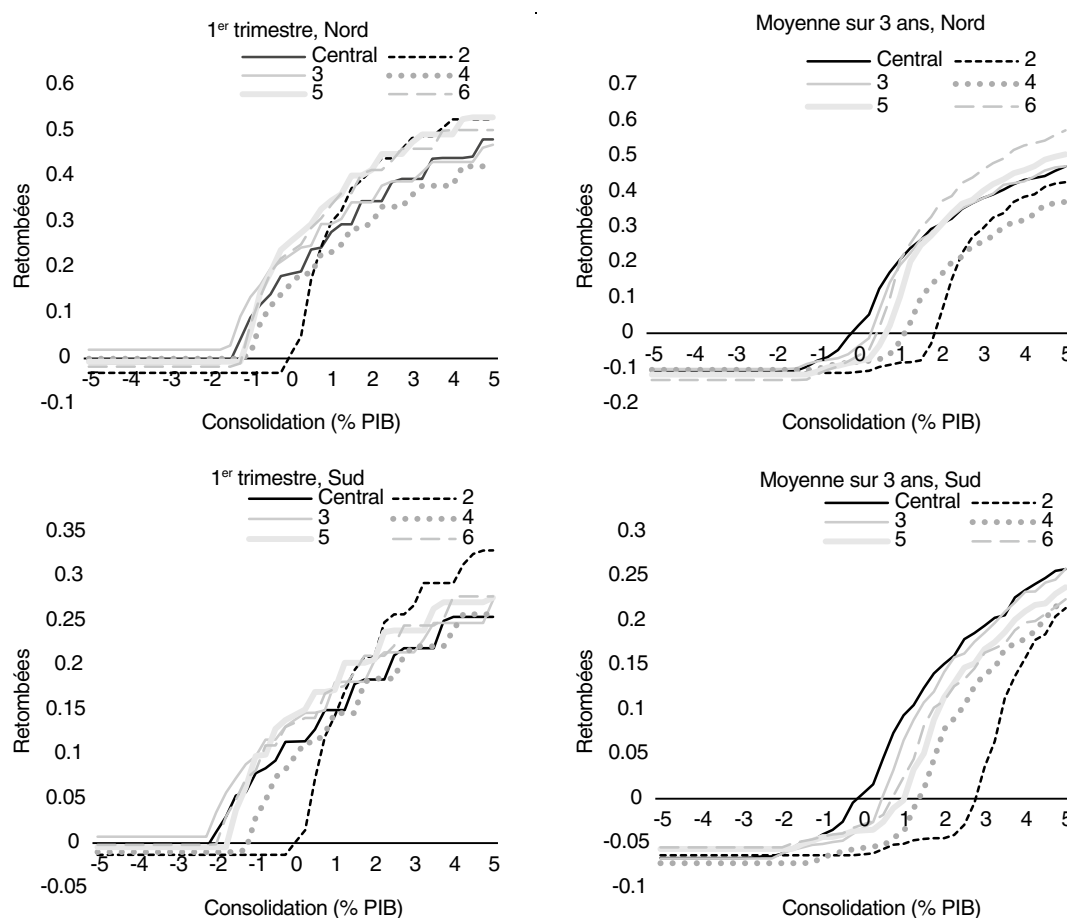


Note : l'axe x correspond à la réduction du déficit *ex ante* fondé sur les dépenses de X % du PIB dans la région Nord pour les figures du haut et dans la région du Sud pour les figures du bas. Les retombées (axe y) sont calculées sous forme d'effet marginal extérieur des chocs budgétaires divisé par leur effet marginal domestique (soit quand le choc se produit). Le « 1^{er} trimestre » correspond au multiplicateur d'effet, tandis que la « moyenne sur 3 ans » correspond à un multiplicateur calculé sur trois ans. La calibration centrale correspond aux valeurs de paramètres recensées dans le tableau 2, la calibration 2 à une faible part ($\mu = 0.15$) de ménages non-ricardiens dans les deux régions, la calibration 3 à une part élevée ($\mu = 0.50$) de ménages non-ricardiens dans les deux régions, la calibration 4 à une faible part (respectivement forte) de ménages non-ricardiens dans le Nord (respectivement dans le Sud), la calibration 5 introduit une asymétrie dans l'élasticité de substitution des biens ($\theta^N = 3$, $\theta^S = 10$), tandis que la calibration 6 correspond à une asymétrie de l'élasticité de substitution du travail ($\theta^N = 2.5$, $\theta^S = 6.5$).

Lecture : pour une consolidation *ex ante* basée sur les dépenses de 2 % du PIB dans le Nord (figures du haut), les retombées de 0.05 à 0.1 signifient que le choc budgétaire dans le Nord a un effet dans la région Sud atteignant 5 à 10 % de son ampleur dans le Nord au cours du premier trimestre (figures de gauche).

Source : calculs des auteurs. Simulations avec le modèle Méléze.

Figure A3-II
Retombées de la consolidation basée sur la TVA



Note : l'axe x correspond à la réduction du déficit *ex ante* fondé sur la TVA de X % du PIB dans la région Nord pour les figures du haut et dans la région du Sud pour les figures du bas. Les retombées (axe y) sont calculées sous forme d'effet marginal extérieur des chocs budgétaires divisé par leur effet marginal domestique (soit quand le choc se produit). Le « 1^{er} trimestre » correspond au multiplicateur d'effet, tandis que la « moyenne sur 3 ans » correspond à un multiplicateur calculé sur trois ans. La calibration centrale correspond aux valeurs de paramètres recensées dans le tableau 2, la calibration 2 à une faible part ($\mu = 0.15$) de ménages non-ricardiens dans les deux régions, la calibration 3 à une part élevée ($\mu = 0.50$) de ménages non-ricardiens dans les deux régions, la calibration 4 à une faible part (respectivement forte) de ménages non-ricardiens dans le Nord (respectivement dans le Sud), la calibration 5 introduit une asymétrie dans l'élasticité de substitution des biens ($\theta^N = 3$, $\theta^S = 10$), tandis que la calibration 6 correspond à une asymétrie de l'élasticité de substitution du travail ($\theta^N = 2.5$, $\theta^S = 6.5$).

Lecture : pour une consolidation *ex ante* basée sur la TVA de 2 % du PIB dans le Nord (figures du haut), les retombées de 0.3 à 0.4 signifient que le choc budgétaire dans le Nord a un effet dans la région Sud atteignant 30 à 40 % de son ampleur dans le Nord au cours du premier trimestre (figures de gauche).

Source : calculs des auteurs. Simulations avec le modèle Méléze.

Une évaluation des effets des politiques monétaires non conventionnelles sur le coût du crédit aux entreprises dans la zone euro

An assessment of the effects of unconventional monetary policies on the cost of credit to non-financial companies in the eurozone

Désiré Kanga* et Grégory Levieuge*

Résumé – Cet article propose une évaluation des effets des politiques monétaires non conventionnelles (PMNC) sur le coût du crédit aux entreprises dans la zone euro. Nous analysons les effets directs des PMNC par une régression linéaire multiple, puis cherchons à mettre en évidence l'existence d'une complémentarité entre ces politiques et la politique de taux d'intérêt – effet indirect des PMNC – à l'aide d'un terme d'interaction. Nous montrons que les effets directs des PMNC sont limités, voire nuls selon les pays et toujours moindres que leurs effets indirects. Après avoir mis en évidence l'hétérogénéité des effets indirects des PMNC au sein de la zone euro, nous en proposons diverses interprétations à l'aide d'un modèle VAR conditionnel homogène sur données de panel (PCHVAR) : différences macroéconomiques, financières ou bancaires selon les pays. Les effets indirects des PMNC ont pu, selon les économies considérées, être contrariés par un fort endettement public, un secteur bancaire en mauvaise santé et/ou un niveau élevé de risque systémique ou de défaut.

Abstract – The aim of this paper is to assess the effects of unconventional monetary policies (UMPs) on the cost of credit to non-financial companies in the eurozone. We analyse the direct effects of these UMPs using a multiple linear regression, then we seek to highlight the existence of a complementarity between these policies and the interest rate policy - an indirect effect of UMPs - using an interaction term. We show that the direct effects of UMPs are limited, indeed nil depending on the country, and are always weaker than their indirect effects. After having highlighted the heterogeneity of the indirect effects of UMPs in the eurozone, we offer diverse interpretations - macroeconomic, financial or banking differences, depending on the country - using a Panel Conditionally Homogenous VAR model (PCHVAR). The indirect effects of UMPs, depending on the economies considered, were countered by large public debt, a banking sector in poor health and/or a high level of systemic risk or risk of default.

Code JEL / JEL Classification : E52, G20.

Mots-clés : politiques monétaires non conventionnelles, coût du crédit, hétérogénéité, effets directs et indirects

Keywords: unconventional monetary policies, credit cost, heterogeneity, direct and indirect effects

Rappel :

Les jugements et opinions exprimés par les auteurs n'engagent qu'eux mêmes, et non les institutions auxquelles ils appartiennent, ni a fortiori l'Insee.

* Laboratoire d'économie d'Orléans. UMR CNRS 7322 (kouame-desire.kanga@etu.univ-orleans.fr. et gregory.levieuge@univ-orleans.fr).

Nous exprimons notre gratitude aux participants du séminaire du 10 novembre 2016 tenu à l'Université de Poitiers et aux deux rapporteurs anonymes pour leurs commentaires et suggestions. Nous remercions également Yannick Lucotte d'avoir mis à notre disposition un certain nombre de données, et pour ses précieuses suggestions.

La crise financière et bancaire amorcée en 2007 s'est en partie traduite par une envolée des primes de risque et de liquidité, et par une baisse des financements aux ménages et aux entreprises. En réponse, les banques centrales ont baissé leurs taux directeurs de manière agressive, y compris la Banque centrale européenne (BCE), quoique dans des proportions moindres que la Réserve Fédérale Américaine (FED).

La baisse des taux directeurs devait faire augmenter le prix des actifs et baisser le coût du capital, relancer l'investissement et la croissance. Toutefois, il est apparu que cette politique de taux était insuffisante, en particulier pour éviter que les écarts de coût réel du crédit aux entreprises entre les pays de la zone euro ne se creusent (cf. complément en ligne C1, figure C1-I). Tandis que le coût moyen des nouveaux emprunts était inférieur à 3 % dans certains pays (Autriche, Allemagne, Belgique, France, Finlande et Pays-Bas), il dépassait 6.5 % en Grèce et au Portugal entre les débuts des années 2010 et 2014. La baisse des taux n'a pas suffi à rétablir la confiance, d'autant plus que la crise des dettes souveraines est venue s'ajouter à la crise financière et bancaire. Le *spread* entre le taux à 10 ans de la Grèce et celui de l'Allemagne a été supérieur à 10 points de pourcentage (pp) entre avril 2011 et avril 2013 et celui du Portugal a oscillé entre 5.85 pp et 12 pp au cours de cette période. La montée des primes de risques sur les obligations d'État a fragilisé les banques des pays concernés, dont les actifs étaient principalement constitués de ces obligations, leur rendant ainsi très difficile la possibilité de se refinancer et aussi de prêter aux acteurs économiques. De façon spécifique, cette hausse des primes de risque a induit un accroissement du coût du financement externe pour les banques, qu'elles ont répercuté sur les taux débiteurs et/ou par un rationnement du crédit¹ (Avouyi-Dovi et al., 2017).

Dans ce contexte, afin d'améliorer les conditions de financement de l'économie, les banques centrales ont adopté, à partir de 2008, des politiques nouvelles, dites non conventionnelles, c'est-à-dire autres que celles agissant principalement par le choix des taux directeurs. Mises en place dès le début de la crise des *subprimes* sous la forme d'injection directe de liquidité aux banques pour pallier la paralysie du marché interbancaire, elles ont été élargies à partir d'octobre 2008. Les PMNC (politiques monétaires non conventionnelles) consistent en une utilisation du bilan (fourniture de liquidités à taux fixe et/ou à long-terme et achats ciblés de

titres) destinée à affecter les prix des actifs et les conditions de financement, en plus de la baisse des taux d'intérêt directeurs² et de l'orientation des anticipations de taux d'intérêt (*forward guidance*). Nous donnerons, un peu plus loin, les mesures mises en œuvre par la BCE. Mais, bien avant, il convient de noter que les PMNC ne comprennent pas les aides d'urgence à la liquidité (*Emergency Liquidity Assistance*, ELA) que les banques centrales nationales accordent généralement à des banques solvables qui ne parviennent plus à se refinancer, dont la portée a été élargie pendant la crise à de larges pans de leur système bancaire afin d'assurer leur survie, notamment en Grèce et en Irlande, pays sous assistance financière de l'UE et du FMI, lors de la crise de la zone euro³.

Comme la BCE, la FED a également eu recours à ces mesures non conventionnelles au cours de la crise. Néanmoins, la mise en œuvre de ces mesures est quelque peu différente dans la zone euro comparativement aux États-Unis, notamment en raison des différences dans les structures des économies. Par ailleurs, le fonctionnement du marché interbancaire américain s'est progressivement normalisé à partir de 2009 alors qu'il est resté très perturbé dans la zone euro du fait de la crise des dettes souveraines, ce qui a nécessité une succession de mesures non conventionnelles dans la zone euro.

Les mesures de PMNC sont supposées avoir des effets directs sur l'économie via quatre canaux de transmission reproduits sur le schéma C1 (voir complément en ligne C1). D'abord, l'achat massif d'obligations publiques et privées et l'élargissement des actifs acceptés comme collatéraux au cours des opérations d'*open-market* devraient permettre de désenrayer les transactions sur les marchés visés et se traduire ainsi par une baisse des primes de risque. Celles-ci avaient en effet explosé au plus fort de la crise, lorsque les investisseurs renâclaient à acquérir des actifs qu'ils risquaient ensuite de ne plus pouvoir revendre (effet de liquidité). De plus, on attend des mesures non conventionnelles une réallocation des portefeuilles des investisseurs. En effet, l'achat massif d'actifs sans risque fait monter leur prix et baisser leur rendement, ce

1. La question du pass-through entre risque de crédit souverain et crédit bancaire a fait l'objet d'un traitement important au cours de ces dernières années. Voir par exemple Bottero et al. (2015) et Popov & Van Horen (2013) pour des preuves empiriques, et Bocola (2016) pour une démonstration théorique.

2. Les taux directeurs étant déjà proches de zéro, les marges de manœuvre étaient devenues nulles (Cf. figure C1-II du complément en ligne).

3. Voir Praet (2016).

qui, d'une part, réduit le niveau des taux d'intérêt exigé sur les nouvelles émissions de titres, et d'autre part, incite les investisseurs à se tourner vers d'autres actifs (privés) plus disponibles et rémunérateurs, dont la demande fera également baisser le rendement exigé. Ces achats d'actifs couplés avec les apports de liquidité devraient inciter les banques à accorder des prêts aux entreprises. En effet, outre l'achat des actifs, les apports de liquidité envisageaient de soutenir le financement à court terme des banques afin d'atténuer l'impact négatif potentiel du risque de liquidité sur la disponibilité du crédit aux ménages et aux entreprises au sein de la zone euro. Aussi, le risque de taux d'intérêt est-il réduit lorsque la banque centrale s'engage à maintenir longtemps ses taux directeurs à un niveau bas (effet *duration*). Enfin, les mesures non conventionnelles doivent restaurer la confiance. En particulier, l'allocation illimitée à taux fixe de la BCE couplée avec le prolongement de la maturité des opérations à plus long-terme assouplit les conditions de refinancement des banques et devrait permettre aux institutions financières de disposer de liquidité sur une plus longue période à un taux bas. Par ailleurs, en achetant des actifs, y compris ceux de qualité moyenne, les banques centrales rassurent les investisseurs et les incitent à l'imiter (effet de signal). Les effets de *duration* et du signal doivent réduire les primes de risque. Par suite, en faisant baisser les coûts de financement, ces mesures devraient stimuler la demande globale, aidée en cela par une dépréciation du taux de change, jusqu'à ce que le taux d'inflation retrouve lui-même son niveau habituel de 2 % l'an. On reviendrait alors à un régime de politique monétaire conventionnelle.

Les politiques non conventionnelles ne visent pas uniquement des effets directs sur les conditions de financement de l'économie. Elles ont vocation également à accompagner la baisse des taux d'intérêt directeurs – à un niveau proche de zéro – afin qu'ils retrouvent une influence, comme c'est le cas en temps normal, sur les conditions de crédit (Cour-Thimann & Winkler, 2012 ; Trichet, 2010). On parle sous cet angle des effets « indirects » des politiques non conventionnelles, dont l'objectif est également de restaurer le mécanisme de transmission de la politique monétaire.

Concrètement, la BCE a multiplié les mesures, depuis les allocations illimitées à taux fixes en 2008 jusqu'aux opérations de financement à long terme (TLTRO II) annoncées en 2016, en passant par des programmes d'achats massifs

d'obligations publiques et privées mis en œuvre chaque année depuis le déclenchement de la crise. Certes, au regard des différents canaux de transmission susmentionnés, les objectifs des politiques monétaires non conventionnelles ont pu être multiples : restauration de l'efficacité de la politique de taux, satisfaction des besoins en liquidités, baisse des primes souveraines, etc. Toutefois, de même que les tensions sur l'ensemble des marchés concernés ont eu pour corollaire un accroissement du coût du crédit aux entreprises (cf. figure C1-I du complément en ligne C1), toutes les mesures non conventionnelles devraient avoir eu *in fine* un impact sur le coût du crédit au secteur privé. C'est un objectif clairement et officiellement affirmé par la BCE, qui par la voix de son gouverneur a qualifié ses interventions de « soutien renforcé au crédit »⁴ (Trichet, 2009, 2010). De façon spécifique, des mesures non conventionnelles telles que celles prises par la BCE devraient atténuer les contraintes de financement des banques (baisse des taux sur les marchés monétaire et interbancaire, fourniture illimitée de liquidité à taux fixe). Par suite, toute baisse du coût de financement des banques doit entraîner une baisse du coût du crédit aux entreprises.

L'objectif de cet article est d'évaluer les effets des politiques monétaires non conventionnelles sur le coût du crédit aux entreprises dans les pays de la zone euro. L'analyse des effets des mesures non conventionnelles sur les volumes de crédits peut s'avérer particulièrement périlleuse. Typiquement, Creel et al. (2016) trouvent que les mesures non conventionnelles ont fortement abaissé les taux débiteurs mais que la transmission vers le volume du crédit a été faible. Carpenter et al. (2014) sont pareillement nuancés. Le niveau historiquement bas des taux d'intérêt a pu avoir un effet négatif sur l'offre de prêts. La faible demande de financement peut également expliquer l'absence apparente d'effets sur les quantités. De façon générale, les études sur les quantités se heurtent à la difficulté habituelle de distinction entre effets d'offre et effets de demande. Pour toutes ces raisons, c'est à l'aune de leurs effets sur le coût du crédit aux entreprises privées que nous allons mesurer l'impact des mesures non conventionnelles.

4. Nous traduisons ainsi "Enhanced Credit Support", défini comme suit : "enhanced credit support constitutes the special and primarily bank-based measures that are being taken to enhance the flow of credit above and beyond what could be achieved through policy interest rate reductions alone" (Trichet, 2009).

La littérature empirique admet globalement l'efficacité des mesures non conventionnelles en termes de réduction des taux d'intérêt sur le marché du crédit (par exemple, Abbassi & Linzert, 2012 ; Aït-Sahalia et al., 2012 ; Darracq-Paries & De Santis, 2015 ; Hesse & Frank, 2009). Toutefois, ces travaux négligent souvent les effets indirects (Creel et al., 2016). De plus, en fournissant généralement une évaluation sur le plan agrégé, ils négligent l'hétérogénéité des effets des politiques non conventionnelles sur les pays membres de la zone euro. Pourtant, des études récentes (ex. Avouyi-Dovi et al, 2017 ; Horny et al, 2016) montrent que la crise de la dette souveraine a accentué l'hétérogénéité de la transmission de la politique monétaire dans la zone euro. Des tentatives d'estimation des effets des politiques par pays ont été récemment initiées sans pour autant couvrir un large panel de pays, ni tous les programmes mis en œuvre (Beaupain & Durré, 2016 ; Gibson et al., 2016 ; Szczerbowicz, 2015). Enfin, elles n'expliquent pas les sources potentielles de divergence d'impact d'un pays à l'autre. Pourtant, on sait par exemple que l'hétérogénéité structurelle (Leroy et Lucotte, 2016 ; Mojon, 2001) et les facteurs conjoncturels (Sorensen et Werner, 2006) sont sources de divergence dans l'ajustement des taux bancaires aux mouvements des taux directeurs.

Notre analyse se veut originale à plusieurs égards. Tout d'abord, elle porte sur toutes les mesures non conventionnelles mises en œuvre par la BCE (à l'exception du *forward guidance*), du moins jusqu'à fin 2014, et couvre un panel de 11 pays suffisamment large pour avoir une vue globale des disparités existantes⁵. Ensuite, nous cherchons à mettre en évidence l'existence d'une complémentarité entre les politiques non conventionnelles et la politique de taux d'intérêt. Pour cela, nous analysons les effets indirects des mesures non conventionnelles, dont l'objectif est de rétablir le lien entre taux directeurs et coût du crédit. Enfin, nous tentons d'expliquer l'hétérogénéité dans la transmission des effets des politiques non conventionnelles grâce à un modèle VAR conditionnel homogène sur données de panel (PCHVAR).

Nous trouvons que les effets directs des politiques non conventionnelles sont bien moins probants que les effets indirects. Toutefois, ces derniers sont hétérogènes. L'asymétrie des réponses s'explique, d'une part, par des différences macro-financières entre les économies considérées, relatives à leur taux de croissance, la probabilité de défaut des entreprises,

l'endettement public et le risque systémique. Elle est due, d'autre part, à l'hétérogénéité des secteurs bancaires, au travers des différences dans la capitalisation et l'importance des prêts non performants. La concurrence et la concentration du secteur bancaire, quant à elles, auraient eu un impact moindre sur les différences de transmission de la politique de taux d'intérêt. De ce point de vue, les effets des politiques non conventionnelles auraient été plus importants en Allemagne et en Autriche, par exemple, qu'en Grèce, Italie, Espagne ou qu'au Portugal. De tels résultats conduisent à dresser un bilan nuancé des politiques non conventionnelles en Europe. Certes, elles ont globalement permis de réduire le coût du financement des entreprises et des banques. Elles ont également permis de contenir les risques de défaut bancaires et souverains. Mais, du strict point de vue du coût du crédit, elles n'auraient pas été les plus efficaces là où les besoins étaient comparativement les plus importants.

La suite de l'article est organisée comme suit. La section suivante présente une revue des mesures non conventionnelles de la BCE et de leurs effets sur les conditions de financement. Puis nous analysons successivement les effets directs des politiques non conventionnelles et leurs effets indirects, et cherchons à expliquer l'hétérogénéité de l'impact des mesures non conventionnelles.

Une revue des mesures non conventionnelles de la BCE et de leurs effets sur les conditions de financement

Typiquement, les politiques exceptionnelles conduites par les autorités monétaires au cours de la crise sont qualifiées de non conventionnelles parce que (i) elles ne portent pas uniquement sur la gestion des taux d'intérêt de court terme, (ii) les montants de liquidité injectée sont importants, (iii) elles modifient substantiellement la structure et la taille des bilans des banques centrales, et (iv) leurs canaux de transmission diffèrent a priori de ceux empruntés par la politique de taux.

Il est d'usage de classer théoriquement les politiques monétaires non conventionnelles en deux catégories : politiques quantitatives et politiques

5. Les 11 pays considérés sont la Belgique, l'Allemagne, l'Irlande, l'Espagne, la France, l'Italie, les Pays-Bas, l'Autriche, le Portugal, la Finlande et la Grèce. Ils contribuent à hauteur de 98 % au PIB annuel de la zone euro.

qualitatives⁶ (Bernanke et al., 2004). Une politique quantitative se traduit par une augmentation de la taille du bilan de la banque centrale liée à l'apport de liquidité à l'économie. Les politiques qualitatives consistent, quant à elles, à modifier la composition du bilan de la banque centrale, sans en modifier la taille. En pratique, dès la crise des *subprimes*, les banques centrales (FED, Bank of England, Bank of Japan et BCE) ont conduit à la fois des politiques quantitatives et qualitatives, qui se sont accompagnées d'une augmentation de la taille des bilans.

Dans cette section, nous présentons, de manière synthétique, les mesures mises en œuvre par la BCE entre 2008 et 2016 ainsi qu'une revue de la littérature empirique sur les évaluations des effets de ces mesures.

Les politiques non conventionnelles mises en œuvre par la BCE

Les initiatives de la BCE, dont une chronologie est donnée dans le tableau C1-1 du complément en ligne C1, recouvrent cinq grandes opérations, que l'on peut qualifier de non-conventionnelles. La BCE a conduit à la fois des mesures quantitatives et qualitatives⁷. Les notions de mesures quantitatives et qualitatives étant poreuses, nous insisterons moins sur cette distinction que sur les mesures elles-mêmes⁸.

Approvisionnement en devises (swap) : pour soutenir les banques qui ont fait face à une contrainte de devises à la suite de la faillite de Lehman Brothers en septembre 2008, la BCE a mis en œuvre des mesures pour assurer la fourniture de liquidité en devises à partir d'avril 2009⁹. Elle a également soutenu l'approvisionnement de liquidité en euros dans les systèmes bancaires de plusieurs pays non membres de la zone euro, en accord avec les Banques centrales de ces États.

Allocation illimitée à taux fixe (FRFA) : c'est une opération principale de refinancement (OPR) de la BCE, de fréquence hebdomadaire, dans laquelle le montant de la liquidité demandé par les soumissionnaires est entièrement servi au taux fixé par la Banque centrale. En d'autres termes, les banques peuvent se financer de façon illimitée auprès de la Banque centrale. Cette façon de procéder diffère des OPR classiques qui intègrent une adjudication *au prorata*. L'objectif principal de ces mesures est de soutenir le financement à court terme des banques afin d'atténuer l'impact négatif du

risque d'illiquidité sur la distribution de crédit aux ménages et aux entreprises. Cette procédure a été annoncée pour la première fois le 8 octobre 2008 juste après la faillite de Lehman Brothers. Elle a régulièrement été renouvelée depuis.

Élargissement de l'assiette des actifs éligibles comme collatéraux : une autre façon d'augmenter les quantités effectivement offertes de liquidité consiste à faciliter l'accès des banques aux opérations de refinancement, grâce à un élargissement des actifs éligibles comme collatéral lors des OPR (Cheun et al., 2009). Cet élargissement a été mis en place à partir d'octobre 2008, pour évoluer par la suite. Ces actifs ont concerné les obligations bancaires négociées sur des marchés non réglementés, les instruments de dettes subordonnées protégés par une garantie acceptable, les titres notés au-dessus de BBB⁻ (sauf pour les titres adossés à des actifs, ABS), et les garanties libellées en devises (Yen, Livre Sterling, Dollar US) qui remplissent tous les autres critères habituels d'admissibilité.

Taux négatif : dans l'optique d'inciter les banques à utiliser leurs réserves pour conduire des activités d'intermédiation, la BCE a introduit depuis juin 2014 un taux négatif sur ses facilités de dépôt.

Prolongement de la maturité des opérations de refinancement (LTRO et TLTRO) : la BCE a allongé la maturité maximale (allant jusqu'à 48 mois) de ses opérations en permettant ainsi aux banques de disposer de la liquidité sur une longue période. Dès le 4 septembre 2008, la BCE a décidé de conduire trois opérations de refinancement à plus long terme, d'une valeur totale de 125 milliards d'euros. Deux de ces opérations d'une valeur de 50 milliards d'euros

6. De façon plus globale, les politiques non conventionnelles renvoient à un ensemble très vaste de mesures et de propositions. On y trouve, par exemple, la taxe sur la détention des actifs monétaires (Goodfriend, 2000 ; Goodhart & Ashworth, 2012 ; McCallum, 2000), la dépréciation de la monnaie (McCallum, 2000) ou le ciblage d'un niveau général de prix (ex. Eggertsson, 2003, 2006 ; Eggertsson & Woodford, 2003 ; Jeanne & Svensson, 2007 ; Krugman, 1998 ; Svensson, 2001, 2003). Nous nous contenterons de traiter des politiques mises en œuvre à partir de 2008.

7. Pour Borio et Disyatat (2010), ces interventions sont des politiques de crédit, a priori qualitatives, car l'accent a été mis sur le crédit bancaire et la BCE a accepté des actifs risqués qu'elle n'acceptait pas auparavant comme garanties. Toutefois, ces interventions ont été suivies d'un accroissement du bilan de la BCE.

8. Nous avons essayé d'effectuer, dans le tableau C1-2 (voir complément en ligne C1), une classification des mesures non conventionnelles afin de distinguer celles qui ont pour objectif premier d'affecter le coût du financement aux entreprises non financières. Néanmoins, même si les mesures n'agissent pas directement sur le coût du financement aux entreprises, elles sont susceptibles d'affecter indirectement ce coût par leur effet direct sur le financement des banques.

9. Les accords de swap ont toujours existé entre la BCE et d'autres banques centrales. Nous nous limitons aux opérations conduites au cours de la crise financière de 2007.

chacune avait une maturité de trois mois et l'autre de 25 milliards d'euros avait une maturité de six mois. Par ailleurs, cette opération couplée à la procédure d'allocation illimitée à taux fixe devrait permettre de maintenir le taux d'intérêt sur le marché monétaire à un niveau bas et d'assouplir les conditions de refinancement des banques. Outre la prolongation de la maturité des LTRO (*Long Term Refinancing Operations*) et la décision d'appliquer un taux négatif à la facilité de dépôt, la BCE a décidé le 5 juin 2014 de conduire deux vagues d'opérations ciblées de refinancement à long terme (TLTRO pour *Targeted Long Term Refinancing Operations*). La première vague de TLTRO, qui s'est déroulée entre septembre et décembre 2014, devait permettre aux banques d'emprunter auprès de la BCE l'équivalent de 7 % de leurs encours total, au 30 avril 2014, au taux des OPR augmenté de 10 points de base, soit 0.25 %. Au cours de la seconde phase, qui s'est déroulée entre mars et juin 2016, les banques ont eu la possibilité d'emprunter des montants supplémentaires à l'occasion de TLTRO trimestriels, pourvu qu'elles aient accru leurs concours de prêts aux entreprises et aux ménages. Les TLTRO ont une maturité de 48 mois, avec une possibilité de remboursement au bout de deux ans. En indexant ses crédits à l'encours des banques, la BCE souhaitait ainsi relancer l'activité de crédit.

Programmes d'achat d'actifs : la BCE a mis en place quatre catégories de programmes d'achat de titres. La première a porté sur les obligations sécurisées (*covered bonds*). Deux opérations d'achat ont été réalisées dans ce cadre. La première (CBPP1), annoncée le 7 mai 2009, s'est déroulée entre juillet 2009 et juin 2010. Le montant cumulé des achats au 30 juin 2010 était de 60 milliards d'euros. Un second programme d'achat (CBPP2) a été annoncé le 6 octobre 2011, pour être exécuté entre novembre 2011 et octobre 2012. Ce programme d'un montant de 40 milliards d'euros visait l'assouplissement des conditions de financement des établissements de crédit et des entreprises. À la fin du programme (31 octobre 2012), le montant cumulé des achats était estimé à 16.4 milliards d'euros. Le dernier programme (CBPP3) a été décidé le 4 septembre 2014, pour une durée initialement prévue de 2 ans.

La seconde catégorie (baptisée SMP pour *Securities Market Programme*) a porté sur les obligations émises par les États et le secteur privé entre mai 2010 et mai 2012. Elle a été introduite à la suite de la crise de la dette souveraine et

visait à garantir la liquidité et la profondeur des compartiments des marchés obligataires souffrant de dysfonctionnements (Grèce, Irlande, Portugal, Espagne et Italie). Le montant cumulé des achats s'élevait à 208.8 milliards d'euros au 14 septembre 2012.

Les opérations monétaires sur titres (OMT) constituent la troisième catégorie de programmes d'achat. Elles visaient à acheter, sous certaines conditions¹⁰, des obligations émises par les États membres de la zone euro. Ce programme a été annoncé le 2 août 2012, peu après le discours de M. Draghi de juillet 2012 (voir plus loin), pour démarrer en septembre 2012 et mettre alors un terme au SMP.

Le quatrième programme d'achat d'actifs a été décidé le 4 septembre 2014. Il a débuté en novembre 2014 et consiste à acheter des titres adossés à des actifs (ABSPP pour *Asset-Backed Securities Purchase Programme*). D'une durée programmée de deux ans, il s'est déroulé conjointement au CBPP3. Le 22 janvier 2015, la BCE a décidé de conduire un programme étendu d'achat des actifs (APP) qui englobe les deux programmes en cours (ABSPP & CBPP3) et un programme d'achat des obligations souveraines (PSPP pour *Public Sector Purchase Programme*). Ces mesures devaient compter parmi les plus importantes depuis le début de la crise, au vu des montants mis à disposition (objectif mensuel de 80 milliards d'euros entre avril 2016 et mars 2017 tandis que l'objectif mensuel était de 60 milliards d'euros entre mars 2015 et mars 2016) et de leur durée¹¹. Au 31 mai 2016, le montant cumulé des achats est estimé à un peu plus de 1 000 milliards d'euros. Le programme, dont la fin était initialement envisagée fin mars 2017, conditionnellement à un retour de l'inflation autour de 2 %, est reconduit jusqu'à la fin décembre 2017 ou même après, si nécessaire. Les achats concernent particulièrement des obligations émises par les administrations centrales, les agences et les institutions européennes de la zone euro.

Comme le montre la figure C1-III (en complément en ligne C1), les politiques non conventionnelles ont pour effet immédiatement visible la modification de la taille et de la structure du

10. Les pays participants doivent être engagés dans un programme d'ajustement via le Fonds européen de stabilité financière ou le Mécanisme européen de stabilité. Même si aucune limite quantitative n'a été fixée quant à la taille du programme, les achats se concentrent, en particulier, sur les obligations souveraines d'une maturité allant d'un à trois ans.

11. <https://www.ecb.europa.eu/mopo/implementation/omt/html/index.en.html> (visité le 11/06/2016). De mars 2015 à mars 2016, le montant mensuel ciblé était de 60 milliards d'euros.

bilan de la BCE. Sa taille a presque triplé entre 2005 et 2013. Deux évolutions sont particulièrement marquées. L'une a lieu à la fin de l'année 2008, en réponse à l'amorce de la crise financière globale, dans le sillage de la faillite de Lehman Brothers. L'autre, encore plus spectaculaire, intervient en 2011, en réponse à la crise des dettes souveraines. Elle correspond à la mise en place du deuxième programme d'achat d'obligations sécurisées (CBPP2) et recouvre le programme d'achats d'obligations émises par les États de la zone euro (SMP). Par ailleurs, la composition du bilan suit les opérations de refinancement à plus long terme entre 2009 et 2010 et à la fin de 2012. Une autre modification importante concerne les facilités de dépôts depuis le début de la mise en œuvre des politiques d'assouplissement. Les banques ont fortement utilisé la facilité de dépôt de la banque centrale se traduisant par une constitution de réserves en lieu et place d'utiliser les ressources pour accroître leur offre de crédit aux entreprises et aux ménages. La BCE a, dès lors, décidé de ramener le taux de rémunération des dépôts à 0 % en juillet 2012 puis - 0.1 % en juin 2014. Il est fixé depuis mars 2016 à - 0.40 %. En d'autres termes, la banque centrale taxe les dépôts des banques pour les inciter à mobiliser leurs ressources pour soit les prêter aux entreprises ou les placer sur des titres rémunérateurs.

Au regard de la composition, les actifs autres que les titres et les dettes des États ont connu une évolution importante depuis le début de la crise, ce qui témoigne de l'extension de la palette d'actifs que la BCE a admis en tant que collatéraux. Le passif à l'égard des institutions financières au sein de la zone euro a également considérablement augmenté, ce qui rend compte du rôle joué par la BCE comme acteur du marché interbancaire.

Enfin, depuis le début de la crise, les banques centrales annoncent de façon plus systématique et prononcée leurs intentions sur l'évolution des taux directeurs. Tant et si bien qu'on estime que les gouverneurs se sont dotés d'un instrument supplémentaire : le *forward guidance*. Dans un contexte incertain, les discours des gouverneurs visent à guider les anticipations et les comportements des agents. Ainsi, depuis juillet 2013, la BCE, par la voix de son président M. Draghi, annonce ses intentions pour l'avenir (sans toutefois fournir de calendrier ni de conditionnalité vraiment clairs). Déjà, une année auparavant (juillet 2012), le président Draghi annonçait l'intention de l'Eurosystème de prendre toutes les mesures nécessaires pour sauver l'euro.

Une revue de l'impact des mesures prises par la BCE sur les conditions de financement

Il existe, aujourd'hui, une littérature assez importante sur la mesure des effets des politiques non conventionnelles sur les conditions de financement de l'économie. Faute de séries longues, les premiers travaux ont porté sur des études d'événements. Aït-Sahalia et al. (2012) concluent, à partir de cette technique, à une baisse de la prime de risque et de liquidité sur le marché interbancaire suite à l'annonce 1) de la baisse des taux d'intérêt directeurs, 2) de l'injection de liquidité et 3) des *swaps* en devises. Par définition, cette technique ne permet d'évaluer que les effets des annonces et la taille de la fenêtre joue un rôle crucial dans la mesure où, lorsqu'elle augmente, il devient difficile d'attribuer les effets mesurés aux politiques ciblées. D'autres méthodes ont été utilisées pour surmonter cette lacune. Certains auteurs ont utilisé les modèles de structure par terme (par ex. De Pooter et al., 2015 ; Fourel & Idier, 2011) pour évaluer l'effet des politiques non conventionnelles sur le prix des actifs et sur les primes de risque et de liquidité. D'autres ont estimé des modèles à une équation (Abbassi & Linzert, 2012 ; Eser & Schwaab, 2016 ; Gambacorta & Marques-Ibanez, 2011 ; Gibson et al., 2016 ; Szczerbowicz, 2015), ou encore privilégié des modèles VAR (Abbassi & Linzert, 2012 ; Beaupain & Durré, 2016 ; Creel et al., 2016 ; Darracq-Paries & De Santis, 2015 ; Fourel & Idier, 2011 ; Gambacorta et al., 2014 ; Giannone et al., 2012 ; Hesse & Frank, 2009 ; Lenza et al., 2010 ; Peersman, 2011). Globalement, ces études concluent à une certaine efficacité des mesures non conventionnelles en termes de réduction des taux d'intérêt sur le marché du crédit grâce à leurs effets sur les primes de risque et de liquidité. Ce faisant, les mesures non conventionnelles auraient limité l'effondrement du crédit bancaire (Gambacorta & Marques-Ibanez, 2011).

Toutefois, la plupart de ces travaux donnent une mesure moyenne des effets de ces politiques, sans tenir compte de leur hétérogénéité dans la zone euro. Même si certains modèles considèrent un panel de pays, le contrôle par des effets fixes ne suffit pas à rendre compte des réponses spécifiques d'un pays donné aux impulsions de politiques monétaires. C'est pour pallier cette lacune que certaines études récentes ont tenté d'estimer les effets des politiques au niveau de certains pays de la zone euro (Beaupain & Durré, 2016 ; Fourel & Idier, 2011 ; Gibson et al., 2016 ; Szczerbowicz, 2015) ou ont utilisé

des modèles à coefficients hétérogènes estimés sur un panel de pays (Eser & Schwaab, 2016). Néanmoins, ces travaux portent sur un nombre réduit de programmes et de pays. Par exemple, Eser et Schwaab (2016), Fourel et Idier (2011) et Gibson et al. (2016) se concentrent exclusivement sur les programmes d'achat des actifs (SMP et CBPP) tandis que Beaupain et Durré (2016) analysent les effets de la procédure FRFA. Szczerbowicz (2015) analyse un panel plus large de mesures non conventionnelles mais elle se limite à six pays (Espagne, France, Grèce, Irlande, Italie, Portugal).

Nous contribuons à cette littérature de quatre façons. Premièrement, notre analyse porte sur un panel de 11 pays de la zone euro : l'Allemagne, l'Autriche, la Belgique, l'Espagne, la Finlande, la France, la Grèce, l'Irlande, l'Italie, les Pays-Bas et le Portugal. À notre connaissance, seuls Carpenter et al. (2014) et Darracq-Paries et De Santis (2015) ont étudié autant de pays. Mais leurs analyses restent agrégées.

Deuxièmement, nous couvrons la quasi-totalité des politiques non conventionnelles initiées par la BCE avant 2014. En outre, nous évaluons les effets de chacune de ces politiques sur le coût du crédit dans chacun des pays considérés, ce qui présente l'avantage de faire ressortir l'hétérogénéité de la transmission des effets de ces politiques.

Troisièmement, nous mettons en évidence la complémentarité entre les politiques non conventionnelles et la politique de taux d'intérêt. À l'exception d'Antonin et al. (2014) et de Creel et al. (2016), la quasi-totalité des études portent soit sur la politique monétaire, soit sur les politiques monétaires non conventionnelles. Or, comme nous l'avons souligné en introduction, les politiques non conventionnelles visent aussi (et peut-être surtout) à assurer ou rétablir le bon fonctionnement des canaux traditionnels de la politique monétaire. Il est donc nécessaire d'évaluer les effets des mesures non conventionnelles à cette aune.

Enfin, l'étude de l'hétérogénéité dans la transmission des effets des politiques non conventionnelles constitue notre quatrième contribution. De façon générale, il existe une vaste littérature montrant que l'hétérogénéité dans la zone euro serait à l'origine de l'asymétrie dans la transmission des effets de la politique de taux (ex. Angeloni et al., 2003). De la même manière, l'hétérogénéité structurelle de la zone euro pourrait expliquer les effets

asymétriques des mesures non conventionnelles, d'autant plus que cette hétérogénéité s'est traduite par une fragmentation financière (forte hétérogénéité dans les conditions de financement des banques et des entreprises). C'est la raison pour laquelle, après avoir analysé les effets directs, puis indirects, des mesures non conventionnelles, nous utiliserons un modèle conditionnel afin de déterminer les facteurs susceptibles d'expliquer l'hétérogénéité des effets entre les pays.

Effets directs des politiques non conventionnelles sur le coût du crédit

Dans cette section, nous analysons les effets directs des politiques non conventionnelles sur le coût du crédit aux entreprises dans la zone euro. Cet examen empirique se fonde sur l'estimation pour chaque pays de l'équation suivante¹² :

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta PNC_{t-1} + \gamma C_{t-1} + \sum_{n=1}^N \eta_n \Delta Y_{t-n} + \varepsilon_t \quad (1)$$

où Y_t désigne le coût réel du crédit aux entreprises, PNC_t représente l'ensemble des mesures de politiques non-conventionnelles, C_t est un ensemble de variables de contrôle et ε_t le terme résiduel. Nous nous concentrons sur les changements de conditions de financement, en différence première (Δ). Ceci permet d'ailleurs de travailler sur des séries stationnaires. Le coût du crédit est un indicateur composite basé sur les taux d'intérêt débiteurs, calculé par la BCE. Cette mesure est utilisée pour évaluer les coûts d'emprunt des sociétés non financières. Elle se prête bien aux comparaisons internationales.

En matière d'indicateurs de politique monétaire non conventionnelle, il existe peu d'alternatives. La taille du bilan de la Banque centrale constitue une mesure imparfaite. Non seulement elle pourrait laisser croire que la BCE est beaucoup moins entreprenante depuis la fin de l'année 2013 (cf. figure C1-III, complément en ligne C1) alors que ce n'est pas le cas (tout dépend notamment des besoins des agents). De surcroît, un tel indicateur ne permet pas de bien appréhender l'impact de mesures qualitatives telle que l'élargissement de l'assiette des actifs éligibles comme collatéraux. Par ailleurs, le *shadow rate*¹³, parfois utilisé dans la littérature,

12. Écriture simplifiée : β recouvre l'effet respectif de chaque instrument de politique non conventionnelle PMNC ; de même pour γ relativement à chaque variable de contrôle C .

se prête mal à notre analyse dans la mesure où il est censé refléter les conditions monétaires afférentes à la fois à la politique monétaire conventionnelle et aux mesures non conventionnelles. Or, étant donné notre objectif d'identification des effets directs et indirects, il est important ici de bien distinguer les deux types de politique. Enfin, ne considérer que les seuls montants des LTRO ou des OPR, comme c'est parfois le cas dans la littérature, serait réducteur. C'est pourquoi nous avons préféré retenir la solution qui consiste à représenter chaque mesure de politique non conventionnelle par des indicatrices qui valent 1 au cours de leur période de mise en œuvre. Les dates correspondant à leur annonce et leur mise en œuvre sont données dans le tableau C1-1 (en complément en ligne C1).

Les variables de contrôle sont intégrées dans l'équation (1) pour limiter le biais de variables omises. Nous considérons le taux d'intérêt au jour le jour (Eonia) et d'autres variables qui rendent compte des différentes crises ou de la vulnérabilité de la zone euro (Crise, Déficit public, Dette publique) et de la demande globale

(BLS, IPI). Toutes les variables de contrôle sont retardées pour limiter le biais de simultanéité.

La liste des variables, leurs définitions et leurs sources sont données dans le tableau 1. Le tableau C1-3 (en complément en ligne C1) fournit des statistiques descriptives relatives aux variables considérées dans cet article. Les estimations couvrent la période allant de janvier 2003 à décembre 2014 pour les 11 pays. L'équation (1) est estimée par la méthode des moindres carrés ordinaires, en fréquence mensuelle¹⁴, avec une correction de la variance des estimateurs par l'approche de Newey-West. Au cours de la période d'estimation l'Eonia a varié entre - 0.03 % et 4.3 % avec une moyenne de 1.62 %.

13. Le shadow rate est un taux théorique basé sur une modélisation de la courbe des taux intégrant un taux de court terme pouvant être négatif (Wu & Xia, 2016). Par construction, ce taux rend compte à la fois des politiques non conventionnelles et de la politique de taux.

14. Les variables à fréquence trimestrielle, à savoir l'indicateur de demande BLS, le déficit public et la dette publique, sont supposées constantes au cours des mois qui composent le trimestre.

Tableau 1
Définitions et sources des variables

Variable	Définition	Source
Variable dépendante (Y)		
Y	Différence entre « Coût de l'emprunt » et « Inflation »	BCE
Variables explicatives		
PNC		
FRFA	Indicatrice = 1 durant la mise en œuvre de la politique d'allocation illimitée à taux fixe	Cf. Tableau C1-1
LTRO	Indicatrice = 1 durant la mise en œuvre de la politique d'opération de financement à plus long terme, 0 sinon	idem
Swap	Indicatrice = 1 durant la mise en œuvre de la politique d'approvisionnement en devises, 0 sinon	id.
Collateral	Indicatrice = 1 durant la mise en œuvre de la politique d'assouplissement des conditions de garanties, 0 sinon	id.
SMP	Indicatrice = 1 durant la mise en œuvre de la politique d'achat des obligations d'Etat et du secteur privé, 0 sinon	id.
OMT	Indicatrice = 1 durant la mise en œuvre de la politique d'opérations monétaires sur titres	id.
Covered	Indicatrice = 1 durant la mise en œuvre de la politique d'achat d'obligations sécurisées, 0 sinon	id.
Variables de contrôle (C)		
EONIA	Taux d'intérêt interbancaire au jour le jour	Macrobond
Crise	Indicatrice traduisant les crises bancaire et de la dette souveraine	Szczerbowicz (2015)
BLS	Indicateur de demande du <i>Bank Lending Survey</i>	BCE
Déficit	Déficit/Excédent public (en % du PIB)	Eurostat
Dette	Dette publique en % du PIB	Eurostat
IPI	Indice de la production industrielle	Eurostat

Note : ce tableau présente la variable dépendante et les variables explicatives de l'équation (1), leurs définitions, les abréviations retenues dans l'analyse empirique, et leurs sources. Le coût de l'emprunt est un indicateur harmonisé construit par la BCE et l'inflation est calculée comme le taux de croissance mensuel de l'indice harmonisé des prix à la consommation.

Une mesure de politique non conventionnelle est jugée efficace si $\beta' = \beta / \left(1 - \sum_{n=1}^N \eta_n\right)$ est négatif. Cette hypothèse traduit l'idée que les politiques non conventionnelles assouplissent les conditions de financement des agents économiques. Dans le cas contraire, l'efficacité des effets directs des politiques non conventionnelles serait remise en cause¹⁵.

Les résultats des estimations sont reportés dans le tableau 2. Nous trouvons que seulement quatre programmes ont été efficaces, dans six pays au total. Il ressort un effet significatif de la procédure d'allocation illimitée à taux fixe (FRFA), des opérations spéciales de refinancement à plus long-terme (LTRO), de l'assouplissement des conditions de garanties (Collateral) et de l'achat des obligations sécurisées (covered). Les programmes les plus efficaces sont le FRFA et les LTRO. Ces deux mesures ont contribué

à réduire le coût réel du crédit en Belgique, en Allemagne, en Espagne, en Grèce, en Irlande, et au Portugal. L'assouplissement des conditions de garanties, quant à lui, n'a été efficace qu'en Espagne. En outre, l'achat des obligations sécurisées a eu les effets escomptés au Portugal. On ne détecte en revanche aucun apport, en termes de réduction du coût du crédit, des opérations de swap en devises, des opérations monétaires sur titres (OMT), ni du programme d'achat des actifs publics et privés (SMP).

Selon ces résultats, d'une part, les politiques d'approvisionnement en liquidité du système bancaire (LTRO et FRFA) sont les plus efficaces en matière de réduction du coût réel du crédit ;

15. Parfois même la mise en œuvre de certains programmes a pu jouer comme un révélateur de la gravité du contexte. Tant et si bien que l'effet d'une mesure peut être contraire au signe attendu. C'est comme si l'effet de signal (cf. schéma du complément en ligne C1) jouait à l'envers.

Tableau 2
Effets directs des PNC sur le coût réel du crédit

	FRFA	LTRO	Swap	Collateral	OMT	SMP	Covered
Autriche	- 0.088 (0.076)	- 0.023 (0.051)	0.060 (0.080)	0.006 (0.068)	- 0.020 (0.038)	0.024 (0.038)	0.030 (0.042)
Belgique	- 0.007 (0.032)	- 0.086* (0.048)	0.102 (0.066)	0.018 (0.039)	0.039 (0.037)	0.071** (0.035)	- 0.001 (0.026)
Allemagne	- 0.126** (0.057)	- 0.087** (0.040)	0.067 (0.060)	- 0.028 (0.044)	- 0.002 (0.032)	0.029 (0.026)	- 0.014 (0.027)
Espagne	- 0.363*** (0.116)	- 0.205** (0.102)	0.175 (0.119)	- 0.230* (0.125)	0.176* (0.094)	0.013 (0.069)	- 0.036 (0.075)
Finlande	- 0.023 (0.048)	0.035 (0.073)	0.062 (0.075)	0.036 (0.041)	0.039 (0.048)	0.012 (0.029)	- 0.025 (0.034)
France	- 0.146 (0.108)	- 0.054 (0.045)	0.104** (0.050)	0.013 (0.035)	- 0.023 (0.050)	0.047* (0.028)	0.012 (0.030)
Grèce	- 0.273** (0.116)	- 0.074 (0.097)	0.153* (0.086)	- 0.043 (0.091)	- 0.084 (0.085)	0.133** (0.064)	- 0.048 (0.045)
Irlande	- 0.170* (0.101)	- 0.122 (0.076)	0.108 (0.070)	- 0.020 (0.056)	0.020 (0.057)	0.029 (0.036)	- 0.032 (0.043)
Italie	0.002 (0.138)	- 0.070 (0.086)	0.179* (0.105)	- 0.029 (0.103)	- 0.134 (0.162)	0.112 (0.084)	0.058 (0.073)
Pays-Bas	- 0.008 (0.075)	- 0.029 (0.050)	0.125** (0.059)	0.036 (0.057)	0.057 (0.060)	0.045 (0.042)	- 0.062 (0.041)
Portugal	- 0.202*** (0.074)	- 0.101* (0.059)	0.066 (0.082)	0.019 (0.066)	- 0.075 (0.075)	0.115** (0.046)	- 0.069* (0.037)

Note : ce tableau reporte les coefficients β' dans chaque pays et pour chaque instrument de politique monétaire non conventionnelle. Une valeur négative et significative de β' valide les effets directs de la mesure concernée dans le pays concerné. Les estimations sont effectuées sur la période janvier 2003 à décembre 2014 en utilisant l'approche de Newey-West avec un retard d'ordre $N = 3 \equiv [T^{0.25}]$. Les erreurs-types sont entre-parenthèses. *** Significatif à 1 %, ** Significatif à 5 %, et * Significatif à 10 %.

Source : estimations des auteurs.

d'autre part, l'Espagne et le Portugal sont les plus grands bénéficiaires des programmes en matière de réduction du coût réel du crédit aux entreprises.

A priori, les autres programmes semblent ne pas avoir eu d'impact sur la réduction du coût de financement aux entreprises. C'est notamment le cas pour le programme d'élargissement des actifs admis en tant que collatéraux (à l'exception de l'Espagne). Il convient toutefois de noter que les *swaps* en devises visaient moins les conditions de crédits que les activités transfrontalières des banques. De même, les programmes SMP et OMT, mis en place pour faire face à la crise de la dette souveraine dans la zone euro, visaient surtout à réduire les *spreads* souverains.

L'effet somme toute limité des politiques non conventionnelles sur le coût de financement explique la nécessité, pour la BCE, d'accumuler les programmes et les mesures. Aussi, tandis que la FED amorçait un virage vers une sortie du non conventionnel en 2016, la BCE annonçait de nouvelles mesures (TLTRO II). Toutefois, nous n'avons jusqu'ici considéré que les effets directs des mesures non conventionnelles. Or ces dernières visent aussi à accompagner et rétablir la transmission de la politique (conventionnelle) de taux, à commencer par la politique de taux zéro (Antonin et al., 2014). En ce sens, elles pourraient avoir eu des effets indirects que nous testons par la suite.

Effets indirects des politiques non conventionnelles sur le coût du crédit

Pour mesurer les effets indirects, l'équation (1) est modifiée de sorte à tenir compte du supplément d'effet du taux Eonia sur les conditions de financement, conditionnellement à la mise en œuvre de politiques non conventionnelles. Cette conditionnalité est modélisée sous la forme d'une interaction dans l'équation estimée suivante :

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta_0 \Delta R_{t-1} + \beta_1 \Delta R_{t-1} * B_{t-1} + \gamma C_{t-1} + \sum_{n=1}^N \eta_n \Delta Y_{t-n} + \varepsilon_t \quad (2)$$

où B_t est le taux de croissance du bilan de la banque centrale (en % du PIB).

Les variables endogènes et exogènes sont les mêmes que celles présentées dans le tableau 1. Le coefficient β_0 capte l'effet direct du taux

d'intérêt Eonia (noté R_t) sur Y_t . Le paramètre β_1 mesure le supplément d'effet du taux au jour le jour imputable à l'expansion du bilan de la banque centrale. Dans un premier temps, afin de s'assurer que nous captons bien de cette manière les effets indirects des mesures non conventionnelles, la relation (2) est estimée sur deux sous-périodes qui correspondent à deux régimes de politique monétaire distincts : la période avant la mise en œuvre des politiques non conventionnelles (janvier 2003-mars 2007) et la période correspondant à la mise en œuvre des mesures non conventionnelles (janvier 2008-décembre 2014). Aussi, l'objectif étant de mettre en évidence la complémentarité entre les politiques non conventionnelles et la politique de taux, seul le paramètre β_1 défini comme $\beta_1 = \beta_1 / \left(1 - \sum_{n=1}^N \eta_n\right)$ sera reporté dans le tableau 3. Sous l'hypothèse de rétablissement des effets de la politique monétaire conventionnelle, le signe attendu de β_1 est positif.

D'après les deux premières colonnes (« Avant » et « Après » du tableau 3), il ressort qu'avant 2008, la taille du bilan n'influence pas l'impact du taux d'intérêt sur les conditions de financement. Ceci est cohérent avec l'absence de politique non conventionnelle. Le bilan n'avait alors aucun rôle actif. En revanche, à partir de janvier 2008 (cf. colonne « Après »), la banque centrale a utilisé activement son bilan (taille et composition) pour accompagner sa politique de taux bas. L'effet additionnel de la taille du bilan est plus important en Espagne, aux Pays-Bas et au Portugal. Il est moins important en Belgique et en Allemagne. Finlande, France et Irlande mis à part, la taille du bilan a donc joué un rôle dans la transmission de la politique de taux pendant la crise. Nous validons ainsi l'existence d'effets indirects dans leur globalité.

Maintenant, en suivant la même méthode que dans la section précédente, nous allons plus précisément évaluer les effets indirects de chacune des mesures non conventionnelles. À cette fin, nous procédons à l'estimation de la relation suivante :

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta_0 \Delta R_{t-1} + \beta_1 \Delta R_{t-1} * PNC_{t-1} + \beta_2 PNC_{t-1} + \gamma C_{t-1} + \sum_{n=1}^N \eta_n \Delta Y_{t-n} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Les variables endogènes et exogènes sont les mêmes que celles présentées dans le tableau 1. Le coefficient β_0 capte l'effet direct du taux d'intérêt Eonia (noté R_t) sur Y_t , tandis que β_1

mesure le supplément d'effet du taux au jour le jour imputable à la mise en œuvre des politiques non conventionnelles. Les résultats des estimations sont détaillés dans les colonnes *FRFA* à *Covered* du tableau 3.

D'emblée, on constate (en comparaison avec le tableau 2) que les effets indirects sont plus probants que les effets directs. Chaque mesure a eu un effet significatif sur les coûts de l'emprunt dans au moins un pays. De façon spécifique, la procédure d'allocation illimitée à taux fixe a contribué à réduire le coût du crédit des entreprises en Autriche, en Belgique, en Allemagne, en Espagne et au Portugal. Les effets sont comparativement plus importants au Portugal. L'efficacité de cette mesure pourrait s'expliquer par sa durée. Elle a été introduite en octobre 2008 et régulièrement reconduite jusqu'à ce jour afin d'apporter la liquidité nécessaire au

secteur bancaire. Notre résultat rejoint ceux de Antonin et al. (2014) et Creel et al. (2016).

Les politiques d'achat des actifs (SMP et Covered) ont aussi contribué à la baisse du coût du crédit (Autriche, Allemagne, Espagne, Finlande, France, Grèce, Italie) avec des effets plus importants dans les pays tels que l'Espagne et l'Italie. Ces mesures, en relâchant davantage la contrainte de financement des banques, ont permis à ces dernières d'ajuster plus rapidement à la baisse les coûts d'emprunt des entreprises. L'élargissement des conditions de garantie (collatéral) a été l'une des mesures les plus efficaces en ce qui concerne la transmission de la politique monétaire, alors que les effets des LTRO, du swap et des OMT sont limités à quelques pays. En outre, en facilitant l'accès à la liquidité, l'assouplissement des conditions de garantie a contribué à la transmission de la politique de taux dans

Tableau 3
Effets indirects des politiques non conventionnelles sur le coût réel du crédit

	Avant	Après	FRFA	LTRO	Swap	Collateral	OMT	SMP	Covered
Autriche	- 0.148 (0.656)	0.702* (0.406)	0.119* (0.067)	0.016 (0.050)	0.164** (0.076)	0.210** (0.099)	2.327*** (0.805)	0.646** (0.316)	0.543** (0.265)
Belgique	0.224 (1.527)	0.446*** (0.157)	0.100* (0.057)	- 0.030 (0.042)	0.094 (0.060)	0.241*** (0.075)	0.271 (0.624)	0.283 (0.238)	0.100 (0.240)
Allemagne	0.235 (0.808)	0.376*** (0.107)	0.111*** (0.035)	0.007 (0.026)	0.083 (0.062)	0.185*** (0.057)	0.188 (0.538)	0.479** (0.204)	0.303* (0.171)
Espagne	2.157 (2.001)	1.888*** (0.680)	0.132* (0.069)	0.080 (0.060)	0.029 (0.106)	0.207* (0.113)	1.702 (1.124)	1.351** (0.560)	1.212*** (0.428)
Finlande	- 0.653 (1.127)	0.169 (0.379)	- 0.033 (0.092)	- 0.051 (0.063)	0.001 (0.121)	0.144** (0.056)	0.395 (0.659)	- 0.149 (0.284)	0.641*** (0.248)
France	- 0.557 (0.797)	0.291 (0.195)	0.076 (0.050)	- 0.036 (0.046)	0.094* (0.057)	0.118 (0.076)	- 0.111 (0.636)	0.062 (0.239)	0.539*** (0.203)
Grèce	- 0.439 (1.578)	0.705* (0.388)	0.081 (0.054)	0.024 (0.034)	0.039 (0.094)	0.092 (0.136)	- 2.160 (1.412)	0.931** (0.395)	0.945 (0.664)
Irlande	2.003 (1.475)	0.086 (0.740)	0.045 (0.051)	0.009 (0.053)	0.043 (0.063)	- 0.044 (0.068)	- 0.329 (0.705)	0.435 (0.296)	0.054 (0.228)
Italie	- 0.815 (1.474)	0.892** (0.381)	0.180 (0.125)	0.134** (0.062)	- 0.050 (0.071)	0.041 (0.258)	4.249** (1.751)	0.960* (0.550)	1.240** (0.603)
Pays-Bas	2.499 (1.527)	1.322*** (0.302)	- 0.052 (0.111)	- 0.025 (0.032)	0.085 (0.058)	0.299*** (0.109)	- 1.174 (0.955)	0.154 (0.361)	0.256 (0.304)
Portugal	5.342 (3.257)	1.635** (0.698)	0.241*** (0.040)	0.025 (0.068)	0.074 (0.058)	0.261*** (0.068)	0.284 (1.124)	0.434 (0.350)	- 0.114 (0.197)

Note : ce tableau reporte les coefficients β_1 dans chaque pays et pour chaque instrument de politique monétaire non conventionnelle. Les deux colonnes « Avant » et « Après » présentent les coefficients β_1 issus de l'équation (2) estimés respectivement sur les périodes janvier 2003-mars 2007 et janvier 2008-décembre 2014. Les autres colonnes reportent les coefficients β_1 issus de l'équation (3) estimés sur la période janvier 2003-décembre 2014. Une valeur positive et significative de β_1 indique que l'expansion du bilan ou que les mesures non conventionnelles mentionnées ont aidé à rétablir la transmission de la politique de taux. Tous les coefficients sont obtenus en utilisant l'approche de Newey-West avec un retard d'ordre $N = 3 \equiv [T^{0.25}]$. Les erreurs-types sont entre-parenthèses. *** Significatif à 1%, ** Significatif à 5%, et * Significatif à 10 %. Source : estimations des auteurs.

la zone euro. On voit que certains pays, tels que la Grèce, les Pays-Bas, le Portugal et l'Irlande, ont globalement moins bénéficié des effets des mesures de politique monétaire non conventionnelle. De fait, en Grèce et en Irlande, le système bancaire a survécu grâce aux apports de liquidité accordés par les banques centrales nationales dans le cadre de l'aide d'urgence à la liquidité (*Emergency Liquidity Assistance* ou ELA).

Comment expliquer l'hétérogénéité de l'effet des mesures non conventionnelles ?

Les différences structurelles au sein de la zone euro expliquaient déjà des divergences de réaction aux orientations de la politique monétaire « conventionnelle ». Ces divergences concernent typiquement les délais d'ajustement des taux bancaires (Leroy & Lucotte, 2016 ; Mojon, 2001). Les banques les plus liquides ou les mieux capitalisées ajustent moins rapidement leurs taux (Sorensen & Werner, 2006), tandis que celles exposées à un risque de crédit très élevé s'ajustent plus rapidement (Valverde & Fernández, 2007). Les caractéristiques conjoncturelles (croissance, inflation des prix du logement, croissance du crédit) ont également tendance à influencer l'ajustement des taux bancaires (Sorensen & Werner, 2006).

Dans cette perspective, nous étudions de manière originale l'hétérogénéité des effets indirects des politiques non conventionnelles. Précisément, l'idée est d'évaluer l'impact de la politique de taux conditionnellement à certaines particularités structurelles et conjoncturelles des économies étudiées, dans un contexte de mise en œuvre de mesures non conventionnelles. À cette fin, nous nous appuyons sur un modèle VAR conditionnel homogène sur données de panel (PCHVAR), suivant la méthodologie proposée par Georgiadis (2014). Ce modèle s'écrit de la manière suivante :

$$y_{it} = \delta_i + \sum_{j=1}^p A_j(z_{it}) y_{i,t-j} + u_{it} \quad (4)$$

où $y_{it} = [\text{Coût réel de crédit}, \text{Eonia}]$ est le vecteur 2×1 des variables endogènes, δ_i désigne les effets fixes, u_{it} est le vecteur des résidus supposés suivre une loi normale de moyenne nulle et de variance $\Sigma_{u,i}$, $i = 1, \dots, N$ représente la dimension individuelle (pays) et $t = 1, \dots, T$ la dimension temporelle.

L'originalité de l'approche tient au fait que les paramètres $A_j(z_{it})$ (de dimension 2×2) du VAR sont supposés dépendre de variables de

conditionnement notées z_{it} . Comme ces dernières sont différentes d'un pays à l'autre et, de surcroît, bougent dans le temps, les paramètres $A_j(z_{it})$ du VAR eux-mêmes varient d'un pays à l'autre et dans le temps. Cette conditionnalité des paramètres $A_j(z_{it})$ aux variables z_{it} permet d'appréhender l'hétérogénéité éventuelle de la transmission des instruments de politique monétaire non conventionnelle. Ainsi, de façon générale, si les réalisations z_{it} et z_{jt} sont identiques pour deux pays i et j , on dira que la dynamique dans la transmission de la politique monétaire est conditionnellement homogène dans ces deux pays.

Concrètement, la procédure appliquée est la suivante. Le modèle VAR spécifié à l'équation (4) est estimé pour une variable z_j donnée. Les matrices des paramètres estimés $\hat{A}_j(\cdot)$ dépendent de z_j . On suppose que chaque élément $a_{j,sm}(z_{it})$ de $A_j(\cdot)$ peut s'écrire sous la forme $a_{j,sm}(z_{it}) \approx \pi(z_{it}) \gamma_{j,sm}$, avec s et m respectivement les lignes et les colonnes de $A_j(\cdot)$, π est un polynôme d'ordre un en z et γ le coefficient associé. L'écriture du modèle sous la forme d'une moyenne mobile vectorielle (VMA), qui définit les fonctions de réponses impulsionnelles (IRF) du modèle, est par conséquent aussi conditionnelle à z_j . Il est alors possible de tracer des IRF conditionnelles à plusieurs valeurs successivement prises dans la distribution de z_j ; nous nous attacherons en particulier à sa valeur minimale, sa valeur médiane, et à la valeur correspondante au dernier décile. On peut ainsi examiner plus finement si les réponses du coût du crédit à une hausse d'un écart-type du taux Eonia sont sensibles à la caractéristique z_j considérée. Les réponses impulsionnelles sont orthogonalisées suivant la méthode de Cholesky.

Le tableau 4 présente les variables de conditionnement (z) utilisées et leur source. Les statistiques descriptives de ces variables sont fournies dans le tableau C2-1 (complément en ligne C2). Les estimations portent sur la période septembre 2008 - décembre 2014. Ainsi, en plus de la prise en compte de variables de conditionnement z_j , les réponses obtenues doivent s'entendre conditionnellement à la mise en œuvre des mesures de politique monétaire non conventionnelle de la BCE sur cette période. Dans la lignée des résultats de la section précédente, les fonctions de réponse permettent de proposer des interprétations à l'hétérogénéité des effets indirects des mesures de politique non conventionnelle. Enfin, de façon générale, les réponses au choc de politique monétaire (IRF) sont appréciées à l'aune de leur ampleur et du nombre de périodes pendant lesquelles elles sont significatives.

Influence de l'environnement macro-financier

D'abord, nous examinons la sensibilité des effets indirects de la politique monétaire non conventionnelle de la BCE au contexte conjoncturel. À cet égard, la figure I présente les réponses du coût total de l'emprunt, en période de crise, suite à un choc de politique monétaire en fonction de la croissance du PIB. Ces réponses sont encadrées par un intervalle de confiance à 95 %.

Le premier cadran représente la réponse du coût du crédit à un choc de +1 écart-type du taux Eonia, lorsque le taux de croissance correspond au minimum observé au cours de la période d'estimation. Le deuxième (troisième) cadran délivre la même information, mais cette fois-ci lorsque le taux de croissance correspond à la valeur médiane (le troisième, respectivement au dernier décile) observée entre septembre 2008 et décembre 2014. On constate que plus le taux de croissance de l'économie est élevé, plus la réponse du coût du crédit au taux Eonia est importante. Les politiques monétaires non conventionnelles auraient ainsi davantage profité aux économies moins touchées par la crise en termes de croissance. De Bondt (2002) et Leroy et Lucotte (2016) trouvent également une dégradation du *pass-through* en période de mauvaise conjoncture.

Les probabilités de défaut constituent un autre aspect susceptible d'influer sur le *pass-through*. En effet, plus les probabilités de défaut sont importantes dans l'économie, plus les banques vont avoir tendance à ajuster les quantités d'offre de crédit (éventuellement à aller jusqu'au rationnement) plutôt que de répercuter les variations du taux court sur les taux débiteurs (Leroy & Lucotte, 2016). La figure II tend effectivement à montrer que l'impact de la politique monétaire se dégrade, en ampleur et en durée, au fur et à mesure que la probabilité de défaut des entreprises augmente.

Au regard de la période couverte, l'influence de l'endettement public mérite d'être considérée. On observe que la réponse du coût du crédit au taux Eonia décline en ampleur avec le niveau de dette sur PIB (voir figure III). Le lien est même rompu entre l'Eonia et le coût du crédit pour des niveaux de dette publique correspondant au dernier décile.

En d'autres termes, les mesures de politiques monétaires non conventionnelles auraient été moins efficaces là où l'endettement public était élevé, comme en Grèce ou en Italie. Le cas échéant, et toutes choses égales par ailleurs, elles n'auraient pas suffi à raccorder le coût du crédit au taux d'intérêt de court terme. Dans ce même

Tableau 4
Définition et sources des variables conditionnelles

Indicateur	Description	Sources
Environnement macro-financier		
Dette	Dette publique (% PIB)	Eurostat
Croissance	Taux de croissance de l'économie	OCDE
Prime	Prime souveraine	<i>Macrobond</i>
PD	Probabilité de défaut de l'économie	CRI
CISS	Indicateur composite de risque systémique	BCE
Importance et santé du secteur bancaire		
Capitalisation	Capital et Réserves des banques sur PIB	BCE
Taille	Total du crédit aux entreprises (% PIB)	BCE
Liquidité	Total des dépôts des ménages sur PIB	BCE
NPL	Prêts non performants des banques (% du total des prêts)	GFDD
Structure financière des économies		
Concentration	Indice de Herfindahl-Hirschman	BCE
Concurrence	Indice de Lerner	GFDD
Capitalisation boursière	Valeur des actions cotées (en % du PIB)	GFDD

Note : ce tableau présente les variables conditionnelles successivement utilisées dans l'équation (4), leurs définitions, leurs abréviations et leurs sources. La prime souveraine est définie par le *spread* des taux à 10 ans nationaux avec le taux allemand de même maturité. Pour l'Allemagne, la référence est le taux à 10 ans américain. Les séries du PIB ont été mensualisées à partir de l'approche proportionnelle de Denton (voir chapitre 6 de Bloem et al, 2001). Nous considérons le taux de croissance en glissement annuel. La probabilité de défaut de l'économie correspond à la probabilité de défaut agrégée pour l'ensemble des entreprises : bancaires, financières et industrielles.

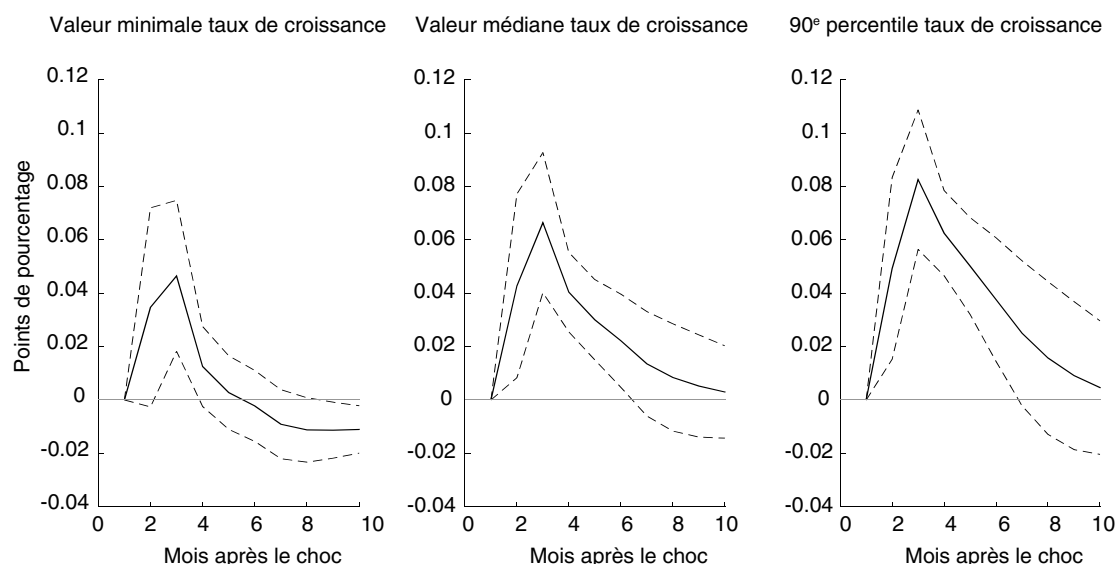
ordre d'idée, la figure C2-I (en complément en ligne C2) indique que la réponse du coût du crédit aux impulsions de politique monétaire se dégrade avec le niveau des primes souveraines, définies par le *spread* des taux à 10 ans nationaux avec le taux allemand de même maturité. C'est un résultat

également trouvé par Leroy et Lucotte (2016) à partir d'un IPVAR (*Interacted Panel VAR*).

Enfin, les effets de la politique monétaire ont pu être influencés par le niveau de risque systémique (Altunbas et al., 2009, 2010), mesuré ici

Figure I

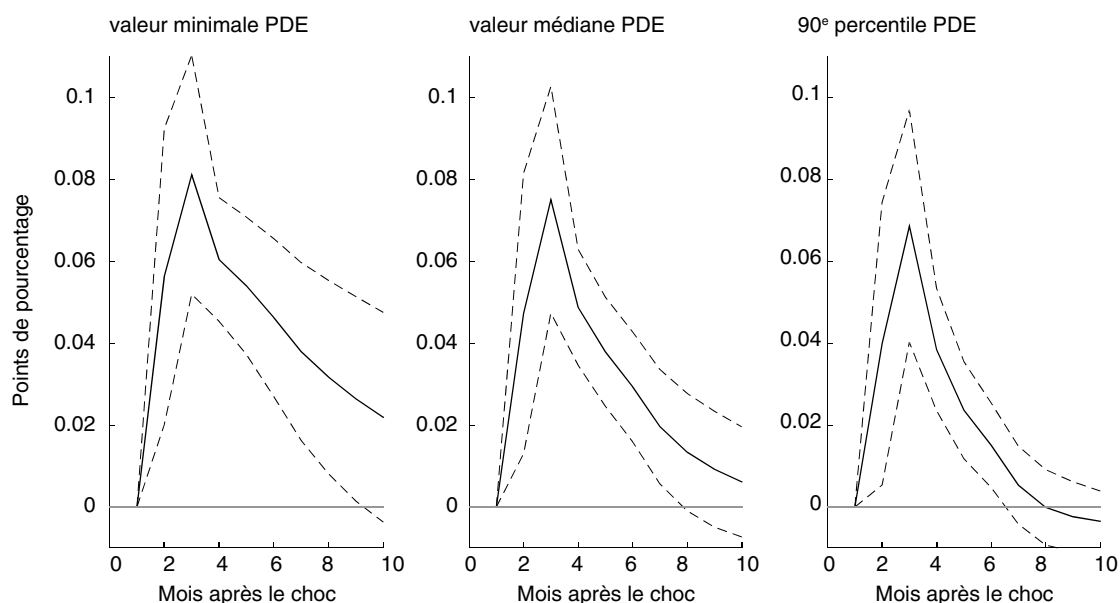
Réponses du coût réel du crédit suite à un choc de taux d'intérêt au jour le jour en fonction de la croissance



Note : ces graphiques représentent les réponses du coût réel du crédit suite à un choc de +1 écart-type du taux Eonia conditionnellement à la croissance du PIB. Le modèle (4) est estimé sur la période septembre 2008 à décembre 2014. Nous considérons la valeur minimale, la médiane et le 90^e percentile du taux de croissance du PIB sur la période d'estimation. La courbe en trait plein correspond à l'estimation ponctuelle et les courbes en pointillés aux bornes de l'intervalle de confiance à 95 %.

Figure II

Réponses du coût réel du crédit suite à un choc de taux d'intérêt au jour le jour en fonction de la probabilité de défaut de l'économie (PDE)

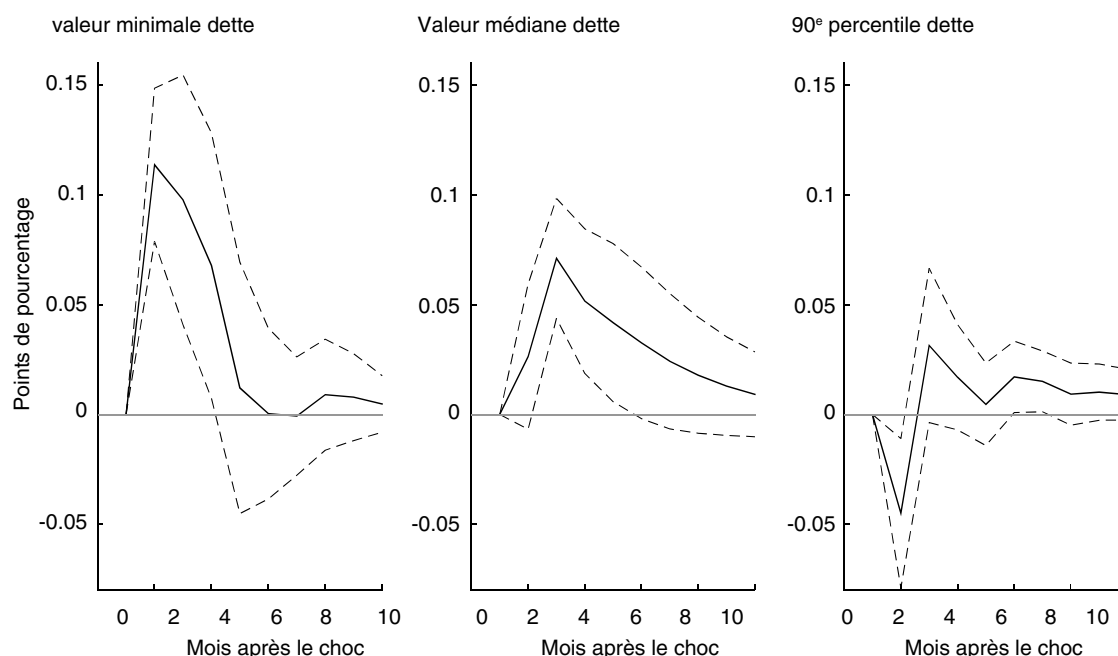


Note : ces graphiques sont les réponses du coût réel du crédit suite à un choc de +1 écart-type du taux Eonia conditionnellement à la probabilité de défaut agrégée pour l'ensemble des entreprises. Le modèle est estimé sur la période septembre 2008 à décembre 2014. Nous considérons la valeur minimale, la médiane et le 90^e percentile de la probabilité de défaut sur la période d'estimation. La courbe en trait plein correspond à l'estimation ponctuelle et les courbes en pointillés aux bornes de l'intervalle de confiance à 95 %.

par l'indicateur composite du risque systémique *CISS* (croissant avec le risque global) construit par la BCE. De nouveau, on observe que les

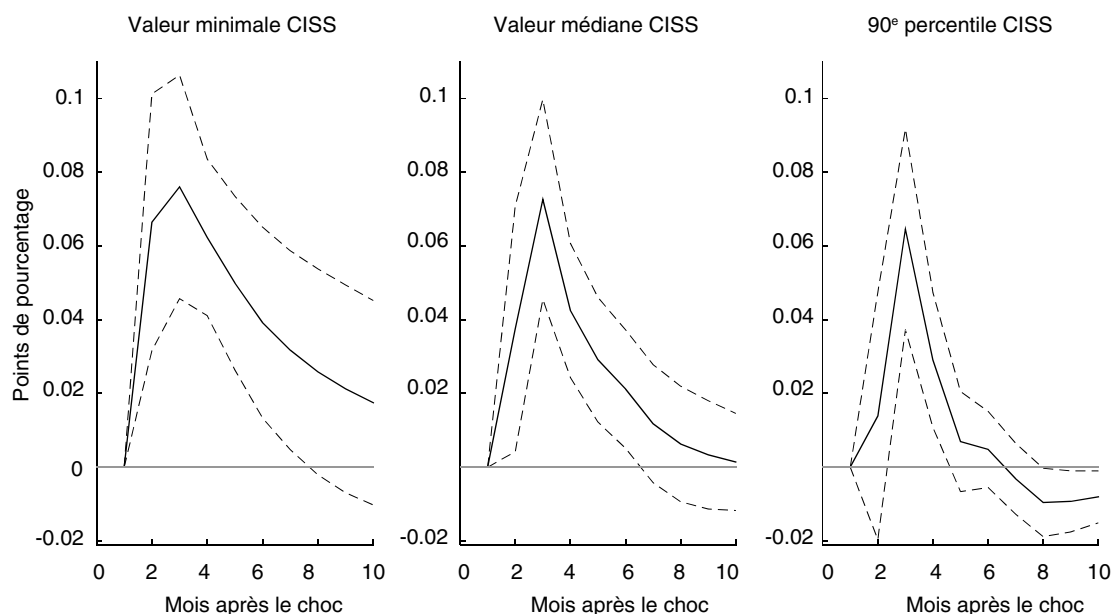
réponses ne sont pas homogènes au niveau de risque systémique. Plus ce dernier est élevé, plus le *pass-through* est affaibli (figure IV).

Figure III
Réponses du coût réel du crédit suite à un choc de taux d'intérêt au jour le jour en fonction de la dette publique



Note : ces graphiques sont les réponses du coût réel du crédit suite à un choc de +1 écart-type du taux Eonia conditionnellement au ratio dette publique sur PIB. Le modèle est estimé sur la période septembre 2008 à décembre 2014. Nous considérons la valeur minimale, la médiane et le 90^e percentile du ratio de la dette publique sur PIB sur la période d'estimation. La courbe en trait plein correspond à l'estimation ponctuelle et les courbes en pointillés aux bornes de l'intervalle de confiance à 95 %.

Figure IV
Réponses du coût réel du crédit suite à un choc de taux d'intérêt au jour le jour en fonction du risque systémique (CISS)



Note : ces graphiques sont les réponses du coût réel du crédit suite à un choc de +1 écart-type du taux Eonia conditionnellement au risque systémique, mesurée par l'indicateur composite de risque systémique (CISS). Le modèle est estimé sur la période septembre 2008 à décembre 2014. Nous considérons la valeur minimale, la médiane et le 90^e percentile du CISS. La courbe en trait plein est l'estimation ponctuelle et les courbes en pointillés sont les bornes de l'intervalle de confiance à 95 %.

Le niveau d'exposition au risque des banques aurait agi négativement sur leur propension à octroyer des prêts (Gambacorta & Marques-Ibanez, 2011), notamment à cause de l'aggravation des problèmes d'asymétrie d'information, ce qui annihile *in fine* la transmission de la politique monétaire. De ce point de vue, les effets des mesures non conventionnelles auraient été plus mesurés dans des pays tels que la Grèce, l'Espagne et le Portugal, comparativement à des pays moins risqués que sont l'Allemagne et l'Autriche.

Influence de la santé du secteur bancaire

Les caractéristiques relatives au secteur bancaire peuvent influencer l'efficacité de la politique monétaire. C'est ce que nous examinons tout d'abord en considérant comme variable de condition la taille du secteur bancaire, mesurée par le ratio crédits sur PIB. La figure V montre que plus la taille du secteur bancaire est importante, plus le lien est fort entre le taux Eonia et le coût du crédit. Les banques constituent en effet un relais essentiel dans la transmission de la politique monétaire. Pour autant, cette transmission a pu être influencée par la santé du secteur bancaire.

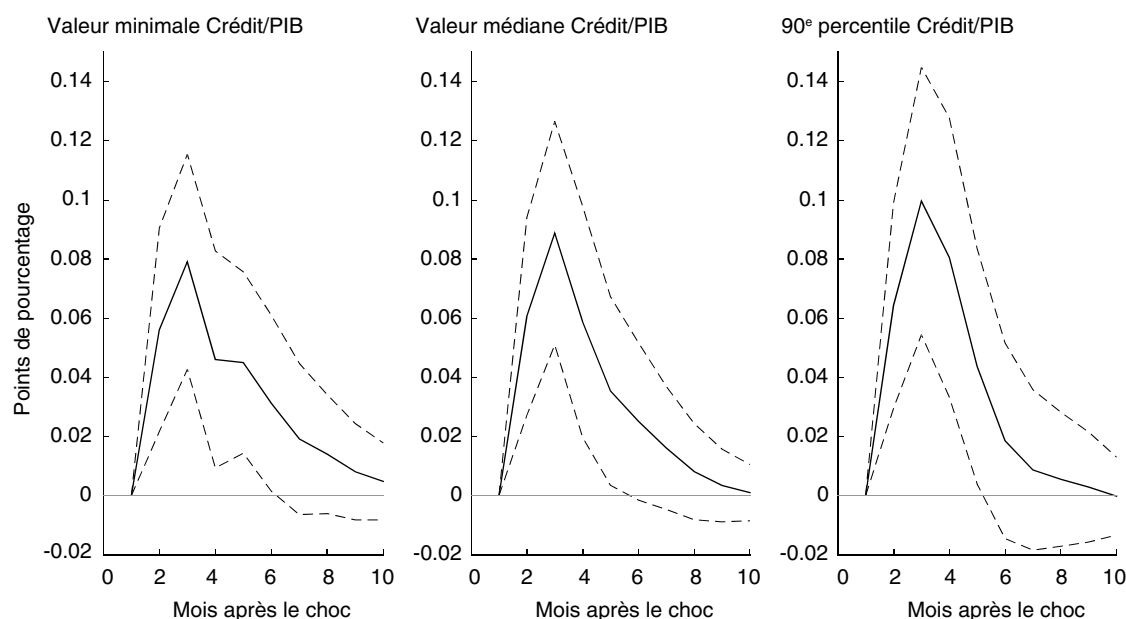
À cet égard, nous examinons en premier lieu l'influence de la liquidité et de la capitalisation

du secteur bancaire. On observe qu'il n'y a guère de différence de réponses du coût du crédit à un choc sur le taux Eonia, dans un contexte de mise en œuvre de mesures de politique monétaire non conventionnelles, selon que la liquidité bancaire est importante ou pas, tout juste observe-t-on une réponse légèrement plus durable quand le ratio de liquidité est très élevé (voir figure C2-II du complément en ligne C2).

En revanche les réponses du coût du crédit ne sont pas homogènes au niveau de capitalisation des banques (mesurée par le capital et les réserves des banques sur le PIB, voir figure C2-III du complément en ligne C2). En effet, plus la capitalisation est élevée, plus le *pass-through* du taux Eonia au coût du crédit est affaibli. Ce résultat est habituel : les secteurs bancaires les mieux capitalisés répercutent à la fois moins rapidement et moins complètement les orientations de politique monétaire sur les taux débiteurs. Les banques confortablement capitalisées ont en effet plus aisément accès au financement du marché ; elles sont donc moins sensibles à l'orientation de la politique monétaire.

Enfin, on constate que plus les prêts non performants sont importants, plus le *pass-through* est perturbé (figure C2-IV, complément en ligne C2). Toutes choses égales par ailleurs,

Figure V
Réponses du coût réel du crédit suite à un choc de l'EONIA en fonction de la taille du secteur bancaire (crédit/PIB)



Note : ces graphiques sont les réponses du coût réel du crédit suite à un choc de +1 écart-type du taux Eonia conditionnellement à la taille du secteur bancaire mesurée par le crédit aux entreprises sur PIB. Le modèle est estimé sur la période septembre 2008 à décembre 2014. Nous considérons la valeur minimale, la médiane et le 90° percentile du ratio crédit sur PIB sur la période d'estimation. La courbe en trait plein correspond à l'estimation ponctuelle et les courbes en pointillés aux bornes de l'intervalle de confiance à 95 %.

les mesures de politiques monétaires ne sauraient avoir eu les effets voulus là où les bilans bancaires étaient fortement dégradés par des créances douteuses (comme en Grèce, en Italie et en Irlande). L'assainissement des bilans constitue une condition nécessaire pour que la politique monétaire non conventionnelle puisse remplir ses objectifs. D'autant plus que dans les pays où les banques ont été les plus affectées, les mesures non standards de politique monétaire ont plutôt été employées pour satisfaire des besoins en liquidité que pour faire baisser le taux débiteur, au moins dans un premier temps (Saborowski & Weber, 2013).

Influence de la structure financière des économies

Dans la littérature sur les déterminants du *pass-through* de la politique monétaire, il est fréquent de souligner l'incidence de l'architecture financière¹⁶. Cette dernière, caractérisée dans son acception la plus habituelle par la concurrence bancaire, la concentration bancaire et la capitalisation boursière, pourraient aussi influencer les effets indirects de la politique monétaire non conventionnelle.

Les réponses conditionnelles du coût réel du crédit apparaissent plutôt homogènes au degré de

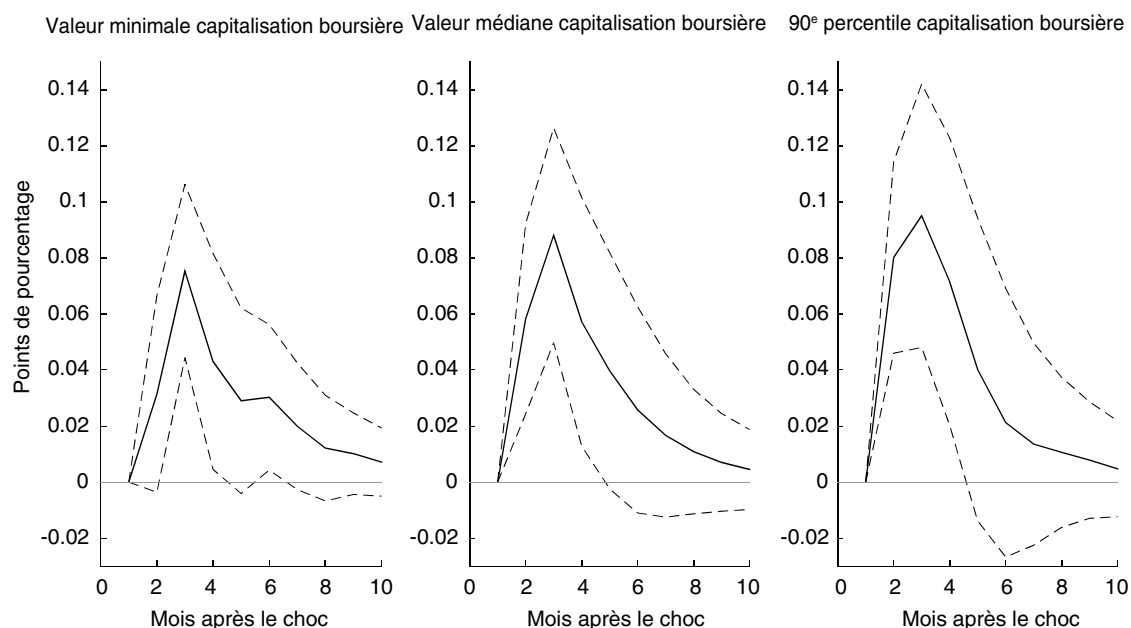
concurrence (mesuré par l'indice de Lerner¹⁷), ainsi qu'au degré de concentration bancaire (mesurée par l'indice d'Herfindahl-Hirschman) (voir figures C2-V et C2-VI, complément en ligne C2).

Enfin, nous représentons en figure VI le *pass-through* des effets indirects de politique monétaire conditionnellement au ratio de capitalisation boursière sur PIB. Cette variable est certes une mesure de développement financier, mais elle renvoie en même temps à l'importance des marchés dans le système financier total. Autrement dit, elle constitue une mesure du degré de « *market-based* » par opposition au « *bank-based* » (Mojon, 2001). Le développement des marchés financiers est censé contribuer positivement à la transmission des impulsions de politique monétaire, car il accroît la concurrence du point de vue des fonds prêtables. L'effet positif de la concurrence jouerait donc davantage à l'échelle du système financier dans sa globalité qu'au sein du seul secteur bancaire.

16. Voir par exemple Leroy & Lucotte (2015), Sorensen & Werner (2006), Van Leuvensteijn et al. (2013).

17. Plus l'indice de Lerner est élevé, plus la concurrence est faible.

Figure VI
Réponses du coût réel du crédit suite à un choc de l'EONIA en fonction de la capitalisation boursière



Note : ces graphiques sont les réponses du coût réel du crédit suite à un choc de +1 écart-type du taux Eonia conditionnellement à la capitalisation boursière. Le modèle est estimé sur la période septembre 2008 à décembre 2014. Nous considérons la valeur minimale, la médiane et le 90e percentile de la capitalisation boursière. La courbe en trait plein correspond à l'estimation ponctuelle et les courbes en pointillés aux bornes de l'intervalle de confiance à 95 %.

* *
*

Cet article a proposé une évaluation des effets des politiques monétaires non conventionnelles sur le coût du crédit dans la zone euro. Au regard de la littérature existante, notre contribution se veut originale à plusieurs égards : nous considérons toutes les mesures non conventionnelles mises en œuvre par la BCE (jusqu'en 2014), nous étudions leur impact sur 11 pays de la zone euro, nous distinguons leurs effets directs de leurs effets indirects, et nous cherchons à expliquer l'asymétrie de leur impact au sein des pays membres de la zone euro.

D'abord, nous rappelons quelles ont été les mesures mises en œuvre par la BCE depuis 2008 ainsi que les canaux de transmission de la politique monétaire non conventionnelle. Nous soulignons qu'il convient de distinguer les effets directs des effets indirects de ces mesures sur les conditions de crédit. Les effets indirects renvoient au fait que les programmes non conventionnels sont, aussi et surtout, des mesures d'accompagnement de la politique de taux (bas). De ce point de vue, ces mesures sont censées raccorder le lien – rompu au plus fort de la crise – entre les taux d'intérêt directeurs et les conditions de crédit. Elles devraient en ce sens réhabiliter la mise en œuvre et les canaux de transmission habituels de la politique monétaire conventionnelle.

Notre analyse empirique montre que les effets directs sont très limités. Plus précisément, les opérations de *swap* sur devises, d'assouplissement des conditions de garantie, ainsi que les programmes d'achat d'actifs (OMT, SMP, et CBPP), n'ont eu aucun impact direct sur le coût du crédit. Seules les mesures d'allocation illimitée à taux fixe (FRFA) et les opérations de refinancement à maturité prolongée (LTRO) ont eu des effets directs significatifs. Et encore, l'Autriche, la Finlande, la France, les Pays-Bas et l'Italie n'auraient bénéficié d'aucun effet direct, quelle que soit la mesure considérée. Les effets indirects sont plus probants. Nos résultats économétriques valident en effet la complémentarité présumée entre les mesures non conventionnelles de politique monétaire et la politique de taux zéro. Chaque mesure a eu un effet indirect sur au moins un pays. Toutefois, certains pays en ont moins bénéficié que d'autres (c'est le cas de l'Irlande par exemple).

Ce constat nous conduit finalement à étudier les causes de cette hétérogénéité de l'impact des effets indirects des mesures non conventionnelles. Précisément, nous cherchons à évaluer l'impact de la politique de taux conditionnellement à certaines particularités structurelles et conjoncturelles des économies étudiées, dans un contexte de mise en œuvre de mesures non conventionnelles de politique monétaire. À cette fin, nous nous appuyons sur un modèle VAR conditionnel homogène sur données de panel (PCHVAR). Nous trouvons que l'asymétrie des réponses à un choc de taux au sein de la zone euro s'explique, d'une part, par des différences macro-financières : taux de croissance, probabilité de défaut, endettement public et risque systémique. Elles s'expliquent, d'autre part, par l'hétérogénéité des secteurs bancaires, au travers des différences de capitalisation et de l'importance des prêts non performants. La concurrence et la concentration financière, quant à elles, auraient eu un impact moindre sur les différences de transmission. Ainsi, de ce point de vue, et globalement, les effets de la politique non conventionnelle menée par la BCE ont été plus importants en Allemagne et en Autriche par exemple, qu'en Grèce, Italie, Espagne ou qu'au Portugal.

Certes, les politiques monétaires non conventionnelles ont globalement contribué à la réduction du coût du crédit en Europe. Mais, le fait que leurs effets aient pu être localement contrariés par un fort endettement public, un risque systémique élevé, une faible croissance, une forte probabilité de défaut et une proportion forte de prêts non performants indique qu'elles ne sont pas suffisantes pour réduire le risque de fragmentation, au contraire. De ce point de vue, les politiques monétaires non conventionnelles n'ont pas forcément été les plus efficaces là où les besoins étaient comparativement les plus importants en termes de coût du crédit. Tout d'abord, au cours de la crise financière, nous avons assisté à un rationnement du crédit bancaire dans certains pays. Ensuite, avec la crise de la dette souveraine, le coût du financement bancaire a augmenté, aggravant les difficultés de financement des entreprises et par ricochet leur risque de défaut. Tous ces développements ont accru l'hétérogénéité dans la transmission de la politique monétaire.

Toutefois, ces constats ne signifient pas que les mesures non conventionnelles ont été inutiles. Comme le souligne la BCE, « *la fourniture illimitée de liquidité de la banque centrale aux*

banques à taux fixe a exercé une forte pression à la baisse sur les taux du marché monétaire et les taux des prêts bancaires. Par conséquent, les taux d'intérêt sur les prêts à court terme ont

diminué régulièrement. De même, la volatilité générale des marchés financiers a considérablement diminué. »¹⁸ Mais des mesures complémentaires, au niveau national, telles qu'un soutien budgétaire, la mise en place de structures de défaisance, un aménagement des dettes publiques et/ou des réformes structurelles, auraient été (ou sont toujours) nécessaires pour les pays les plus durement touchés. □

18. Arguments avancés par José Manuel González-Páramo, membre du directoire de la BCE lors de la conférence organisée par Cámara de Comercio de Málaga et l'Université de Málaga à Málaga le 18 Juin 2010.

BIBLIOGRAPHIE

- Abbassi, P. & Linzert, T. (2012).** The effectiveness of monetary policy in steering money market rates during the financial crisis. *Journal of Macroeconomics*, 34(4), 945–954.
- Aït-Sahalia, Y., Andritzky, J., Jobst, A., Nowak, S. & Tamirisa, N. (2012).** Market response to policy initiatives during the global financial crisis. *Journal of International Economics*, 87(1), 162–177.
- Altunbas, Y., Gambacorta, L. & Marques-Ibanez, D. (2009).** Securitisation and the bank lending channel. *European Economic Review*, 53(8), 996–1009.
- Altunbas, Y., Gambacorta, L., & Marques-Ibanez, D. (2010).** Bank risk and monetary policy. *Journal of Financial Stability*, 6(3), 121–129.
- Antonin, C., Blot, C., Creel, J., Labondance, F., Touzé, V. & Hubert, P. (2014).** Comment lutter contre la fragmentation du système bancaire de la zone euro ? *Revue de l'OFCE*, 136(5), 171–219. doi: 10.3917/reof.136.0169
- Avouyi-Dovi, S., Horny, G. & Sevestre, P. (2017).** The stability of short-term interest rates pass-through in the euro area during the financial market and sovereign debt crises. *Journal of Banking & Finance*, 79, 74–94.
- Beaupain, R. & Durré, A. (2016).** Excess liquidity and the money market in the euro area. *Journal of Macroeconomics*, 47(Part A), 33–44.
- Bernanke, B., Reinhart, V. & Sack, B. (2004).** Monetary policy alternatives at the zero bound: An empirical assessment. *Brookings Papers on Economic Activity*, 2004(2), 1–100.
- Bloem, A. M., Dippelsman, R. J. & Maehle, N. O. (2001).** *Quarterly National Accounts Manual: Concepts, Data Sources, and Compilation*. Washington D.C: International Monetary Fund.
- Bocola, L. (2016).** The pass-through of sovereign risk. *Journal of Political Economy*, 124(4), 879–926.
- Borio, C. & Disyatat, P. (2010).** Unconventional monetary policies: An appraisal. *The Manchester School*, 78, 53–89.
- Bottero, M., Lenzu, S. & Mezzanotti, F. (2015).** Sovereign debt exposure and the bank lending channel: impact on credit supply and the real economy. Banca d'Italia, *Working paper* N° 1032. http://www.bancaditalia.it/publicazioni/temi-discussione/2015/2015-1032/en_tema_1032.pdf
- Carpenter, S., Demiralp, S. & Eisenschmidt, J. (2014).** The effectiveness of non-standard monetary policy in addressing liquidity risk during the financial crisis: The experiences of the Federal Reserve and the European Central Bank. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 43(C), 107–129.
- Cheun, S., von Köppen-Mertes, I. & Weller, B. (2009).** The collateral frameworks of the eurosystem, the federal reserve system and the bank of england and the financial market turmoil. European Central Bank, *Occasional Paper Series* N° 107. <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpops/ecbocp107.pdf>
- Cour-Thimann, P. & Winkler, B. (2012).** The ECB's non-standard monetary policy measures: the role of institutional factors and financial structure. *Oxford Review of Economic Policy*, 28(4), 765–803.
- Creel, J., Hubert, P. & Vienne, M. (2016).** The effect of ECB monetary policies on interest rates and volumes. *Applied Economics*, 48(47), 4477–4501.
- Darracq Paries, M. & De Santis, R. A. (2015).** A non-standard monetary policy shock: the ECB's 3-year LTROs and the shift in credit supply. *Journal of International Money and Finance*, 54, 1–34.
- De Bondt, G. (2002).** Retail bank interest rate pass-through: new evidence at the euro area level. European Central Bank, *Working paper* N° 136. <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpops/ecbocp107.pdf>

- Eser, F. & Schwaab, B. (2016).** Evaluating the impact of unconventional monetary policy measures: Empirical evidence from the ECB's securities markets programme. *Journal of Financial Economics*, 119(1), 147–167.
- Fourel, V. & Idier, J. (2011).** Risk aversion and Uncertainty in European Sovereign Bond Markets. Banque de France, *Working paper* N° 349. https://publications.banque-france.fr/sites/default/files/medias/documents/working-paper_349_2011.pdf
- Gambacorta, L., & Marques-Ibanez, D. (2011).** The bank lending channel: lessons from the crisis. *Economic Policy*, 26(66), 135–182.
- Gambacorta, L., Hofmann, B. & Peersman, G. (2014).** The effectiveness of unconventional monetary policy at the zero lower bound: A cross-country analysis. *Journal of Money, Credit and Banking*, 46(4), 615–642.
- Georgiadis, G. (2014).** Towards an explanation of cross-country asymmetries in monetary transmission. *Journal of Macroeconomics*, 39(Part A), 66–84.
- Giannone, D., Lenza, M., Pill, H. & Reichlin, L. (2012).** The ECB and the interbank market. *The Economic Journal*, 122(564), F467–F486.
- Gibson, H. D., Hall, S. G. & Tavlas, G. S. (2016).** The effectiveness of the ECB's asset purchase programs of 2009 to 2012. *Journal of Macroeconomics*, 47(Part A), 45–57.
- Goodfriend, M. (2000).** Overcoming the zero bound on interest rate policy. *Journal of Money, Credit and Banking*, 32(4), 1007–1035.
- Goodhart, C. A. E. & Ashworth, J. P. (2012).** QE: a successful start may be running into diminishing returns. *Oxford Review of Economic Policy*, 28(4), 640–670.
- Hesse, H. & Frank, N. (2009).** The effectiveness of central bank interventions during the first phase of the subprime crisis. International Monetary Fund, *Working Paper* N° 09/206. <https://ssrn.com/abstract=1486524>
- Horny, G., Manganelli, S. & Mojon, B. (2016).** Measuring financial fragmentation in the euro area corporate bond market. Banque de France, *Document de travail* N° 582. https://publications.banque-france.fr/sites/default/files/medias/documents/working-paper_582_2016.pdf
- Lenza, M., Pill, H. & Reichlin, L. (2010).** Monetary policy in exceptional times. *Economic Policy*, 25(62), 295–339.
- Leroy, A. & Lucotte, Y. (2015).** Heterogeneous monetary transmission process in the eurozone: Does banking competition matter? *International Economics*, 141, 115–134.
- Leroy, A. & Lucotte, Y. (2016).** Structural and cyclical determinants of bank interest-rate pass-through in the eurozone. *Comparative Economic Studies*, 58(2), 196–225.
- McCallum, B. T. (2000).** Theoretical analysis regarding a zero lower bound on nominal interest rates. *Journal of Money, Credit and Banking*, 32(4), 870–904.
- McGough, B., Rudebusch, G. D. & Williams, J. C. (2005).** Using a long-term interest rate as the monetary policy instrument. *Journal of Monetary Economics*, 52(5), 855–879.
- Mojon, B. (2001).** Structures financières et canal des taux d'intérêt de la politique monétaire dans la zone euro. *Economie & Prévision*, 147(1), 89–115. http://www.persee.fr/doc/ecop_0249-4744_2001_num_147_1_6216
- Peersman, G. (2011).** Macroeconomic effects of unconventional monetary policy in the euro area. Working Paper Series 1397, European Central Bank. <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp1397.pdf?99ef78cb1aa613f60d8716d0db59b585>
- Popov, A. A. & Van Horen, N. (2013).** The impact of sovereign debt exposure on bank lending: Evidence from the European debt crisis. De Nederlandsche Bank, *Working paper* N° 382. https://www.cass.city.ac.uk/_data/assets/pdf_file/0015/171105/19.-Popov-v2.pdf
- Praet, P. (2016).** The ECB and its role as lender of last resort during the crisis. Discours lors de la Conférence « Le prêteur en dernier ressort – une perspective internationale », Comité des marchés financiers. Washington DC, 10 février 2016. <https://www.ecb.europa.eu/press/key/date/2016/html/sp160210.en.html>
- Saborowski, C. & Weber, M. S. (2013).** Assessing the determinants of interest rate transmission through conditional impulse response functions. International Monetary Fund, *Working Paper*, N° 13/23. http://www.imf.org/~media/Websites/IMF/imported-full-text-df/external/pubs/ft/wp/2013/_wp1323.ashx
- Sorensen, C. K. & Werner, T. (2006).** Bank interest rate pass-through in the euro area: a cross country comparison. European Central Bank, *Working Paper Series* No. 580.

<https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp580.pdf?63c54c4f654bbce1b9cdfbe2bea9a100>

Szczerbowicz, U. (2015). The ECB unconventional monetary policies: have they lowered market borrowing costs for banks and governments? *International Journal of Central Banking*, 11(4), 91–127.

Trichet, J.-C. (2009). The ECB's enhanced credit support. Keynote address at the university of Munich, Munich Seminar.

<https://www.ecb.europa.eu/press/key/date/2009/html/sp090713.en.html>

Trichet, J.-C. (2010). State of the union: The financial crisis and the ECB's response between 2007

and 2009. *Journal of Common Market Studies*, 48, 7–19.

Valverde, S. C. & Fernández, F. R. (2007). The determinants of bank margins in European banking. *Journal of Banking & Finance*, 31(7), 2043–2063.

Van Leuvensteijn, M., Sorensen, C. K., Bikker, J. A. & Van Rixtel, A. A. (2013). Impact of bank competition on the interest rate pass-through in the euro area. *Applied Economics*, 45(11), 1359–1380.

Wu, J. C., & Xia, F. D. (2016). Measuring the macroeconomic impact of monetary policy at the zero lower bound. *Journal of Money, Credit and Banking*, 48(2-3), 253–291.

Politique monétaire, collatéral illiquide et crédits à l'économie pendant la crise européenne de la dette souveraine

Monetary Policy, Illiquid Collateral and Bank Lending during the European Sovereign Debt Crisis

Jean Barthélémy*, Vincent Bignon** et Benoît Nguyen***

Résumé – Cet article évalue l'effet de l'acceptation d'actifs illiquides en garantie du refinancement des banques centrales sur l'activité de prêt des banques pendant les périodes de tensions sur les financements de marché. Nous exploitons des bases de données originales renseignant les prêts accordés par les 177 plus grandes banques de la zone euro entre janvier 2011 et décembre 2014 et la composition de leur panier de garanties déposées auprès de l'Eurosystème. Au cours de cette période, deux-tiers des banques de notre échantillon ont subi une perte substantielle de leur financement de marché. Les résultats des estimations des régressions de panel indiquent que les banques qui ont déposé plus de collatéraux illiquides auprès de l'Eurosystème ont moins réduit leurs prêts aux sociétés non financières et aux ménages : une augmentation d'un écart type du volume de collatéral illiquide déposé correspondait à une augmentation de 1.1 % des prêts à l'économie. Ce résultat est obtenu à la fois pour les banques ayant souffert d'une perte de leur financement de marché et celles qui n'en ont pas souffert. Ceci suggère que la gamme large de garanties éligibles dans la zone euro a pu contribuer à atténuer la baisse des volumes de crédit pendant la crise de la dette européenne.

Abstract – This paper assesses the effect on banks' lending activity of accepting illiquid collateral at the central bank refinancing facility in times of wholesale funding stress. We exploit original data on the loans granted by the 177 largest euro area banks between 2011m1 and 2014m12 and on the composition of their pool of collateral pledged with the Eurosystem. During this period, two-thirds of the banks in our sample experienced a sizable loss of wholesale funding. Panel regression estimates show that the banks that pledged more illiquid collateral with the Eurosystem reduced their lending to non-financial firms and households less: a one standard deviation increase in the volume of illiquid collateral pledged corresponded to a 1.1% increase in loans to the economy. This result holds for banks that were and were not run. Our finding thus suggests that the broad range of collateral eligible in the euro area may have helped to mitigate the credit crunch during the euro debt crisis.

Code JEL / JEL Classification : E52, E58, G01, G21

Mots-clés : collatéral, prêts, banque centrale, crise européenne

Keywords: collateral, loans, central bank, euro crisis

Rappel :

Les jugements et opinions exprimés par les auteurs n'engagent qu'eux mêmes, et non les institutions auxquelles ils appartiennent, ni a fortiori l'Insee.

* Sciences Po et Banque de France (jean.barthelemy@sciencespo.fr).

** Banque de France et Université Paris Ouest (vincent.bignon@banque-france.fr).

*** Banque de France et Université Paris 1 (benoit.nguyen@banque-france.fr).

Cet article a circulé avec le titre "Interbank Runs, Collateral Liquidity and Loan Supply: Evidence from the euro Crisis". Pour les discussions et les suggestions dont nous avons bénéficié, nous remercions Régis Breton, Vincent Bouvatier, Douglas Diamond, Quoc Anh Do, Miguel Garcia-Posada, Florian Heider, Clemens Jobst, Tood Keister, François Koulischer, Antoine Martin, Jean-Stéphane Mésonnier, Imène Rahmouni-Rousseau, Miklos Vari, Xavier Vives, Vincent Sterk et Pierre-François Weber, ainsi que deux rapporteurs anonymes. Nous remercions également les participants à la conférence d'analyse bancaire pour la politique monétaire du Comité de la politique monétaire (CPM) de l'Eurosystème (Lisbonne 2016), et à la conférence sur "Politique monétaire et (in)stabilité financière" (Paris, 2016). Nous sommes particulièrement reconnaissants à Benjamin Pichot, Jocelyne Tanguy et Thierry Berthet pour leur aide experte avec les bases de données. Les opinions exprimées ici ne sont pas nécessairement celles de la Banque de France ou de l'Eurosystème.

Reçu le 27 juin 2016, accepté après révisions le 22 juin 2017

Traduit de la version originale : "Monetary Policy, Illiquid Collateral and Bank Lending during the European Sovereign Debt Crisis"

<https://doi.org/10.24187/ecostat.2017.494t.1921>

Les banques tirent profit des différences de maturité entre les postes de leur bilan : elles financent des créances illiquides de long terme à l'actif (par exemple des prêts), avec des dettes plus liquides de court terme au passif (par exemple des dépôts interbancaires) – voir Kashyap et al. (2000) et Gorton & Winton (2003). Elles courent le risque d'un retrait de ces ressources avant que leurs actifs n'arrivent à échéance, ce qui menacerait leur position de liquidité. Cette situation est souvent qualifiée de perte de financement de marché bancaire (*bank run*) que l'on nommera ci-après perte de financement. Bryant (1980) et Diamond et Dybvig (1983) formalisent ce risque, habituellement associé au rôle des banques dans la transformation de dettes à court terme en financement à long terme. Dans les situations de crise financière, il est bien connu depuis Thornton (1802) que la banque centrale doit augmenter son volume de refinancement. Bagehot (1873) a ajouté que ces prêts devaient être illimités et sécurisés par du collatéral de bonne qualité en temps normal. Depuis Friedman et Schwartz (1961) et Bernanke (1983), il est établi aussi que les ruées bancaires peuvent provoquer une crise du crédit pendant laquelle le bilan agrégé du secteur bancaire se réduit, l'offre de prêts des banques à l'économie se contracte ce qui provoque une récession de l'activité économique.

Lutter contre les crises financières est l'une des missions fondamentales des banques centrales. Les publications scientifiques qualifient généralement cette mission de « fonction de prêteur en dernier ressort des banques centrales ». L'objectif est de remplacer la perte de financement des banques par des réserves des banques centrales, afin d'éviter la transmission à d'autres agents des tensions financières créées par le manque de liquidités. Comme la banque centrale doit se protéger du risque de défaut de ses contreparties et du risque de crédit, les opérations de prêt en dernier ressort sont sécurisées par des garanties, ce qui implique que les banques nantissent des actifs éligibles en échange du refinancement de la banque centrale. L'éventail de ce collatéral éligible varie considérablement dans le temps et selon les banques centrales, et l'Eurosystème¹ accepte l'une des gammes d'actifs admise en garantie les plus larges, allant des obligations d'état aux créances privées.

1. L'Eurosystème est composé de la Banque centrale européenne (BCE) et des banques centrales nationales qui mettent en œuvre la politique monétaire.

Le discours académique sur les outils de « prêt en dernier ressort » diffère de celui des banques centrales. Au sein de l'Eurosystème de banques centrales (auquel il est souvent fait référence de manière inappropriée comme étant la BCE), une première série d'instruments appelés « instruments de prêt en dernier ressort » comprend la facilité de prêt marginal et l'aide d'urgence en cas de crise de liquidité². Ces deux instruments sont destinés à lutter contre les chocs de financements subis par un nombre précis ou limité d'institutions financières. Cet article ne traite pas de ces instruments. Nous nous concentrons sur la deuxième série d'instruments que les banques centrales utilisent pour mettre en œuvre leur politique monétaire, qui vise à réduire la menace sur l'activité macroéconomique des risques systémiques, et notamment des crises bancaires systémiques. Une partie de ces instruments sont spécialement conçus pour contrer une crise financière et sont généralement appelés « outils de politique monétaire non conventionnelle », tandis que les autres font partie du cadre opérationnel normal des banques centrales³. Ces deux catégories d'instruments ont pour objectif de réduire la menace que représente le risque financier sur l'évolution des performances macroéconomiques, et notamment le taux d'inflation, et à ce titre ils permettent de remplir la mission de l'Eurosystème définie par le Traité sur le fonctionnement de l'Union européenne. Les outils non conventionnels ont fortement attiré l'attention, peut-être au détriment de l'évaluation de la contribution du cadre opérationnel normal à la réduction des conséquences négatives des crises financières. L'objet de cet article est d'évaluer la contribution d'une disposition particulière du cadre de garantie de l'Eurosystème à l'atténuation des conséquences sur l'offre de crédit de la crise européenne des dettes souveraines.

La crise européenne des dettes souveraines est particulièrement intéressante pour étudier l'impact du cadre des garanties des banques centrales sur l'activité économique pour plusieurs

2. La principale différence entre l'aide d'urgence en cas de crise de liquidité (AUL) et la facilité de prêt marginal (FPM) est l'institution qui prend en charge le risque résiduel en cas de défaut de la contrepartie. Comme l'AUL vise à refinancer des banques solvables qui font face à des difficultés transitoires de liquidité en dehors des opérations de politique monétaire de l'Eurosystème, l'AUL incombe à la banque centrale nationale après autorisation du Conseil des Gouverneurs, tandis que la FPM fait partie du cadre normal de l'injection monétaire dans l'économie. L'AUL est particulièrement adaptée au refinancement des banques qui n'ont pas les garanties définies dans la liste générale (très large) de l'Eurosystème, ce qui évite la mutualisation des risques.

3. Cet article ne traite pas de nombreux autres aspects cruciaux liés aux mesures non conventionnelles de politique monétaire qui ont été prises pendant la crise. Les lecteurs que ces aspects intéressent peuvent se reporter aux études réalisées par Claey's (2014) et par Marx et al. (2016).

raisons. Premièrement, cette période a été celle d'une forte réduction des financements de marché (monétaire et interbancaire), ce qui a entraîné une dépendance accrue au refinancement des banques centrales. Cette réduction des financements de marché a résulté en partie de la diminution des financements en dollars des banques européennes par des fonds de placement à court terme (*money mutual funds*) américains (voir Correa et al., 2013, et Ivashina et al., 2015). Comme nous l'expliquons dans cet article, cette crise s'est également accompagnée d'une forte réduction des financements de marché libellés en euros, ce qui s'est traduit par une baisse de l'activité sur le marché interbancaire. D'après nos mesures, au moins quelques banques de tous les pays de la zone euro ont subi un choc de financement de marché. Deuxièmement, le risque macroéconomique et l'anticipation d'une possible sortie de certains pays de la zone euro ont diminué la valorisation de certaines obligations d'État, alors même qu'elles sont la principale source d'actifs liquides négociables dans la zone euro. Les pays les plus durement touchés par la crise de la dette souveraine (sans ordre chronologique particulier) ont été l'Espagne, la Grèce, l'Irlande, l'Italie et le Portugal. Troisièmement, la titrisation – à laquelle les banques peuvent recourir pour convertir des prêts illiquides soit en véhicules de titrisation plus liquides (*asset-backed securities*, connus par l'acronyme anglais ABS) soit en obligations bancaires sécurisées (*covered bank bonds*) – a été peu utilisée au cours de cette période : l'activité de titrisation était déjà restreinte avant 2007, et elle a encore diminué dans le sillage de la crise des *subprimes*. Dans l'ensemble, les tensions sur les marchés de financement de marché ont entraîné un accroissement de la demande de réserves des banques centrales et mis la pression sur la disponibilité de collatéral. L'acceptation de collatéral illiquide, c'est-à-dire des actifs non négociables sur les marchés, par l'Eurosystème pourrait dans ce contexte avoir aidé les banques à maintenir leur activité de prêts ou, au minimum, aidé à réduire leurs incitations à limiter les prêts à l'économie.

Le présent article étudie la fonction de prêteur en dernier ressort de l'Eurosystème du point de vue de sa politique de collatéral, dans une période de tensions en matière de financement bancaire. Nous montrons que la politique de collatéral de l'Eurosystème, qui permet aux banques de déposer en garantie des créances privées de bonne qualité, a dynamisé l'activité de prêt des banques, qu'elles aient subi ou non une perte de financement pendant la crise

européenne des dettes souveraines⁴. Comme indiqué plus bas, la capacité de déposer des créances privées en garantie s'inscrit dans le cadre opérationnel ordinaire de l'Eurosystème depuis sa création et a été seulement légèrement modifiée avec la crise.

Pour montrer ce résultat, nous exploitons trois bases de données à fréquence mensuelle disponibles banque par banque. La première base de données fournit l'ensemble des opérations de refinancement auprès de l'Eurosystème. La deuxième base de données détaille les paniers de collatéraux déposés par chaque banque en garantie de ses opérations de refinancement. La troisième base de données fournit l'évolution des bilans des banques de la zone euro. Cette dernière base donne des informations sur les 177 plus grandes banques de la zone euro à fréquence mensuelle entre janvier 2011 et décembre 2014. Ces informations nous permettent de mesurer pour chaque banque concernée la perte de financement de marché et de construire une variable de perte de financement de marché au niveau de chaque banque. Pour chaque banque, nous mesurons aussi le volume d'actifs illiquides déposés en garantie auprès de l'Eurosystème exprimé en proportion du total du bilan. Nous interprétons cette proportion comme une mesure de la capacité de la banque à liquéfier la partie la plus illiquide de son bilan.

Nous estimons des régressions en panel dans lesquelles la variable dépendante est l'activité de prêt aux sociétés non financières et aux ménages, normalisée par le total du bilan sur la période 2011-2014. Nous expliquons cette variable par l'importance de la perte de financement dont la banque a été victime, par le total du collatéral déposé et par le volume de collatéral illiquide déposé en garantie. Nous contrôlons des spécificités des banques (ratio de capital, notes des agences de notations et effets fixes au niveau des banques) et des fluctuations agrégées de l'activité de prêts au niveau des pays.

Notre principal résultat est qu'une augmentation de la part des actifs illiquides déposés en garantie est associée à une plus grande résilience de l'activité de prêt. Plus concrètement, une augmentation d'un écart-type du volume de

4. Dans le reste de cet article, sauf indication spécifique, nous nous appuyons de manière interchangeable sur des actifs non négociables, des créances privées, des actifs illiquides ou des prêts pour décrire le portefeuille de prêts d'une banque déposé en nantissement ou nantissable comme collatéral auprès de la banque centrale. Nous décrivons en détail le cadre opérationnel et les propriétés du collatéral éligible en deuxième partie.

collatéral illiquide déposé auprès de l'Eurosystème correspond à une augmentation de 1.1 % des prêts à l'économie. Cela résulte à la fois d'un effet « quantité » du collatéral (une augmentation du volume de l'encours de collatéral entraîne un accroissement de l'offre de prêts) et d'un effet de composition (le passage d'un collatéral liquide à un collatéral illiquide est associé à un accroissement des prêts pour un volume donné de collatéral déposé en garantie auprès de la banque centrale). Ce résultat, qui vaut également pour les banques ayant subi une perte de financement, est important, car la transmission de la politique monétaire dans la zone euro repose essentiellement sur les prêts bancaires, qui représentent une très large part du financement des sociétés non financières.

Notre résultat indique aussi que les pertes de financement ont été associées à une diminution des volumes de prêts. Une augmentation d'un écart-type dans l'intensité de la perte de financement de marché a entraîné une diminution de l'offre de prêts de 0.9 %. Cette baisse a été moins forte pour les banques ayant un volume plus important de collatéral, indépendamment de la classe de liquidité du collatéral. Enfin, nous trouvons qu'une hausse du ratio de fonds propres a été associée à un plus grand nombre de prêts.

Notre article contribue à quatre courants de la littérature. Premièrement, nous étudions l'impact du degré de liquidité des actifs détenus par les banques sur la transmission de la politique monétaire. Kashyap et Stein (2000) ont montré que les banques détenant moins d'actifs liquides ont tendance à réduire davantage leurs prêts à l'économie quand elles sont touchées par un choc défavorable de financement (que les auteurs identifient comme une hausse du taux d'intérêt). Comme nous l'avons expliqué précédemment, cet article montre que plus les banques peuvent déposer des collatéraux illiquides auprès de la banque centrale, plus leur activité de prêt peut résister aux ruées bancaires. Deuxièmement, nous contribuons de manière empirique à la littérature théorique sur les instruments que les banques centrales peuvent utiliser pour limiter l'effet sur l'économie réelle des ruées bancaires, notamment à travers le dispositif de prêteur en dernier ressort (voir Diamond & Dybvig, 1983 ; Diamond & Rajan, 2005). Troisièmement, notre article contribue à la littérature étudiant les aspects techniques de la mise en œuvre de la politique monétaire. Elle montre qu'ils sont fondamentaux en temps de crise et que le type de collatéral qu'une banque

centrale accepte n'est pas neutre (Bindseil & Papadia, 2006 ; Bignon & Jobst, 2017). Nous soulignons l'importance de la capacité à déposer des garanties de bonne qualité, mais illiquides. Quatrièmement, nous apportons des résultats empiriques soutenant l'argument théorique selon lequel la banque centrale a un horizon à (très) long terme, grâce à son monopole sur la création de réserves et de billets de banque. Cela permet à la banque centrale de détenir des actifs que le marché ne serait pas prêt à détenir, comme l'expliquent Bindseil (2014), Bindseil & Jablecki (2013) et Bindseil (2013).

La suite de l'article commence par une description du cadre de collatéral de l'Eurosystème puis une présentation des données. Nous documentons ensuite les résultats empiriques sur les ruées bancaires sur les banques de la zone euro et apportons des éléments quantitatifs sur l'importance des pertes de financement de marché par les banques européennes sur la période s'étendant de 2011 à 2014. Puis nous présentons les principales spécifications des régressions et nos résultats sur la relation entre la liquidité du collatéral et l'offre de prêts bancaires.

Les opérations de refinancement et le cadre de collatéral de l'Eurosystème

L'Eurosystème émet de la « monnaie banque centrale » et refinance le système bancaire de la zone euro à travers des opérations régulières « *d'open market* » (voir Bindseil, 2014). Ces opérations sont effectuées sous forme de prêts temporaires de réserves en échange de garanties (ou collatéral). Toutes les institutions de crédit, définies comme des intermédiaires financiers recevant des dépôts et octroyant des prêts, sont éligibles si elles satisfont au ratio de Bâle⁵. Le Traité sur le fonctionnement de l'Union européenne interdit à l'Eurosystème de discriminer des contreparties sur la base de leur qualité ou de leur modèle commercial.

L'échéance des opérations de refinancement va d'une semaine à quatre ans. Avant 2008, des opérations régulières étaient conduites toutes les semaines et tous les mois ; avec l'aggravation de la crise leurs échéances ont été progressivement allongées à 3, 6, 12, 36 et enfin 48 mois et elles ont été qualifiées d'opérations de refinancement à long terme (LTRO en anglais). L'enjeu de la maturité des prêts ne doit pas être exagéré dans

5. Les exigences de Bâle III en matière de capital, telles qu'elles sont définies sur <http://www.bis.org/publ/bcbs189.htm>.

la mesure où les banques ne sont pas contraintes sur le montant de réserves empruntées depuis octobre 2008.

Pour se prémunir du risque de contrepartie, l'Eurosystème exige de chaque emprunteur le dépôt de garanties. Depuis octobre 2008, l'Eurosystème accorde des prêts aux institutions de crédit à un taux d'intérêt fixe et satisfait à toutes les demandes soumises par les banques. L'implication de cette politique d'attribution à la demande des banques et à taux fixe, et étant donné le très faible niveau des taux d'intérêt, est que la limite supérieure à l'émission de réserves est donnée uniquement par la valeur totale du collatéral éligible détenu par les banques.

Parmi l'ensemble des banques centrales, l'Eurosystème accepte l'une des gammes les plus larges d'actifs comme collatéral (voir BCE, 2013, et BRI, 2013)⁶. La liste des actifs éligibles est plus large que celle admise par les chambres de compensation centrale, qui sont les opérateurs principaux du marché interbancaire privé⁷. Au titre des mesures non conventionnelles utilisées pour combattre les conséquences de la faillite de Lehman Brothers en septembre 2008, l'Eurosystème a étendu plusieurs fois la gamme des actifs éligibles en garantie, mais une seule de ces extensions a concerné les collatéraux illiquides.

La règle générale est qu'aucun actif ayant une probabilité de défaut supérieure à 0,4 % à l'horizon d'un an n'est éligible en garantie auprès de l'Eurosystème. Certains actifs sont toujours éligibles (« cadre général »), mais d'autres ne le sont qu'à titre transitoire (« cadre temporaire »), à la faveur des mesures prises par l'Eurosystème pour combattre la crise financière. La liste des actifs temporairement éligibles comprend des actifs ayant une probabilité de défaut supérieure à 0,4 % mais inférieure à 1,5 % à l'horizon d'un an. Une liste unique pour l'ensemble de la zone euro de tous les actifs éligibles en collatéral est publiée sur le site internet de la BCE et sur celui des banques centrales nationales. Le collatéral est déposé au guichet de l'une des banques centrales nationales. Bien qu'une opération de refinancement ressemble à une mise en pension (« repo »), il est plus juste de dire qu'il s'agit d'un prêt collatéralisé, car les actifs déposés en garantie (mis à part quelques exceptions) ne sont généralement

pas assignés à une opération spécifique⁸. Les actifs sont plutôt déposés dans un panier pour sécuriser les opérations potentielles de la banque avec l'Eurosystème. Il convient également de noter que la propriété des actifs n'est transférée à l'Eurosystème qu'en cas de défaut.

Le cadre de collatéral des actifs éligibles comporte deux catégories : les actifs négociables (qui sont des actifs négociés sur des marchés organisés), et les actifs non négociables (essentiellement des créances privées comme des prêts immobiliers et des prêts à des sociétés non financières au risque de crédit suffisamment faible).

Le collatéral négociable est composé d'une liste de 35 000 à 45 000 titres uniques identifiés par leur numéro international d'identification des titres (ISIN). Les titres éligibles sont classés dans l'une des cinq catégories suivantes. La première catégorie est composée des actifs les plus liquides : les obligations d'État de la zone euro, les dépôts des banques auprès de la banque centrale à durée prédéterminée, les dépôts à durée fixe (les dépôts des banques à la BCE en raison de la stérilisation anticipée du Programme pour les marchés de titres) et les réserves des banques auprès de la banque centrale. La deuxième catégorie comprend les obligations émises par une institution internationale, des organismes publics, des administrations locales et régionales, et les obligations « Jumbo » garanties ayant un montant d'encours supérieur à 1 milliard d'euros. La troisième catégorie comprend des obligations bancaires sécurisées et des obligations d'entreprises, tandis que la quatrième est composée d'obligations bancaires non sécurisées. La cinquième catégorie est constituée de titres adossés à des actifs (ABS). Les titres doivent avoir une notation minimale de BBB⁻ et avoir été émis dans l'Espace économique européen.

Le collatéral non négociable comprend essentiellement des prêts, que l'on qualifie de créances privées (CP). Les créances privées ont été acceptées comme collatéral par l'Eurosystème depuis la création de l'Eurosystème mais elles n'ont été incluses dans le cadre général du collatéral qu'en 2007 avec l'établissement de la liste unique et harmonisée de collatéraux. Une créance privée est éligible si elle possède un montant principal fixe et inconditionnel, et si son taux d'intérêt est tel qu'il permette d'éviter les flux financiers négatifs (Tamura & Tabakis,

6. Tous les détails opérationnels décrits dans cette partie étaient déjà en place en octobre 2008 et l'étaient encore à la date de la publication de cet article.

7. Par exemple, Eurex CCP accepte une liste de 11 000 titres négociables éligibles (voir Mancini et al., 2015), alors que la liste unique des collatéraux de l'Eurosystème comporte environ 40 000 titres négociables différents.

8. Banco de España autorise encore l'affectation de crédit comme une option (voir Tamura & Tabakis, 2013).

2013). Il faut aussi que l'estimation de la probabilité de défaut sur le prêt soit inférieure ou égale à 0.4 %, selon la définition de Bâle. Seules sont éligibles les créances privées émises par des débiteurs de la zone euro.

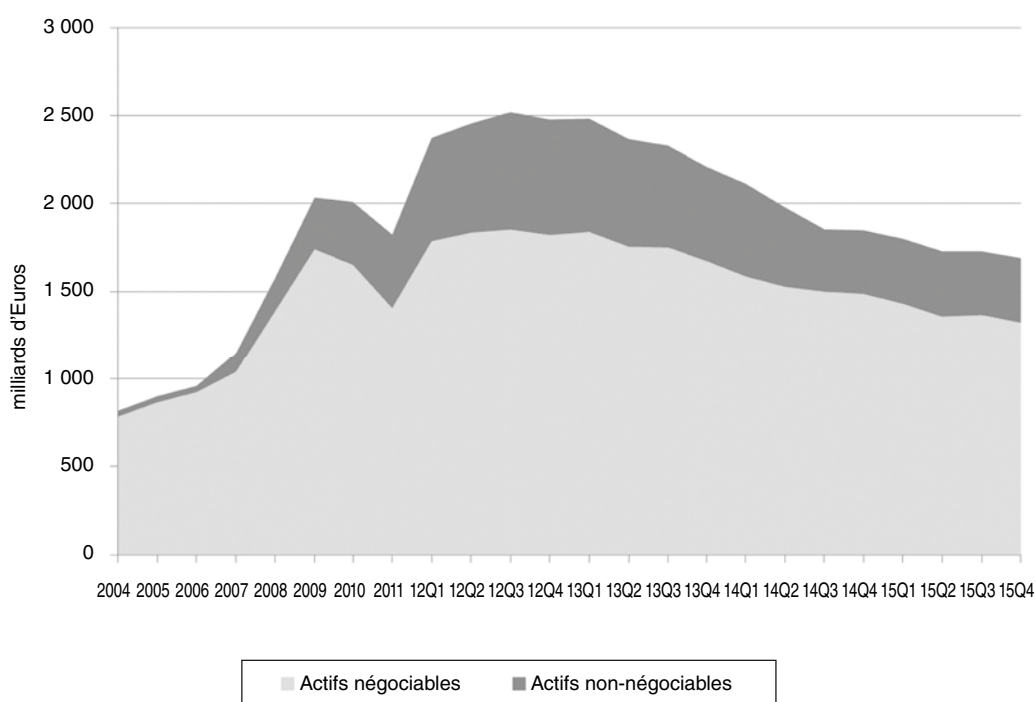
L'acceptation d'une créance privée en collatéral dépend de la réglementation de chaque État membre de la zone euro, notamment de l'existence ou non de l'obligation d'avertir le débiteur de la mobilisation de son prêt dans le panier de collatéraux (Sauerzopf, 2007). Elle dépend aussi de l'existence d'un montant minimum⁹. En décembre 2011, le Conseil des Gouverneurs de la BCE a autorisé les banques centrales nationales à accepter temporairement l'éligibilité des prêts ayant les mêmes caractéristiques que les prêts éligibles dans le cadre général, mais ayant une probabilité de défaut comprise entre 0.4 % à 1.5 % (Bignon et al., 2016). Cette extension temporaire est connue par l'appellation de « créances privées supplémentaires » (*Additional Credit Claims*), ci-après désignées par l'acronyme CPS, et doit être renouvelée chaque année par le Conseil des Gouverneurs

9. Le seuil minimum des prêts transfrontaliers est de 500 000 euros, alors que pour les autres prêts le montant minimum est à la discrétion de chaque banque centrale nationale.

de l'Eurosystème. Huit banques centrales nationales participent à ce programme (voir BCE, 2012). L'utilisation des créances privées et des créances privées supplémentaires a atteint un maximum de 27 % (ou 670 milliards d'euros) de la valeur totale après décote du panier de collatéraux déposés au cours du 4^e trimestre 2012 (voir figure I).

La valorisation du collatéral est effectuée à la valeur du marché si celle-ci est fiable mais, dans certains cas (par exemple pour les véhicules de titrisation adossés à des actifs), l'Eurosystème recourt à ses propres capacités de valorisation fondée sur des modèles d'évaluation (« Common Eurosystem Pricing Hub », plateforme de valorisation commune de l'Eurosystème). Les créances privées sont évaluées au montant résiduel de leur encours. Une décote est déduite de la valeur de marché ou de celle résultant du modèle du montant de l'encours. En règle générale, la décote dépend spécifiquement du type d'actifs et non de la contrepartie. Elle varie avec le risque de crédit associé aux titres, tel qu'évalué selon le principe de meilleure notation (de deuxième meilleure notation pour les véhicules de titrisation). Les notes peuvent être collectées auprès d'une ou de plusieurs agences de notation agréées, et dans certains

Figure I
Collatéral déposé auprès de l'Eurosystème depuis 2004 après valorisation et décote



Champ : banques maintenant un panier de collatéral auprès d'une banque centrale nationale de l'Eurosystème.
Source : calculs des auteurs en utilisant des données internes renseignant les garanties déposées auprès de l'Eurosystème.

cas, du système interne d'évaluation du crédit des banques centrales nationales¹⁰. La décote varie également en fonction de l'échéance résiduelle de l'actif (normalement, plus l'échéance résiduelle est longue, plus la décote est importante), en fonction du risque de liquidité (normalement, plus le titre est illiquide, plus la décote est importante) et en fonction du type de coupon. Le tableau 3 de l'Annexe détaille la grille de décote employée par l'Eurosystème pour les créances privées. À titre d'exemple, la décote de certaines créances privées peut atteindre 65 %. La somme de la valeur après décote de tous les actifs déposés en garantie par une contrepartie définit, pour une banque donnée, son montant d'emprunt maximum auprès de l'Eurosystème. Il faut noter que, globalement, il n'existe pas de preuve d'une pénurie de collatéral sur la période que nous étudions. Le montant total de l'encours des titres négociables éligibles (évalués au prix du marché) a augmenté et est passé de 11 à 14 mille milliards d'euros entre 2008 et 2014. C'est plus de dix fois le maximum de mille milliards d'euros de refinancement emprunté par les banques.

Cependant, la contrainte de collatéral (définie comme le ratio des réserves empruntées par rapport à la valeur du panier de garanties après décote) a pu être contraignante pour certaines banques. En juin 2012, au début de la crise des dettes souveraines, 11 % des banques présentes dans notre base de données avaient un taux d'utilisation de leur panier de garanties supérieur à 90 %, et pour 20 % d'entre elles, ce taux d'utilisation était supérieur à 80 %. Ces pourcentages sont particulièrement élevés si l'on se souvient que le panier de garanties sert

aussi à sécuriser les paiements intra-journaliers effectués par les banques utilisant le dispositif de paiement géré par l'Eurosystème, connu sous le nom de « Target 2 ». Ainsi, une banque peut subir une contrainte de collatéral à des niveaux d'utilisation bien inférieur à 100 %. De plus, les critères d'éligibilité peuvent avoir de l'importance, même pour les banques qui sont sur-collatéralisées. L'éligibilité de certains actifs est susceptible de jouer sur leur degré relatif de liquidité, et donc avoir des conséquences sur la motivation à les détenir.

Données et construction des variables

Nous construisons et fusionnons trois bases de données au niveau de chaque banque. La première base de données retrace l'évolution des postes du bilan. La deuxième contient la composition du panier de garanties déposées par chaque banque auprès de l'Eurosystème. La troisième donne le volume des opérations de refinancement de chaque banque auprès de l'Eurosystème.

Présentation des bases de données. La première base de données contient au niveau de chaque banque et à fréquence mensuelle depuis 2007 les postes du bilan (base *Individual Balance Sheet Items* ou IBSI) des 255 plus grandes banques de la zone euro (voir tableau 1). Ces données sont collectées par la BCE et par les banques centrales nationales de l'Eurosystème et sont mises à la disposition des chercheurs de l'Eurosystème, de façon confidentielle. L'échantillon des banques étudiées a été choisi pour regrouper les 150 plus grandes banques de la zone euro en termes de total du bilan, afin de refléter la représentativité des systèmes bancaires des pays de la zone euro, la participation des banques aux opérations de refinancement et la diversité de leurs

10. Voir par exemple : <https://www.ecb.europa.eu/paym/coll/risk/ecaf/html/index.en.html>.

Tableau 1
Les bilans des banques dans la base de données individuelles des postes de bilan (IBSI)

Actif	Passif
Prêts résidentiels (PR)	Capital et réserves
Prêts aux sociétés non financières (PSNF)	Dette
Prêts aux institutions financières monétaires (IFM)	Dépôts des particuliers
Prêts à l'État	Dépôts
	Dépôts des IFM
Obligations (d'État et d'entreprise)	
Actions	
Avoirs à l'étranger	Engagements extérieurs

modèles commerciaux. Les banques figurant dans la base de données des Postes individuels de bilan représentent près de 70 % du bilan agrégé du secteur bancaire de la zone euro et du total de l'offre de crédit aux résidents de la zone euro, comme le montre le tableau 2.

Nous nettoyyons la base de données des fusions et acquisitions. Pour ce faire, nous commençons par rechercher les changements importants et anormaux de la taille du bilan. Quand nous ne sommes pas en mesure de trouver une explication convaincante à ce changement à l'aide d'informations publiquement disponibles, nous excluons la banque en question de la base. Lorsque ce changement anormal correspond à un mois où cette banque a été fusionnée ou acquise, nous séparons les séries en deux pour constituer une série avant fusion et une série après fusion. Nous choisissons d'identifier clairement une fusion pour permettre aux nouvelles et aux anciennes entités d'afficher des caractéristiques éventuellement différentes. Nous n'incluons pas les banques qui n'ont pas d'activité de prêt aux ménages ou aux sociétés non financières, et nous excluons les banques qui n'empruntent jamais sur le marché interbancaire ou auprès de l'Eurosystème, c'est-à-dire les banques qui devraient, par construction, ne pas être sensibles aux questions de collatéral¹¹. Notre base de données définitive est composée de 177 banques. Ce nombre est similaire au nombre de banques inclus dans les autres articles utilisant la base de données Postes individuels de bilan IBSI (voir par exemple de Haan et al., 2015). Ces 177 banques représentent la moitié de l'activité bancaire de la zone euro (voir tableau 2).

La deuxième base de données donne la composition du panier de garanties déposées par les banques auprès de l'une des banques centrales

11. Cette caractéristique est rare et indique un modèle commercial spécifique qui n'est pas comparable aux autres banques.

nationales de l'Eurosystème de janvier 2011 à décembre 2014. Cette base de données propriétaires est habituellement utilisée à des fins opérationnelles dans la mise en œuvre des opérations de refinancement de la politique monétaire. En moyenne, 1 650 banques ont maintenu un panier de garanties auprès de l'Eurosystème, avec un minimum de 500 banques et un nombre maximum de 1 850 banques. Cette base de données comprend la composition de chaque panier au niveau du titre ou de la créance. La base de données comporte 8 174 320 observations relatives à des créances privées déposées en garantie, soit une moyenne de 50 603 créances par banque et par mois. Nous utilisons cette base de données pour extraire chaque mois des informations sur la valeur totale du panier de garanties après décote et sur la valeur totale après décote des créances privées déposées en garantie.

La troisième base de données propriétaires reporte chaque opération de refinancement effectuée individuellement par une banque auprès de l'Eurosystème, de celles à échéance d'une semaine dans le cadre des opérations principales de refinancement (MRO en anglais) jusqu'aux opérations de refinancement à long terme (LTRO en anglais), à l'horizon d'un mois à 4 ans¹². Nous construisons une série mensuelle du stock de refinancement de chaque banque, en tenant compte du fait que certaines de ces opérations ont été remboursées par anticipation. En moyenne, 524 banques ont participé chaque mois aux opérations de refinancement, avec un minimum de 144 banques et un maximum de 997 banques au cours d'un mois donné.

En fusionnant ces trois bases de données, on obtient une population de 177 banques et des informations à une fréquence mensuelle entre

12. Les LTRO englobent également : les TLTRO (les opérations de refinancement à long terme ciblées), à travers lesquelles les banques peuvent emprunter uniquement si elles atteignent un certain objectif de prêts, et les VLTRO (les opérations de refinancement à très long terme) qui ne sont pas conditionnées à l'utilisation du refinancement.

Tableau 2
Couverture de notre base de données, à la fin de décembre 2014

	Zone euro	Échantillon des postes individuels du bilan	Échantillon final	Couverture (Finale/AE)
Institutions financières et monétaires (IFM)		255	177	
Total des actifs (Mds d'euros)	27 825	19 010	15 084	54 %
Total des prêts (Mds d'euros)	17 094	11 789	9 175	54 %

Source : Rapport mensuel de la BCE et données individuelles des postes de bilans bancaires.

janvier 2011 et décembre 2014. Les banques ne sont pas nécessairement tout le temps présentes dans l'échantillon, et les régressions sont estimées sur 8 221 observations¹³.

Construction des variables. Pour chaque banque et chaque date, nous construisons les variables suivantes. Tout d'abord, nous construisons le stock de prêt à l'économie en normalisant le stock de prêts à l'économie par le total du bilan de banque au cours du mois précédent. Nous dénommons cette variable *Prêts* et appelons *Actifs* le total du bilan. Cela englobe à la fois les prêts aux ménages et aux sociétés non financières, mais nous excluons les prêts à d'autres institutions monétaires et financières pour éviter de capturer une réduction endogène des financements interbancaires. Nous reportons ces derniers dans la variable *Prêts interbancaires*.

Ensuite, nous calculons la part du collatéral illiquide déposé par chaque banque auprès de l'Eurosystème en calculant le ratio de la valeur après décote de toutes les créances privées déposées auprès de l'Eurosystème en pourcentage du total du bilan de la banque le mois précédent. Pour chaque banque, nous utilisons la valeur en fin de mois des créances privées et des créances privées supplémentaires. Nous appelons cette variable *Collat illiq*. De la même manière, nous calculons le *Collat liq*, c'est-à-dire la part des garanties liquides, définies comme des obligations d'État et d'entreprises. La variable *Collat liq + illiq* somme ces deux ratios.

Enfin, nous construisons une mesure de la dépendance de chaque banque au financement de marché. Nous appelons cette variable *Interbancaire*. Comme le refinancement de l'Eurosystème fait partie des « Dépôts des institutions financières monétaires » (IFM), nous soustrayons de la variable *Dépôts des IFM* du côté du passif du bilan, le stock de refinancement de la banque auprès de l'Eurosystème. En effet d'un point de vue comptable, une banque centrale est une banque et l'emprunt auprès d'elle fait partie des *Dépôts des IFM*. Aussi, pour évaluer correctement la perte de financement du marché interbancaire, nous élaborons une mesure du financement interbancaire net du refinancement de la banque centrale. Un autre poste de financement de marché extérieur à la zone euro (et incluant donc les fonds de placement à court

terme états-unis) est comptabilisé dans la rubrique « Engagements vers l'extérieur ». En additionnant ces deux postes, nous obtenons une mesure du financement de marché brut pour chaque banque. Dans le reste de l'article, nous appelons cette variable *Emprunts interbancaires* (en opérant un léger abus de langage). Nous nous appuyons sur le financement de marché brut pour concevoir une méthode d'évaluation de la perte de financement de marché bancaire, que nous définissons dans la partie suivante. Pour finir, nous mesurons également l'exposition nette au financement de marché en soustrayant le montant des prêts interbancaires du côté de l'actif du bilan de la banque pour obtenir la *Position interbancaire nette*.

Le financement bancaire et la perte de financement de marché bancaire dans la zone euro

Le financement des banques s'appuie en général sur des sources de financement à court terme comme les prêts interbancaires ou les dépôts des fonds communs de placement des marchés monétaires¹⁴. Le financement par les marchés peut être soit non sécurisé, soit sécurisé par du collatéral (« repos »), mais le segment non sécurisé a pratiquement disparu de la zone euro depuis la crise des *subprimes* de 2007¹⁵. Dans cet article nous étudions le volume de financement cumulé (interbancaire et monétaire) plutôt qu'un instrument spécifique de financement sur le marché monétaire. Cela nous permet de prendre en compte à la fois les emprunts des banques européennes auprès des fonds de placement à court terme états-unis et celui provenant des prêts interbancaires européens (pour la plupart garantis par du collatéral). L'assèchement du financement externe de court terme des banques de la zone euro en provenance des fonds de placement à court terme états-unis a été documenté par Correa et al. (2013), Chernenko et Sunderam (2014) et Ivashina et al. (2015). Mancini et al. (2015) ont documenté la substitution partielle entre les financements de marchés monétaires non sécurisés et sécurisés des banques européennes. Pérignon et al. (2017) se concentrent sur le financement de marché levé par certificats de dépôt depuis 2007, et montrent

13. 3 559 observations de banques n'ayant jamais connu de crise bancaire + 4 840 observations de banques ayant connu au moins une crise bancaire, effectuées chaque mois (voir tableaux 3 et 4) – 177 observations = 8 222 (car nous effectuons une régression avec une variable retardée du côté droit) et une banque a des valeurs manquantes pendant un mois.

14. Voir par exemple le chapitre 3, « Changements dans les modèles de financement bancaire et risques pour la stabilité financière », du Rapport 2013 du FMI sur la stabilité financière dans le monde, pp. 105–148.

15. Les différentes publications de l'étude annuelle de la BCE sur les marchés monétaires documentent la forte réduction des financements sur le segment non sécurisé du marché inter bancaire, qui a commencé avec la crise des *subprimes* en 2007.

que le volume total n'a pas varié substantiellement même si certaines banques ont souffert d'une forte réduction. En nous concentrant sur une mesure totale du financement de marché, nous évitons les difficultés associées au traitement de la substitution entre différentes sources de financement à court terme.

Deux explications ont été avancées à l'assèchement du financement de marché des banques pendant la crise de la dette souveraine européenne. Certains articles décrivent la crise européenne comme une crise bancaire causée par l'exposition importante des banques à des dettes souveraines à risque (voir par exemple Acharya & Steffen, 2015). D'autres soulignent l'origine macroéconomique de la crise : les perspectives de sortie potentielle de la zone euro de certains pays ont déclenché une forte réduction du financement de marché transfrontalier, par crainte du risque de contrepartie. Nous ne prenons pas position dans ce débat, mais proposons un type de mesure de la perte de financement de marché dans la zone euro qui peut refléter aussi bien l'une ou l'autre de ces causes possibles de la crise financière. Nous commençons par calculer la perte de financement moyenne des banques et expliquons la construction de notre mesure.

Évaluation de la perte de financement de marché. Nous construisons une mesure de la perte de financement de marché en définissant une perte de financement de marché bancaire sur deux critères. Le premier critère est la variable de *durée* qui mesure le temps pendant lequel une banque a souffert d'une réduction de financement de marché. Le deuxième critère est une variable mesurant l'*ampleur* de la perte de financement. Nous multiplions la variable *durée* par la variable *ampleur* pour obtenir la variable *perte de financement de marché*. La variable *durée* est une variable indicatrice qui est fixée comme étant égale à 0 pendant la période au cours de laquelle la banque a reçu un financement interbancaire stable. Au niveau d'une banque, une perte de financement de marché commence si sa variable de *financement interbancaire* diminue d'au moins 10 % d'un mois sur l'autre au cours de la période s'étendant entre janvier 2010 au décembre 2014¹⁶.

Pour toute banque ayant dépassé la perte de 10 % de financement, nous effectuons alors

16. Nous avons pu vérifier que toutes les baisses de 10 % dans notre échantillon (quand elles se produisent) sont supérieures à un écart type des changements constatés d'un mois sur l'autre dans le financement interbancaire.

un test de rupture de niveau pour déterminer la date de fin de la perte de financement de marché sur cette banque. Nous fixons la valeur de la variable *durée* comme étant égale à 1 sur tous les mois situés entre ces deux dates. Autrement, nous la fixons égale à 0.

La variable *ampleur* mesure l'ampleur de la perte de financement de marché dont la banque a été victime. La perte est mesurée par la valeur cumulée de la perte du financement de marché calculée par la variation du financement de marché entre le premier et le dernier mois de la crise, et exprimée en pourcentage du total du bilan de la banque. Plus précisément :

$$ampleur = \frac{Interbancaire^{fin}}{Actifs^{fin}} - \frac{Interbancaire^{début}}{Actifs^{début}} \quad (1)$$

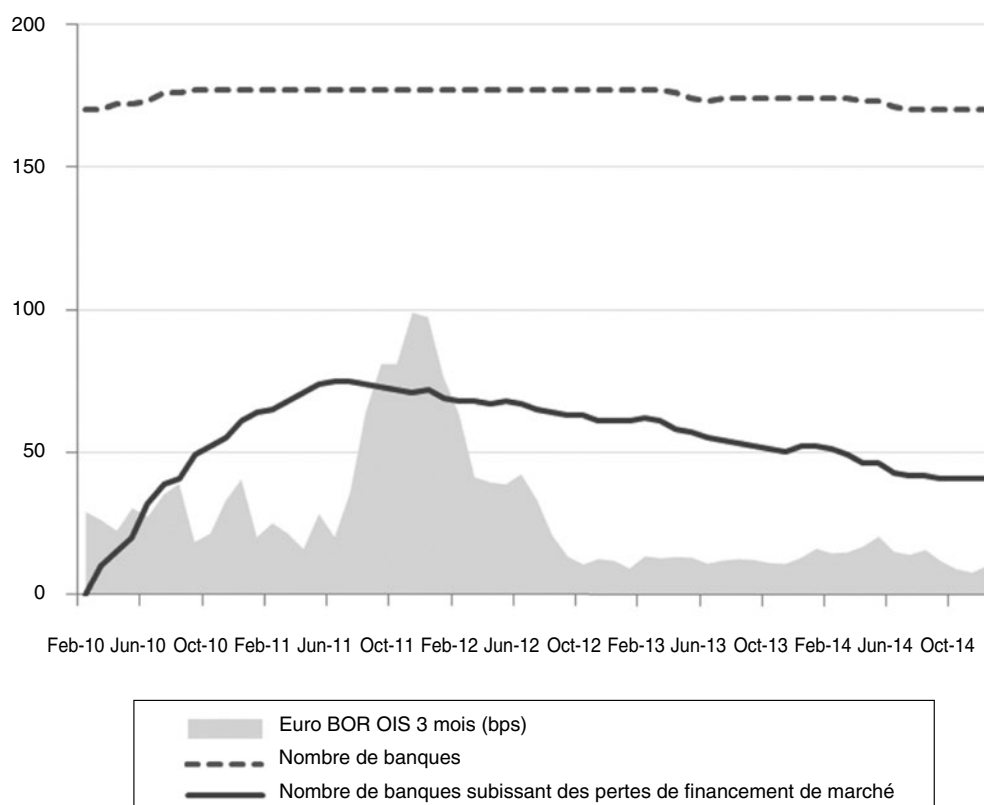
où l'indice *début* (*fin*) indique le premier (le dernier) mois de la perte de financement de marché. Les variables *Emprunts interbancaires* et *Actifs* représentent le montant du financement de marché et le total du bilan de la banque.

La figure II représente le nombre de banques ayant subi une perte de financement de marché d'après notre définition. Elle montre qu'au maximum 77 banques ont simultanément subi une perte de financement au cours de l'été 2011, sur les 177 banques de notre échantillon. Nous avons également représenté une mesure des tensions du marché interbancaire, l'écart « BOR-OIS » entre un prêt interbancaire de 3 mois non garanti (Euribor 3 mois) et le *swap* de même échéance indexé sur le taux au jour le jour (OIS), dans lequel le principal n'est jamais échangé et où le taux est donc considéré comme pratiquement sans risque. Il est intéressant de souligner que notre mesure du nombre de ruées bancaires ne cesse d'augmenter et atteint son maximum avant le pic de tension le plus important du marché interbancaire qui ait été mesuré à l'automne 2011, ce qui suggère que la tension interbancaire au niveau macro-économique est précédée de difficultés individuelles de financement de marché.

Nous nous servons de la base de données des Postes individuels du bilan pour expliquer les principales différences entre les banques ayant subi une perte de financement et les autres. Plus précisément, les tableaux 3 et 4 donnent la valeur moyenne des principaux postes du bilan des banques n'ayant jamais subi de perte substantielle de financement, et les mêmes statistiques pour les banques ayant subi au moins une fois une perte substantielle au cours de la période allant de janvier 2011 à décembre 2014. La variable *perte fin* indique que les 102 ruées

Figure II

Nombre total de banques et de banques touchées par pertes de financement de marché de janvier 2010 à décembre 2014



Note : voir le texte pour la définition d'une perte de financement de marché.

Champ : 177 banques de la base de données IBSI de l'Eurosystème, voir le tableau 1 et le texte pour les détails.

Source : calcul des auteurs à l'aide des données IBSI (données individuelles des postes des bilans) des banques de la zone euro.

bancaires correspondent à une perte moyenne de financement de marché qui équivaut à 6 % du total du passif de la banque. Au 95^e percentile, cette perte moyenne s'élève à 19 %.

Les banques ayant subi une perte de financement de marché ne semblent pas, en moyenne, différer des banques qui n'en ont pas subi, quand on étudie la composition de leur bilan. La part de prêts à l'économie sur le total des actifs est respectivement de 54 % contre 53 %. De la même manière, la part des prêts interbancaires aux autres banques (avec respectivement 14 % contre 17 %) ou la part de titres financiers détenus (avec respectivement 17 % contre 15 %) sont identiques pour les deux groupes de banques. Du côté du passif, les fonds propres et la dette émise par les deux types de banques présentent des niveaux comparables, même si le ratio de capital des banques ayant subi une crise financière est légèrement supérieur (à 8 % contre 7 % pour

les banques n'ayant pas connu de crise). Les banques ayant subi une crise financière ne diffèrent pas non plus en termes de dette à long terme – obligations – (15 % contre 16 %). En moyenne, les banques ayant subi une perte de financement de marché ont tendance à déposer davantage de collatéral auprès de l'Eurosystème, ce qui est cohérent avec le fait qu'elles recourent plus largement au refinancement de l'Eurosystème (3.5 % contre 1.8 %). Enfin, les deux groupes de banques ne présentent pas de différences en termes de part moyenne de créances privées qu'elles déposent en garantie auprès de l'Eurosystème, avec une moyenne égale à 1 % du total des actifs dans les deux cas. Les notations de crédit, disponibles pour un sous-ensemble de banques dans nos bases de données, ne révèlent pas de différences majeures, la notation moyenne des banques ayant subi une perte de financement de marché étant inférieure de moins d'une note à la notation des banques qui n'en ont pas subi.

Tableau 3

Statistiques descriptives – banques n'ayant jamais subi de perte substantielle de financement de marché* (janvier 2011-décembre 2014)

Variable	Obs.	Moyenne	Évol. std	P5	P95
Perte fin*	3 559	0	0	0	0
Collat illiq	3 559	.8	1.6	0	3.1
Collat liq	3 559	4.1	5.4	0	14.1
Collat liq + illiq	3 559	4.9	5.8	0	15.2
Obligations détenues	3 455	15.4	9.5	1.1	31.7
Prêts	3 559	53.1	21.1	10.4	82.2
Dette émise	3 559	15.3	17.7	0	44.2
Prêts interbancaires	3 559	17.7	15.8	1.9	48.4
Emprunts interbancaires	3 559	28.6	22.4	3.6	79.3
Position interbancaire nette	3 559	- 11	21.6	- 54.3	22.3
Refin. banque centrale	3 559	1.8	3.8	0	11.3
Ratio de capital	3 559	8	4.2	2.5	14.7
Notation	1 944	5.8	2.9	1	12

*Perte de financement de marché interbancaire ou monétaire, voir texte pour la définition telle que définie dans le texte.

Remarque : toutes les variables sont exprimées en % du total des actifs, exception faite de la notation pour laquelle 1=AAA et une augmentation de 1 correspond à un cran.

Lecture : parmi les banques n'ayant subi aucun épisode de crise financière pendant la période que nous étudions, la moyenne des obligations détenues normalisée par le total des actifs était de 15.4 % entre le 1^{er} mois de 2011 et le 12^e mois de 2014.

Source : base de données IBSI, Banque de France et calculs des auteurs.

Tableau 4

Statistiques descriptives – banques ayant subi au moins une perte substantielle de financement de marché* au cours de la période janvier 2011-décembre 2014

Variable	Obs.	Moyenne	Évol. std	P5	P95
Perte fin*	4 840	5.4	8.9	0	20.3
Collat illiq	4 840	1.2	2	0	5.3
Collat liq	4 840	6.9	10.2	0	19.3
Collat liq + illiq	4 840	8	10.3	0	20.8
Obligations détenues	4 791	18.2	10.5	.7	37.6
Prêts	4 840	54.6	18.1	25.1	79
Dette émise	4 840	15.5	17	0	49.7
Prêts interbancaires	4 840	13.3	11.5	1.6	32.9
Emprunts interbancaires	4 840	21	17.3	2.9	57.5
Position interbancaire nette	4 840	- 7.7	16.3	- 35.3	13.1
Refin. banque centrale	4 840	3.5	5.5	0	15.4
Ratio de capital	4 840	8.8	6.3	2.1	19.1
Notation	2 435	6.8	3.2	3	13

*Perte de financement de marché telle que définie dans le texte.

Remarque : toutes les variables sont exprimées en % du total des actifs, à l'exception de la notation pour laquelle 1=AAA et une augmentation de 1 correspond à un cran.

Lecture : parmi les banques ayant subi au moins un épisode de crise financière pendant la période que nous étudions, la moyenne des obligations détenues normalisée par le total des actifs était de 18,2 % entre le 1^{er} mois de 2011 et le 12^e mois de 2014.

Source : base de données IBSI, Banque de France et calculs des auteurs.

Les tableaux A2 et A3 de l'Annexe rapportent les mêmes statistiques, mais en janvier 2011, c'est-à-dire au début de la période étudiée, afin de permettre une comparaison pour une

même date. Ces éléments donnent une image incomplète des statistiques concernant la perte moyenne des banques, car seulement la moitié des ruées avaient déjà commencé

en janvier 2011. Cependant, les moyennes sont remarquablement similaires à celles des tableaux 4 et 5. La comparaison des tableaux A1 et A2 montre que la dépendance moyenne des banques au marché interbancaire est la même quel que soit le type de banque : en janvier 2011, les banques subissant une perte de financement de marché ne dépendent pas plus que les autres du marché interbancaire. Les statistiques confirment aussi que les banques sont semblables en termes de niveau de prêts accordés ou d'obligations détenues, ce qui suggère qu'il n'y avait pas de différence majeure entre la banque moyenne ayant subi une perte de financement de marché et celle qui n'en avait pas subi en janvier 2011.

Nous comparons maintenant les banques qui déposent en garantie plus de 1 % de leur bilan en collatéral illiquide avec celles qui déposent moins de 1 % (tableaux 5 et 6). Les banques qui déposent en garantie plus de 1 % de leurs actifs sous forme de collatéral illiquide ont tendance à avoir légèrement moins de prêts à leur bilan, et elles s'appuient davantage sur l'émission de dettes pour financer leurs actifs. Elles sont plus actives sur le marché interbancaire, elles empruntent et prêtent davantage à d'autres banques. Elles empruntent 31 % et prêtent 20 % de leur bilan à d'autres institutions financières monétaires (IFM). En revanche celles qui déposent en garantie moins de 1 % ont la même position interbancaire nette, à - 11 %, mais elles empruntent seulement 26 % et prêtent seulement 14 % de leur bilan. Il est intéressant de noter que le refinancement sécurisé par le premier groupe de banques auprès de la banque centrale est inférieur à celui sécurisé par les banques du second groupe. Cela suggère que les banques qui recourent le plus au refinancement de l'Eurosystème n'utilisent pas plus de collatéral illiquide.

Spécifications et résultats

Nous présentons d'abord les spécifications des régressions utilisées pour déterminer l'impact de la composition des paniers de garanties des banques sur leur activité de prêt, puis les résultats sont commentés.

Spécifications et stratégie d'identification

Nous testons l'hypothèse que la composition des paniers de collatéraux déposés en garantie auprès de la banque centrale a une influence sur l'offre de prêts à l'économie. Nous sommes plus précisément intéressés par le fait de savoir si la part des actifs négociables déposés, par

comparaison avec la part des actifs non négociables, est neutre sur le comportement des banques. Cela peut ne pas l'être pour deux raisons. Premièrement, l'équivalent monétaire des actifs négociables est procyclique, ce qui implique que les réserves qui peuvent être obtenues en vendant ou en mettant ces actifs en garantie varient avec le prix du marché. En conséquence, lorsque le prix baisse, la valeur de l'actif en tant que collatéral baisse aussi. C'est le mécanisme d'accélérateur financier mis en avant par Kiyotaki et Moore (1997). *A contrario*, les actifs non négociables sont moins procycliques, car leur valorisation dépend seulement de leur probabilité de défaut (voir plus haut). Par conséquent, la capacité à déposer en garantie des actifs non négociables prémunit contre les fluctuations de prix. Deuxièmement, les actifs négociables peuvent être employés autrement, ils peuvent par exemple être mis en pension sur le marché interbancaire garanti par des actifs (*repo*) ou être vendus rapidement à la demande. À l'inverse, les créances privées sont surtout utilisées comme collatéral pour les opérations de refinancement des banques centrales, car la vente de créances privées coûte cher et prend du temps, dans la mesure où cela implique de titriser ces créances dans des véhicules de titrisation ou sous forme d'obligations sécurisées. En d'autres termes, le coût d'opportunité de déposer ce type d'actifs en garantie est plus faible que pour d'autres titres négociables. Par conséquent, quand elle accepte des créances privées en garantie, la banque centrale assouplit la contrainte d'emprunt des banques (Ahn et al., 2016).

En l'absence d'un marché européen de la titrisation dynamique, une crise financière sur un nombre suffisant de banques entraîne une perte globale de financement de marché qui peut provoquer une restriction du crédit. Dans ce type de situation, le cadre du collatéral (en termes de quantité et de composition) peut avoir une incidence, car les banques augmentent leur demande de réserves auprès de la banque centrale. Le cadre du collatéral peut alors avoir des conséquences sur les décisions d'attribution de prêts par les banques dans deux situations. Premièrement lorsqu'une banque qui subit une perte de financement de marché dépose davantage de créances privées en garantie auprès de la banque centrale afin de maintenir son activité de prêt à l'économie. Deuxièmement lorsque des concurrents subissent une perte de financement de marché et que le marché du financement de marché est gelé, les banques bien capitalisées et qui ne subissent pas de perte de financement

Tableau 5

Statistiques descriptives – banques déposant en garantie auprès de l'Eurosystème moins de 1 % de leur bilan en créances privées en janvier 2011

Variable	Obs.	Moyenne	Évol. std	P5	P95
Perte fin*	133	3.8	8.2	0	18.4
Collat illiq	133	.1	.2	0	.7
Collat liq	133	5.2	8.1	0	14.9
Collat liq + illiq	133	5.3	8.1	0	14.9
Obligations détenues	129	16.6	9.8	1.3	31.4
Prêts	133	56.1	19.8	16.9	83.9
Dette émise	133	14.2	15.3	0	45.9
Prêts interbancaires	133	14.3	12.8	2	40.5
Emprunts interbancaires	133	25.5	19.9	4.3	65.9
Position interbancaire nette	133	-11.3	19.5	-51.7	11.8
Refin. banque centrale	133	2	5	0	11.7
Ratio de capital	133	7.7	4.2	1.7	14.8
Notation	60	5.4	2	2.5	9

*Perte de financement de marché telle que définie dans le texte.

Remarque : toutes les variables sont exprimées en % du total des actifs, exception faite de la notation pour laquelle 1=AAA et une augmentation de 1 correspond à un cran.

Lecture : parmi les banques qui déposaient habituellement en garantie moins de 1 % du total de leurs actifs en créances privées auprès de l'Eurosystème au 1^{er} mois de 2011, la moyenne des obligations détenues normalisée par le total des actifs était de 16,6 % au 1^{er} mois de 2011.

Source : base de données IBSI, Banque de France et calculs des auteurs.

Tableau 6

Statistiques descriptives – banques déposant en garantie auprès de l'Eurosystème plus de 1 % de leur bilan en créances privées en janvier 2011

Variable	Obs.	Moyenne	Évol. std	P5	P95
Perte fin*	44	2.4	4.8	0	14.3
Collat illiq	44	2.7	1.8	1.1	6.1
Collat liq	44	4	4.6	0	10.6
Collat liq + illiq	44	6.7	4.7	1.5	12.6
Obligations détenues	44	15.9	9.4	1.4	30.8
Prêts	44	47	19.4	17.5	79.1
Dette émise	44	23.4	21.6	.5	86.2
Prêts interbancaires	44	19.9	15.4	5.3	47
Emprunts interbancaires	44	31.4	18.7	5.3	64.3
Position interbancaire nette	44	- 11.5	18.9	- 44.3	3.7
Refin. banque centrale	44	.9	1.7	0	4.6
Ratio de capital	44	6.8	3.2	3.2	13.6
Notation	28	4.5	1.7	1	7

*Perte de financement de marché telle que définie dans le texte.

Remarque : toutes les variables sont exprimées en % du total des actifs, à l'exception de la notation pour laquelle 1=AAA et une augmentation de 1 correspond à un cran.

Lecture : parmi les banques qui déposaient habituellement en garantie plus de 1 % du total de leurs actifs en créances privées auprès de l'Eurosystème au 1^{er} mois de 2011, la moyenne des obligations détenues normalisée par le total des actifs était de 15.9 % au 1^{er} mois de 2011.

Source : base de données IBSI, Banque de France et calculs des auteurs.

de marché peuvent accroître leur refinancement auprès de la banque centrale pour sécuriser les ressources nécessaires au développement de leur activité de prêt à l'économie et au bout du

compte augmenter leur part de marché. Pour résumer, en transformant des créances privées en collatéral éligible, l'Eurosystème modifie les incitations à accorder des prêts à l'économie au

cours d'une période pendant laquelle détenir des actifs illiquides est moins souhaitable que détenir des actifs liquides.

Pour tester cette hypothèse sur notre échantillon de 177 banques de la zone euro de janvier 2011 à décembre 2014, nous effectuons une régression des prêts aux agents non financiers (prêts aux ménages et aux sociétés non financières) sur l'intensité de la variable mesurant la perte de financement de marché et sur des variables mesurant la composition du collatéral déposé auprès de la banque centrale. Nous nous intéressons principalement au signe positif et significatif du coefficient de la variable *Collat illiq*, car cela indiquerait que la capacité d'une banque à déposer en garantie plus de collatéral illiquide accroît le volume de ses prêts à l'économie. L'équation de régression est la suivante :

$$\begin{aligned} \text{Prêts}_{bk,t} = & \quad (2) \\ & \rho \text{Prêts}_{bk,t-1} + \alpha \text{Ratio de capital}_{bk,t} + \\ & \beta \text{Collat liq} + \text{illiq}_{bk,t} + \epsilon \text{Collat illiq}_{bk,t} + \\ & \gamma \text{Perte fin}_{bk,t-1} + \delta [\text{Perte fin}_{bk,t-1} * \text{Collat liq} + \text{illiq}_{bk,t}] + \\ & \xi [\text{Perte fin}_{bk,t-1} * \text{Collat illiq}_{bk,t}] + EF_{bk} + EF_{pays} + \epsilon_{bk,t} \end{aligned}$$

où l'indice *bk* (*t*) désigne une banque (respectivement, le mois et l'année). Pour tenir compte de l'inertie en matière de création de prêts, nous intégrons également la variable dépendante retardée comme variable explicative. Toutes les variables sont calculées en pourcentage du total du bilan de la banque, décalé d'une période, afin de corriger des différences de taille des banques.

Nous nous concentrons sur les variables *Collat liq* + *illiq*_{*bk,t*}, *Collat illiq*_{*bk,t*} et *Collat liq*_{*bk,t*} qui représentent respectivement la somme et le volume d'actifs illiquides et liquides déposés en garantie auprès de la banque centrale. Le coefficient β évalue dans quelle mesure le volume de collatéral déposé en garantie par une banque accroît son offre de prêt. Le coefficient ϵ évalue dans quelle mesure les créances privées (illiquides) jouent un rôle supplémentaire dans la détermination du volume de prêts. Nous anticipons que ces deux coefficients seront positifs. La variable *Perte fin*_{*bk,t-1*} correspond à l'intensité de la perte de financement au niveau de la banque pour le mois précédent (voir plus bas pour les détails). Nous nous attendons à ce que son coefficient γ soit négatif.

Nous incluons aussi les interactions entre cette variable *Perte fin*_{*bk,t-1*} et chaque variable de collatéral pour mesurer l'impact non linéaire des garanties pendant les périodes de perte de financement de marché. Le dépôt de collatéral

illiquide en garantie prend du temps et entraîne des frais juridiques importants, par exemple, dans certaines juridictions, en termes de livraison physique de la documentation des prêts à la banque centrale (Tamura & Tabakis, 2013)¹⁷. Par conséquent, il est très peu probable que les prêts récemment distribués soient déposés en garantie auprès de l'Eurosystème dans les deux mois qui suivent leur émission. Nous pensons qu'une corrélation instantanée et positive entre ces deux variables a peu de chances d'être expliquée par un dépôt contemporain des prêts accordés dans le mois de leur dépôt.

Nous incluons aussi plusieurs variables de contrôle pour corriger dans la régression d'éventuels facteurs de confusion. La variable *EF*_{*bk*} désigne l'inclusion des effets fixes bancaires pour prendre en compte l'hétérogénéité des modèles commerciaux des banques. La variable *EF*_{*pays*} correspond aux effets fixes propres au pays ou à la période. Ces variables capturent les chocs spécifiques à un pays qui affectent le secteur bancaire, ainsi que les chocs communs ayant une incidence sur la demande de prêts. L'hypothèse sous-jacente est que les banques font face à une demande de prêts relativement homogène dans un pays donné. Nous contrôlons également de la qualité des banques en incluant le ratio de capital (calculé comme le ratio de fonds propres par rapport au total du bilan, décalé d'une période). Les résidus sont « clustérisés » au niveau de la banque pour autoriser une hétérogénéité de la répartition des chocs sur la banque. Le résidu de la régression correspond à $\epsilon_{bk,t}$.

Résultats

Le tableau 7, dans lequel sont introduites une variable explicative après l'autre, reproduit les principales estimations de régressions. Les résultats mettent en évidence qu'une augmentation du volume de collatéral illiquide déposé à la banque centrale est associée à un accroissement significatif des prêts à l'économie. Le coefficient de *Collat illiq*_{*bk,t*} indique qu'une

17. Voir Tamura et Tabakis (2013) : « Les coûts opérationnels relativement élevés de l'utilisation des créances privées comme collatéral peuvent aussi se remarquer dans les exigences plus fortes sur le plan opérationnel et en matière d'éligibilité pour les créances privées que pour les actifs négociables (voir Annexe, tableau A1). Ces exigences se rapportent : (i) au fait d'avertir préalablement le débiteur de cette mobilisation (dans certaines juridictions) ; (ii) à la livraison physique des documents de prêts ; (iii) à la cessibilité des créances privées ; et (iv) à l'obligation, pour les contreparties de rapporter l'existence de créances privées. Ces conditions qui sont directement requises par les législations nationales (par ex. i et iii) ou qui reflètent les politiques des banques centrales (par ex. iv) impliquent que les créances privées ne sont normalement pas des actifs que l'on prévoit de négocier très fréquemment. »

augmentation de 1 point de pourcentage du volume de collatéral illiquide déposé auprès de la banque centrale (en pourcentage du total du bilan de la banque) entraîne une hausse d'environ 0.3 point de pourcentage du ratio prêts sur total du bilan. C'est significatif économiquement car une augmentation d'un écart type du volume de collatéral illiquide entraîne une hausse de 0.6 point de pourcentage du ratio prêts sur total du bilan ou une augmentation de 1.1 % de l'activité de prêt, ce qui est cohérent avec notre hypothèse que l'éligibilité du collatéral illiquide dynamise l'activité de prêt des banques. Si l'augmentation du volume de collatéral illiquide est temporaire, l'augmentation correspondante de 0.6 point de pourcentage de l'activité de prêt est aussi de courte durée et disparaît de manière exponentielle au taux de 23 % par mois, selon nos estimations.

Nous trouvons également une corrélation positive entre le volume total de collatéral déposé (quelle qu'en soit la liquidité) et les prêts. Notre principale contribution consiste à souligner, pour un certain niveau de collatéral déposé, l'importance de la composante liquidité du panier de garanties sur l'activité de prêt. Les créances privées éligibles, à faible probabilité de défaut, ne sont pas susceptibles de créer des problèmes de risque moral. De plus, pour prendre en compte la qualité des banques, nous incluons le ratio de capital dans les estimations. Le ratio de capital

est positif et significatif, ce qui suggère qu'une augmentation de ce ratio est associée à un plus grand volume de prêts à l'économie.

La perte de financement de marché telle que mesurée par $Perte\ fin_{bk,t-1}$ a un impact négatif et substantiel sur l'activité de prêt des banques. Cet impact est significatif. Une variation d'un écart type de l'intensité de la perte de financement de marché des banques touchées par une perte de financement de marché au moins une fois (c'est-à-dire une perte de 9 % du financement de marché), entraîne une réduction de 0.5 point de pourcentage du ratio de prêts en pourcentage du bilan, ou de 0.9 % de son activité de prêt. Les effets sur les prêts à l'économie d'une perte de financement de marché sont atténués par le dépôt d'un plus grand volume de collatéral à la banque centrale : la variable d'interaction entre l'intensité de la perte de financement de marché et le volume total de collatéral est positive et significative dans la plupart des spécifications (y compris dans le tableau A.5 lorsque nous contrôlons de la notation de la banque).

Tests de robustesse

Nous effectuons également des tests de robustesse. Le premier test consiste à remplacer la variable $Collat\ illiq_{bk,t}$ dans l'équation (2) par la différence entre le volume d'actifs illiquides déposés en garantie et le volume d'actifs

Tableau 7
Prêts bancaires et liquidité du collatéral

	(1) Prêts	(2) Prêts	(3) Prêts	(4) Prêts	(5) Prêts	(6) Prêts
Prêts (t-1)	0.774*** (0.0443)	0.771*** (0.0451)	0.771*** (0.0446)	0.772*** (0.0446)	0.769*** (0.0454)	0.765*** (0.0457)
Ratio de capital	0.425*** (0.119)	0.430*** (0.119)	0.439*** (0.128)	0.443*** (0.128)	0.447*** (0.128)	0.446*** (0.128)
Collat liq + illiq	0.0250*** (0.00737)	0.0230*** (0.00807)		0.0266*** (0.00693)	0.0245*** (0.00729)	0.0265** (0.0119)
Collat illiq		0.282*** (0.0881)			0.277*** (0.0862)	0.279*** (0.0868)
Perte fin*			- 0.0235 (0.0245)	- 0.0261 (0.0244)	- 0.0252 (0.0242)	0.0564** (0.0249)
Perte fin* × Collat liq + illiq						0.248** (0.101)
Perte fin* × Collat illiq						- 0.265 (0.609)
R ² ajusté	0.662	0.664	0.662	0.663	0.664	0.666
Observations	8 221	8 221	8 221	8 221	8 221	8 221

*Perte de financement de marché telle que définie dans le texte.

Erreurs types entre parenthèses. Ensemble des variables au niveau bancaire.

Note : régression de panel avec résidus *clustérisés* au niveau banque et effets fixes banque, temporels et pays.

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

liquides déposés en garantie $Collat_{illiq} - liq_{bk,t}$. Le coefficient de cette variable peut être interprété comme l'effet de l'augmentation de la part d'actifs illiquides dans le panier de garanties, pour un volume identique de collatéral.

Le deuxième test consiste à retirer le dernier semestre de 2014 de la période d'estimation. En effet, certains pourraient penser que les opérations de refinancement à long terme ciblées (TLTRO) lancées en juin 2014 ont pu modifier la relation entre l'activité de prêt et l'activité de refinancement de la banque.

Le troisième test inclut la notation de la banque comme variable de contrôle supplémentaire de

la qualité de la banque. Comme les notes ne sont disponibles que pour un sous-groupe de banques, cela réduit considérablement la taille de l'échantillon.

Le tableau 8 donne le résultat obtenu en changeant la spécification de la variable mesurant l'impact du collatéral illiquide sur l'activité de prêt des banques. Le résultat indique que l'effet de composition est très net, car le coefficient de la variable $Collat_{illiq} - liq_{bk,t}$ est positif et significatif. Enfin, les résultats restent inchangés lorsque nous excluons le dernier semestre de la période d'évaluation au Tableau A4 ou lorsque nous incluons la note de la banque dans le Tableau A5.

Tableau 8
Prêts bancaires et liquidité du collatéral

	(1) Prêts	(2) Prêts	(3) Prêts	(4) Prêts	(5) Prêts	(6) Prêts
Prêts (t-1)	0.774*** (0.0443)	0.771*** (0.0451)	0.771*** (0.0446)	0.772*** (0.0446)	0.769*** (0.0454)	0.765*** (0.0457)
Ratio de capital	0.424*** (0.119)	0.430*** (0.119)	0.439*** (0.128)	0.442*** (0.128)	0.447*** (0.128)	0.446*** (0.128)
Collat liq + illiq	0.0250*** (0.00745)	0.164*** (0.0439)		0.0265*** (0.00697)	0.163*** (0.0431)	0.166** (0.0443)
Collat illiq - liq		0.141*** (0.0440)			0.139*** (0.0431)	0.140*** (0.0434)
Perte fin*			- 0.0235 (0.0246)	- 0.0262 (0.0243)	- 0.0252 (0.0242)	0.0564** (0.0249)
Perte fin* × Collat total						0.115
Collat illiq - liq						(0.299)
Perte fin* × Collat illiq						- 0.133 (0.304)
R ² ajusté	0.662	0.664	0.662	0.663	0.664	0.666
Observations	8 221	8 221	8 221	8 221	8 221	8 221

*Perte de financement de marché telle que définie dans le texte.

Erreurs types entre parenthèses. Ensemble des variables au niveau bancaire.

Note : régression de panel avec résidus *clustérisés* au niveau banque et effets fixes banque, temporels et pays.

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

* *
*

Nous étudions l'impact sur l'activité de prêt des banques de la capacité à déposer du collatéral illiquide au cours la crise de la dette souveraine européenne. En utilisant cette possibilité, les banques ont été en mesure de convertir des prêts illiquides en réserves liquides déposées

à la banque centrale. Pour identifier les conséquences bénéfiques du collatéral (il)liquide sur l'offre de prêt de chaque banque, nous utilisons les différences de proportion de collatéral illiquide déposé en garantie. Elle varie à la fois en coupe et dans le temps. Nous montrons que les banques qui ont déposé en garantie plus d'actifs illiquides contre des réserves de la banque centrale ont été celles qui ont le moins réduit leur activité de prêts à l'économie. □

BIBLIOGRAPHIE

- Abbassi, P., Bräuning, F., Fecht, F. & Peydro, J.-L. (2014).** Cross-border liquidity, relationships and monetary policy: Evidence from the euro area interbank crisis. Deutsche Bundesbank, *Discussion Papers* 45 / 2014.
- Acharya, V. & Steffen, S. (2015).** The greatest carry trade ever? Understanding eurozone bank risks. *Journal of Financial Economics*, 115, 215–236.
- Ahn, J.-H., Bignon, V., Breton, R. & Martin, A. (2016).** Interbank market and central bank policy. Federal Reserve Bank of New York, *Staff Report* 763.
- Bagehot, W. (1873).** *Lombard Street: a description of the money market* (5th ed.). London: Henry S. King and Co.
- Bernanke, B. (1983).** Non-monetary Effects of the Financial Crisis in the Propagation of the Great Depression. *American Economic Review* 73(3), 257-276.
- Bignon, V., Boissay, F., Cahn, C. & Harpedanne de Belleville, L.-M. (2016).** Extended eligibility of credit claims for Eurosystem refinancing Consequences for the supply of credit to companies. *Quarterly selection of articles - Bulletin de la Banque de France*, 43, 15–23.
- Bignon, V. & Jobst, C. (2017).** Economic crises and the eligibility for the lender of last resort: evidence from France. Banque de France, *Working paper* N° 618.
- Bindseil, U. (2013).** Central bank collateral, asset fire sales, regulation and liquidity. *European Central Bank Working Paper* N° 1610.
- Bindseil, U. (2014).** *Monetary Policy Implementation: Theory, Past and Present*. Oxford: Oxford University Press.
- Bindseil, U. & Jablecki, J. (2013).** Central bank liquidity provision, risk-taking and economic efficiency. *European Central Bank Working Paper* N° 1542.
- Bindseil, U. & Papadia, F. (2007).** Risk management and market impact of central bank credit operations. Bindseil et al. (Eds). *Risk management for central bank and other public investors*. Oxford: Oxford University Press, 271–302.
- BIS (2013).** *Central bank collateral frameworks and practices*. Technical report.
- Bryant, J. (1980).** A model of reserves, bank runs, and deposit insurance. *Journal of Banking and Finance*, 4, 335–344.
- Chernenko, S. & Sunderam, A. (2014).** Frictions in shadow banking: Evidence from the lending behavior of money market mutual funds. *Review of Financial Studies*, 27(6), 1717–1750.
- Claeys, G. (2014).** *The (not so) Unconventional Monetary Policy of the European Central Bank since 2008*. European Parliament’s Committee on Economy and Monetary Affairs, June.
- Cornett, M. M., McNutt, J. J., Strahan, P. E. & Tehranian, H. (2011).** Liquidity risk management and credit supply in the financial crisis. *Journal of Financial Economics*, 101(2), 297–312.
- Correa, R., Sapriza, H. & Zlate, A. (2013).** Liquidity shocks, dollar funding costs, and the bank lending channel during the European sovereign crisis. Board of Governors of the Federal Reserve System, *International Finance Discussion Papers*.
- de Haan, L., End, J. W. & Vermeulen, P. (2015).** Lenders on the storm of wholesale funding shocks: Saved by the central bank? De Nederlandsche Bank, *Working Paper* N° 456.
- Diamond, D. W. (1996).** Financial intermediation as delegated monitoring: A simple example. *FRB Richmond Economic Quarterly*, 82(3), 51–66.
- Diamond, D. W. & Dybvig, P. (1983).** Bank runs, deposit insurance, and liquidity. *Journal of Political Economy*, 91(3), 401–419.
- Diamond, D. W. & Rajan, R. G. (2005).** Liquidity shortages and banking crises. *Journal of Finance*, 60(2), 615–647.
- ECB (2012).** Implementation of new collateral rules and reserve requirements. *ECB Monthly Bulletin*, 2, 29–30, Box 2.
- ECB (2013).** *Collateral eligibility requirements: A comparative study across specific frameworks*. Report on collateral frameworks.
- Friedman, M. & Schwartz, A. (1961).** *A Monetary History of the United States, 1867-1960*. Princeton: Princeton University Press.

- Frutos, J. C., Garcia-de Andoain, C., Heider, F. & Papsdorf, P. (2016).** Stressed interbank markets: evidence from the European financial and sovereign debt crisis. European Central Bank, *Working Paper Series* N° 1925.
- Gorton, G. & Metrick, A. (2012).** Who ran on repo? *NBER Working Papers* N° 18455.
- Gorton, G. & Winton, A. (2003).** Financial Intermediation. *The Handbook of the Economics of Finance*. Amsterdam: Elsevier Science.
- Ivashina, V., Scharfstein, D. S. & Stein, J. C. (2015).** Dollar funding and the lending behavior of global banks. *The Quarterly Journal of Economics* 130(3), 1241–1281. doi:10.1093/qje/qjv017.
- Kashyap, A. K., Rajan, R. & Stein, J. C. (2000).** Banks as liquidity providers: An explanation for the co-existence of lending and deposit-taking. *Journal of Finance*, 57(1), 33–73.
- Kashyap, A. K. & Stein, J. C. (2000).** What do a million banks have to say about the transmission of monetary policy? *American Economic Review*, 90(3), 407–428.
- Kiyotaki, N. & Moore, J. (1997).** Credit cycles. *Journal of Political Economy*, 105(2), 211–248.
- Loutskina, E. & Strahan, P. E. (2009).** Securitization and the declining impact of bank finance on loan supply: Evidence from mortgage acceptance rates. *Journal of Finance*, 64(2), 861–889.
- Mancini, L., Ranaldo, A. & Wrampelmeyer, J. (2016).** The euro interbank repo market. *Review of Financial Studies* 29(7), 1747–1779. doi: 10.1093/rfs/hhv056.
- Marx, M., Nguyen, B., & Sahuc, J.-G. (2016).** Monetary policy measures in the euro area and their effects since 2014. Banque de France, *Rue de la Banque* N° 32.
- Nyborg, K. G. & Strebulaev, I. A. (2001).** Collateral and short squeezing of liquidity in fixed rate tenders. *Journal of International Money and Finance*, 20(6), 769–792.
- Perignon, C., Thesmar, D. & Vuillemeys, G. (2017).** Wholesale funding dry-ups. *Journal of Finance*, Forthcoming.
- Sauerzopf, B. (2007).** Credit claims as eligible collateral for Eurosystem credit operations. *OeNB Monetary Policy and the Economy*, Q2, 80–92.
- Singh, M. & Stella, P. (2012).** Money and collateral. International Monetary Fund, *Working Papers* N° 12/95.
- Tamura, K. & Tabakis, E. (2013).** The use of credit claims as collateral for Eurosystem credit operations. European Central Bank, *Occasional Paper Series* N° 148.
- Thornton, H. (1802).** *An enquiry into the nature and effects of the paper credit of Great Britain*. London: Knight and Compton.

Tableau A1

Grille de décote applicable aux créances privées éligibles en collatéral, en %

Échéances résiduelles	Valorisation (1)		Valorisation (2)		Créances hypothécaires sur biens immobiliers résidentiels (RMB) (3)
	AAA à A	BBB+ à BBB-	AAA à A	BBB+ à BBB-	
<1 an	10	17	12	19	39.5
1-3 ans	12	29	16	34	39.5
3-5 ans	14	37	21	46	39.5
5-7 ans	17	39	27	52	39.5
7-10 ans	22	40	35	58	39.5
10 ans	30	42	45	65	39.5

Note : les valorisations (1) et (2) sont respectivement basées sur un prix théorique attribué par la banque centrale nationale (BCN) et sur le montant d'encours attribué par la BCN ; la dernière colonne (3) concerne les créances hypothécaires non négociables sur biens immobiliers résidentiels (RMB).

Source : BCE (<https://www.ecb.europa.eu/mopo/assets/risk/liquidity/html/index.en.html>).

Tableau A2

Statistiques descriptives en janvier 2011 – banques n'ayant jamais subi de perte substantielle de financement de marché*

Variable	Obs.	Moyenne	Évol. std	P5	P95
Perte fin*	75	0	0	0	0
Collat illiq	75	.7	1.4	0	2.8
Collat liq	75	3.4	3.3	0	10.7
Collat liq + illiq	75	4.1	3.6	0	10.8
Obligations détenues	72	15.3	8.9	1.4	29.3
Prêts	75	53.3	21.2	11.9	87.4
Dette émise	75	16.9	17.9	0	46.5
Prêts interbancaires	75	17.3	15.7	2.2	47.4
Emprunts interbancaires	75	28.5	21.8	4.3	76.6
Position interbancaire nette	75	- 11.1	21.5	- 53.1	19.8
Refin. banque centrale	75	1	2.3	0	6.9
Ratio de capital	75	7.4	3.6	2.4	14
Notation de crédit	40	4.8	1.7	1	7.5

Note : toutes les variables sont exprimées en % du total des actifs, à l'exception de la notation pour laquelle 1=AAA et une augmentation de 1 correspond à un cran.

Lecture : parmi les banques n'ayant subi aucun épisode de Perte fin* pendant la période que nous étudions, la moyenne des obligations détenues normalisée par le total des actifs était de 15.5 % au 1^{er} mois de 2011.

*Perte de financement de marché telle que définie dans le texte.

Source : base de données IBSI, Banque de France et calculs des auteurs.

Tableau A3

Statistiques descriptives en janvier 2011 – banques subissant au moins une fois une perte de financement de marché* entre janvier 2011 et décembre 2014.

Variable	Obs.	Moyenne	Évol. Std	P5	P95
Perte fin*	102	6	9.1	0	18.6
Collat illiq	102	.8	1.5	0	4.1
Collat liq	102	6	9.1	0	18.3
Collat liq + illiq	102	6.8	9.1	0	18.3
Obligations détenues	101	17.3	10.1	.3	33.2
Prêts	102	54.2	19.2	21.9	79.1
Dette émise	102	16.1	17.3	.1	54.8
Prêts interbancaires	102	14.5	12	1.7	34
Emprunts interbancaires	102	25.9	18.1	4.7	59.1
Position interbancaire nette	102	- 11.4	17.5	- 44.3	7.3
Refin. banque centrale	102	2.4	5.4	0	12.2
Ratio de capital	102	7.6	4.3	1.7	14.1
Notation de crédit	48	5.4	2.1	2	9

Note : toutes les variables sont exprimées en % du total des actifs à l'exception de la notation pour laquelle 1=AAA et une augmentation de 1 correspond à un cran.

lecture : parmi les banques ayant subi au moins un épisode de Perte fin* pendant la période que nous étudions, la moyenne des obligations détenues normalisée par le total des actifs était de 17.3 % au 1^{er} mois de 2011.

*Perte de financement de marché telle que définie dans le texte.

Source : base de données IBSI, Banque de France et calculs des auteurs.

Tableau A4

Prêts bancaires et liquidité du collatéral, sous-échantillon de janvier 2011 à juin 2014

	(1) Prêts	(2) Prêts	(3) Prêts	(4) Prêts	(5) Prêts	(6) Prêts
Prêts (t-1)	0.754*** (0.0499)	0.751*** (0.0506)	0.750*** (0.0505)	0.751*** (0.0505)	0.749*** (0.0511)	0.746*** (0.0515)
Ratio de capital	0.464*** (0.135)	0.469*** (0.135)	0.490*** (0.149)	0.491*** (0.149)	0.494*** (0.148)	0.498*** (0.151)
Collat liq + illiq	0.0291*** (0.00856)	0.0271*** (0.00948)		0.0315*** (0.00744)	0.0295*** (0.00810)	0.0297** (0.0126)
Collat illiq		0.291*** (0.102)			0.280*** (0.0980)	0.285*** (0.0988)
Perte fin*			- 0.0295 (0.0276)	- 0.0334 (0.0269)	- 0.0319 (0.0268)	- 0.0626** (0.0291)
Perte fin* × Collat liq + illiq						0.239*** (0.0941)
Perte fin* × Collat illiq						- 0.197 (0.666)
R ² ajusté	0.628	0.629	0.628	0.629	0.630	0.632
Observations	7 206	7 206	7 206	7 206	7 206	7 206

*Perte de financement de marché telle que définie dans le texte.

Erreurs types entre parenthèses. Ensemble des variables au niveau bancaire.

Note : régression par panel avec résidus clustérisés au niveau de la banque, effets fixes temporels, banque et pays.

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

Tableau A5

Prêts bancaires et liquidité du collatéral en contrôlant par la notation de crédit

	(1) Prêts	(2) Prêts	(3) Prêts	(4) Prêts	(5) Prêts	(6) Prêts
Prêts (t-1)	0.628*** (0.0881)	0.619*** (0.0885)	0.629*** (0.0890)	0.628*** (0.0886)	0.620*** (0.0887)	0.616*** (0.0889)
Ratio de capital	0.543** (0.238)	0.550** (0.235)	0.609** (0.265)	0.614** (0.261)	0.611** (0.258)	0.668** (0.283)
Notation de crédit	- 0.00034 (0.00208)	- 0.00088 (0.00210)	- 0.00012 (0.00213)	- 0.00012 (0.00216)	- 0.000650 (0.00216)	- 0.000734 (0.00224)
Collat liq + illiq	0.0425* (0.0254)	0.0319 (0.0287)		0.0489** (0.0228)	0.0383 (0.0253)	0.0182 (0.0341)
Collat illiq		0.499*** (0.156)			0.459*** (0.143)	0.463*** (0.147)
Perte fin*			- 0.0527 (0.0508)	- 0.0576 (0.0499)	- 0.0502 (0.0501)	- 0.106* (0.0623)
Perte fin* × Collat liq + illiq						0.846** (0.333)
Perte fin* × Collat illiq						- 0.512 (1.302)
R ² ajusté	0.560	0.565	0.561	0.563	0.567	0.571
Observations	4 290	4 290	4 290	4 290	4 290	4 290

*Perte de financement de marché telle que définie dans le texte.

Erreurs types entre parenthèses. Ensemble des variables au niveau bancaire.

Note : régression par panel avec résidus *clustérisés* au niveau de la banque, effets fixes temporels, banque et au pays.* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

Des banques mieux capitalisées peuvent-elles être plus profitables ? Analyse des grands groupes bancaires français avant et après la crise financière

Can better capitalised banks be more profitable? An analysis of large French banking groups before and after the financial crisis

Olivier de Bandt*, Boubacar Camara*, Pierre Pessarossi* et Martin Rose**

Résumé – L'article étudie l'effet de la capitalisation des banques françaises sur leur profitabilité. Il contribue au débat ayant émergé, suite à la crise financière, sur l'impact du renforcement de la réglementation du capital (Bâle III). Nos résultats économétriques montrent que sur la période 1993-2012, au-delà de l'évolution tendancielle de la profitabilité qui est plus faible après crise, les banques qui augmentent leurs ratios de fonds propres plus que la moyenne améliorent leur profitabilité, sans qu'il soit possible de distinguer entre les augmentations volontaires et celles imposées par la réglementation. *Ceteris paribus*, une hausse de 100 points de base des différentes mesures de capitalisation entraîne une augmentation du rendement des fonds propres (*return on equity*, ROE) moyen de 3 à 10 % et de 7 à 30 % du rendement des actifs (*return on assets*, ROA), selon le type de ratio de capital considéré. L'impact positif d'une augmentation de la capitalisation sur le ROA est moins important lorsque celle-ci se fait par émissions d'actions.

Abstract – The article studies the effect of French banks' capitalisation on their profitability. It contributes to the debate which has emerged, following the financial crisis, on the impact of the tightening of the regulation of capital (Basel III). Our econometric results show that over the period of 1993-2012, beyond the general trend of profitability which is weaker after the crisis, banks which increase their capital ratio more than the average improve their profitability, without it being possible to distinguish between voluntary increases and those imposed by regulation. All else being equal, a 100-basis point increase of the different capitalisation measures leads to a 3 to 10% increase in the average return on equity (ROE), depending on the measures considered, and to a 7 to 30% increase in the average return on assets (ROA). The positive impact of an increase of capitalisation on ROA is less significant when it is done by issuing shares.

Codes JEL / JEL Classification : G21, G28

Mots-clés : ROE, ROA, ratios de solvabilité, capital, réglementation bancaire, Bâle III

Keywords: ROE, ROA, solvency ratios, capital, banking regulation, Basel III

Rappel :

Les jugements et opinions exprimés par les auteurs n'engagent qu'eux mêmes, et non les institutions auxquelles ils appartiennent, ni a fortiori l'Insee.

* Autorité de contrôle prudentiel et de résolution (olivier.debandt@acpr.banque-france.fr; boubacar.camara@acpr.banque-france.fr; pierre.pessarossi@acpr.banque-france.fr).

** Banque centrale européenne (martin.rose@ecb.europa.eu).

Les opinions présentées ici sont celles des auteurs et ne sauraient engager l'Autorité de contrôle prudentiel et de résolution ou la Banque centrale européenne. Les auteurs remercient deux relecteurs anonymes de la revue pour leurs remarques et suggestions.

La crise financière a mis en évidence la nécessité de renforcer la réglementation et la supervision du secteur bancaire afin d'accroître sa capacité d'absorption de chocs défavorables. La réforme de Bâle III, dont les grandes lignes ont été annoncées dès 2010, a porté une attention particulière au rôle des fonds propres des banques, car de nombreux établissements financiers fortement endettés ont fait faillite ou ont dû être renfloués par les autorités publiques. Le coût social des faillites bancaires justifie l'existence d'exigences en capital pour les établissements financiers (Berger et al., 1995 ; Admati et al., 2011, Calomiris, 2013). Selon le gouverneur de la Banque d'Angleterre, Mark Carney, « *seules les banques bien capitalisées peuvent servir les besoins de l'économie réelle et favoriser une croissance forte et soutenable. [...] Là où les fonds propres ont été reconstitués et les bilans redressés, les systèmes bancaires et les économies ont prospéré* » (Carney, 2013 a et b).

Les accords de Bâle III proposent notamment un cadre renforcé en termes d'exigences en capital pour les banques. Cette réforme impose une amélioration de la qualité des fonds propres en exigeant des niveaux plus élevés d'actions ordinaires (*common equity*). Elle prévoit également un ratio

de levier minimum¹ (voir encadré 1). Ces exigences en capital risquent cependant d'induire des arbitrages au sein de l'économie. Les banques affirment souvent que la hausse de ces exigences risque de dégrader leur rentabilité : par exemple, leur coût de financement global pourrait augmenter fortement en raison du niveau plus élevé de fonds propres. Cette hausse des coûts pourrait ainsi avoir un effet négatif sur la distribution du crédit et réduire la profitabilité des banques. Cependant, la théorie économique ne permet pas de trancher car aucun consensus n'émerge en ce qui concerne l'effet des fonds propres sur les performances des banques. S'appuyant sur l'hypothèse des marchés parfaits, Modigliani et Miller (1958) concluent que les décisions liées à la structure du capital n'ont pas d'incidence sur la valeur de marché des entreprises, notamment bancaires (Miller, 1995). Cependant, un autre courant de la littérature souligne que la dette, en limitant la liberté d'action des gestionnaires par rapport aux actionnaires, peut avoir des effets positifs sur la valeur des firmes (cf., par exemple, Hart & Moore, 1995 ; Diamond & Rajan, 2001).

1. Le ratio de levier rapporte un indicateur de fonds propres à une mesure du total des actifs et des expositions du hors bilan. Il vise à garantir la détention d'un niveau minimum de fonds propres pour couvrir les pertes non anticipées par la banque.

ENCADRÉ 1 – La réglementation du capital bancaire

La réglementation bancaire des banques internationales est définie par le Comité de Bâle, une instance internationale composée aujourd'hui de 28 juridictions. En 1988 les accords dits « Bâle I », portant essentiellement sur le risque de crédit, introduisent un ratio de solvabilité minimale, baptisé « ratio Cooke », rapportant le capital à une mesure des actifs. En 2004, les accords « Bâle II » refondent les règles prudentielles internationales en proposant une prise en compte plus complète des risques bancaires et un calcul plus fin du risque de crédit qui jusqu'alors était appréhendé par une pondération uniforme pour chaque grande catégorie d'actifs. Ce calcul peut désormais être réalisé au moyen de modèles internes élaborés par les banques sous le contrôle du superviseur ou à travers les notations des contreparties faites par les agences de notations (approche standard). C'est à partir de 2008, que les modèles internes bancaires sont validés dans la plupart des pays et notamment en France, le régulateur autorisant une réduction limitée des exigences en capital pour les banques qui mettent en place une meilleure gestion interne des risques.

Néanmoins, la crise des *subprimes* et ses conséquences, montrent que Bâle II est insuffisant pour prendre en compte les risques d'un système bancaire dont l'activité a évolué, avec l'émergence de nouveaux risques tels ceux issus de la titrisation. Dans le même temps les États-Unis adoptent une approche différenciée, en

distinguant les grandes banques systémiques des plus petites, sans toutefois mettre en œuvre formellement l'ensemble du cadre Bâle II. Le Comité de Bâle révisé sa législation en 2009 puis en 2010, afin de mieux contrôler la titrisation et le risque de marché, avec un ensemble de recommandations parfois appelé « Bâle 2.5 ». Ces règles entrent totalement en vigueur en France au 31 décembre 2011. Le Comité de Bâle publie en 2010 les grandes lignes des accords « Bâle III » et les détails de la réglementation sont discutés par la suite. Le calcul des exigences de solvabilité est revu, avec une définition plus stricte des instruments entrant dans le numérateur des ratios de fonds propres sur actifs pondérés du risque (soit les ratios de fonds propres de base de catégorie 1 *Common Equity Tier 1*, Tier 1, ainsi que le ratio global de fonds propres réglementaires) et la définition d'un ratio non pondéré des risques dit « ratio de levier ». D'autres avancées majeures concernent la prise en charge du risque de liquidité.

À l'échelle européenne, la transposition des accords de Bâle III (par la directive CRDIV et le règlement CRR) entre en vigueur au 1^{er} janvier 2014 et s'applique à tous les établissements de crédit de l'Union européenne, tant sur base *solo* que consolidée. Néanmoins, de nombreuses dispositions transitoires courent jusqu'en 2019. Les études d'impact menées par le Comité de Bâle ont révélé que les banques françaises ont progressivement anticipé dès 2010 les exigences de Bâle III.

L'augmentation des fonds propres, en réduisant les contraintes sur les dirigeants, pourrait alors se révéler préjudiciable aux performances. Enfin, un troisième courant théorique affirme que les fonds propres devraient au contraire avoir un effet positif sur les performances (par exemple, Holmstrom & Tirole, 1997). En effet, la hausse des fonds propres diminue l'aléa moral existant entre les actionnaires et les créanciers, permettant ainsi d'améliorer les performances des banques.

Notre stratégie empirique consiste à évaluer le rôle des mesures de capitalisation des banques sur leur rentabilité (pour une analyse des principaux canaux susceptibles d'entraîner une variation de la rentabilité, voir complément en ligne C2). Nous procédons en plusieurs étapes. Premièrement, nous mettons en évidence une relation positive significative entre la capitalisation et la rentabilité. Deuxièmement, nous testons le délai d'impact de cet effet. Troisièmement, nous évaluons si l'effet dépend de la méthode choisie par la banque pour augmenter sa capitalisation (par exemple, en émettant de nouvelles actions). En présence d'asymétrie d'information, la décision d'émettre de nouvelles actions pourrait être perçue par les investisseurs comme un mauvais signal sur les perspectives d'une firme (Myers & Majluf, 1984) et affecter négativement sa valeur. Ensuite, nous évaluons si cette relation est différente pour les banques qui détiennent un coussin de fonds propres plus faible. Le niveau de ce coussin dépend à la fois des exigences totales en capital en considérant les exigences supplémentaires au titre du « pilier 2 »² et du choix de la banque de détenir des fonds propres à un niveau plus ou moins proche des seuils réglementaires. Les banques présentant des coussins de sécurité plus faibles pourraient être considérées comme ayant un risque plus important d'enfreindre les règles relatives à la détention de fonds propres. Enfin, nous examinons le canal par lequel la capitalisation des banques influence la rentabilité.

Cette étude contribue à la littérature de plusieurs manières. Tout d'abord, nous utilisons une nouvelle base de données confidentielles concernant les groupes bancaires français, y compris leurs filiales dans les pays étrangers, collectées par l'Autorité de contrôle prudentiel et de résolution. Par rapport à d'autres données

publiques disponibles, cette base de données contient des indicateurs plus harmonisés, puisque tous les groupes bancaires établissent leur déclaration sous le même format réglementaire pour une année donnée. Nous considérons différentes mesures de la capitalisation, correspondant à différents types de fonds propres des banques, auxquelles se réfèrent généralement la littérature économique et les autorités prudentielles. Ces mesures tiennent compte, selon le cas, des actifs non pondérés et pondérés des risques, ainsi que des expositions au bilan et de hors-bilan des banques. Elles reflètent ainsi la logique du nouveau dispositif Bâle III qui combine l'ensemble de ces caractéristiques. En utilisant des données prudentielles confidentielles portant sur les exigences en fonds propres supplémentaires au titre du « pilier 2 » de chaque banque, nous pouvons calculer une mesure plus exacte des exigences en capital. Ensuite, notre échantillon de grandes banques françaises, qui représentent plus de 90 % du total des actifs des banques françaises en 2012, permet d'étudier l'un des systèmes bancaires les plus importants d'Europe et de nous concentrer sur des établissements significatifs pour lesquels la réglementation prudentielle est la plus pertinente. La période d'analyse 1993-2012 relativement étendue nous permet d'obtenir des résultats qui sont robustes pour différents cycles économiques.

Nous testons l'impact des fonds propres sur la rentabilité à partir de régressions à effet fixe, avec des valeurs retardées des mesures des fonds propres afin d'écarter les biais liés à l'endogénéité des mesures simultanées des fonds propres par rapport à la rentabilité. Nous menons de plus des tests de causalité de Granger qui conduisent à rejeter l'hypothèse d'endogénéité. Notre stratégie économétrique, qui s'appuie sur ces tests de Granger de causalité, même si elle nous met à l'abri de biais liés à certains types de causalité inverse (par exemple, l'impact de la rentabilité sur le capital à une date donnée), ne permet toutefois pas d'en écarter d'autres (les banques qui anticipent un meilleur rendement futur lèvent plus de capital aujourd'hui) ou ceux liés à l'omission de variable telle la qualité de la gestion (des banques mieux gérées lèvent plus de capital aujourd'hui et sont plus rentables au bout de quelques années). Cependant, les résultats de tests complémentaires montrent que ces biais potentiels ne sont pas de nature à entamer la robustesse de nos résultats.

Nos résultats montrent qu'au-delà de l'évolution tendancielle de la rentabilité, les banques qui augmentent leurs ratios de fonds propres plus

2. Dans le régime prudentiel de « Bâle II » et « Bâle III » (voir encadré 1), le « pilier 2 » correspond aux exigences réglementaires spécifiques à un groupe bancaire donné, qui s'ajoutent aux exigences imposées à tous les établissements (« pilier 1 »).

que la moyenne améliorent leur profitabilité, sans qu'il soit possible pour autant de distinguer les augmentations de capital volontaires de celles imposées par la réglementation³. En effet, il est important de noter que les augmentations volontaires permettent de constituer un coussin de fonds propres plus important et de saisir des opportunités d'investissement. Cependant, les données disponibles sur l'ensemble de la période ne permettent pas de distinguer correctement ces deux types d'augmentation de capital. *Ceteris paribus*, une hausse de 100 points de base des différentes mesures de capitalisation entraîne une augmentation du rendement des fonds propres (*return on equity*) ROE de 0.31 à 1.12 point de pourcentage selon le type de ratio de capital considéré (soit de 3 à 10 % d'augmentation par rapport au ROE moyen). Cet impact est compris entre 0.04 et 0.18 point de pourcentage pour le rendement des actifs (*return on assets*) ROA (7 à 30 % d'augmentation par rapport au ROA moyen). En termes relatifs, l'effet sur le ROA apparaît donc économiquement plus important que pour le ROE.

Cet effet d'une hausse des fonds propres sur la rentabilité est plus fort lorsque le décalage temporel est plus important, généralement lorsqu'il atteint deux ans, ce qui montre qu'il faut du temps pour affecter les performances. Par conséquent, nous rejetons l'hypothèse d'un effet négatif des fonds propres sur la profitabilité. La hausse des exigences en capital peut certainement avoir des effets dissuasifs au-delà d'un certain seuil (Calomiris, 2013) et lorsque les établissements ne disposent pas de délais raisonnables pour les respecter, mais nos résultats ne permettent pas de le mettre en évidence.

De plus, de manière générale, l'augmentation du capital social, à travers les émissions d'actions, contribue à réduire l'impact positif de la capitalisation sur le ROA. L'existence de coûts d'émissions et d'asymétries d'information rend en effet plus coûteuses les émissions d'actions.

Enfin, l'impact positif des augmentations de capital sur la profitabilité est plus fort pour les banques détenant *ex ante* des coussins de fonds propres plus faibles. Dans ce cas, les hausses de fonds propres semblent très ciblées et visent davantage à saisir des opportunités d'investissement qu'à constituer un simple coussin de sécurité.

3. Le complément en ligne C2 fournit quelques éléments empiriques montrant que la relation positive entre capitalisation et profitabilité s'expliquerait par l'amélioration de l'efficacité bancaire.

L'article est structuré comme suit : dans un premier temps, la littérature existante est passée en revue suivie de la formulation des hypothèses ; puis sont indiquées les données et la méthodologie ; viennent ensuite les résultats ; finalement sont présentées des investigations complémentaires sur les résultats⁴ suivies d'éléments de conclusion.

Examen de la littérature existante et hypothèses

Il existe une importante littérature théorique qui étudie l'effet des fonds propres sur la valeur des firmes, en particulier des banques. Trois théories distinctes aboutissent à des conclusions différentes. Dans le cadre de Modigliani et Miller (1958), les sources de financement n'ont pas d'effet sur les flux de trésorerie générés par les actifs. La variation de la part relative des capitaux propres et de la dette n'a donc aucun effet sur la valeur de l'entreprise. Le coût des capitaux propres est une fonction du risque des actifs et de l'endettement et, pour maintenir le coût moyen pondéré du capital constant, il diminue quand la part des capitaux propres augmente. Cet effet explique pourquoi la structure de financement est neutre pour la valeur de l'entreprise. Miller (1995) affirme que rien n'empêche l'application de ce cadre au secteur bancaire.

Les deux autres théories divergent des propositions de Modigliani et Miller (1958) et prévoient que les niveaux relatifs des fonds propres ont un effet sur la valeur des firmes, et des banques en particulier. Le deuxième courant théorique relatif à la finance d'entreprise traite abondamment du rôle disciplinaire de la dette comme moyen de réduire la liberté d'action des gestionnaires par rapport aux actionnaires (voir par exemple, Hart & Moore, 1995), ce qui réduit le risque qu'ils investissent dans des activités qui n'accroissent pas la profitabilité. Les gestionnaires peuvent chercher à atténuer la discipline de marché en constituant un coussin de fonds propres, ce qui réduirait leur incitation à l'effort et serait donc défavorable à la profitabilité. L'endettement peut également présenter des avantages par rapport aux fonds propres en raison de l'existence d'asymétries d'information. Les gestionnaires pourraient disposer d'informations confidentielles relatives à l'évolution des rendements de l'entreprise ou aux opportunités d'investissement. En émettant de la dette, l'entreprise révélerait aux investisseurs

4. Le complément en ligne C3 présente un certain nombre de tests de robustesse des résultats.

extérieurs sa capacité à rembourser le principal et les intérêts de la dette et souligne sa solidité (Ross, 1977 ; Leland & Pyle, 1977). Les banques pourraient également diminuer la création de liquidité lorsque les fonds propres sont trop élevés (Diamond & Rajan, 2001).

Le troisième courant prévoit, au contraire, que la hausse des fonds propres aura un effet positif sur la valeur des banques, ce qui s'explique par deux canaux principaux fondés sur l'aléa moral entre les actionnaires et les créanciers. Le premier canal se fonde sur la prime de risque exigée par les créanciers. Les pertes potentielles des détenteurs d'actions sont plafonnées en raison de la responsabilité limitée des actions. Les gains augmentent toutefois avec la prise de risque, ce qui incite à prendre des risques excessifs au détriment d'autres parties prenantes dans la banque. Les créanciers anticipent ce comportement et exigent une prime supplémentaire pour financer les banques. Par conséquent, la discipline de marché provenant des débiteurs contraint les banques à détenir des montants positifs de fonds propres (Calomiris & Kahn, 1991). Le deuxième canal repose sur l'effort de contrôle exercé par la banque. Cet effort (coûteux) dépend des fonds propres de la banque : lorsqu'ils sont plus élevés, ils internalisent les pertes potentielles imputables à un manque de contrôle. Dans ce canal, la structure de financement a un effet sur les flux de trésorerie des actifs, le contrôle affectant le rendement des portefeuilles de prêts (Chemmanur & Fulghieri, 1994 ; Holmstrom & Tirole, 1997 ; Boot & Thakor, 2000 ; Mehran & Thakor, 2011 ; Allen et al., 2011). En tant que « contrôleurs délégués » (*delegated monitors*) (Diamond, 1984), les banques ont besoin d'incitations pour agir au nom de leurs créanciers. En effet, des niveaux de fonds propres plus élevés et une certaine concentration de l'actionnariat augmentent les incitations des banques à exercer un effort plus important pour mieux contrôler leurs emprunteurs car les actionnaires perdent davantage en cas de défaillance. Ils peuvent bénéficier alors d'une meilleure espérance de rendement des actifs.

Des travaux empiriques ont déjà cherché à évaluer l'impact d'une augmentation des fonds propres sur les banques. Berger (1995) met en évidence un effet positif du niveau des ratios de fonds propres sur le ROE pour le secteur bancaire américain. Mehran et Takor (2011) examinent comment le ratio de fonds propres influence le prix de la cible pour les acquisitions bancaires aux États-Unis au cours de la période 1989-2007. Ils montrent que les acquéreurs

paient davantage pour les cibles ayant un ratio de fonds propres plus élevé en termes de juste valeur des actifs et de survaleur. Berger et Bouwman (2013) testent la façon dont le ratio de fonds propres a influencé les performances des banques lors des crises financières de 1984 à 2010 aux États-Unis sur un large fichier de données bancaires trimestrielles de 1984 à 2010 permettant de distinguer les banques selon leur taille. Les petites banques ayant des ratios de fonds propres plus élevés ont affiché une meilleure probabilité de survie et ont présenté des parts de marché et des niveaux de rentabilité (ROE) plus importants à la fois en période « normale » et lors des crises financières. Ces résultats sont valables pour les grandes banques, mais seulement lors des épisodes de crise. Par rapport à Berger et Bouwman (2013), notre contribution consiste en particulier à analyser l'effet de l'hétérogénéité entre les banques à travers le coussin de fonds propres détenu par chaque banque qui correspond au supplément de fonds propres au-delà du minimum prévu par la réglementation. Il s'agit d'une question pertinente en période de durcissement de la réglementation pour les grandes banques. Cohen et Scatigna (2016) montrent quant à eux que les banques avec des ratios de capital élevés ou une forte rentabilité ont eu tendance à soutenir davantage l'activité de crédit après la crise.

Un autre courant de la littérature étudie de façon plus spécifique les effets d'une hausse des exigences en fonds propres sur l'activité de crédit. Francis et Osborne (2012) en tenant compte des exigences en capital spécifiques aux banques du Royaume-Uni, étudient leur impact à la fois sur le capital, l'activité de prêt et la gestion du bilan des banques. Ils montrent en particulier que l'activité de prêt et la croissance du bilan sont plus importants pour les banques détenant un surplus de capital, c'est-à-dire au-dessus du niveau cible. Aiyar et al. (2016) étudient à la fois l'impact des exigences en capital, de la politique monétaire, et leurs interactions potentielles sur l'offre de crédit des banques au Royaume-Uni sur la période 1998-2007, à partir de données bancaires trimestrielles sur plus de 80 banques régulées (48 banques détenues au Royaume-Uni et 40 filiales étrangères), couvrant très largement l'activité de crédit dans le pays. Les auteurs montrent que l'augmentation des exigences en capital réduit l'offre de crédit. Les contraintes en capital étant déjà mordante et les émissions d'actions coûteuses, les banques réduisent leurs actifs pondérés au titre du risque de crédit pour satisfaire aux exigences supplémentaires. Fraisse et al. (2015) mesurent sur la période

2008-2011 l'impact des exigences en capital sur l'activité de crédit des banques. Ils exploitent l'hétérogénéité dans le calcul de ces exigences entre banques qui, sous Bâle II, utilisent leurs propres modèles internes pour mesurer le risque de crédit des entreprises. Les auteurs mettent en évidence un effet négatif d'exigences en capital plus fortes sur l'activité de crédit. Sur une période plus longue 1993-2012, notre travail étudie le lien entre la capitalisation et la profitabilité future des banques.

Données et stratégie économétrique

Données

Notre échantillon couvre la période allant de 1993 à 2012 pour 17 groupes bancaires français sur une base consolidée. Nous utilisons une nouvelle base de données détenue par l'Autorité de contrôle prudentiel et de résolution, contenant des données comptables et prudentielles confidentielles concernant les groupes bancaires français. Ces données donnent accès aux postes du bilan et du hors-bilan, ainsi qu'à des informations prudentielles au cours de cette longue période. Le critère de sélection inclut les banques qui sont importantes au sens de la définition retenue par le Mécanisme européen de supervision unique. Les groupes bancaires ayant un total de l'actif supérieur ou proche de 30 milliards d'euros sont inclus. Notre échantillon est un panel non cylindré de 135 observations annuelles sur les banques (voir encadré 2).

La profitabilité des groupes bancaires est mesurée ici à travers deux ratios : le rendement des fonds propres (*return on equity*, ROE) et le rendement des actifs (*return on assets*, ROA) qui rapportent le résultat net généré par la banque aux fonds propres et au total de l'actif, respectivement.

Nous considérons différentes mesures de capitalisations. Nous calculons d'abord trois

mesures non pondérées de la capitalisation bancaire : le « Ratio de fonds propres », le ratio « Tier 1 / Actifs corporels » et le ratio « Tier 1 / Actifs corporels et hors-bilan ». Le ratio de fonds propres correspond simplement aux fonds propres rapportés au total de l'actif. Le ratio Tier 1 / Actifs corporels est basé sur le ratio de levier mis en place par l'autorité de supervision bancaire des États-Unis dans le cadre de la *Federal Deposit Insurance Corporation Improvement Act* de 1991. Il est calculé comme suit : (fonds propres de catégorie 1 (Tier 1) – immobilisations incorporelles) / (total de l'actif – immobilisations incorporelles). Le ratio Tier 1/Actifs corporels et hors-bilan s'approche de la définition du ratio de levier de Bâle III. Il correspond aux fonds propres de catégorie 1 rapportés au total des actifs auxquels s'ajoutent les expositions de hors-bilan pondérées par un facteur de conversion en termes de crédit. Les pondérations de ces expositions suivent le cadre de Bâle III : une pondération de 10 % est appliquée à tous les engagements qu'une banque peut retirer à tout moment sans condition. Tous les autres engagements sont pondérés à 100 %. Pour le hors-bilan, nous incluons seulement les éléments relatifs au risque de crédit, car des modifications réglementaires nous empêchent de mesurer de façon cohérente les expositions au risque de marché sur l'ensemble de la période. Nous utilisons également deux ratios de solvabilité définis dans le cadre de Bâle I. Le ratio réglementaire Tier 1 se calcule comme les fonds propres réglementaires de catégorie 1 rapportés aux actifs pondérés des risques (Bâle I). Le ratio global de fonds propres réglementaires se calcule comme suit : fonds propres de catégorie 1 + fonds propres de catégorie 2 (tier 2) + fonds propres de catégorie 3 (tier 3) rapportés aux actifs pondérés des risques (Bâle I). Nous préférons utiliser le cadre de Bâle I sur l'ensemble de la période pour rester cohérent et éviter la modification de la définition réglementaire des actifs pondérés en fonction des risques introduite par Bâle II en 2008. Même après 2007, les banques déclarent les exigences minimales en capital

ENCADRÉ 2 – Traitement des fusions bancaires dans la base de données

La structure non cylindrée de la base est liée aux fusions et acquisitions sur la période considérée et à des contraintes de disponibilité des données. Par exemple, à partir de la fusion en 2008, entre les Banques populaires et les Caisses d'épargne, ces deux groupes bancaires disparaissent de la base et sont remplacés par le groupe BPCE. Les autres principales fusions et acquisitions traitées sur

la période étudiée sont : l'acquisition par la Banque nationale de Paris de la Compagnie financière de Paribas en 2000 (les deux banques sont distinctes avant la fusion et le nouveau groupe BNP Paribas apparaît ensuite dans la base de données avec un nouvel identifiant) ; la sortie du Crédit lyonnais de la base de données en 2003 après son absorption par le groupe Crédit agricole.

selon la définition de Bâle I, ce qui nous permet de calculer les actifs pondérés en fonction des risques de Bâle I pour la période de 2008 à 2012.

Dans les estimations, nous introduisons différentes variables susceptibles d'influencer les indicateurs de profitabilité. Elles permettent de tenir compte du modèle économique de la banque, ainsi que des niveaux de risque des actifs, étant donné l'arbitrage habituel risque-rendement. La « diversification des actifs » est l'indice Herfindahl-Hirschmann (HH) calculé sur la base de quatre classes d'actifs : la trésorerie, les créances interbancaires, les prêts bancaires aux établissements non financiers et les autres actifs rémunérateurs. Des valeurs de l'indice plus élevées indiquent une forte concentration des classes d'actifs et donc une diversification plus faible. La diversification est souvent calculée en utilisant l'indice HH (cf. par exemple Thomas, 2002 ; Stiroh & Rumble, 2006).

La « part des prêts » représente le montant des prêts rapporté à l'ensemble des actifs productifs. De la même façon, Berger et Bouwman (2013) utilisent la part des actifs disponibles à la vente. La part des prêts mesure l'importance des activités de crédit traditionnelles : elle permet de différencier les banques selon leur modèle d'affaires, modèle répondant respectivement à des exigences de rentabilité différentes. Par exemple, les banques d'investissement avaient généralement un ROE plus élevé en moyenne que les banques traditionnelles avant la crise financière. Ce scénario s'est toutefois inversé au cours de la crise financière (Banque centrale européenne, 2010).

Le « filet de sécurité » se calcule comme le montant des dépôts rapporté au total de l'actif. Les dépôts sont assurés en France depuis 1980, les banques ayant une proportion plus élevée de dépôts bénéficient donc davantage de la garantie publique. Dans la même veine, Berger et Bouwman (2013) prennent en compte le ratio dépôts de base/total de l'actif. Le filet de sécurité est censé influencer la prise de risque (Merton, 1977 ; Keeley, 1990). Par ailleurs, les dépôts peuvent constituer une source de financement moins coûteuse.

Dans une approche de portefeuille, le rendement moyen doit être expliqué par le risque. Nous ajoutons donc la variable « Risque du portefeuille ». Selon Berger (1995) et Berger et Bouwman (2013), le risque du portefeuille se calcule comme les actifs pondérés des risques (selon Bâle I) sur le total de l'actif. Il reflète

l'allocation des actifs entre les quatre catégories de pondération (0, 20, 50 et 100 %) définies dans le cadre de Bâle. L'utilisation de cette mesure nous permet de contrôler les effets de la réallocation des portefeuilles des banques sur leur profitabilité. Là encore, nous préférons utiliser la définition de Bâle I des actifs pondérés des risques afin de rester cohérent sur l'ensemble de la période.

Enfin, nous incluons également un ratio de liquidité. Il correspond au ratio de liquidité réglementaire français, qui rapporte les actifs liquides disponibles aux exigences en passifs liquides. Berger et Bouwman (2013) tiennent également compte de la liquidité, bien que d'une façon plus sommaire, en incluant dans leur modèle la trésorerie et les autres actifs liquides divisés par le total de l'actif. Les banques disposant de plus de liquidité ont une probabilité plus faible d'être en difficulté financière. Cependant, les actifs liquides sont en général moins risqués et ont donc un rendement attendu plus faible.

Le tableau 1 présente des statistiques descriptives sur les variables de notre échantillon. Avec un ROE moyen de 10.71 %, les banques françaises ont affiché une forte rentabilité des fonds propres au cours de la période. Le rendement des actifs ROA a quant à lui été de 0.61 % en moyenne. Nos mesures des fonds propres révèlent des situations relativement contrastées entre les banques et au fil du temps. Le premier décile du ratio de fonds propres se situe à 2.68 %, tandis que le dernier décile se situe à 10.10 %. Les figures I-A et I-B ci-après montrent par ailleurs l'évolution de la valeur médiane du ROE, du ROA, du ratio Tier 1 / Actifs corporels et hors-bilan et du ratio réglementaire Tier 1. Le ratio Tier 1 / Actifs corporels et hors-bilan capte l'ensemble de l'activité bancaire en tenant compte du hors bilan et le ratio réglementaire Tier 1 ne tient compte que des fonds propres réglementaire de catégorie 1 qui ont une plus forte capacité d'absorption des pertes. On observe une tendance à la hausse de la profitabilité de la banque médiane jusqu'en 2000 (Figure I-A). Elle baisse significativement sur les périodes correspondant à l'écroulement de la bulle internet et de la crise des *subprimes* par rapport à la période antérieure. Les indicateurs de capitalisation augmentent sur l'ensemble de la période, en particulier après le déclenchement de la crise financière (Figure I-B). Les banques ont commencé à renforcer leur solvabilité et à anticiper la hausse des exigences en fonds propres imposées par le nouveau cadre réglementaire Bâle III. En effet, même si la

règlementation de Bâle III n'était pas encore obligatoire, les contours principaux étaient connus (suite à la parution du document consultatif de Bâle III en 2010) et le superviseur et les marchés financiers surveillaient le degré de préparation des banques au passage à Bâle III. Globalement, on a commencé à observer une mise en réserve des résultats plus importante. Les banques ont également des modèles d'activité différents : le premier décile de la diversification des actifs se situe à 0.39 (niveau élevé de diversification) et le dernier décile à 0.79 (niveau très élevé de concentration). La même observation peut être faite pour la part des prêts (du premier décile à 28.50 % au dernier décile à 88.37 %) et pour le risque du portefeuille (du premier décile à 21.01 % au dernier à 90.29 %), qui révèlent que les banques de notre échantillon choisissent des modèles d'activité différents.

Stratégie économétrique

Pour évaluer l'effet de la capitalisation bancaire sur la profitabilité, nous effectuons des régressions à effet fixe banque. Les erreurs-types sont corrigées de l'hétéroscédasticité et de l'autocorrélation en utilisant les erreurs-types Newey-West. Nous incluons les valeurs retardées des mesures de la capitalisation. Notre modèle de référence est le suivant :

Équation 1

$$Y_{i,t} = \alpha_i + \theta_t + \beta_1 Capitalisation_{i,t-j} + X_{c,i,t} \beta_c + \varepsilon_{i,t}$$

où i est un indice pour la i^e banque, t pour la t^e période et $j \in \{1, 2\}$ pour les estimations tenant compte d'un seul retard et $j \in \{1, 2, 3\}$ pour les estimations incluant deux retards. α_i

Figure I-A

Évolution de la médiane des indicateurs de rentabilité des groupes bancaires français

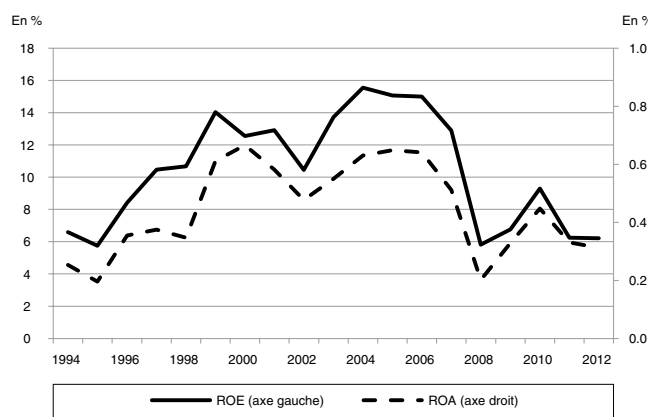
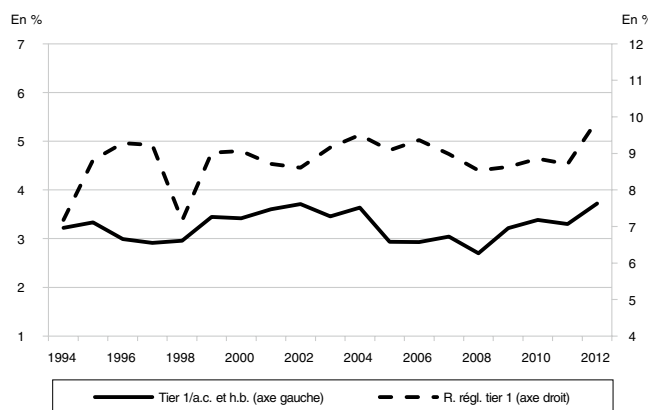


Figure I-B

Évolution de la médiane de principaux indicateurs de capitalisation des groupes bancaires français



Note : ROE : Résultat net/Fonds propres ; ROA : Résultat net/Total Actif ; Tier 1/a.c et h.b. : Tier1/Actifs corporels et hors-bilan ; R. régl. tier 1 : Tier 1/ Actifs pondérés des risques Bâle I.

Source : données tirées de la base de données comptables et prudentielles de l'Autorité de contrôle prudentiel et de résolution ; panel non cylindré de 17 groupes bancaires français sur la période 1993-2012 ; calculs des auteurs.

Tableau 1
Statistiques descriptives sur les différentes variables de profitabilité, de mesures de capitalisation et autres indicateurs relatifs aux grands groupes bancaires français sur la période 1993-2012

Variables	Définition	Nombre	Moyenne	Écart-type	1 ^{er} décile	Médiane	9 ^e décile
ROE (%)	Résultat net rapporté aux capitaux propres au bilan	135	10.71	5.84	4.23	10.82	17.77
ROA (%)	Résultat net rapporté au total de l'actif au bilan	135	0.61	0.47	0.14	0.46	1.33
RORAC (%)	Résultat net rapporté à 8 % des actifs pondérés des risques (selon la méthodologie Bâle I)	135	14.45	8.34	3.82	13.83	24.95
Efficience	Excédent net d'exploitation rapporté aux charges administratives	132	1.95	0.74	1.4	1.63	3.3
Ratio de fonds propres t_{-1} (%)	Valeur retardée d'un an des fonds propres au bilan rapportés au total de l'actif	135	5.56	2.93	2.68	4.58	10.10
Tier 1/actifs corporels t_{-1} (%)	Valeur retardée d'un an des fonds propres réglementaires tier 1 moins immobilisations incorporelles rapportés au total de l'actif au bilan moins immobilisations incorporelles	135	5.00	2.60	2.40	4.01	8.96
Tier 1/actifs corp. et hors bilan t_{-1} (%)	Valeur retardée d'un an des fonds propres réglementaires tier 1 rapportés à la somme du total de l'actif au bilan et des expositions hors-bilan pondérées du risque de crédit	135	4.28	2.57	1.88	3.17	8.81
Ratio réglementaire tier 1 t_{-1} (%)	Valeur retardée d'un an des fonds propres réglementaires tier 1 rapportés aux actifs pondérés des risques (selon la méthodologie Bâle I)	135	9.20	2.28	6.86	8.87	11.96
Ratio réglementaire global t_{-1} (%)	Valeur retardée d'un an du total des fonds propres réglementaires rapportés aux actifs pondérés des risques (selon la méthodologie Bâle I)	135	11.39	2.16	9.15	11.18	14.22
Diversification des actifs	Indice Herfindahl-Hirschmann portant sur quatre classes d'actifs : la trésorerie, les créances interbancaires, les prêts et les autres actifs productifs	135	0.53	0.15	0.39	0.47	0.79
Part des prêts (%)	Prêts aux entités non financières rapportés au total des actifs productifs	135	54.06	22.31	28.50	49.65	88.37
Fllet de sécurité (%)	Dépôts rapportés au total de l'actif	135	22.48	16.16	1.39	25.02	39.98
Risque du portefeuille (%)	Actifs pondérés des risques (selon la méthodologie Bâle I) rapportés au total des actifs	135	51.47	23.91	21.01	46.63	90.29
Ratio de liquidité	Actif liquide disponible rapporté aux exigences en passif liquide	135	1.95	1.75	1.18	1.41	2.99

Source : données annuelles tirées de la base de données comptables et prudentielles de l'Autorité de contrôle prudentiel et de résolution ; panel non cylindré de 17 groupes bancaires français sur la période 1993-2012 ; calculs des auteurs.

et θ_i sont, respectivement, les effets fixes par banque et par période. $Y_{i,t}$ représente respectivement le rendement des fonds propres ROE ou celui des actifs ROA. La variable intitulée *Capitalisation* _{$i,t-1$} est un des cinq ratios de capital bancaire décrits plus haut. $X_{c,i,t}$ est un vecteur des variables indépendantes suivantes : *diversification des actifs*, *part des prêts*, *filet de sécurité*, *risque du portefeuille* et *ratio de liquidité*. β_1 , et β_c sont des paramètres à estimer. $\varepsilon_{i,t}$ est le terme d'erreur.

Nous utilisons des valeurs retardées pour toutes nos mesures de capitalisation parce que les mesures simultanées des fonds propres sont endogènes au bénéfice des banques (les bénéfices non distribués augmentent mécaniquement les fonds propres des banques). Nous testons l'endogénéité de ces valeurs retardées. Pour cela, nous effectuons un test de causalité au sens de Granger comprenant des effets fixes par banque et par période et testons l'hypothèse nulle selon laquelle les valeurs passées des mesures de profitabilité n'expliquent pas les mesures de capitalisation. Le test de Wald ne permet pas de rejeter l'hypothèse nulle d'absence de significativité de chacun des coefficients associés aux valeurs retardées du ROE et du ROA. Enfin, l'hypothèse nulle d'absence de significativité de la somme de ces coefficients n'est également pas rejetée. À partir d'un décalage temporel de respectivement un et deux ans, les valeurs retardées du ROE et du ROA n'apportent pas d'informations au sens de Granger⁵ à l'explication de nos mesures de capitalisation bancaire au-delà de celles fournies par les valeurs passées des variables de capitalisation⁶. Ce test ne tient pas compte du fait que les banques qui anticipent un meilleur rendement futur lèvent plus de capital aujourd'hui. Nous effectuons des tests complémentaires afin de tester s'il existe une relation entre les valeurs futures des indicateurs de rentabilité et les valeurs présentes des mesures de capitalisation. Les résultats ne mettent pas en évidence de relations significatives. Par ailleurs, une méthode alternative au décalage des variables explicatives pour se prémunir du biais d'endogénéité serait de mettre en œuvre des méthodes à variables instrumentales. Cependant, la relative faible taille de l'échantillon due en partie à la concentration du système bancaire ne permet pas de mettre en œuvre correctement la méthode des moments généralisés. Berger et Bouwman (2013) n'identifient des problèmes d'endogénéité nécessitant l'utilisation des variables instrumentales que pour les petites

banques. Nous introduisons par conséquent les mesures de fonds propres avec un décalage temporel de respectivement une année et de deux ans dans les spécifications expliquant le ROE et le ROA. Les résultats restent cohérents lorsque nous expliquons le ROA par les valeurs retardées d'un an des ratios de fonds propres. Dans un modèle augmenté, nous considérons deux décalages des mesures de capitalisation pour tester l'hypothèse d'une certaine progressivité des effets de la capitalisation sur la profitabilité.

Principaux résultats

Fonds propres bancaires et profitabilité

Le tableau 2 rend compte des résultats des régressions à effet fixe du ROE et du ROA sur nos mesures de capitalisation. Les ratios de capitalisation sont retardés d'un et deux ans respectivement pour expliquer le ROE et le ROA (variante A de l'équation 1). Pour toutes les spécifications, le coefficient de la variable de capitalisation est positif. Pour les estimations expliquant le ROE, les coefficients sont significatifs sur le plan statistique pour les ratios Tier 1 / Actifs corporels et hors-bilan, le ratio réglementaire Tier 1 et le ratio global de fonds propres réglementaires (colonnes 3, 4 et 5). Pour le ROA, tous les coefficients associés aux ratios de capital sont fortement significatifs. La profitabilité tend à augmenter en moyenne après une hausse de la capitalisation. Notre analyse soutient donc la « vision positive » : la hausse des fonds propres accroît l'effort de contrôle effectué par la banque, ce qui permet un meilleur rendement des actifs. Parmi les ratios réglementaires, l'ampleur du coefficient est la plus faible pour le ratio réglementaire global. Ce résultat est cohérent avec le fait que ce ratio comprend d'autres formes de fonds propres tels que la dette subordonnée à long terme et certains instruments hybrides. Ces formes de fonds propres devraient moins influencer l'effort de contrôle effectué par la banque car seuls les fonds propres « durs » bénéficient pleinement de l'amélioration de cette surveillance. Ces résultats sont conformes à ceux de Berger et Bouwman (2013) qui montrent en particulier que le capital améliore généralement la profitabilité bancaire. Pour les petites banques, ce résultat est valable à la fois en période normale et en période de crise tandis que cet effet positif est observé en période de crise pour les grandes banques.

Nous montrons également un impact significatif de la diversification des actifs et de la part

5. Le test de Granger est notamment basé sur l'hypothèse selon laquelle le futur ne « cause » pas le passé. Dans certains cas, les anticipations peuvent jouer un rôle important dans la détermination des valeurs présentes.

6. Les résultats sont présentés en complément en ligne C1.

des prêts sur le ROE. Pour le ROA, cet effet est surtout mis en évidence pour les spécifications intégrant les mesures de fonds propres réglementaires (colonnes 9 et 10). Le coefficient positif sur la diversification des actifs indique que les banques dont les activités sont plus concentrées tendent en moyenne à avoir une profitabilité plus élevée. Cela peut refléter le profil de risque élevé des banques qui choisissent de concentrer leurs activités sur un secteur générant en moyenne des bénéfices plus importants. Ce résultat peut également s'expliquer par un savoir-faire et une expertise développés sur quelques segments de marché. Le signe négatif du coefficient de la part des prêts s'expliquerait davantage par un effet mécanique de la variation des activités de marché dans les actifs productifs. La baisse des activités de marché s'est notamment accompagnée d'une baisse de la profitabilité durant la période de crise.

Prise en compte de retards de deux périodes dans les mesures des fonds propres

Les différentes spécifications relatives à la variante A de l'Équation 1 présentées dans le tableau 2 considèrent que le ratio de fonds propres affecte la profitabilité avec un seul décalage temporel. Si l'effet positif repose sur une amélioration de l'efficacité des choix d'investissement par le management sous le contrôle des actionnaires, il faut sans doute davantage de temps pour que la banque profite pleinement d'une hausse de la capitalisation. Afin de le tester, nous estimons l'effet de la capitalisation en incluant deux décalages temporels. Le tableau 3 rend compte des résultats lorsque les variables de mesures de capital retardées d'un an et deux ans sont incluses dans le modèle expliquant le ROE, respectivement retardées de deux et trois ans dans le modèle expliquant le ROA (variante B de l'équation 1). Nous effectuons un test de significativité jointe sur la somme des coefficients des variables retardées. Selon nos résultats, les mesures de capitalisation jouent essentiellement avec un retard de deux ans. Leurs coefficients sont significatifs dans les modèles 1 à 3 expliquant le ROE et les modèles 6 et 8 pour le ROA. Les variables de capitalisation retardées d'un an ne sont jamais significatives dans les estimations de modèles de ROE. Celles retardées de trois ans ne le sont jamais dans les estimations de modèles de ROA. Les tests de nullité de la somme des coefficients des variables de capitalisation retardées rejettent l'hypothèse nulle à l'exception des spécifications expliquant le ROE par les ratios de fonds propres réglementaires (tableau 2, colonnes 4 et 5).

Dans l'ensemble, la capitalisation a un effet positif sur la profitabilité d'une banque. L'effet est particulièrement important deux ans après la hausse initiale des fonds propres. Les données empiriques confirment donc largement la « vision positive » de l'effet des fonds propres sur les performances des banques.

L'effet économique de la hausse des fonds propres

Les résultats indiquent que la capitalisation a un effet statistiquement positif sur la profitabilité. La taille de cet effet est importante sur le plan économique. Dans le tableau 2, qui considère un seul décalage temporel pour les mesures de capitalisation, l'effet *ceteris paribus* d'une hausse de 100 points de base de la capitalisation est une augmentation du ROE dans une fourchette de 0.31 % à 1.12 % selon la mesure du ratio de fonds propres considéré. Ceci représente ainsi au maximum un peu plus de 10 % de la moyenne du ROE observée sur la période. Cet effet est compris entre 0.04 % et 0.18 % pour le ROA, ce qui représente au maximum près de 30 % de la moyenne observée sur la période. La taille de l'effet est plus importante sur le ROA. Ceci s'expliquerait par l'impact mécanique sur le ROE (hausse du dénominateur du ratio de ROE) lorsque le capital augmente. Si l'on inclut deux décalages temporels dans la même spécification (cf. tableau 3), l'effet moyen sur le ROE (c'est-à-dire la somme des coefficients retardés) est compris entre 0.46 et 1.94 % et entre 0.04 et 0.16 % pour le ROA.

Investigations complémentaires

La façon dont les banques augmentent leurs fonds propres a-t-elle de l'importance ?

Nos résultats montrent qu'une capitalisation plus élevée permet de générer des bénéfices comptables plus importants. Cependant, certains auteurs affirment que les fonds propres représentent une source de financement plus coûteuse, ce qui entraînerait une réduction des profits des banques suite à une augmentation des exigences en capital. Myers et Majluf (1984) partent du constat que les managers disposent de plus d'informations que les investisseurs sur la valeur de la firme. Les managers qui agiraient dans l'intérêt des actionnaires existants de la firme peuvent choisir de ne pas émettre des actions même si cela permettrait de financer des projets à valeur actuelle nette positive. En effet les émissions

Tableau 2

Fonds propres bancaires et rentabilité (estimations la variante A de l'Équation 1)

	Rendement des fonds propres (ROE)					Rendement des actifs (ROA)				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
Ratio de fonds propres _{t-1}	0.307 (0.498)					0.107*** (0.028)				
Ratio de fonds propres _{t-2}										
Tier 1 / actifs corporels _{t-1}		0.611 (0.490)					0.116*** (0.039)			
Tier 1 / actifs corporels _{t-2}										
Tier 1 / actifs corporels et hors bilan _{t-1}			1.118* (0.615)							
Tier 1 / actifs corporels et hors bilan _{t-2}								0.179** (0.040)		
Ratio régl. tier 1 _{t-1}				0.553* (0.320)						
Ratio régl. tier 1 _{t-2}									0.071*** (0.019)	
Ratio global de fonds propres régl. _{t-1}					0.413* (0.231)					
Ratio global de fonds propres régl. _{t-2}										0.039*** (0.013)
Div. des actifs	0.278* (0.148)	0.265* (0.141)	0.259* (0.138)	0.278** (0.135)	0.271** (0.136)	0.003 (0.006)	0.004 (0.005)	0.002 (0.005)	0.009* (0.005)	0.010* (0.005)
Part des prêts	-0.248* (0.139)	-0.253* (0.132)	-0.266** (0.128)	-0.288** (0.128)	-0.264** (0.130)	-0.005 (0.006)	-0.009 (0.006)	-0.011* (0.006)	-0.015** (0.007)	-0.012* (0.007)
Filet de sécurité	0.174 (0.149)	0.195 (0.139)	0.191 (0.140)	0.178 (0.139)	0.174 (0.140)	-0.001 (0.007)	0.001 (0.006)	-0.002 (0.006)	-0.001 (0.007)	0.001 (0.007)
Risque du portefeuille	-0.018 (0.119)	-0.042 (0.128)	-0.047 (0.125)	0.041 (0.133)	0.013 (0.133)	0.001 (0.006)	0.003 (0.006)	0.004 (0.006)	0.016** (0.007)	0.011 (0.007)
Ratio de liquidité	0.003 (0.004)	0.003 (0.004)	0.003 (0.004)	0.003 (0.003)	0.003 (0.003)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
Constante	-0.012 (0.057)	-0.012 (0.055)	-0.009 (0.055)	-0.051 (0.059)	-0.051 (0.060)	-0.001 (0.003)	-0.003 (0.003)	-0.001 (0.003)	-0.008** (0.004)	-0.008** (0.004)
Effets fixes années	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Observations	135	135	135	135	135	135	135	135	135	135
Nombre de banques	17	17	17	17	17	17	17	17	17	17
R ² ajustés (%)	44.5	45	45.7	45.6	45.5	77.8	77.4	78.8	77.5	76
R ² ajustés within (%)	31.6	32.1	33	32.9	32.8	27.7	26.6	31.1	26.8	22

Note : ce tableau présente les estimations des régressions (variante A de l'équation 1) à effet fixe banque du rendement des fonds propres (ROE) et des actifs (ROA) sur une série de variables indépendantes. Les ratios de fonds propres sont retardés de respectivement une année et deux années pour les estimations du ROE et du ROA. Les définitions des variables figurent au tableau 1. Les estimations ont été effectuées à partir du logiciel Stata avec la méthode de Newey-West qui fournit des erreurs-types robustes en présence d'hétéroscédasticité et d'autocorrélation du terme d'erreur pour des coefficients estimés par la méthode des moindres carrés ordinaires. Les erreurs-types sont indiquées entre parenthèses. Les ***, ** et * représentent les seuils de significativité statistique à 1 %, 5 % et 10 %, respectivement.

Lecture : dans la spécification (1), une hausse de 1 point de pourcentage du ratio de fonds propres à la date $t-1$ entraîne une augmentation de 0.307 point de pourcentage du ROE à la date t , toutes choses égales par ailleurs.

Source : données annuelles tirées de la base de données comptables et prudentielles de l'Autorité de contrôle prudentiel et de résolution ; panel non cylindré de 17 groupes bancaires français sur la période 1993-2012.

Tableau 3
Fonds propres bancaires avec des retards de deux périodes et profitabilité (estimations de la variante B de l'Équation 1)

	Rendement des fonds propres (ROE)				Rendement des actifs (ROA)					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
Ratio de fonds propres _{t-1}	-0.893 (0.891)					0.081* (0.041)				
Ratio de fonds propres _{t-2}	1.769* (0.932)					0.027 (0.057)				
Ratio de fonds propres _{t-3}										
Tier 1 / actifs corporels _{t-1}		-0.704 (0.867)					0.061 (0.058)			
Tier 1 / actifs corporels _{t-2}		1.848*** (0.926)					0.053 (0.061)			
Tier 1 / actifs corporels _{t-3}										
Tier 1 / actifs corp. et hors bilan _{t-1}			-0.578 (0.933)							
Tier 1 / actifs corp. et hors bilan _{t-2}			2.522*** (1.015)					0.119* (0.063)		
Tier 1 / actifs corp. et hors bilan _{t-3}								0.043 (0.068)		
Ratio régl. tier 1 _{t-1}				-0.021 (0.486)						
Ratio régl. tier 1 _{t-2}				0.790 (0.550)					0.034 (0.027)	
Ratio régl. tier 1 _{t-3}									0.031 (0.025)	
Ratio régl. global _{t-1}					0.223 (0.384)					
Ratio régl. global _{t-2}					0.232 (0.423)					
Ratio régl. global _{t-3}										
Somme des coefficients des retards	0.877	1.144	1.944	0.769	0.456	0.108	0.113	0.162	0.065	0.009
Test pour tous les retards=0	0.495*	0.547**	0.674***	0.378**	0.26*	0.04***	0.048**	0.049***	0.021***	(0.019)
p-value	2.51*	2.99*	5.05***	2.18	1.58	5.52***	2.88*	5.98***	4.63**	0.026
Div. des actifs	0.087	0.0552	0.08	0.118	0.212	0.006	0.062	0.004	0.012	(0.019)
Part des prêts	0.195	0.192	0.163	0.262*	0.267*	0.003	0.003	0.002	0.008	0.009*
	(0.132)	(0.127)	(0.129)	(0.135)	(0.140)	(0.006)	(0.005)	(0.005)	(0.005)	(0.005)
Part des prêts	-0.207	-0.245*	-0.265**	-0.312**	-0.272**	0.000	-0.003	-0.005	-0.009	-0.007
	(0.131)	(0.128)	(0.125)	(0.135)	(0.131)	(0.005)	(0.006)	(0.006)	(0.006)	(0.006)
Filet de sécurité	0.126	0.118	0.097	0.133	0.162	-0.001	0.001	-0.000	0.000	0.001
	(0.142)	(0.131)	(0.135)	(0.142)	(0.153)	(0.009)	(0.008)	(0.008)	(0.008)	(0.009)
Risque du portefeuille	-0.065	-0.038	-0.045	0.072	0.019	0.001	0.004	0.004	0.015**	0.011
	(0.121)	(0.124)	(0.121)	(0.137)	(0.139)	(0.006)	(0.007)	(0.007)	(0.007)	(0.007)
Ratio de liquidité	0.002	0.002	0.000	0.002	0.002	-0.000	-0.000	-0.000	-0.000	0.000
	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.003)	(0.004)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Constante	0.031	0.021	0.039	-0.045	-0.048	-0.002	-0.004	-0.003	-0.008**	-0.007**
	(0.056)	(0.055)	(0.057)	(0.062)	(0.062)	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.003)
Effets fixes années	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Observations	135	135	135	135	135	118	118	118	118	118
Nombre de banques	17	17	17	17	17	17	17	17	17	17
R ² ajustés (%)	46.2	46.4	47.8	46.2	45.1	85.4	84.7	85.4	84.2	83.5
R ² ajustés within (%)	33.8	33.9	35.7	33.7	32.4	39.4	36.3	39.1	34.2	31.3

Note : ce tableau présente les estimations des régressions (variante B de l'équation 1) à effet fixe banque du rendement des fonds propres (ROE) et des actifs (ROA) sur une série de variables indépendantes. Les ratios de fonds propres sont retardés d'une et deux années dans les spécifications expliquant le ROE et de deux et trois années dans celles expliquant le ROA. Les définitions des variables figurent au tableau 1. Les estimations ont été effectuées à partir du logiciel Stata avec la méthode de Newey-West qui fournit des erreurs-types robustes en présence d'hétéroscédasticité et d'autocorrélation du terme d'erreur pour des coefficients estimés par la méthode des moindres carrés ordinaires. Les erreurs-types sont indiquées entre parenthèses. Les ***, ** et * représentent les seuils de significativité statistique à 1 %, 5 % et 10 %, respectivement.

Lecture : dans la spécification (1), une hausse de 1 point de pourcentage du ratio de fonds propres aux dates $t-2$ et $t-1$ entraîne une augmentation de 0.877 point de pourcentage du ROE à la date t toutes choses égales par ailleurs. Source : données annuelles tirées de la base de données comptables et prudentielles de l'Autorité de contrôle prudentiel et de résolution ; panel non cylindré de 17 groupes bancaires français sur la période 1993-2012.

d'actions créent des coûts de dilution pour les actionnaires existants et imposent des coûts d'émission. Les nouvelles actions pourraient par conséquent être vendues à bas prix si l'émission est interprétée comme un mauvais signal des perspectives de la banque. Miller (1995) qui examine l'application des propositions de Modigliani et Miller (1958) aux banques souligne la distinction fondamentale entre le coût de « lever de nouveaux fonds propres » et le coût de « détenir des fonds propres ». Ainsi, la levée de nouveaux fonds propres peut s'avérer coûteuse alors que les effets de la détention des fonds propres seraient bénéfiques⁷.

Afin de tester si le coût de la levée des fonds propres a un effet négatif sur la profitabilité, nous calculons une variable muette retardée⁸, à savoir la « croissance du capital social » égale à 1 lorsque la croissance du capital social est strictement positive, et égale à 0 sinon. En effet, la variation du capital social rend compte uniquement des augmentations de capital réalisées par une émission d'actions ou de parts sociales. Nous nous intéressons aux interactions entre la croissance du capital social et nos mesures du capital. Plus précisément, nous cherchons à évaluer dans quelle mesure l'effet de la capitalisation sur la profitabilité est différent lorsque les fonds propres sont levés. Si les coûts de la levée des fonds propres réduisent les bénéfices des banques, nous devrions estimer un coefficient de signe négatif pour le terme d'interaction entre la croissance du capital social et chacune de nos mesures de la capitalisation. Le modèle estimé est le suivant :

Équation 2

$$Y_{i,t} = \alpha_i + \theta_i + \beta_1 Capitalisation_{i,t-j} + \beta_2 Capitalisation_{i,t-j} \times Croissance\ du\ capital\ social_{i,t-j} + \beta_3 Croissance\ du\ capital\ social_{i,t-j} + X_{c,i,t} \beta_c + \varepsilon_{i,t}$$

7. Il convient de noter que les exigences en capital ne sont pas imposées du jour au lendemain mais sont intervenues progressivement (encadré 1). Cela permet aux banques de poursuivre différentes stratégies, comme de distribuer moins de bénéfices ou de réallouer les actifs, afin d'atteindre les niveaux requis de capitalisation. De surcroît, les coûts de la levée de fonds propres peuvent ainsi être répartis sur l'ensemble de la période de mise en œuvre et sur la période durant laquelle les banques anticipent l'entrée en vigueur du nouveau dispositif présenté dans les documents consultatifs publiés par le Comité de Bâle. Par conséquent, cette mise en œuvre progressive allège les préoccupations du banquier quant aux coûts de la levée de fonds propres, notamment après la prise en compte des effets bénéfiques que constitue le fait de détenir plus de fonds propres.

8. Comme le coût de la levée des fonds propres peut avoir un effet à court terme, nous avons également testé en utilisant des variables non retardées de la croissance du capital social. Les résultats restent inchangés.

Le tableau 4 rend compte des résultats des régressions à effet fixe avec les différentes mesures des fonds propres en interaction avec la croissance du capital social. La variable dichotomique est introduite dans le modèle avec le même décalage temporel que les mesures de capitalisation. Pour le ROE, tous les termes d'interaction sont non significatifs. Pour les modèles expliquant le ROA, les termes d'interaction sont significativement négatifs à l'exception de ceux associés aux ratios de fonds propres réglementaires. Nous avons également testé les mêmes modèles à effet fixe en incluant seulement les mesures de la capitalisation, la croissance du capital social et les termes d'interaction. Les résultats restent cohérents. Les émissions d'actions apparaissent ainsi plus coûteuses et contribuent à réduire l'effet positif de la capitalisation sur le ROA.

Ce résultat est-il valable pour les banques détenant un coussin de fonds propres plus faible au titre des exigences minimum et du « pilier 2 » ?

Nous évaluons ensuite dans quelle mesure le coussin de fonds propres constitué par les banques au-delà des exigences totales fixées par la réglementation peut affecter la relation entre fonds propres et performances. Nous utilisons des données prudentielles confidentielles portant sur les exigences de fonds propres supplémentaires du « pilier 2 » : le superviseur peut en effet exiger d'une banque qu'elle détienne des fonds propres plus élevés que le minimum réglementaire imposé à toutes les banques⁹.

Nous calculons le coussin de fonds propres au niveau de la banque pour chaque année, c'est-à-dire la différence entre leur niveau effectif de fonds propres réglementaires et le niveau de fonds propres exigé au titre des piliers 1 et 2 (exigences minimum plus exigences supplémentaires optionnelles). Les banques sont toujours obligées de disposer d'un capital minimum imposé par la réglementation au titre du pilier 1 ou du pilier 2, mais le niveau du coussin s'explique donc par le choix de la banque de détenir un niveau de fonds propres plus ou moins proche des exigences imposées par la réglementation. Nous construisons une variable muette égale à 1 lorsque le niveau du coussin de la banque à une date donnée est inférieur à la valeur médiane de l'échantillon et égale à 0

9. Comme indiqué précédemment, depuis Bâle II, ces exigences sont appelées exigences en capital du « Pilier 2 ». Ces exigences ne sont pas révélées au marché.

Tableau 4

Renforcement des capitaux propres bancaires, croissance du capital social et profitabilité (estimations de l'Équation 2)

	Rendement des fonds propres (ROE)				Rendement des actifs (ROA)					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
Ratio de fonds propres $t_{t-1/2}$	0.271 (0.499)					0.107*** (0.030)				
Ratio de fonds propres $t_{t-1/2}$ x croissance du capital social $t_{t-1/2}$	-0.367 (0.325)					-0.048*** (0.018)				
Tier 1 / actifs corporels $t_{t-1/2}$		0.553 (0.480)					0.117*** (0.035)			
Tier 1 / actifs corporels $t_{t-1/2}$ x croissance du capital social $t_{t-1/2}$		-0.184 (0.312)					-0.051*** (0.018)			
Tier 1 / actifs corp. et hors bilan $t_{t-1/2}$			0.989 (0.624)					0.151*** (0.040)		
Tier 1 / actifs corp. et hors bilan $t_{t-1/2}$ x croissance du capital social $t_{t-1/2}$			-0.097 (0.316)					-0.040** (0.017)		
Ratio régl. tier 1 $t_{t-1/2-2}$				0.325 (0.309)					0.061*** (0.022)	
Ratio régl. tier 1 $t_{t-1/2-2}$ x croissance du capital social $t_{t-1/2}$				0.296 (0.259)					-0.011 (0.016)	
Ratio régl. global $t_{t-1/2}$					0.333 (0.334)					0.036 (0.024)
Ratio régl. global $t_{t-1/2}$ x croissance du capital social $t_{t-1/2}$					0.049 (0.383)					-0.007 (0.024)
Variable muette de la croissance du capital social $t_{t-1/2-2}$										
Div. des actifs	0.034 (0.023)	0.023 (0.021)	0.018 (0.019)	-0.012 (0.024)	0.009 (0.048)	0.002** (0.001)	0.002** (0.001)	0.002** (0.001)	0.001 (0.001)	0.001 (0.003)
Part des prêts	0.271* (0.142)	0.258* (0.136)	0.254* (0.134)	0.270** (0.130)	0.264** (0.130)	0.002 (0.005)	0.002 (0.005)	0.002 (0.005)	0.009* (0.005)	0.009* (0.005)
Filet de sécurité	-0.251* (0.138)	-0.255* (0.132)	-0.267** (0.128)	-0.305** (0.138)	-0.269* (0.137)	0.000 (0.005)	-0.002 (0.005)	-0.004 (0.005)	-0.007 (0.006)	-0.005 (0.006)
Risque du portefeuille	0.174 (0.148)	0.190 (0.136)	0.190 (0.137)	0.185 (0.141)	0.179 (0.138)	0.002 (0.007)	0.004 (0.007)	0.002 (0.007)	0.002 (0.009)	0.002 (0.009)
Ratio de liquidité	-0.006 (0.115)	-0.037 (0.123)	-0.045 (0.121)	0.045 (0.131)	0.009 (0.138)	0.001 (0.005)	0.002 (0.006)	0.003 (0.006)	0.013* (0.007)	0.009 (0.007)
Constante	0.003 (0.003)	0.003 (0.003)	0.003 (0.003)	0.003 (0.003)	0.003 (0.003)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
Effets fixes années	-0.030 (0.060)	-0.019 (0.055)	-0.015 (0.055)	-0.037 (0.054)	-0.049 (0.065)	-0.004 (0.003)	-0.005* (0.003)	-0.004 (0.003)	-0.009** (0.004)	-0.008* (0.004)
	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Observations	135	135	135	135	135	118	118	118	118	118
Nombre de banques	17	17	17	17	17	17	17	17	17	17
R ² ajustés (%)	45.3	45.2	45.7	46	45.6	86.6	85.6	85.9	83.8	83
R ² ajustés within (%)	32.7	32.6	33.2	33.5	33.1	44.3	40.3	41.4	32.6	29.4

Note : ce tableau présente les estimations des régressions (équation 2) à effet fixe banque du rendement des fonds propres (ROE) et des actifs (ROA) sur une série de variables indépendantes en distinguant les augmentations de capital social des autres types d'augmentations de capital. Les ratios de fonds propres sont retardés de respectivement une année et deux années pour les estimations du ROE et du ROA. Les définitions des variables figurent au tableau 1. Les estimations ont été effectuées à partir du logiciel Stata avec la méthode de Newey-West qui fournit des erreurs-types robustes en présence d'hétéroscédasticité et d'autocorrélation du terme d'erreur pour des coefficients estimés par la méthode des moindres carrés ordinaires. Les erreurs-types sont indiquées entre parenthèses. Les ***, ** et * représentent les seuils de significativité statistique à 1 %, 5 % et 10 %, respectivement.

Lecture : dans la spécification (1), une hausse de 1 point de pourcentage du ratio de fonds propres sans émission de capital social à la date $t-1$ entraîne une augmentation de 0.271 point de pourcentage du ROE, toutes choses égales par ailleurs. -0.367 indique dans quelle mesure la relation entre capitalisation et profitabilité est différente lorsque la banque procède à une émission de capital. Ratio de fonds propres $t_{t-1/2}$ désigne le ratio de fonds propres retardé d'une année dans les spécifications expliquant le ROE et de deux ans dans celles expliquant le ROA.

Source : données annuelles tirées de la base de données comptables et prudentielles de l'Autorité de contrôle prudentiel et de résolution ; panel non cylindré de 17 groupes bancaires français sur la période 1993-2012.

Tableau 5

Capitalisation des banques, coussin de fonds propres et profitabilité (estimations de l'Équation 3)

	Rendement des fonds propres (ROE)				Rendement des actifs (ROA)					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
Ratio de fonds propres $t_{i,t-2}$	0.539 (0.499)					0.083*** (0.026)				
Ratio de fonds propres $t_{i,t-2}$ x faible cousin de fonds propres $t_{i,t-2}$	-0.374 (0.421)	0.932* (0.531)				0.065*** (0.024)	0.085*** (0.026)			
Tier 1/actifs corporels $t_{i,t-2}$							0.079*** (0.026)			
Tier 1/actifs corporels $t_{i,t-2}$ x faible cousin de fonds propres $t_{i,t-2}$			1.522** (0.678)					0.123*** (0.035)		
Tier 1/actifs corp. et hors bilan $t_{i,t-2}$			-0.158 (0.449)					0.073*** (0.024)		
Tier 1/actifs corp. et hors bilan $t_{i,t-2}$ x faible cousin de fonds propres $t_{i,t-2}$				0.767* (0.419)					0.029 (0.027)	
Ratio régi. tier 1 $t_{i,t-2}$				-0.122 (0.635)					0.085** (0.036)	
Ratio régi. tier 1 $t_{i,t-2}$ x faible cousin de fonds propres $t_{i,t-2}$					0.587** (0.287)					0.032 (0.020)
Ratio régi. global $t_{i,t-2}$					-0.092 (0.660)					0.011 (0.034)
Ratio régi. Global $t_{i,t-2}$ x faible cousin de fonds propres $t_{i,t-2}$					0.032 (0.069)					0.000 (0.004)
faible cousin de fonds propres $t_{i,t-2}$					0.283** (0.139)					0.010** (0.005)
Div. des actifs	0.037 (0.027)	0.030 (0.028)	0.029 (0.024)	0.032 (0.054)	0.032 (0.069)	-0.002 (0.001)	-0.002* (0.001)	-0.002 (0.001)	-0.006* (0.003)	0.003 (0.008)
Part des prêts	0.149 (0.149)	0.143 (0.143)	0.144 (0.144)	0.136 (0.136)	0.139 (0.139)	0.005 (0.005)	0.005 (0.005)	0.005 (0.005)	0.004 (0.004)	-0.007 (0.007)
Filet de sécurité	-0.259* (0.140)	-0.280** (0.136)	-0.301** (0.135)	-0.332** (0.138)	-0.300** (0.137)	0.000 (0.005)	-0.002 (0.005)	-0.005 (0.005)	-0.010 (0.006)	0.003 (0.007)
Risque du portefeuille	0.139 (0.142)	0.190 (0.138)	0.185 (0.142)	0.181 (0.137)	0.180 (0.144)	0.008 (0.007)	0.012* (0.007)	0.011 (0.007)	0.002 (0.007)	0.003 (0.008)
Ratio de liquidité	-0.008 (0.112)	-0.047 (0.120)	-0.049 (0.117)	0.065 (0.125)	0.026 (0.124)	-0.003 (0.005)	-0.002 (0.006)	-0.000 (0.005)	0.015** (0.007)	0.011 (0.007)
Constante	0.003 (0.004)	0.002 (0.004)	0.002 (0.003)	0.002 (0.003)	0.002 (0.003)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.009** (0.004)
Effets fixes années	-0.027 (0.056)	-0.026 (0.053)	-0.025 (0.052)	-0.087 (0.069)	-0.087 (0.073)	-0.003 (0.003)	-0.006** (0.002)	-0.006** (0.003)	-0.006 (0.004)	Oui Oui
Observations	135	135	135	135	135	118	118	118	118	118
Nombre de banques	17	17	17	17	17	17	17	17	17	17
R ² ajustés (%)	44.8	45.2	46.1	45.8	45.8	87.3	86.9	87.3	85.6	83.6
R ² ajustés within (%)	32.1	32.6	33.7	33.4	33.3	47.2	45.5	47.1	40.1	32.1

Note : ce tableau présente les estimations des régressions (équation 3) à effet fixe banque du rendement des fonds propres (ROE) et des actifs (ROA) sur une série de variables indépendantes en distinguant les banques disposant d'un coussin de fonds propres faible des autres. Les ratios de fonds propres sont retardés de respectivement une année et deux années pour les estimations du ROE et du ROA. Les définitions des variables figurent au tableau 1. Les estimations ont été effectuées à partir du logiciel Stata avec la méthode de Newey-West qui fournit des erreurs-types robustes en présence d'hétéroscédasticité et d'autocorrélation du terme d'erreur pour des coefficients estimés par la méthode des moindres carrés ordinaires. Les erreurs-types sont indiquées entre parenthèses. Les ***, ** et * représentent les seuils de significativité statistique à 1 %, 5 % et 10 %, respectivement.

Lecture : dans la spécification (1), une hausse de 1 point de pourcentage du ratio de fonds propres des banques disposant d'un coussin de fonds propres élevé à la date $t-1$ entraîne une augmentation de 0.539 point de pourcentage du ROE, toutes choses égales par ailleurs. - 0.374 indique dans quelle mesure la relation entre capitalisation et profitabilité est différente lorsque la banque détient un coussin de fonds propres faible. Ratio de fonds propres $t_{i,t-2}$ indique le ratio de fonds propres retardé d'une année dans les spécifications expliquant le ROE et de deux ans dans celles expliquant le ROA.

Source : données annuelles tirées de la base de données comptables et prudentielles de l'Autorité de contrôle prudentiel et de résolution ; panel non cylindré de 17 groupes bancaires français sur la période 1993-2012.

dans les autres cas¹⁰. Nous la faisons interagir avec les différentes variables de mesures de la capitalisation de la banque. Cette variable permet d'isoler le comportement des banques disposant d'un faible coussin de fonds propres. Le modèle suivant est estimé :

Équation 3

$$Y_{i,t} = \alpha_i + \theta_i + \beta_1 Capitalisation_{i,t-j} + \beta_2 Capitalisation_{i,t-j} \times Faible\ coussin\ de\ fonds\ propres_{i,t-j} + \beta_3 Faible\ coussin\ de\ fonds\ propres_{i,t-j} + X_{c,i,t} \beta_c + \varepsilon_{i,t}$$

Le tableau 5 présente les résultats de l'interaction entre la capitalisation et la variable dichotomique discriminant les banques en fonction du niveau de leur coussin de fonds propres. Cette variable dichotomique est introduite dans le modèle avec le même décalage temporel que les mesures de capitalisation. Les coefficients des mesures de capitalisation sont positifs et significatifs à l'exception des modèles 1, 9 et 10. Pour le ROE, les coefficients des interactions ne sont pas significatifs. Pour le ROA, nous observons globalement un effet positif plus fort de l'augmentation de capital sur la profitabilité pour les banques ayant ex ante un coussin de fonds propres plus faible. Les hausses de fonds propres semblent gérées au plus près et correspondent davantage à la saisie d'opportunités d'investissement profitable qu'à la constitution d'un simple coussin de sécurité.

Robustesse des résultats

Nous reprenons l'ensemble de nos modèles en remplaçant la variable de rendement des fonds propres ROE (resp. de rendement des actifs ROA) par une variable de « rendement des fonds propres ajustés des risques » (RORAC). Le RORAC rapporte le résultat, non aux fonds propres ou aux actifs, mais aux exigences en fonds propres qui tiennent compte du risque. Nous mettons à nouveau en évidence l'influence positive des mesures de capitalisation sur la variable RORAC (voir pour plus de détails Complément en ligne C3). Nous menons enfin différents tests complémentaires : non linéarité de certains effets ; impact des différences de pouvoir de marché entre banques sur la profitabilité. L'existence d'effets non linéaires entre deux des mesures de fonds propres et le ROA est mise en

évidence et l'importance de la part de marché ne contribue pas à améliorer la profitabilité.

* *
*

L'article contribue au débat sur la relation entre la capitalisation, les exigences en capital et la performance des banques, pour lequel, jusqu'ici, aucun consensus n'a émergé dans la littérature. Il apporte de nouveaux éléments sur cette question en analysant le système bancaire français. Nous montrons qu'une augmentation des fonds propres exerce un effet positif sur la profitabilité des banques, au-delà de l'effet tendanciel moyen à la baisse observé par rapport à la période d'avant-crise. Nos estimations économétriques mettent en évidence un effet significatif de la hausse des fonds propres sur la profitabilité. Toutefois, les augmentations de fonds propres à travers des émissions d'actions nouvelles, plus coûteuses, contribuent à réduire l'effet positif sur la profitabilité.

En nous appuyant sur des données confidentielles relatives à l'ensemble des exigences réglementaires (notamment les exigences au titre du pilier 2, spécifique à chaque banque), nous mettons en évidence que l'impact positif du capital sur la rentabilité des actifs est plus fort pour les banques détenant un coussin de fonds propres plus faible. Pour ces banques, les hausses de fonds propres semblent davantage dédiées à la saisie d'opportunités d'investissement qu'à la constitution d'un simple coussin de sécurité. La relation positive entre fonds propres et performances s'expliquerait en particulier par un meilleur contrôle des choix d'investissements par le management conduisant à une amélioration de l'efficacité. Finalement, des augmentations progressives de capital à travers des mises en réserve d'une partie des résultats n'apparaissent pas préjudiciables aux performances des banques. Cette conclusion, qui confirme pour la France certaines de celles formulées par Berger et Bouwmann (2013) en les complétant en termes d'analyse des coussins de capital, vient tempérer les fréquentes critiques quant aux éventuels effets négatifs de la réglementation prudentielle sur le système bancaire. Outre la nécessité d'intégrer les étapes suivantes de l'agenda de Bâle III qui court jusqu'à 2019, les travaux futurs pourraient étudier l'interaction avec la distribution du crédit et étudier plus en détail les canaux par lesquels la profitabilité est affectée. □

10. Nous séparons également l'échantillon en fonction du 25^e percentile. Nos résultats restent inchangés.

BIBLIOGRAPHIE

- Admati, A. R., DeMarzo, P. M., Hellwig, M. F. & Pfleiderer, P. C. (2011).** Fallacies, irrelevant facts, and myths in the discussion of capital regulation: why bank equity is not expensive. *Working paper Stanford University et Max Planck Institute*, Stanford, CA, et Bonn, Germany.
- Aiyar, S., Calomiris, C. W. & Wieladek, T. (2016).** How does credit supply respond to monetary policy and bank minimum capital requirements? *European Economic Review*, 82, 142–165.
- Allen, F., Carletti, E. & Marquez, R. (2011).** Credit market competition and capital regulation. *Review of Financial Studies*, 24, 4, 983–1018.
- Banque centrale européenne (2010).** Beyond ROE – how to measure bank performance. Appendix to the *Report on EU Banking Structures*, September 2010.
- Berger, A. N. (1995).** The relationship between capital and earnings in banking. *Journal of Money, Credit and Banking*, 27, 432–456.
- Berger, A. N., Herring, R. J. & Szegö, G. P. (1995).** The role of capital in financial institutions. *Working paper Wharton Financial Institutions Center* N° 95-01, Wharton (PA).
- Berger, A. N. & Bouwman, C. H. S. (2013).** How does capital affect bank performance during financial crises? *Journal of Financial Economics*, 109, 146–176.
- Boot, A. W. A. & Thakor, A. V. (2000).** Can relationship banking survive competition? *Journal of Finance*, 55(2), 679–713.
- Calomiris, C. W. (2013).** Reforming banks without destroying their productivity and value. *Journal of Applied Corporate Finance*, 25(4), 14–20.
- Calomiris, C. W. & Kahn, C. M. (1991).** The role of demandable debt in structuring optimal banking arrangements. *American Economic Review*, 81, 497–513.
- Carney, M (2013a).** Progress of financial reforms. http://www.financialstabilityboard.org/publications/r_130905.pdf
- Carney, M (2013b).** Crossing the threshold to recovery. <http://www.bankofengland.co.uk/publications/Documents/speeches/2013/speech675.pdf>
- Chemmanur, T. & Fulghieri, P. (1994).** Reputation, renegotiation and the choice between bank loans and publicly traded debt. *Review of Financial Studies*, 7, 476–506.
- Cohen, B. H. & Scatigna, M. (2016).** Banks and capital requirements: channels of adjustment. *Journal of Banking and Finance*, 69, 56–69.
- Diamond, D. W. (1984).** Financial intermediation and delegated monitoring. *Review of Economic Studies*, 51(3), 393–414.
- Diamond, D. & Rajan, R. (2001).** Liquidity risk, liquidity creation and financial fragility. *Journal of Political Economy*, 109(2), 287–327.
- Fraisse, H., Lé, M. & Thesmar, D. (2015).** The real effects of Bank Capital Requirements. *Débats économiques et financiers* 8. Autorité de contrôle prudentiel et de résolution.
- Francis, W. B. & Osborne, M. (2012).** Capital requirements and bank behavior in the UK: Are there lessons for international capital standards. *Journal of Banking and Finance*, 36, 803–816.
- Hart, O. & Moore, J. (1995).** Debt and seniority: an Analysis of the role of hard claims in constraining management. *American Economic Review*, 85, 567–585.
- Holmstrom, B. & Tirole, J. (1997).** Financial intermediation, loanable funds and the real sector. *Quarterly Journal of Economics*, 112(3), 663–691.
- Keeley, M. C. (1990).** Deposit insurance, risk and market power in banking. *American Economic Review*, 80(5), 1183–1200.
- Leland, H. E. & Pyle, D. H. (1977).** Informational asymmetries, financial structure, and financial intermediation. *Journal of Finance*, 32(2), 371–387.
- Mehran, H. & Thakor, A. (2011).** Bank capital and value in the cross-section. *Review of Financial Studies*, 24(4), 1019–1067.
- Merton, R. C. (1977).** An analytic derivation of the cost of deposit insurance and loan guarantees: an application of modern option pricing theory. *Journal of Banking and Finance*, 1(1), 3–11.
- Miller, M. H. (1995).** Do the M&M propositions apply to banks? *Journal of Banking and Finance*, 19, 483–489.

Modigliani, F. & Miller, M. H. (1958). The cost of capital, corporate finance and the theory of investment. *American Economic Review*, 48, 261–297.

Myers, S. C. & Majluf, N. S. (1984). Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have. *Journal of Financial Economics*, 13, 187–221.

Ross, S. A. (1977). The determination of financial structure: the incentive-signaling approach. *The Bell Journal of Economics*, 8(1), 23–40.

Stiroh, K. J & Rumble, A. (2006). The dark side of diversification: the case of US financial holding companies. *Journal of Banking and Finance*, 30, 2131–2161.

Thomas, S. (2002). Firm diversification and asymmetric information: evidence from analysts' forecasts and earnings announcements. *Journal of Financial Economics*, 64, 373–396.

Politiques monétaires et crise financière : vers un nouveau *central banking*

Monetary policies and financial crisis: towards a new central banking

Commentaire sur « Une évaluation des effets des politiques monétaires non conventionnelles sur le coût du crédit aux entreprises dans la zone euro » de Désiré Kanga et Grégory Levieuge, « Politique monétaire, collatéral illiquide et crédits à l'économie pendant la crise européenne de la dette souveraine » de Jean Barthélémy, Vincent Bignon and Benoît Nguyen, et « Des banques mieux capitalisées peuvent-elles être plus profitables ? Analyse des grands groupes français avant et après la crise financière » de Olivier De Bandt, Boubacar Camara, Pierre Pessarossi et Martin Rose.

André Cartapanis*

Résumé – Le commentaire porte sur trois articles qui évaluent les effets des politiques monétaires non conventionnelles et les rapports entre les nouvelles exigences en capitaux propres et la profitabilité bancaire. Ils présentent plusieurs particularités : ils s'appuient, pour deux d'entre eux, sur des données bancaires individuelles, et non pas sur des données agrégées ; ils mettent en avant les conséquences combinées de plusieurs chocs, par l'introduction d'un terme d'interaction entre plusieurs variables ; ils concluent à une forte hétérogénéité ou à une amplitude élevée des effets induits sur le crédit ou la profitabilité bancaire. Si les politiques d'injection de liquidités en période de stress sont d'autant plus efficaces qu'elles s'appuient sur des collatéraux élargis, alors il convient de conserver dans la boîte à outils des banques centrales certains instruments non conventionnels, y compris pour les mobiliser en dehors des crises. Si les canaux de transmission de ces politiques en direction des taux débiteurs exigent une coordination étroite avec la fixation des taux directeurs et s'avèrent hétérogènes à cause de la situation spécifique de chaque intermédiaire bancaire, alors la politique des taux doit être étroitement corrélée à la fois aux politiques microprudentielles et macroprudentielles.

Abstract – Three articles of this special issue evaluate the effects of unconventional monetary policies and the relationships between new capital requirements and bank profitability. These articles present several similarities: two of them draw on individual bank data and not on aggregated data; they highlight the combined consequences of several shocks, by introducing an interaction term between several variables; they conclude to a strong heterogeneity or a heightened magnitude of the effects brought on credit or bank profitability. That comment will underline that if policies of liquidity injections at a time of stress are especially efficient as they draw on widened collaterals, then it is important to keep certain unconventional instruments in the central banks' toolbox, including outside times of crisis. And if the transmission channels from these policies to lending rates demand close coordination with the fixing of short term interest rates and turn out to have heterogeneous effects due to each banking intermediary's specific situation, then rates policy must be closely correlated to both microprudential and macroprudential policies.

Rappel :

Les jugements et opinions exprimés par les auteurs n'engagent qu'eux mêmes, et non les institutions auxquelles ils appartiennent, ni a fortiori l'Insee.

Codes JEL / JEL Classification : E52, E58, G01, G21, G28

Mots clés : politique monétaire, banque centrale, crédit, crise financière, fonds propres bancaires, réglementation prudentielle

Keywords: monetary policy, central bank, credit, financial crisis, bank capital, prudential regulation

* Sciences Po Aix (andre.cartapanis@sciencespo-aix.fr).

La crise financière a engendré de profondes mutations dans le *central banking*. En conduisant les banques centrales à gérer dans l'urgence, d'abord, la crise de liquidité issue du système bancaire américain, puis, ensuite, la crise bancaire et la crise souveraine dans la zone euro, cette crise a engendré une reconfiguration à la fois des politiques monétaires et des réglementations prudentielles. Bien sûr sous la forme de taux directeurs proches de zéro. Mais aussi en menant des politiques non conventionnelles qui s'apparentaient, au départ, à un saut dans l'inconnu (Rajan, 2013). Enfin, l'approfondissement des règles microprudentielles et macroprudentielles, dans le cadre de Bâle III, révèle la nouvelle place accordée à la préservation de la stabilité financière, à côté de la stabilité monétaire, parmi les objectifs assignés aux banques centrales et aux superviseurs, notamment en rehaussant les exigences en capitaux propres pour les banques.

Si la normalisation des politiques monétaires est aujourd'hui à l'ordre du jour (BRI, 2017), cette expérience des politiques non conventionnelles et les premières étapes franchies dans la reconfiguration des politiques prudentielles sont loin d'avoir conduit à un nouveau consensus, s'agissant des canaux de transmission empruntés par ces nouveaux instruments ou de leurs effets réels et financiers. Les trois contributions réunies dans la troisième partie de ce numéro consacré à « La crise, 10 ans après », apportent des éléments de réponse originaux à plusieurs de ces interrogations : à propos des effets des politiques monétaires non conventionnelles sur le coût du crédit dans la zone euro ; s'agissant de l'efficacité de la fourniture non conventionnelle de liquidité contre collatéraux aux banques de la zone euro ; et, enfin, en ce qui concerne les rapports entre les exigences en capitaux propres qui s'imposent aux banques et leur profitabilité.

Après avoir livré quelques commentaires quant aux enseignements spécifiques à tirer de ces trois contributions, on élargira cette analyse aux contours, encore incertains, du nouveau *central banking* d'après-crise.

La question des effets des politiques monétaires non conventionnelles dans la zone euro

Les politiques monétaires non conventionnelles visent plusieurs objectifs et recouvrent divers

types d'instruments face au risque d'inefficacité de la politique conventionnelle de manipulation des taux directeurs en situation de crise. Du côté des objectifs : le soutien des banques en proie à un *run* de liquidité ; une meilleure transmission de la politique des taux directeurs vers le coût du crédit et le volume de celui-ci ; l'influence directe sur les taux longs face à la montée des primes de risque. Du côté des instruments : les injections massives de liquidités auprès des banques, couplées à la redéfinition des collatéraux éligibles ou à l'allongement des échéances ; la pratique des taux zéro, voire de taux directeurs négatifs ; le *forward guidance* des anticipations de taux... La finalité est donc, en temps de crise, à la fois d'assurer la pérennité des établissements bancaires en difficulté et de s'opposer à un *credit crunch* de vaste ampleur et de nature à provoquer une forte contraction de l'activité économique. Dans le cas de la zone euro, notamment entre 2011 et 2014, il s'agissait plus spécifiquement de maîtriser la contagion d'illiquidité à laquelle étaient soumises les banques européennes face à la crise de l'endettement souverain et, également, de juguler la hausse des primes de risque et la remontée des taux longs malgré des taux directeurs proches de zéro.

Dans ce contexte, l'article de Désiré Kanga et Grégory Levieuge examine la répercussion des politiques non conventionnelles de la BCE sur le coût du crédit pour les entreprises non financières, entre 2003 et 2014, avec un examen particulier des années 2008-2014. Leur contribution, qui s'appuie sur des données bancaires individuelles agrégées en périodicité mensuelle pour 11 pays de la zone euro, présente plusieurs apports originaux sur le plan méthodologique : décomposition des différentes formes d'injections de liquidités (allocations illimitées à taux fixe, élargissement de la palette de collatéraux éligibles, extension de la maturité maximum des opérations de refinancement...) et prise en compte des différents programmes d'achats d'actifs ; pour chaque mesure, distinction entre les effets directs et les effets indirects par le jeu d'un terme d'interaction avec le taux d'intérêt du marché interbancaire ; et pour la période septembre 2008-décembre 2014, recours à un VAR conditionnel homogène en panel (PCHVAR) pour expliquer l'hétérogénéité de l'impact des politiques non conventionnelles en fonction des particularités macroéconomiques, financières ou bancaires des économies concernées. Sans entrer dans le détail des résultats, deux phénomènes majeurs sont mis en évidence: d'une part, les effets indirects sur la baisse des taux

débiteurs, c'est-à-dire les effets conditionnels à la politique des taux, sont nettement plus significatifs que les effets directs, avec une influence plus marquée de l'élargissement des conditions de garantie sur les collatéraux ; d'autre part, on observe une forte hétérogénéité de cet impact sur le coût du crédit selon les instruments non conventionnels mobilisés (avec une dominante pour les allocations de liquidités à taux fixe et les opérations de refinancement à long terme, LTRO et TLTRO), selon les pays (un impact élevé en Autriche, en Allemagne, en Espagne, en Italie, et un impact négligeable ou non significatif en France, en Grèce, en Irlande) et en fonction des caractéristiques macroéconomiques ou macro financières de chacun d'eux. L'impact de la baisse des taux sur le coût du crédit est d'autant plus faible que la croissance se dégrade, que le risque systémique est élevé, que les ratios bancaires sont dégradés et que le ratio dette publique/PIB s'accroît fortement. En un mot, les politiques monétaires non conventionnelles menées par la BCE sont modérément efficaces en termes de baisse du coût du crédit, et elles opèrent principalement par le jeu d'effets indirects adossés aux canaux traditionnels de transmission de la politique des taux. Mais l'impact est fortement hétérogène et ce ne sont pas les pays qui en avaient le plus besoin, face à l'ampleur du risque de *credit crunch*, qui en ont le plus bénéficié. On reviendra bientôt sur les enseignements que l'on peut en tirer sous l'angle du nouveau *central banking*.

De leur côté, toujours dans le cas de la zone euro, Jean Barthélémy, Vincent Bignon et Benoît Nguyen étudient un autre volet des politiques non conventionnelles, en l'occurrence l'impact, non pas sur les taux mais sur le volume du crédit, des sauvetages d'urgence menés auprès des banques par la BCE pendant la crise de l'endettement souverain entre janvier 2011 et décembre 2014. À cette époque, face à l'illiquidité croissante des marchés interbancaires, les autorités européennes, non seulement ont considérablement augmenté leurs injections de liquidités, mais elles ont également élargi la palette des collatéraux acceptés à cet effet, notamment en ce qui concerne les actifs non négociables sur les marchés interbancaires, qualifiés d'illiquides, comme les créances issues de crédits accordés et non titrisés, tout en présentant un risque de défaut inférieur à 0.4 %, et même compris entre 0.4 % et 1.5 % à titre provisoire. Mobilisables depuis 2007, c'est surtout à compter de 2009 et au moment de la crise des dettes souveraines que les banques centrales membres du SEBC (Système européen

de banques centrales) ont accepté massivement ces collatéraux en contrepartie des injections de liquidités auprès des banques de la zone euro. En utilisant des données individuelles, en fréquence mensuelle, concernant les 177 banques les plus importantes de la zone euro (volumes de refinancement accordés, composition du *pool* de collatéraux fournis, bilans), les auteurs construisent au préalable, et c'est là particulièrement original, un indicateur individuel de *run* bancaire (identifié quand les financements interbancaires diminuent d'au moins 10 % d'un mois sur l'autre, et mesuré en volume et en durée), c'est-à-dire un indicateur de rationnement dans les refinancements obtenus en euros sur le marché interbancaire européen ou en dollars sur le marché américain des *Money Market Mutual Funds*, afin d'apparier cet indicateur, d'une part, au montant des collatéraux illiquides ayant permis à chaque banque concernée d'accéder aux injections non conventionnelles de liquidités, et, d'autre part, à l'évolution des crédits accordés aux entreprises non-financières et aux ménages. Autrement dit, il s'agit d'examiner le rôle de prêteur en dernier ressort de la BCE auprès des banques subissant le *run* sur l'interbancaire, non pas sous l'angle du sauvetage des banques, mais à l'aune des effets sur les crédits accordés à l'économie réelle. La régression en panel, avec effet fixe par banques et par pays, donne des résultats très clairs : ce sont les banques qui ont le plus fourni, en proportion, de collatéraux illiquides à la BCE qui ont le moins réduit, ou qui ont augmenté, leurs crédits aux entreprises et aux ménages un mois plus tard, tout au long de la crise de la zone euro. C'est là une marque de succès pour la BCE, l'augmentation des prêts en dernier ressort et l'élargissement des collatéraux éligibles ayant permis de limiter l'ampleur du *credit crunch* adossé à la crise des dettes souveraines, alors que plus de 40 % de l'échantillon de banques considéré faisaient face à un *run* au cours de l'été 2011. Là encore, on reviendra sur les enseignements que l'on peut en tirer sous l'angle de la normalisation des politiques confiées aux banques centrales.

Ratios de capitaux propres et profitabilité bancaire

La contribution d'Olivier De Bandt, Boubacar Camara, Pierre Pessarossi et Martin Rose ne relève pas directement des questions de politique monétaire non conventionnelle mais plutôt des défis suscités depuis la crise par les nouvelles réglementations prudentielles. On connaît les objectifs de Bâle III, dont

l'application reste encore incomplète : améliorer le volume et la qualité des fonds propres afin que les banques puissent mieux résister à une baisse non-anticipée de la valeur de leurs actifs ; prévenir les situations d'illiquidité en limitant la transformation d'échéances et le recours aux financements interbancaires à court-terme, au moyen de la création de deux nouveaux ratios de liquidité ; mieux prendre en compte les expositions aux risques de contrepartie liés aux dérivés, aux prises en pensions, aux prêts de titres et au développement des structures de titrisation figurant au hors-bilan ; compléter les exigences de fonds propres pondérées par les risques, comme dans le Pilier I de Bâle II, au moyen d'un autre dispositif, le ratio de levier ; et mettre en place des volants contracycliques de fonds propres à la discrétion des superviseurs. Or, l'élévation quantitative des exigences en capitaux propres, mais aussi leur qualité accrue, avec une part plus élevée d'actions ordinaires, ont suscité l'inquiétude des banques invoquant une menace sur leur rentabilité, sur le coût et le volume du crédit, voire sur la croissance économique. D'où la question posée dans cet article : la capitalisation affecte-t-elle négativement la rentabilité bancaire, au-delà des effets positifs sur la résilience des banques face à des chocs d'illiquidité ou à des défauts majeurs ?

L'analyse, principalement économétrique, est menée sur la période 1993-2012 à partir d'un échantillon de 17 groupes bancaires français, parmi les plus importants. Quelles que soient les mesures de la capitalisation, y compris sur la base des ratios de Bâle III, le ratio de levier notamment, le modèle en panel estimé, avec effet fixe, confirme ce que certaines analyses de la BRI (Borio, 2016b) avaient déjà mis en avant sans en apporter une démonstration empirique : au-delà de l'évolution tendancielle à la baisse de la rentabilité bancaire au cours de cette période, les banques dont les ratios de fonds propres augmentent plus que la moyenne enregistrent une hausse relative de leur rentabilité, évidemment après prise en compte de toute une série de variables de contrôle. On se reportera à l'article pour le détail des résultats, mais deux observations doivent être formulées : d'une part, l'effet positif est nettement plus élevé sur le rendement des actifs (ROA) que sur le rendement des fonds propres (ROE) ; d'autre part, la plage d'influence est très large puisqu'en réponse à une élévation de 100 points de base de l'un des ratios de capitalisation, l'effet positif sur la rentabilité varie de 3 à 10 % sur le ROE et de 7 à 30 % pour

le ROA. Il faut également souligner l'originalité et la robustesse de la méthodologie de mesure de la capitalisation bancaire. D'abord parce que Olivier De Bandt, Boubacar Camara, Pierre Pessarossi et Martin Rose utilisent des données confidentielles fournies par l'Autorité de contrôle prudentiel et de résolution qui recouvrent non seulement les fonds propres réglementaires mais également les données sur les exigences en fonds propres supplémentaires au titre du Pilier II imposées à chaque banque sur l'initiative du superviseur, sans que cela soit rendu public, ce qui assure une mesure beaucoup plus fidèle à la réalité de la capitalisation effective de chaque banque. Ensuite, parce que l'échantillon recouvre des modèles d'activités très contrastés (en moyenne, la part des prêts représente 28 % du bilan pour le premier décile et 88 % pour le dernier décile), et les tests ne permettent pas de discriminer les résultats en fonction de l'opposition classique entre banques de détail et banques de marchés. Également à cause des estimations expliquant cette relation positive entre capitalisation et rentabilité : lien positif entre la capitalisation, d'une part, et le poids relatif des prêts aux ménages et aux entreprises ou l'amélioration de l'efficacité des banques (mesurée à partir du ratio excédent net d'exploitation/charges administratives), d'autre part. Enfin, parce que la période d'estimation est suffisamment longue pour recouvrir plusieurs cycles, avec des régimes successifs de taux directeurs plus ou moins élevés, entre 1993 et 2012. Autrement dit, le renforcement des capitaux propres que les banques françaises, à des degrés divers, ont été tenues de respecter ou qu'elles ont décidé de mettre en œuvre, ne semble nullement affecter négativement leur rentabilité et ne saurait donc mettre en cause les nouvelles options de Bâle III.

Normalisation ou reconfiguration du *central banking* ?

Indépendamment des résultats portant spécifiquement sur chacune des cibles de recherche choisies (le coût et le volume du crédit dans la zone euro, la rentabilité bancaire en France) en réponse aux inflexions de politiques monétaires ou réglementaires liées à la crise financière, ces articles présentent plusieurs particularités : deux d'entre eux s'appuient sur des données individuelles (bancaires ou financières par pays) et non pas sur des données agrégées pour analyser les comportements bancaires ; par l'introduction d'un terme d'interaction entre plusieurs

variables explicatives, ils mettent en avant les conséquences combinées de plusieurs chocs ; au-delà des paramètres estimés, ils concluent à une forte hétérogénéité ou à une amplitude élevée des effets induits sur le crédit ou la rentabilité des banques. Or, il y a là des enseignements à en tirer sous l'angle du nouveau *central banking* d'après crise.

Les discussions, aujourd'hui, sont légion à propos de la normalisation des politiques monétaires. Malgré la légère remontée des taux aux États-Unis, il n'est pas certain que l'on soit déjà entré dans un régime monétaire conventionnel nous éloignant significativement des taux zéro. Pour Summers (2015), la montée des inégalités et le vieillissement pousseraient à la hausse les taux d'épargne désirée et conduiraient à une diminution du taux d'intérêt naturel, le taux à même d'assurer un équilibre macroéconomique de plein emploi. Si l'on y ajoute la décélération des gains de productivité et le ralentissement de la croissance de l'offre potentielle (Gordon, 2015), on retrouve la thématique de la stagnation séculaire dont le premier symptôme est la faiblesse, voire le niveau négatif, du taux d'intérêt naturel dans l'après-crise. Dans un contexte de taux directeurs proches de zéro et d'une inflation nettement inférieure aux cibles des banques centrales, autour de 2 %, il n'est pas certain que la remontée des taux se confirme. Les politiques monétaires non conventionnelles pourraient donc rester nécessaires, malgré le fait que les tensions financières semblent réapparaître du côté des marchés boursiers ou des prix de l'immobilier.

Sous l'angle du *central banking* d'après-crise, le paradigme associant le ciblage monétaire à la seule modulation des taux directeurs, en retenant le principe de séparation entre les objectifs de stabilité monétaire et de stabilité financière, en validant la dominante microprudentielle de la réglementation bancaire..., tout ceci semble derrière nous, sans qu'un nouveau modèle se soit encore imposé. Surtout depuis que le recours aux politiques monétaires non conventionnelles a accentué la difficulté en suscitant de nouvelles questions, d'abord de caractère opérationnel. Doit-on revenir à la seule politique des taux par adjudication au prorata des demandes de liquidités ou bien doit-on maintenir la méthode des allocations illimitées à taux fixes ? Doit-on maintenir les interventions directes sur les taux à moyen-terme, de type LTRO ou TLTRO, dans la zone euro ? L'acceptation de collatéraux illiquides doit-elle être réservée à des prêts en

dernier ressort ? Jusqu'où doit aller la quantification du *forward guidance* ? Au-delà de ces questions techniques, les interrogations sur le nouveau *central banking* présentent également un caractère plus fondamental. Comment doit désormais s'articuler la politique de stabilité des prix et l'objectif de stabilité financière du système bancaire ? Deux modèles sont envisageables (Bethèze, Bordes, Couppey-Soubeyran & Plihon, 2011). Une séparation stricte entre les deux objectifs en leur affectant des instruments dédiés dont disposeraient deux institutions distinctes, la banque centrale et le superviseur, en respectant le principe de Tinbergen ? Ou bien un modèle plus intégré entre les mains d'une banque centrale dotée de multiples fonctions, par exemple en ajoutant dans la fonction de réaction de la banque centrale par les taux directeurs un module de risque de crise bancaire s'appuyant sur la prise en compte du cycle financier (Borio, 2016a) ? Ou encore en plaçant sous sa responsabilité unique de multiples instruments, allant de la politique des taux à la politique macroprudentielle, des interventions en dernier ressort aux politiques microprudentielles, du *quantitative easing* en temps de crise au *forward guidance*, comme cela a déjà été engagé depuis 2014 avec la mise en place de la supervision bancaire unique de la BCE dans le cadre de l'Union bancaire européenne ? Au-delà de la gouvernance, ce sont les contours du mandat confié aux autorités monétaires qui sont en jeu, avec par ricochet la question de l'indépendance de la banque centrale, surtout en temps de crise.

Il est hors de propos d'apporter des réponses à ces questions dans le format de ces commentaires. Cela ne doit pas nous empêcher de remarquer que les débats afférents au nouveau *central banking* sont abordés, dans la littérature mais aussi parmi les banquiers centraux, sous un angle spécifiquement macroéconomique, en référence à l'optimalité des décisions d'une ou de plusieurs institutions publiques, la banque centrale et/ou le superviseur, face à un agent représentatif supposé homogène, les banques ou le système bancaire, assurant la transmission des chocs monétaires ou des innovations réglementaires vers l'économie réelle ou les marchés financiers. Ces analyses du *central banking* se placent rarement sous un angle microéconomique intégrant l'hétérogénéité des intermédiaires bancaires ou les effets combinés et les interactions d'une modification de plusieurs instruments, dans un contexte macro financier qui contraint fortement les réactions de chaque banque. Or, les résultats présentés dans les trois

articles auxquels est consacré ce commentaire peuvent alimenter utilement les débats sur le nouveau *central banking*.

Si les politiques d'injection de liquidités en période de stress sont d'autant plus efficaces pour éviter un *credit crunch* qu'elles s'appuient sur des collatéraux élargis, alors il convient de conserver dans la boîte à outils des banques centrales certains instruments non conventionnels, y compris pour les mobiliser en dehors des crises. Il importe donc d'éviter que la normalisation conduise à y renoncer. Si les canaux de transmission de ces politiques en direction des taux débiteurs exigent une coordination étroite avec la fixation des taux directeurs et s'avèrent hétérogènes à cause de la situation spécifique de chaque intermédiaire bancaire (poids des prêts non performants, ratios de capitaux propres, ratios de liquidité, rentabilité bancaire) alors, pour être efficace, la politique des taux doit être étroitement corrélée à la fois aux politiques microprudentielles (fonds

propres supplémentaires au titre du Pilier II) et macroprudentielles (modifications du volant contracyclique de fonds propres). Surtout lorsque la concentration du secteur bancaire multiplie les recouvrements entre le microprudentiel et le macroprudentiel, ce qui est le cas dans la zone euro (Panetta, 2016 ; Alessandri & Panetta, 2015).

Selon nous, le nouveau *central banking* doit s'opérer par le jeu d'une granularité accrue des régulations monétaires et financières sous le pilotage d'une institution unique menant des politiques discrétionnaires visant tout à la fois des objectifs de stabilité monétaire et de stabilité financière, sans obligation de satisfaire une règle de décision définie *ex ante* (Santor & Suchanek, 2016). Et en mobilisant toute la panoplie des mesures monétaires et réglementaires utilisées pendant la crise financière. En quelque sorte, en pérennisant dans l'après-crise le volet non conventionnel des politiques confiées aux banques centrales. □

BIBLIOGRAPHIE

Alessandri P. & Panetta F. (2015). Prudential Policy at Times of Stagnation: a View from the Trenches. Bank of Italy Occasional Papers N° 300.

Bethèze J.-P., Bordes C., Couppey-Soubeyran J. & Plihon D. (2011). *Banques centrales et stabilité financière*. Paris : Conseil d'Analyse Economique.

Borio C. (2016a). Towards a Financial Stability-Oriented Monetary Policy Framework. Conference on the Occasion of the 200th Anniversary of the Central Bank of Austria, 13-14 September.

Borio C. (2016b). The Banking Industry: Struggling to Move on. Firth EBA Research Workshop, London, 28-29 November.

BRI (2017). *87ème Rapport annuel*. Bâle, 25 juin.

Gordon R. (2015). Secular Stagnation: A Supply-Side View. *American Economic Review*, 105(5), 54–59.

Panetta F. (2016). *Central Banking in the XXI Century: Never Say Never*. Baffi-CAREFIN Research Papers Series, 14 April.

Rajan R. (2013). *A Step in the Dark: Unconventional Monetary Policy after the Crisis*. Andrew Crockett Memorial Lecture, BIS, Basel, 23 June.

Santor E. & Suchanek L. (2016). A New Era of Central Banking: Unconventional Monetary Policies. *Bank of Canada Review*, Spring, 29–42.

Summers L. (2015). Demand Side Secular Stagnation. *American Economic Review*, 105(5), 60–65.

Pourquoi la demande d'actions baisse-t-elle pendant la crise ? Le cas français

Why does household demand for shares decline during the crisis? The French case

Luc Arrondel* et André Masson**

Résumé – La crise économique a affecté les épargnants français, moins enclins à prendre des risques dans leurs comportements financiers. Comment expliquer ces changements ? La théorie standard fait dépendre les investissements des épargnants de trois déterminants fondamentaux : les ressources présentes ; les anticipations de rendement et de risque des actifs, mais aussi celles sur les revenus du travail ; et enfin les préférences de l'agent, notamment vis-à-vis du risque. Nous utilisons les données françaises du panel *Pater* réalisé en 2007 puis en 2009, 2011 et 2014. Nous montrons que la révision à la baisse des anticipations concernant les rendements espérés des actions et les chocs sur les ressources courantes contribue à expliquer que les placements des Français sont de moins en moins investis en actifs risqués. En revanche, les préférences à l'égard du risque sont restées stables. Cependant le retour à l'optimisme des épargnants en 2014 ne s'est pas traduit dans les faits puisque le nombre d'actionnaires a continué de diminuer. Une nouvelle énigme ?

Abstract – *The economic crisis has impacted French savers, now less inclined to take risks in their financial decisions. What is the explanation behind these changes? According to "standard" theory, savers' investments rest on three fundamental determinants: present resources; expected risk and returns on assets, as well as expectations on earned income; and lastly, individual preferences, especially risk preferences. We use French data from the Pater panel, a survey collected in 2007 and again in 2009, 2011 and 2014. We show that it is the downward adjustment in the anticipated return from shares and negative impacts on current resources that help explain why the French are investing less and less in risky assets. Risk preferences, however, have remained stable. In contrast, the resurgence in optimism shown by savers in 2014 did not play out in reality, as the number of shareholders has continued to decrease. A new puzzle to be solved?*

Codes JEL / JEL Classification : D63, D31, D12

Mots-clés : préférence de l'épargnant, aversion au risque, préférence temporelle, patrimoine, demande d'actions

Keywords: saver preferences, risk aversion, time preference, wealth, demand for stocks

Rappel :

Les jugements et opinions exprimés par les auteurs n'engagent qu'eux mêmes, et non les institutions auxquelles ils appartiennent, ni a fortiori l'Insee.

* CNRS-Paris School of Economics (arrondel@pse.ens.fr).

** CNRS-Paris School of Economics et EHESS (amasson@pse.ens.fr).

Remerciements – La dernière vague de l'enquête *Pater* 2014 n'aurait pas pu être réalisée sans l'important concours financier du Cepremap et de la Fondation Médéric-Alzheimer, et celui de l'Autorité des marchés financiers, de l'Institut pour la recherche de la Caisse des dépôts et consignations et de la Société Harvest. Cette recherche a aussi été soutenue par une subvention cofinancée par la Chaire « Les particuliers face au risque : analyse et réponse des marchés » (Fondation du Risque, Université Paris-Dauphine, Ensaie, Groupama), l'Institut Europlace de finance (EIF) et le projet ANR 11-LabX-0019. Les conseils d'Hector Calvo-Pardo sur la mesure des anticipations ont été essentiels. Nous remercions également, pour leurs remarques et leurs commentaires, les participants aux séminaires « Economics and Psychology Seminar » (Paris-I, 29/01/2016), CREM (Rennes, 07/05/2016), « Comportement » (PSE, 29/09/2016), « Retraite et vieillissement » (CdC, 11/10/2016), et à la conférence « Financial inclusion, portfolio choice, and household saving in China and beyond », (University of Birmingham, 3-4 novembre 2016). Les remarques de deux rapporteurs anonymes ont permis d'améliorer le texte final.

L'épargnant de la Grande Récession subit de nombreuses « dépressions » : crise financière et économique rendant l'environnement plus incertain, risque macroéconomique lié au devenir du système de protection sociale (retraite, santé...), accroissement du risque de chômage, flou des réformes fiscales et institutionnelles, engouement pour les politiques « d'activation de l'individu » cherchant à le rendre davantage responsable de son avenir... Sans doute une conséquence de toutes ces incertitudes, l'épargnant français privilégie aujourd'hui plus encore qu'hier les actifs sûrs et de court terme (notamment les dépôts sur livrets), l'épargne assurance et les biens immobiliers au détriment des investissements financiers risqués et de long terme. Ainsi, d'après les enquêtes *Patrimoine* de l'Insee, le taux de diffusion des valeurs mobilières est passé d'environ un ménage français sur 4 en 2004 à un sur 6 en 2014 (un sur 5 en 2010).

Ces chiffres révèlent une forte baisse du nombre de ménages actionnaires pendant la crise financière, mais aussi, plus généralement, la faiblesse structurelle du taux de participation au marché boursier. Ce manque d'intérêt des épargnants pour le marché des titres débouche sur deux énigmes : celle de la participation au marché boursier (*stock participation puzzle*) et celle de la demande d'actifs risqués, au rendement pourtant plus élevé à terme (*equity premium puzzle*). Ces énigmes, au-delà de la France, sont un phénomène général, notamment dans la zone euro. En effet, selon l'enquête *HFCs* (*Household Finance and Consumption Survey*), environ un ménage sur cinq en moyenne détient des actifs financiers risqués dans les grands pays et l'ensemble de la zone euro (Arrondel et al., 2016). La diffusion d'actifs risqués est plus élevée, mais encore loin des 100 %, au sein des ménages plus fortunés : ainsi, parmi les 5 % les plus riches, près de trois ménages sur quatre en détiennent en Belgique, mais seulement un peu moins de deux sur trois en France, et autour d'un sur deux en Espagne, en Italie et en Allemagne (Arrondel & Masson, 2015).

Face à ces deux énigmes empiriques, les économistes avancent différentes explications, qui ont été proposées tant dans le cadre de la théorie standard élargie à un environnement plus réaliste admettant notamment que les marchés sont imparfaits, soit dans le cadre de l'économie comportementale qui met le modèle standard fondamentalement en question, en particulier la rationalité de l'épargnant. Contrairement à la finance comportementale, le cadre standard

fait dépendre les comportements et les choix de portefeuille des épargnants de seulement trois ensembles de déterminants individuels : les préférences (aversion au risque, préférence temporelle, etc.) ; les ressources présentes, plus ou moins disponibles ou risquées ; les anticipations concernant les ressources ou les goûts futurs et, en particulier, le rendement et le risque des actions et le revenu du travail. La question est alors de déceler « ce qui a changé » après la chute de Lehman Brothers fin 2008 et la crise des dettes souveraines en 2011 : en particulier est-ce la « psyché » des épargnants, notamment leur aversion au risque qui se serait élevée, ou s'agit-il plutôt de leurs anticipations sur rendement des actifs qui, face à un environnement très anxiogène, auraient été revues fortement à la baisse ? Les modèles comportementalistes admettent des formes de rationalité non standard, et introduisent d'autres paramètres de préférence de l'épargnant que la simple aversion au risque, notamment les aversions à la perte et à l'ambiguïté.

La crise actuelle constitue un formidable révélateur des comportements financiers des ménages en situation de forte incertitude. Elle a obligé à un profond renouvellement des hypothèses concernant la finance des ménages en général et la formation des croyances ou anticipations en particulier. Une première partie fera le point sur le débat concernant le postulat de la stabilité temporelle des préférences et celui des anticipations rationnelles dont les révisions ne dépendraient que des innovations : la théorie standard admet couramment ces deux hypothèses, au contraire de l'économie psychologique pour laquelle les individus peuvent changer de goûts au gré de leurs émotions et avoir des anticipations très volatiles. La crise financière et économique actuelle offre aussi un observatoire idéal, une sorte d'expérience « naturelle », qui met en lumière, en les grossissant, les obstacles à la demande d'actions des ménages pourvu que l'on dispose de données microéconomiques fines, qui permettent de suivre les (mêmes) épargnants avant et pendant cette période troublée. Les données longitudinales uniques en France des enquêtes *Pater* nous permettent, d'étudier les réactions des épargnants durant la Grande Récession, de repérer les changements qui pourraient expliquer leur frilosité accrue, en observant l'évolution concomitante de leurs ressources, de leurs préférences et de leurs anticipations de plus en plus pessimistes. C'est à cette analyse qu'est consacrée la seconde partie.

Pourquoi les ménages détiennent-ils si peu d'actions et comment expliquer les changements de comportement ?

L'énigme de la prime de risque est née de l'incapacité de la théorie standard de l'épargnant, modèle couplant l'hypothèse du cycle de vie et la théorie des choix de portefeuille optimaux (Merton, 1971), à expliquer la faiblesse des investissements en actions des ménages. Pour tenter d'expliquer ce puzzle, les économistes se classent dans deux camps : d'un côté, dans le cadre du modèle de base, en l'élargissant à un environnement plus réaliste, en admettant notamment l'existence de coût de transaction, d'imperfections et d'incomplétude des marchés ; de l'autre, dans le cadre de l'économie comportementale, en remettant fondamentalement en cause le volet de la rationalité de l'épargnant de la théorie standard, à la fois en matière de choix et d'anticipations. Après un bref rappel théorique (voir une présentation plus complète dans le complément en ligne C1), nous verrons comment la crise apporte également une contribution précieuse au débat critique entre les partisans de l'économie standard et ceux de l'économie psychologique pour expliquer les comportements des ménages face à la prise de risques financiers.

De l'investisseur standard à l'investisseur non standard : bref rappel théorique

L'approche standard du comportement de l'épargnant couple principalement la théorie statique des portefeuilles optimaux d'Arrow (1965) et le modèle du cycle de vie de Modigliani (1986). Dans la version la plus simple, où l'investisseur a le choix entre un actif risqué (qui peut correspondre au portefeuille de marché) de rendement espéré α et d'écart-type σ , et un actif sans risque de rendement r , la part p des actifs risqués dans le patrimoine dépend de la « prime de risque » ($\alpha - r$), de la volatilité de l'actif risqué (σ) et de l'aversion relative au risque de l'individu (γ), soit (pour une utilité isoélastique) :

$$p = (\alpha - r) / \sigma^2 \gamma \quad (1)$$

Les caractéristiques des actifs (α, r, σ) dépendent des anticipations financières de l'épargnant qui sont elles-mêmes fonctions de son niveau d'information. Dès que les anticipations sont homogènes, ce modèle prédit donc qu'il est toujours optimal pour l'individu de détenir des actifs risqués, ne serait-ce que pour une fraction minimale de son patrimoine. Ce modèle de base

peut être enrichi si l'on tient compte des imperfections ou de l'incomplétude des marchés : coûts de transaction et d'information, exposition aux autres risques (revenu, capital humain, logement, santé...), et contraintes de liquidité. Mais, même dans sa version élargie, ce modèle standard ne bénéficie que d'un pouvoir prédictif limité. Il génère en effet des portefeuilles beaucoup plus diversifiés que ceux que l'on observe dans la réalité. Les coûts de transaction, les autres risques subis, les contraintes de liquidité ou de crédit et l'interdiction des ventes à découvert limitent d'autant les investissements consentis mais n'empêchent pas que la détention d'un minimum d'actions reste profitable du fait du rendement élevé à long terme (sur 20 ans ou plus) de ce placement.

Le peu d'attrait du marché boursier est alors attribué, en général, à l'existence de coûts fixes d'entrée de tous ordres, y compris informationnel. Ces coûts (fixes) de transaction, de détention ou de gestion d'actifs, les effets de seuils et d'indivisibilités seraient ainsi responsables de l'effet massif de la taille du patrimoine sur son niveau de diversification (King & Leape, 1998) ; mais si les portefeuilles composés seulement de liquidités et quasi-liquidités sont l'apanage des montants de fortune les plus bas, et les portefeuilles bien diversifiés des montants les plus élevés, le pouvoir explicatif de la taille du patrimoine sur le nombre d'actifs ou la combinaison détenue est plus limité aux échelons de fortune intermédiaires (voir Arrondel & Masson, 2015, pour la France). Il faut alors mobiliser d'autres facteurs pour comprendre la faible part des actifs risqués dans les portefeuilles des ménages : les contraintes de liquidité et autres impossibilités à l'emprunt (Gollier, 2001), les risques encourus hors des marchés financiers (concernant le revenu, la santé, la famille), mais aussi la fiscalité, qui peut être plus avantageuse sur d'autres placements, notamment immobiliers. Outre les limites de la théorie des choix de portefeuille de base même élargie (Guiso & Sodini, 2012), divers biais interviennent dans la façon dont les ménages gèrent leur portefeuille de titres, mettant en question plus largement le modèle standard : biais « maison » en faveur des actions nationales, diversification « naïve » (uniforme), effet de « disposition » conduisant à se séparer trop tôt d'actifs gagnants et trop tard d'actifs perdants, biais de *statu quo*, inertie, transactions excessives (Vissing-Jorgensen, 2003), etc.

De leur côté, les modèles non-standard remettent en question l'hypothèse fondamentale de rationalité de l'épargnant, et introduisent d'autres

paramètres de préférence que la simple aversion au risque, notamment les aversions à la perte et à l'ambiguïté.

Dans le modèle de Kahneman et Tversky (1979), l'individu valorise différemment ses gains et ses pertes : s'il est averse à la perte, la désutilité retirée d'une perte est supérieure à l'utilité retirée d'un gain équivalent. Barberis et al. (2006) montrent aussi que la combinaison de l'aversion à la perte et d'une focalisation sur les évolutions de son portefeuille boursier comme s'il s'agissait d'une opération d'investissement isolée (*narrow framing*) peut rendre compte de la non-participation à un marché boursier, même en l'absence de coûts de transaction. L'aversion à l'ambiguïté, c'est-à-dire le fait que les probabilités de rendement des actions ne soient pas connues (incertaines au sens de Knight), peut aussi expliquer la non-participation au marché boursier (Ellsberg, 1961 ; Bossaerts et al., 2010 ; Epstein & Schneider, 2010) ou encore le sous-investissement dans les actifs risqués (Peijnenburg, 2014)¹. Les individus pourraient également souffrir d'une insuffisance d'éducation financière (*financial literacy*) et de capacités cognitives limitées (Lusardi, 2009 ; Guiso & Sodini, 2012) ou seraient victimes de leurs émotions (Guiso et al., 2014). Ils feraient alors des « erreurs » de calcul ou de stratégie, ou d'anticipation dans le recueil et le traitement de l'information – incluant une confiance surestimée dans leurs jugements (*overconfidence*) – et auraient du mal à planifier à long terme.

Malgré des avancées, tant dans le cadre des modèles élargis de l'approche standard ou de ceux de l'économie comportementale, les deux énigmes de la participation au marché boursier et de la prime de risque sur action ne sont à ce jour pas complètement élucidées, et aucune de ces approches ne permet de comprendre pourquoi le taux de détention d'actions n'a jamais dépassé le quart des ménages ces dernières années, même dans les périodes plus favorables de la croissance économique et du marché boursier : on ne peut ici invoquer une fiscalité défavorable, ou des coûts de transaction décourageants, puisque la détention reste limitée au sein des patrimoines (financiers) élevés et des ménages éduqués.

1. Plus spécifiquement, l'ambiguïté pourrait aussi expliquer deux énigmes liés à la gestion de portefeuille, le *home-bias* (French & Poterba, 1991) et le *own-equity stock puzzle* (Benartzi, 2001) : le biais maison se traduit par une faible demande d'actions étrangères dont les probabilités sont mal connues ; à l'inverse, un investisseur averse à l'ambiguïté sera susceptible de privilégier les actions de l'entreprise dans laquelle il travaille en privilégiant la « familiarité » plutôt que la diversification des risques.

Une dernière piste serait celle de l'information des épargnants : le modèle de choix de portefeuille de base suppose en effet que l'information financière est gratuite et disponible à tous les investisseurs. Or une série de faits stylisés montrent que diversification du portefeuille et détention d'actions augmentent jusqu'aux âges mûrs, au fur et à mesure que s'acquiert l'information financière requise, et aussi avec le niveau d'éducation générale (Arrondel & Masson, 2015). Ce rôle de l'éducation se double d'un effet d'*habitus* plus large et surtout, la possession de valeurs mobilières (comme d'assurances vie) semble « s'hériter », augmentant fortement avec la présence de ces mêmes actifs dans le patrimoine des parents. Une abondante littérature récente s'intéresse aux facteurs liés à cette information qui semblent jouer un rôle important dans la participation au marché boursier : les capacités cognitives (Christelis et al., 2010 ; Grinblatt et al., 2011), la confiance (Guiso et al., 2008), la « sensibilité à la chose financière » (Guiso & Jappelli, 2005), le temps passé à acquérir des informations (Guiso & Jappelli, 2007), les interactions sociales (Hong et al., 2004), l'optimisme (Jouini et al., 2006), l'éducation financière (van Rooij et al., 2011 ; Lusardi & Mitchell, 2014). Cependant, le mécanisme précis par lequel ces facteurs influencent les choix financiers des ménages (*via* le stock d'informations ou les anticipations, etc.) reste à formaliser (Grinblatt et al., 2011). Mais là non plus, tous ces facteurs, même conjugués, ne permettent pas d'expliquer que la détention directe d'actions ne concerne aujourd'hui pas plus d'un ménage français sur sept.

La crise a en effet rendu les épargnants plus précautionneux dans leurs comportements, les portant à privilégier les actifs sûrs au détriment des actifs risqués. L'analyse des facteurs de changement des comportements pendant la crise constitue un « test » précieux des deux pierres angulaires de l'approche standard : la stabilité temporelle des préférences et l'hypothèse d'anticipations rationnelles.

Les sources possibles de l'évolution des comportements : préférences, ressources et anticipations

Dans l'approche standard, la théorie des choix de portefeuille montre que la demande d'actifs risqués (cf. équation 1) diminue avec l'aversion (relative) au risque, décroît avec l'exposition au risque sur le revenu du travail et est une fonction croissante de la prime de risque anticipée par

le ménage mais décroissante selon le risque de portefeuille qu'il anticipe. Plus généralement, les comportements d'investissement dépendent de l'interaction entre trois composantes :

- (i) les préférences à l'égard du risque (et du temps), héritées du passé ;
- (ii) les ressources disponibles ou les dotations présentes (ressources disponibles, patrimoine et revenu, contraintes de liquidité, probabilité de chômage actuel ; capital santé et humain... ; éducation financières (*financial literacy*) et capacités cognitives qui déterminent le niveau d'information de l'individu ;
- (iii) les anticipations et croyances à l'égard du futur : revenu du travail, probabilités de chômage, droits à la retraite, rendement et risque attendus sur les actifs financiers ou immobiliers, inflation, contraintes de crédit, etc.

Ces trois composantes peuvent être synthétisées dans l'équation empirique suivante :

$$\text{Comportements} = F(\text{Préférences, Ressources présentes, Anticipations}) \quad (2)$$

Pour étudier la plus grande prudence comportementale des épargnants français sur le marché boursier depuis le début de la crise, la relation (2) doit être reformulée en différences :

$$\Delta \text{Comportements} = G(\Delta \text{Préférences, } \Delta \text{Ressources présentes, } \Delta \text{Anticipations}) \quad (3)$$

Ainsi, pour justifier des changements des comportements financiers pendant la crise, il est possible d'invoquer : une augmentation de l'aversion au risque – ou des aversions à la perte et à l'ambiguïté, etc. (Δ Préférences) ; des ressources réduites et/ou plus risquées (Δ Ressources présentes) ; des anticipations relatives aux caractéristiques techniques des actifs (rendements, volatilité) plus sombres (Δ Anticipations).

L'analyse empirique de la relation (3) va nous permettre de tester pendant la crise et sur données françaises deux fondements de la théorie standard de l'épargnant : le postulat de la stabilité temporelle des préférences et l'hypothèse des anticipations rationnelles. Rappelons tout d'abord les enjeux théoriques que soulève cette dernière hypothèse avant d'en venir aux conclusions des études étrangères qui proposent des mesures empiriques des préférences à l'égard du risque.

La remise en cause de l'hypothèse d'anticipations rationnelles

La crise financière de 2008 a quelque peu ébranlé les fondements classiques de la macro-économie (Hall, 2010 ; Stiglitz, 2011). Au cœur du débat, le rôle des anticipations dans les modèles standards de la macro-économie, notamment sur les marchés financiers. Ces modèles reposent sur le paradigme des anticipations rationnelles dans lequel les individus (omniscients) tirent parti de toute l'information disponible passée et présente pour former leurs anticipations, anticipations qui sont cohérentes avec le modèle économique liant la variable anticipée aux autres variables. Suivant ces hypothèses, les individus, en moyenne, ne se trompent pas sur le futur, ne révisent leurs prédictions qu'en fonction des innovations observées (et non de leurs émotions), et partagent en fait une seule et même prédiction. Le paradigme des anticipations rationnelles ne laisse ainsi que peu de place à une hétérogénéité durable des croyances.

La remise en cause de cette hypothèse des anticipations rationnelles, notamment de l'homogénéité des croyances, semble une voie de recherche prometteuse. La finance comportementale invoque dans ce sens différents biais cognitifs dans la formation des anticipations² ; pour Gollier (2013, p. 3), « elle autorise les gens à rêver de rendements impossibles, à refuser les informations [pertinentes] qui ne leur conviennent pas, ou à accepter de ne pas être d'accord entre eux », ces biais psychologiques étant susceptibles de contribuer à expliquer « les bulles, les cycles, les krachs », surtout s'ils sont renforcés par une couverture médiatique elle-même biaisée ; elle s'inquiète encore du « pessimisme extrême des agents économiques dans les phases de crise [aiguë] », produit par une forte aversion à l'ambiguïté combinée à des anticipations de plus en plus sombres sur les prix boursiers. Jugeant les applications de l'économie comportementale à la finance à ce jour plutôt décevantes, Guesnerie (2010, p. 1) développe une autre piste de recherche pour comprendre les anticipations : « *Ce qui est en jeu ici est la capacité des agents à coordonner leurs images de l'avenir. L'optimisme de nombre de modèles du marché financier – par exemple ceux qui concluent à des formes d'efficience*

2. Le biais de « représentativité » conduit notamment à trop valoriser une conjonction d'événements (favorables) qui peut néanmoins être due au hasard, ou à réviser ses anticipations initiales de manière trop limitée (Kahneman, 2011). Le biais de « disponibilité », qui pousse à trop valoriser les événements personnels ou liés à sa propre expérience, et le biais « d'ancrage » ont été introduits par Tversky et Kahneman (1974), etc.

informationnelle du marché – repose largement sur l’optimisme de l’hypothèse de coordination des anticipations. Lequel devrait être expliqué et non seulement supposé. »

Pour évaluer l’hétérogénéité des anticipations, le mieux est encore de les mesurer dans les enquêtes comme le proposent Dominitz et Manski (2011) et d’évaluer leur impact sur les comportements patrimoniaux (Arrondel et al., 2016). L’impact de la crise de 2008 sur les anticipations boursières a été analysé par Hudomiet et al. (2011) pour les États-Unis à partir du *Health and Retirement Survey* (HRS, 2008-2009). Ils montrent qu’en moyenne la crise a eu un effet (temporaire) positif sur le rendement et la variance anticipés ainsi que sur l’hétérogénéité (à plus long terme) des anticipations au sein de la population américaine. Plus précisément, les actionnaires forment des anticipations plus optimistes, moins incertaines et plus homogènes que celles des non-actionnaires. Mais l’hétérogénéité des anticipations des actionnaires a relativement plus augmenté après la crise. Le constat est le même si l’on considère les groupes des personnes informées par rapport à celles non informées, ou encore en fonction du niveau des capacités cognitives (fortes vs. faibles). Les auteurs concluent alors que les différentes catégories de population ne reçoivent pas les mêmes signaux ou qu’ils ne les traitent pas de la même façon, accréditant ainsi l’hypothèse de l’hétérogénéité des anticipations financières des ménages.

La stabilité temporelle des préférences à l’égard du risque en question

L’hypothèse de stabilité temporelle des préférences est implicitement au cœur de la théorie standard de l’épargnant. Dans la plupart de ses modèles, les préférences sont supposées exogènes et invariantes dans le temps. Ainsi, Stigler et Becker (1977) écrivaient dans un article qui a fait date, que les préférences des individus ne changeaient pas et que l’évolution des comportements ne pouvait provenir que des changements de l’environnement économique.

Cette hypothèse d’invariance des goûts a été mise en question par une abondante littérature empirique, sur la base de données d’enquête ou de protocoles expérimentaux. Ces travaux cherchent à tester si les préférences des individus évoluent ou non dans le temps, ou encore si elles sont durablement modifiées par des événements de la vie (problème de santé, décès de proches, chômage, pertes financières...) et

des chocs structurels (catastrophes naturelles, guerres, crises économiques...) auxquels sont confrontés les individus³. De nombreux articles traitent en particulier du lien entre l’environnement économique et les attitudes face au risque, notamment pendant les crises. Sahm (2012) étudie ainsi l’évolution d’une mesure d’aversion au risque basée sur les réponses à une loterie concernant des choix professionnels sur la période 1992-2002 aux États-Unis (issu de différentes vagues du panel HRS). Son analyse sur données individuelles en panel montre que près des trois quarts de la variation de l’aversion au risque peuvent être expliqués par des hétérogénéités individuelles permanentes, l’âge et l’environnement macroéconomique expliquant le reste. Cette étude conclut donc plutôt à la stabilité des préférences mais elle porte sur une période relativement peu chahutée, d’avant crise. Des travaux plus récents qui suivent les épargnants dans la crise obtiennent des résultats plus contrastés. Guiso et al. (2014) ont ainsi exploité des données sur les investissements des clients d’une banque italienne avant et après la crise financière de 2008. Ils mesurent l’aversion au risque des individus par une question qualitative portant sur la propension à investir dans des actifs risqués d’une part, (cf. *infra*, figure II) et à partir d’une série de loteries à l’instar de l’économie expérimentale d’autre part. Ils montrent que l’aversion au risque a augmenté après la crise financière, même pour ceux qui n’ont pas subi de pertes financières. Pour les auteurs, c’est une émotion, la « peur » provoquée par la crise, qui explique ce résultat⁴.

Cohn et al. (2015), dans la même veine, démontrent le caractère contra-cyclique de l’aversion au risque (on est plus tolérant au risque quand les marchés sont haussiers et *vice versa*) à partir d’une expérience de laboratoire réalisée sur des traders. S’appuyant sur des méthodes issues de la psychométrie, les sujets sont « conditionnés » pour se comporter soit dans une période boursière de « hauts » (*boom*) soit dans une période de « bas » (*bust*). Leur

3. Chuang et Schechter (2015) recensent les études étudiant l’impact des catastrophes naturelles et des guerres sur les préférences individuelles (aversion au risque, préférence pour le présent). Le bilan est contrasté que ce soit pour la tolérance au risque ou la préférence temporelle : certaines études montrent une augmentation de l’aversion au risque et de l’impatience suite aux chocs, d’autres une diminution ! Chanel et al. (2014) montrent par exemple que les militaires danois ayant été en mission en Afghanistan au printemps 2011 étaient, en moyenne, devenus moins averses au risque et plus impatients après les combats.

4. Pour tester cette hypothèse, leur étude se double d’une expérience « randomisée » en laboratoire sur deux échantillons, l’un regroupant des individus ayant visionné un film d’horreur (*The Hostel*) avant de répondre à la loterie, l’autre ceux n’ayant pas visionné de film. Les auteurs concluent, en contrôlant par le goût des individus en matière de cinéma, que ceux qui sont sous l’émotion du film d’horreur se révèlent moins tolérants vis-à-vis du risque.

expérience montre que les traders conditionnés dans une période de « bas » ont une moindre disposition à prendre des risques financiers que leurs homologues qui ont été conditionnés dans une période de « hauts ». Comme Guiso et al. (2014), ils montrent que la peur peut expliquer ce résultat.

Dohmen et al. (2016) utilisent les données allemandes du *Socio-Economic Panel* et ukrainiennes du *Longitudinal Monitoring Survey* pour analyser la stabilité temporelle de l'aversion au risque mesurée par une échelle de Likert (0 à 10) sur la période 2007-2012. Eux aussi observent que dans les deux pays, les individus apparaissent moins tolérants au risque après 2008 qu'avant la crise. Le changement serait principalement imputable aux chocs macro-économiques provoqués par la crise, alors que le propre vécu des individus et leur situation sur le marché du travail ne joueraient qu'un rôle mineur. Sur d'autres données allemandes (*SAVE*), Neckel et Ziegelmeyer (2016) montrent que les ménages qui attribuent leur perte de richesse à la crise sont devenues également moins tolérants au risque (mesurée par une échelle de Likert).

Les résultats de Weber et al. (2012) vont à l'encontre des conclusions des études précédentes. À partir de données sur les clients d'une banque britannique, ils montrent que la demande d'actifs risqués a fortement diminué entre septembre 2008 et juin 2009. Ce changement n'est cependant pas dû à une variation de leur aversion au risque (mesurée encore avec la même échelle), qui est restée stable sur la période, mais aux changements de leurs anticipations individuelles concernant le rendement et le risque des actifs boursiers. Malmendier et Nagel (2011) adoptent une vision à plus long terme de l'impact des chocs macroéconomiques sur les attitudes vis-à-vis du risque dans le domaine financier. Avec le *Survey of Consumer Finances* Américain sur la période 1960-2007, ils montrent que les personnes qui, notamment dans leur petite enfance, ont vécu des périodes de faible rendement des titres (en particulier durant la « Grande Dépression » qui a suivi la crise de 1929) prennent moins de risque dans leurs décisions d'investissement ultérieures (cf. la question de la figure III). Leurs anticipations sur les rendements futurs sont également plus pessimistes que celles des personnes qui ont vécu des périodes de rendements élevés ; il est aussi probable qu'elles soient moins tolérantes à l'égard du risque. Ces effets s'atténuent cependant au cours du temps.

Sans que l'on puisse tirer de conclusion définitive, la balance des résultats empiriques pencherait plutôt en faveur d'une augmentation de l'aversion au risque des épargnants pendant la crise ou les périodes de récession, augmentation qui expliquerait en partie la baisse de leurs investissements risqués. Deux critiques peuvent néanmoins être avancées à l'encontre des études concernées – qu'elles concluent ou non à la stabilité des préférences. La première réserve, méthodologique, concerne les mesures de l'aversion au risque (Arrondel & Masson, 2014), dont certaines concernent davantage des comportements face au risque (une propension à prendre des risques) qu'une préférence intrinsèque (telle la question de la figure II). Surtout, les mesures les plus usuelles obtenues à partir de loteries sur des choix professionnels ou encore d'échelles de Likert, présentent des défauts importants sur lesquels nous reviendrons. La seconde critique, contre notamment Dohmen et al., 2016, est économétrique : des précautions doivent être prises sur les conclusions issues des données de panels (modèles à effets fixes) où il n'est pas toujours possible de séparer les effets d'âge (l'aversion au risque augmentant sur le cycle de vie) des effets de période (due à la crise).

Les épargnants français dans la Grande Récession

Notre objectif est à présent d'étudier l'évolution des préférences individuelles, les révisions des anticipations subjectives de rendement et de risque boursiers et l'impact de la crise sur les ressources disponibles, puis de relier ces changements potentiels à ceux observés pour les comportements patrimoniaux, notamment la demande d'actions. En d'autres termes, nous cherchons à estimer empiriquement une relation de type (3). Nous mobilisons pour cela le panel *Pater (Patrimoine et préférences vis-à-vis du Temps et du Risque* – voir encadré 1), qui a l'avantage sans doute unique de rassembler l'ensemble des données nécessaires à une telle estimation sur un échantillon représentatif de la population française. Grâce à sa forte dimension de panel et à l'information subjective recueillie, cette enquête permet d'étudier les conséquences de la crise à la fois sur les comportements patrimoniaux des épargnants français, leurs préférences en matière d'épargne, leurs ressources, et leurs anticipations sur les marchés du travail et des actifs.

ENCADRÉ 1 – L'enquête *Patrimoine et préférences vis-à-vis du temps et du risque (Pater)* 2007-2009-2011-2014

L'enquête *Pater* a été initiée en 2002 afin de compléter les enquêtes *Patrimoine* de l'INSEE sur des aspects plus subjectifs (préférences, anticipations, opinions). Les vagues de panel ont été construites à notre initiative et réalisées par l'institut Tns-Sofres (voir Arrondel & Masson, 2014). L'historique de ces enquêtes est résumé ci-dessous.

La forte dimension de panel et le calendrier des vagues de mai 2007, juin 2009, novembre 2011 et décembre 2014 permettent de couvrir une période de fortes

variations sur le marché boursier, avant et après la chute de Lehman Brothers en 2008 et après la crise des dettes souveraines d'Août 2011 (cf. figure).

Au-delà de l'information recueillie habituellement dans les enquêtes patrimoniales de l'Insee, les enquêtes *Pater* comportent un ensemble de questions qualitatives et subjectives visant à mesurer les préférences des individus en matière d'épargne, ainsi que leurs anticipations concernant leurs ressources futures (tableau B).

Tableau A
Les vagues de l'enquête *Pater*

	Sofres 2002	TNS-Sofres			
		2007	2009	2011	2014
Nombre d'observations	2 460	3 825	3 782	3 616	3 670
Panels		2002-07 (798 panelistes)	2002-07-09 (600 panelisés) 2007-09 (2 234 panelisés)	2007-09-11 (1 087 panelisés) 2009-2011 (1 970 panelisés)	2007-09-11-14 (807 panelisés) 2011-2014 (2 204 panelisés)
Particularités	2 générations (440 couples parents-enfants)	Les 2 conjoints sont interrogés (905 couples)	-	-	-
Nombre de questions pour les scores	50	115	90	90	90
Loterie de Barsky et al.	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Échelles	Non	Oui	Oui	Oui	Oui
Mesures expérimentales	Non	Oui	Non	Non	Non

Figure
Les vagues de l'enquête *Pater* et l'évolution du CAC40

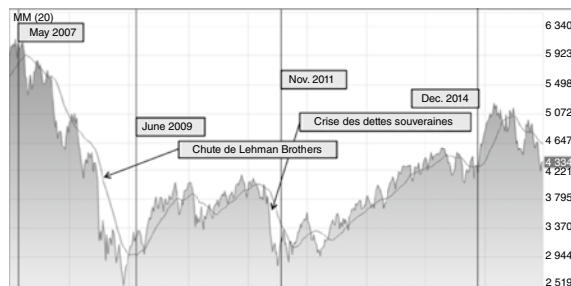


Tableau B
Questions de l'enquête *Pater* sur les anticipations sur les marchés du travail et boursier

C33 D'ici 5 ans, pensez-vous que le revenu (salaire, retraite) de votre ménage... Pour chaque item, notez en clair de 0 à 100, la probabilité que cela se produise. La somme des réponses de la colonne doit être égale à 100.

	C33	C34
• Aura augmenté de plus de 25 %....	%	%
• Aura augmenté de 10 à 25 %.....	%	%
• Aura augmenté de moins de 10 %..	%	%
• Sera à son niveau actuel.....	%	%
• Aura diminué de moins de 10 %....	%	%
• Aura diminué de 10 à 25 %.....	%	%
• Aura diminué de plus de 25 %	%	%

C34 Toujours d'ici 5 ans, pensez-vous que la Bourse... Pour chaque item, notez en clair de 0 à 100, la probabilité que cela se produise. La somme des réponses de la colonne doit être égale à 100.

C35 Selon vous, d'ici 5 ans, en cas d'augmentation, quelle sera environ l'augmentation maximum (en pourcentage) pour... Notez en clair le pourcentage

	C35	C36
• Le revenu de votre ménage	%	%
• La Bourse	%	%

C36 Et selon vous, d'ici 5 ans, en cas de diminution, quelle sera environ la diminution maximum (en pourcentage) pour...

Par rapport aux travaux présentés précédemment sur la stabilité temporelle des préférences à l'égard du risque, l'originalité de notre approche empirique réside dans la variété des mesures des préférences utilisées : à côté des mesures usuelles d'aversion au risque que l'on trouve dans ces travaux, nous adoptons, pour remédier aux défauts de ces mesures, une approche nouvelle fondée sur une procédure de « *scoring* » (voir plus loin l'encadré 2). Elle aboutit à des mesures de préférence plus satisfaisantes que les mesures usuelles et permet ainsi un test plus probant de la stabilité temporelle de la tolérance au risque. En outre, les dates des différentes vagues du panel *Pater* ont été bien choisies : mai 2007 correspond à un niveau élevé du CAC 40, alors que les deux vagues suivantes (juin 2009 et novembre 2011) interviennent peu après les deux principales chutes de cet indice boursier (voir figure de l'encadré 1) ; ces discontinuités historiques vont nous aider à séparer les effets d'âge et de période en matière de préférences.

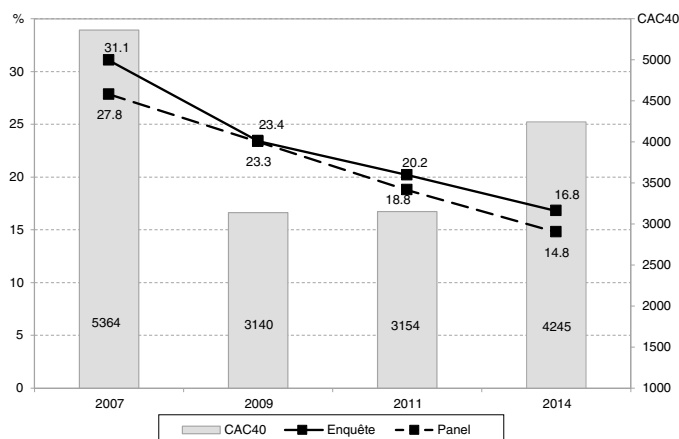
Des comportements financiers de moins en moins risqués pendant la crise...

Les données des enquêtes *Patrimoine* de l'Insee montrent que le taux d'actionnaires (hors fonds communs de placements) a chuté de sept points en France, passant de 19 % des ménages en 2004 à 12 % en 2014 (15 % en 2010). Selon l'étude trimestrielle *SoFia* réalisée par Tns-Sofres auprès de 12 000 panelistes (dont ceux de nos enquêtes *Pater*), le nombre d'actionnaires individuels « directs » a diminué de

55 % depuis la chute de Lehman Brothers entre décembre 2008 et mars 2016 (de 13.8 % à 6.2 %). Ces données montrent une augmentation des sommes déposées sur le livret A de l'ordre de 30 % sur la même période. Cette baisse du nombre de ménages actionnaires (directs ou indirects) ressort également des enquêtes *Pater* (figure I). Sur la période 2007-2014, la part de ménages détenant des actions dans l'ensemble des ménages décroît de 31.1 % à 16.8 % (– 46 %). La diminution est également observée sur l'échantillon « cylindre », constitué des 807 ménages présents dans les quatre vagues : 27.8 % en 2007 contre seulement 14.8 % en 2014 (– 47 %).

Par ailleurs, quand on interroge ces 807 ménages suivis de 2007 à 2014 sur leurs stratégies globales d'investissement financier, on constate qu'une part croissante d'entre eux pensent que l'on devrait « placer toutes ses économies sur des placements sûrs » même si on note une légère diminution dans la dernière vague : 59 % en 2007, 66 % en 2009, 72 % en 2011, et 67 % en 2014 (figure II). Des évolutions similaires s'observent sur des échantillons plus larges : même si, dans les comportements, on n'observe pas d'augmentation récente de la demande d'actifs risqués (cf. figure I), les Français sembleraient aujourd'hui davantage disposés à se tourner vers le marché boursier qu'au plus fort de la crise. À noter que ce type de question est utilisé par certains auteurs pour mesurer l'aversion au risque des individus (Guiso et al., 2014, Malmendier & Nagel, 2011), sans doute à tort : il mêle en effet préférences et comportements.

Figure I
Nombre d'actionnaires (directs ou indirects) en 2007, 2009, 2011 et 2014

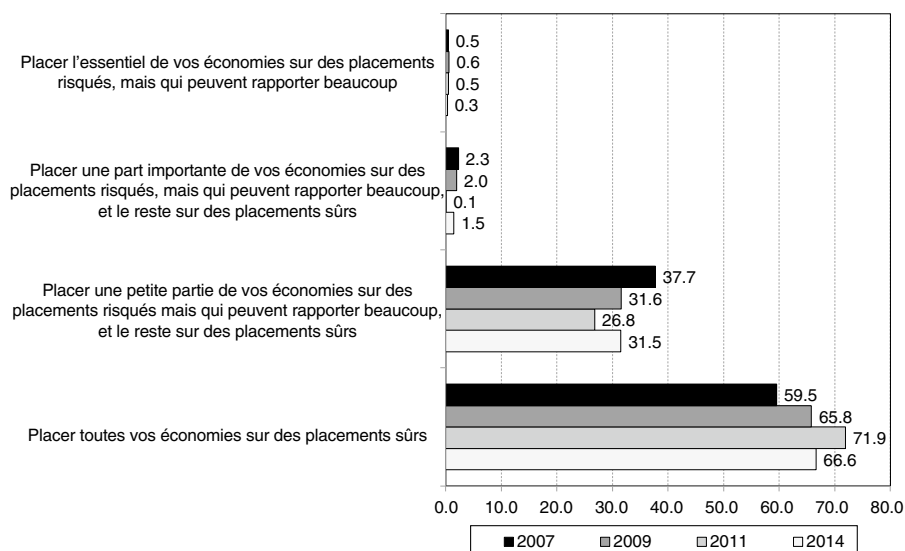


Lecture : en 2011, 20.2 % des ménages de l'enquête détenaient des actions directement ou via des FCP. Ce pourcentage était de 18.8 % dans l'échantillon panel. À la date de l'enquête, le CAC 40 se situait à 3 154 points.

Champ : échantillon total représentatif de la population française et population panelisée ayant répondu aux 4 vagues de l'enquête (807 individus).

Source : enquêtes *Pater* 2007, 2009, 2011 et 2014.

Figure II
En matière de placements financiers, que préférez-vous ? (%)



Lecture : en 2007, 59.5 % des enquêtés ayant répondu aux trois vagues successives de l'enquête *Pater* préféraient « placer toutes ses économies sur des placements sûrs ». Ils étaient 65.8 % en 2009, 71.9 % en 2011 et 66.6 % en 2014.

Champ : population panelisée ayant répondu aux 4 vagues de l'enquête.

Source : enquêtes *Pater* 2007, 2009, 2011 et 2014

À travers ces deux statistiques, nos données montrent donc que les Français, même s'ils désertent la Bourse depuis la crise de 2008, ne sont aujourd'hui cependant pas hostiles pour y retourner. Si, dans les faits, ils n'y vont pas, le défi est d'en comprendre les raisons. La tendance à la prudence ressort également des réponses des enquêtés à une question plus évasive : « *Diriez-vous que depuis la crise financière, vous êtes devenus plus prudent, moins prudent, ou vous n'avez pas changé ?* ». En 2009, si la moitié des ménages déclarait n'avoir pas changé, l'autre (48 %), qui se recrutait principalement parmi les classes les plus défavorisées et exposées à la crise (peu diplômées, à faibles revenus), se déclarait plus précautionneuse. En 2011 et en 2014, cette opinion est même devenue majoritaire.

Ces évolutions d'ensemble dans le contexte de la crise actuelle ne doivent pas masquer le fait que les réactions des ménages n'ont pas été homogènes, notamment le long de l'échelle des revenus ou des patrimoines. Néanmoins, un constat est clair : les ménages français, face à la crise, ont adopté en moyenne un comportement financier plus prudent, désirant épargner davantage dans des placements plus sûrs et limiter parallèlement leurs investissements risqués ; et ce changement semble avoir été plus important encore après la crise des dettes souveraines de l'été 2011 que suite au choc macroéconomique créé par la chute de Lehman Brothers en septembre 2008.

... mais des anticipations des Français de plus en plus pessimistes seulement jusqu'en 2011

Outre l'estimation des préférences, les vagues *Pater* 2007 à 2014 ont cherché à mesurer les anticipations des ménages concernant le rendement et le risque des actifs financiers ainsi que celles relatives à leur revenu du travail futur. Une méthode pour mesurer les anticipations sur les revenus du travail ou les retraites consiste à proposer à l'enquêté d'affecter une probabilité à différents taux de variation possibles sur les cinq ans à venir, à la hausse (de 0 à 10 %, de 10 à 25 %, plus de 25 %), à la baisse (mêmes tranches), ou sans changement (cf. encadré 1, tableau B). On peut alors reconstituer la distribution de l'évolution des revenus anticipés par l'enquêté et en déduire sa moyenne et sa variance⁵. Cette méthode a été également retenue pour mesurer les anticipations boursières⁶. Posées de manière identique en 2007, 2009, 2011 et 2014, ces questions permettent d'appréhender l'impact de la crise sur les anticipations des mêmes épargnants, présents dans deux, trois, voire dans les quatre vagues. Ces

5. Placer, par exemple, 50 points dans la tranche supérieure (hausse de plus de 25 %) et 50 points dans la tranche inférieure (baisse supérieure à 25 %) correspond à une moyenne anticipée nulle mais à un risque (une variance) maximal... Pour le calcul du rendement espéré, on prend le centre de la tranche pour les intervalles bornés et la limite maximale supérieure et inférieure fourni par le répondant pour les tranches non bornées.

6. Même si d'autres techniques sont plus courantes : anticipations ponctuelles ou mesure de la distribution cumulée (par exemple Dominitz & Manski, 2011).

questions étant relativement complexes, elles sont sujettes à un taux de non-réponse inhabituel : pour chaque vague, comme pour les individus en panel, seuls un peu plus de la moitié des enquêtés répondent de manière satisfaisante. Une analyse descriptive montre cependant que les caractéristiques des répondants et des non répondants ne sont pas sensiblement différentes (les répondants semblent disposer cependant de plus de temps pour répondre au questionnaire).

La figure III indique les valeurs obtenues pour le rendement moyen anticipé à 5 ans sur le marché boursier aux quatre dates, pour la population globale et différentes sous-populations. Une première conclusion rejoint celles des études étrangères, américaines ou autres, déjà citées : la faiblesse des rendements anticipés, même en 2007, n'est pas vraiment compatible avec des anticipations rationnelles⁷. On constate ensuite, au sein de la population globale, que le rendement moyen anticipé décroît fortement sur la période : de 5.5 % en 2007, il est passé à 1 % en 2014 après avoir baissé de 2 points en 2009 (3.5 %) et de 3.5 points en 2011 (0,0%). La même tendance est observée pour les anticipations des individus ayant répondu aux

4 vagues : environ 5.0 % en 2007, 4.5 % en 2009, 0 % en 2001 et 1 % en 2014.

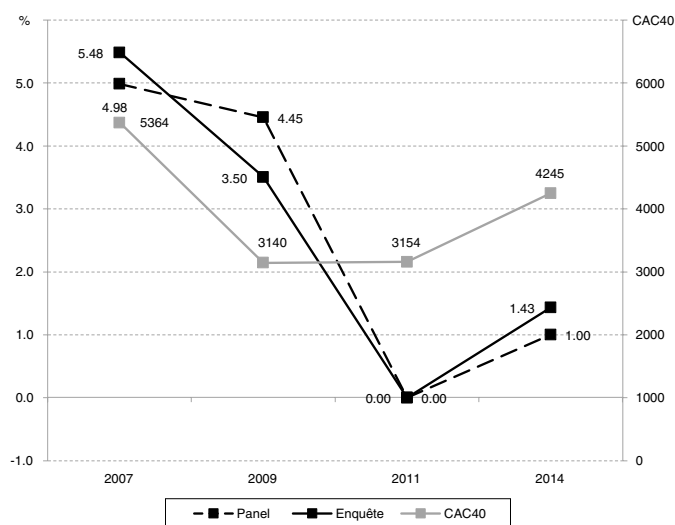
En résumé, même si l'on note un léger retour à « l'optimisme » en 2014, les Français étaient, au plus fort de la crise, très pessimistes en ce qui concerne la bourse et ceci pourrait expliquer le fait qu'ils s'en soient (encore plus) éloignés⁸.

Moins de ressources espérées, des perspectives de rendement plus faibles pour les actions, et l'anticipation d'une hausse des risques affectant le marché du travail (voir note 8) : ce pessimisme accru des ménages depuis la crise, même s'il semble s'atténuer en 2014, semblerait les avoir incités, en cohérence avec la théorie des choix de portefeuille, à se détourner des investissements risqués, soit en raison du moindre attrait supposé de ces placements, soit pour modérer l'ensemble des risques auxquels ils sont confrontés (substitution des risques). La révision à la baisse des anticipations professionnelles et boursières pourrait donc expliquer pour une part importante les comportements plus précautionneux des ménages depuis la crise, avec des évolutions plus marquées encore après 2009. Mais qu'en est-il des préférences ?

7. Interrogés sur les évolutions passées du CAC 40, les enquêtés de Pater (2007) sous-estiment en moyenne le rendement de l'indice boursier sur les 5 dernières années : environ 12 % contre 20 % observé (cf. Arrondel et al., 2016). On notera néanmoins que la valeur modale (plus du quart de l'échantillon) correspond à la réalité, ce qui atteste un certain niveau d'informations des enquêtés.

8. De la même façon, les anticipations des ménages relatives aux évolutions futures de leur revenu du travail ont été revues à la baisse : globalement, les Français voyaient, sur les 5 ans à venir, leur revenu augmenter en moyenne de plus de 3 % en 2007, de 2 % en 2009 mais anticipaient une stagnation en 2011 et en 2014.

Figure III
Rendements moyens anticipés (dans les 5 prochaines années) sur le marché boursier en 2007, 2009, 2011 et 2014



Lecture : en 2009, les ménages anticipaient un rendement moyen de 4,45 % sur le marché financier (3,50 % pour les ménages ayant répondu aux 4 vagues de l'enquête). À la date de l'enquête, le CAC 40 se situait à 3 140 points.

Champ : échantillon total représentatif de la population française et population panelisée ayant répondu aux 4 vagues de l'enquête.

Source : enquêtes Pater 2007, 2009, 2011 et 2014.

Une aversion au risque qui augmente de 2007 à 2011 selon les mesures usuelles

Trois mesures des préférences vis-à-vis du risque seront ici analysées. La première est fondée sur des choix hypothétiques de loteries concernant le revenu permanent de l'individu (Barsky et al., 1997). Ce dernier se voit offrir différents contrats de travail à la place de celui actuel, générant un revenu de cycle de vie R : par exemple, un contrat où il a une probabilité 1/2 de gagner 2 fois R et une probabilité 1/2 de gagner seulement 2/3 de R . La méthode permet de classer les individus en quatre catégories, des moins aux plus tolérants au risque (Sahm, 2008). La deuxième mesure repose sur le niveau auquel les individus déclarent se situer sur une échelle d'aversion/

appétence au risque allant de 0 à 10 (échelle de Likert, cf. Dohmen et al., 2011). Enfin, la troisième mesure, plus originale, consiste à « profiler » les individus par notre méthode de *scoring*.

Le tableau 1 présente la distribution de la population (échantillon cylindré) par rapport aux réponses à la loterie. Selon cette mesure, les mêmes individus sont devenus en moyenne plus averses au risque après la crise, au moins jusqu'à la fin de 2011 : 51.8 % refusaient les deux contrats en 2007 contre plus de 60 % en 2009 et 2011, et encore 59 % en 2014 ; inversement 7.9 % acceptaient les deux contrats en 2007 contre 5.4 % en 2009, 3.5 % en 2011 et 6.0 % en 2014. Cette loterie montre donc que les individus seraient devenus plus averses au risque au

Tableau 1
Distribution de la loterie de Barsky et al. (1997) en 2007, 2009, 2011 et 2014

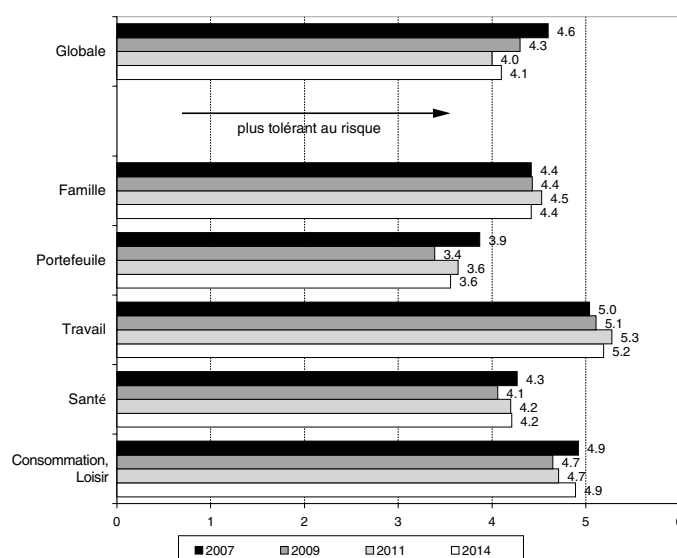
	Rejet du contrat A		Acceptation du contrat A	
	Rejet du contrat C	Acceptation du contrat C	Rejet du contrat B	Acceptation du contrat B
Aversion relative pour le risque : γ	$3.76 \leq \gamma$	$2 \leq \gamma < 3.76$	$1 \leq \gamma < 2$	$\gamma < 1$
2007	51.8	22.3	18.0	7.9
2009	60.2	20.0	14.4	5.4
2011	63.4	21.2	11.9	3.5
2014	59.0	21.7	13.3	6.0

Lecture : 63.4 % des individus refusaient les deux contrats en 2011 (et donc avaient une forte aversion relative au risque γ) alors que seulement 3.5 % acceptaient les deux (resp. faible aversion relative au risque).

Champ : population panelisée ayant répondu aux 4 vagues de l'enquête

Source : enquêtes *Pater* 2007, 2009, 2011 et 2014.

Figure IV
Distribution des échelles de *Likert* en 2007, 2009, 2011 et 2014



Lecture : en 2007, la moyenne des réponses à l'échelle de risque global (entre 0 et 10) était de 4.6. Cette moyenne était de 4.0 en 2011 : les enquêtés sont donc devenus plus averses au risque.

Champ : (échantillon cylindré : 807 individus)

Source : enquêtes *Pater* 2007, 2009, 2011 et 2014.

moment des chocs de 2008 et 2011, mais qu'ils seraient néanmoins redevenus un peu plus tolérants depuis (au niveau au moins de 2009).

La figure IV dessine les moyennes des positions auto-déclarées des individus sur les échelles de Likert pour les préférences à l'égard du risque (« + » indiquant plus tolérant au risque). Pour le risque global, on constate que les chocs de 2008 et 2011 ont eu, comme pour la loterie, un impact négatif sur la tolérance au risque (4.6 en 2007 contre 4.3 en 2009 et 4.0 en 2011). Mais là encore, on note un léger retournement en 2014 (4.1), mais relativement plus faible que pour la loterie (on reste en deçà de 2009).

Si l'on mesure les préférences vis-à-vis du risque par la loterie de Barsky et al. (1997) ou par une échelle de Likert, on arrive donc à la conclusion que les individus seraient devenus moins tolérants au risque durant la crise, au moins jusqu'en 2011, mais auraient retrouvé en 2014 – dans des proportions variables – un peu de l'appétence au risque perdue.

Ces mesures présentent cependant des défauts importants, soulignés dans la littérature (Arrondel et Masson, 2014). Les loteries sur les choix professionnels souffrent ainsi d'un manque de constance dans le temps, les réponses fournies par un même individu étant susceptibles de varier beaucoup, et de manière incohérente, d'une enquête à l'autre (ce que l'on observe tant sur les données américaines que sur nos propres données) ; elles dépendent de l'exposition au risque de l'enquêté, sur son patrimoine en particulier ; elles conduisent en outre à des résultats biaisés dans la mesure où elles sont plus accessibles aux personnes ayant plus de culture financière. Les échelles de Likert présentent quant à elles des biais d'ancrage bien connus (autour de la valeur centrale, ici 5) ; elles sont également instables d'une enquête à l'autre, mais à un degré moindre que les choix de loterie.

Deux questions liées se posent alors : des mesures aussi sensibles à la conjoncture reflètent-elles vraiment une préférence intrinsèque pour le risque ? L'évolution temporelle de ces mesures n'est-elle pas simplement le reflet d'une exposition au risque accrue des ménages (risque de chômage par exemple) ou ne suit-elle pas de trop près les changements des anticipations professionnelles ou boursières, de plus en plus pessimistes jusqu'en 2011 ? Plus précisément, deux hypothèses d'interprétation des résultats précédents sont possibles :

Hypothèse H1 : en dépit de leurs insuffisances, les mesures usuelles attestent une augmentation d'ensemble de l'aversion au risque après les chocs de 2008 et 2011, dont l'ampleur ne peut cependant être précisément évaluée ; les épargnants ont bien été victimes d'un « trauma » après chaque choc, et plus encore après le second. Le postulat de stabilité des préférences de la théorie standard est donc rejeté, et il faut tenir compte de poids des « émotions » sur les goûts, au moins dans le cas de chocs macroéconomiques importants.

Hypothèse H2 : les biais évidents dont souffrent les mesures usuelles font que leurs résultats ne sont pas robustes, pouvant être imputables à des variations parasites de l'exposition au risque ou des anticipations. Ils ne permettent pas de rejeter l'hypothèse de préférences globalement stables après chaque choc.

Sauf éventuellement à disposer de mesures à intervalles rapprochés avant et après chaque choc, qui aideraient à éliminer un certain nombre de bruits, il n'est guère possible en l'état de trancher entre ces deux hypothèses. Une mesure plus satisfaisante, mais plus coûteuse, des préférences à l'égard du risque va nous permettre de le faire.

Une attitude à l'égard du risque globalement insensible à la crise selon le score

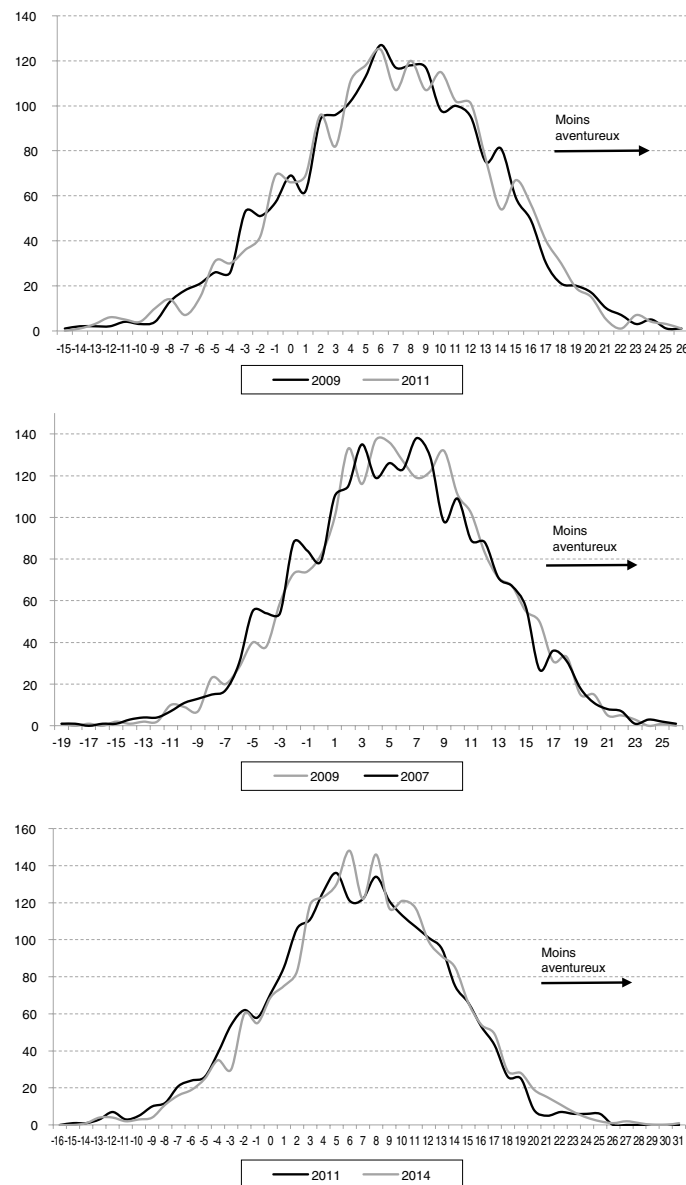
Notre approche originale pour mesurer les préférences de l'épargnant, notamment vis-à-vis du risque, est fondée sur une procédure de *scoring* élaborée et améliorée depuis une quinzaine d'années au fil des vagues de l'enquête *Pater* (Arrondel et Masson, 2014). À travers de nombreuses questions balayant divers domaines de la vie, l'idée est de construire pour chaque enquêté des mesures ordinales synthétiques et cohérentes – des « scores » qualitatifs – qui évaluent son attitude générale à l'égard du risque et de l'incertain, mais aussi sa préférence pour le présent sur le cycle de vie, son degré d'impatience à court terme et son degré d'altruisme pour ses enfants (une présentation plus détaillée est donnée dans l'encadré 2). En matière de risque notamment, le score, établi dans chaque vague à partir d'une soixantaine de questions identiques, ne souffre pas des défauts des mesures usuelles (choix de loterie ou échelle de Likert auto-déclarée) et présente des propriétés statistiques bien supérieures et aussi beaucoup plus robustes d'une vague à l'autre (cf. encadré 2).

Effets d'âge et de période

Que nous dit le score de risquophobie quant à l'évolution des préférences durant la crise ? Les histogrammes du score tracés deux à deux d'abord pour la sous-population des ménages interviewés avant et après la chute de Lehman-Brothers (en 2007 et 2009), puis pour ceux ayant été questionnés avant et après la crise des dettes souveraines en 2009 et 2011 et enfin pour les répondants aux vagues de 2011 et 2014, se superposent presque parfaitement, avec sensiblement la même moyenne à deux dates successives, et ils sont en fait

statistiquement indissociables (figure V-A) : le test de Kolmogorov-Smirnov est de 0.0299 pour 2007-2009 (seuil de significativité : 0.269), de 0.0163 pour 2009-2011 (seuil de 0.956) et 0.0372 pour 2011-2014 (seuil de 0.102). Les deux premiers graphes de la figure VI-A sont particulièrement éclairants et penchent en faveur de l'hypothèse H2 : le score s'avère globalement insensible aux deux chocs de la crise, suggérant l'absence d'effets de période sur les préférences à l'égard du risque ; l'évolution enregistrée par les mesures usuelles de l'aversion au risque serait donc un artefact dû à des phénomènes parasites.

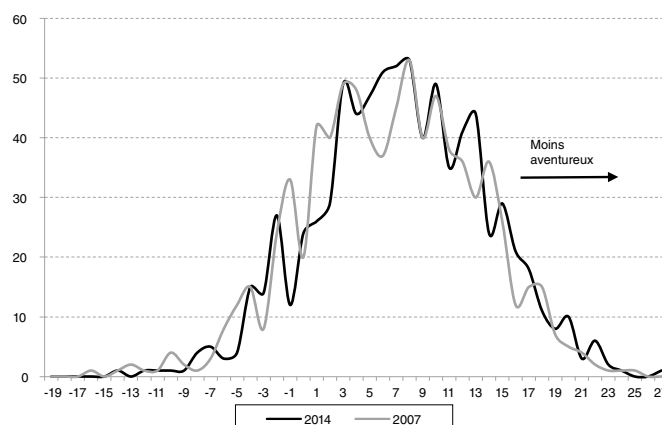
Figure V-A
Histogrammes du score de risque en 2007, 2009, 2011 et 2014



Lecture : plus de 140 enquêtés avaient un score de risque de 6 en 2014. Ils étaient 120 en 2011.
Champ : population ayant répondu aux deux vagues successives de l'enquête.
Source : enquêtes *Pater* 2007, 2009, 2011 et 2014.

Figure V-B

Histogrammes du score de risque entre 2007 et 2014



Lecture : moins de 40 enquêtés avaient un score de risque de 6 en 2007. Ils étaient plus de 50 en 2014.

Champ : population ayant répondu aux 4 vagues de l'enquête.

Source : enquêtes Pater 2007 et 2014.

ENCADRÉ 2 – La méthode de scoring

Notre méthode de mesure des préférences individuelles consiste à élaborer des scores pour « profiler » les individus suivant leur appétence pour le risque, leur façon d'appréhender le futur, et leur degré d'altruisme parental, soit les trois composantes qui interviennent dans les modèles d'épargne et d'accumulation patrimoniale (cf. Arrondel & Masson, 2014, pour une présentation détaillée). Mise au point sur les données de l'enquête Insee « Patrimoine 1998 » puis de l'enquête Tns-Sofres de 2002, cette méthode a été reconduite pour les quatre dernières vagues Pater de 2007, 2009, 2011 et 2014.

Ces scores synthétiques et ordinaux sont calculés à partir de plus d'une centaine de questions qui balaient un large éventail de domaines de la vie, comme la consommation, les loisirs, les placements, le travail, la famille, la santé, la retraite, etc. Il s'agit de questions souvent concrètes ou relatives à la vie de tous les jours, aux comportements, opinions ou intentions auxquelles il est relativement facile de répondre ; d'autres sont plus abstraites, concernant les réactions à des scénarios fictifs ou à des choix de loterie. À partir de ces questions, l'objectif a été de construire pour chaque enquêté des indicateurs relatifs cohérents ou « scores » de ses préférences ou attitudes dans les quatre champs distingués par la théorie : le risque ou l'incertain ; la priorité accordée au présent à long terme ; celle accordée au présent à court terme, ou « impatience » ; l'altruisme familial. Les scores se veulent donc des mesures agrégées, qualitatives et ordinales, supposées représentatives des réponses fournies par l'enquêté à un ensemble de questions diverses. Quelques exemples de ces questions sont donnés ci-dessous :

- attitude à l'égard du risque : « Prenez-vous un parapluie lorsque la météo est incertaine », ou « Garez-vous votre véhicule en état d'infraction » ;
- choix de loteries, pratiques de consommation : « Vous arrive-t-il d'aller au spectacle un peu au hasard au risque d'être parfois déçu ? » ;
- opinions : « Êtes-vous d'accord avec l'affirmation que le "mariage est une assurance" ? » ou bien : « Êtes-vous

sensible aux débats de santé contemporains (sida, sang contaminé...) ».

- question de référence pour identifier le taux de dépréciation du futur : « Suite à une charge de travail inopinée, votre employeur vous demande de reporter d'un an une semaine de vacances quitte à vous attribuer x jours supplémentaires de congé. Êtes-vous d'accord ? ».

Les scores utilisés dans cet article mobilisent 58 questions pour mesurer les attitudes vis-à-vis du risque et 30 pour la préférence pour le présent, dont des exemples sont donnés plus bas.

Se pose alors le problème du nombre de scores différents à introduire à l'intérieur d'un champ de préférence donné, en particulier celui de l'incertain. La théorie (non standard) distingue en effet plusieurs paramètres de préférence à l'égard du risque : aversion au risque, à l'ambiguïté, à la perte ; « tempérance » (dans la gestion de risque multiples) ; « pessimisme » ou « optimisme » (dans l'évaluation et la transformation subjective des probabilités), etc. Les données expérimentales montreraient, elles, que les sujets ne répondent pas de la même manière aux petits risques et aux grands risques et que l'on ne peut donc considérer sur le même plan les réponses données à des choix anecdotiques et à des décisions vitales. Enfin, les attitudes à l'égard du risque sont susceptibles de varier d'un domaine de la vie à l'autre : après tout, le vol en parapente et la fraude fiscale sont des activités risquées peu comparables.

Calcul des scores

Une première étape consiste à affecter *a priori* les questions posées à l'un des quatre champs de préférence indiqués. Il y a inévitablement des recouvrements, concernant par exemple la distinction entre court terme et long terme, et plus encore le fait que le futur est à la fois incertain et éloigné du présent. Ainsi des items comme « Pensez-vous que cela vaut la peine, pour gagner quelques années de vie, de se priver de ce qui constitue pour soi les plaisirs de l'existence » et « Pour

ENCADRÉ 2 (suite)

éviter des problèmes de santé, surveillez-vous votre poids ou votre alimentation, faites-vous du sport... », ont été affectées à la fois aux préférences à l'égard du risque et pour le présent.

Aucune question prise isolément n'est en soi satisfaisante pour mesurer un paramètre de préférence donné. Si une question est centrée sur la théorie (une loterie par exemple), elle peut apparaître trop abstraite et générer beaucoup de bruit (notamment d'une vague à l'autre). À l'inverse, l'interprétation des réponses apportées à des questions de la vie de tous les jours pose inévitablement problème en raison des effets de contexte et de facteurs non pertinents : un individu tolérant au risque peut ainsi, par civisme, ne jamais « *se garer en zone interdite* ». L'idée sous-jacente est alors que seule la « moyenne » de l'ensemble des réponses aurait un sens, pourvu que l'agrégation permette d'éliminer globalement ces dimensions parasites (biais, effet de contexte, endogénéité...).

La méthode statistique consiste alors, dans une deuxième étape, à coder les réponses en général en trois modalités, par exemple pour les attitudes vis-à-vis du risque : risquophile : - 1 ; neutre : 0 ; risquophobe : + 1 ; puis à sommer les « notes » ainsi obtenues par l'individu. Son score est enfin la somme des notes réduite aux seuls items qui se sont révélés, *ex post*, former un tout statistiquement cohérent.

S'agissant du nombre de scores à introduire dans chaque champ de préférences, les données ont le dernier mot. Or l'analyse statistique conduit à un résultat remarquable : sur les quatre vagues de l'enquête *Pater*, nous avons pu vérifier qu'un seul score suffisait toujours pour caractériser de manière ordinale les attitudes de l'enquêté à l'égard du risque et de l'incertain : il doit ainsi s'interpréter comme une combinaison (*mix*) de son degré d'aversion au risque ou de sa prudence, mais aussi bien de son aversion à la perte ou de celle à l'ambiguïté. Nous obtenons également que la préférence pour le présent, l'impatience à court terme, et l'altruisme pour les enfants peuvent être chacun caractérisé par un seul score représentatif dans chaque échantillon *Pater*. Cette constance des résultats révèle la robustesse de la méthode de scoring que nous avons utilisée.

Le fait que cette méthode ait pu être reproduite à l'identique dans différentes vagues de *Pater* nous a permis d'en tester la robustesse sur d'autres points cruciaux : nombre de questions nécessaires pour construire les scores ; facteurs explicatifs des scores ; autocorrélations temporelles des scores ; pouvoir explicatif des comportements patrimoniaux. Les résultats de ces tests sont détaillés dans le complément en ligne 2.

En outre, les scores sont beaucoup mieux corrélés que les indicateurs usuels d'une enquête à l'autre. Enfin, on dans toutes les vagues de l'enquête *Pater*, on observe que :

- Les caractéristiques des ménages ont un meilleur pouvoir explicatif : sur l'échantillon empilé, par exemple, le pseudo R² de la régression qualitative est de 7.0 % pour le score (cf. tableau 2-A), contre 1.4 % pour la loterie et 0.9 % pour l'échelle.
- Le pouvoir explicatif des scores sur les comportements risqués de différents ordres (demande d'actifs risqués, création d'entreprise...) est systématiquement plus fort pour les scores de risque que pour les échelles de même nature, la loterie faisant toutefois parfois aussi bien, avant cependant de corriger les biais d'endogénéité importants dans le cas de cette dernière mesure (Sahm, 2012).
- Les effets propres des scores sur les comportements patrimoniaux et de choix de portefeuille sont beaucoup plus importants, quantitativement, mais aussi très comparables d'une vague à l'autre. Pour ne prendre qu'un exemple : une augmentation d'un écart-type du score (moindre tolérance au risque) diminue la probabilité de détention d'actions d'un pourcentage comparable, autour de 3 %.

Les scores constituent en fait d'excellents instruments pour les autres mesures des préférences. Dans une régression de patrimoine estimée par une méthode de variables instrumentales, on montre que le score de risquophobie utilisé comme instrument des autres mesures a un pouvoir prédictif très important et qu'il est statistiquement exogène. Ce qui tend à accréditer la thèse que les scores sont une collection d'instruments « naturels » pour approcher les préférences des individus.

Pour les histogrammes de 2007 et 2014 concernant les enquêtes présents aux quatre vagues (figure V-B), le test de Kolmogorov-Smirnov (0.0720 pour un seuil de significativité à 0.033) conclut cependant à un déplacement significatif vers la droite, soit une aversion croissante pour le risque au cours de la période : compte tenu des résultats précédents, il est vraisemblable que cette évolution traduise un pur effet d'âge, les individus ayant vieilli de plus de 7 ans. Toutes les enquêtes, françaises (dont *Pater*) et étrangères, montrent en effet que l'aversion au risque, quelle que soit la mesure adoptée, est une fonction croissante de l'âge en coupe instantanée ; et ce consensus d'un effet d'âge

négatif sur la tolérance au risque s'étend aux plus rares études longitudinales (voir Sahm, 2012, par exemple)⁹.

Les résultats de l'analyse statistique sont confortés par l'analyse économétrique. Le tableau 2-A présente une régression (modèle

9. L'identification d'un effet d'âge relatif à l'aversion au risque sur un intervalle limité à 7 ans ne pose pas de problèmes particuliers. Il n'en va pas de même sur une période plus longue, y compris pour notre score de risquophobie, comme nous l'a fait remarquer un commentateur anonyme : certaines questions renvoient à « des situations assez différentes » selon que l'on est jeune ou âgé : « la pratique [présente ou passée] de sports extrêmes, l'opinion sur le mariage, les vertus de l'homogamie sociale, le désir de vivre plus longtemps... ». Nous avons vérifié que le fait de retirer les questions les plus litigieuses ne modifiait pas en substance les conclusions obtenues (hors le fait de limiter la qualité du score).

linéaire) des déterminants du score de risque-phobie. Ce modèle correspond à une régression en coupe instantanée mais où l'on empile les quatre vagues (en « clusterisant » cependant les variances)¹⁰. On retrouve là les effets mis en évidence dans chacune des vagues de l'enquête (Arrondel & Masson, 2014) : l'appétence au risque est plus élevée parmi les jeunes et célibataires, les hommes, les enfants d'indépendants (sauf les fils ou filles d'agriculteur, plus averses

au risque) et quand les enfants ne vivent plus à la maison. Cette régression montre également que l'aversion au risque augmente dans les vagues plus récentes : globalement, la population serait devenue moins tolérante au risque. Si l'on fait l'hypothèse que le score de risque ne dépend que de l'âge, cette évolution globale résulte seulement d'effets de composition : vieillissement de la population, nouveaux jeunes ménages plus averses au risque que les générations précédentes, etc. Mais pour vérifier une telle hypothèse, il faudrait séparer les effets d'âge et de période, alors que les deux variables sont parfaitement corrélées.

10. Pour les variables qui ne changent pas au cours du temps, l'estimation est sans doute robuste. Par contre, pour celles qui évoluent au cours de la période, l'estimation présente un biais qu'il est possible de corriger par les techniques de l'économétrie des données de panel.

Tableau 2-A
Déterminants du score de risque (modèle linéaire)

Variables	MCO	
	Coef.	Robust-t
Vague (réf : 2007)		
2009	0.4317	3.96
2011	0.8321	6.43
2014	0.7951	4.51
Âge	0.1334	30.81
Revenu (réf : Q1)		
Q2	1.0122	4.47
Q3	1.0270	4.47
Q4	1.1237	4.52
Non réponse	1.7273	6.33
Sexe : femme	2.5938	18.69
Marié	1.6539	10.75
Origine sociale (réf : salariés)		
agriculteur	0.7909	3.81
indépendant	- 0.5226	- 2.55
profession libérale	- 0.1893	- 0.49
Éducation (réf : < Bac)		
Bac	- 0.0270	- 0.16
> Bac	- 0.1378	- 0.84
Nombre d'enfants		
au domicile	- 0.0788	- 1.24
indépendants (hors domicile)	- 0.2199	- 3.47
Constante	- 7.6059	- 20.02
N (observations)	14 895	
n (individus)	8 435	
R2	0.195	

Note : échantillons empilés (14 895 observations pour 8 435 individus).

Lecture : l'âge a un effet positif statistiquement significatif (Robust $t > 1.96$) sur le score de risque : plus on est âgé et plus on est averse au risque.

Robust t : variances clusterisées.

Champ : population sans données manquantes dans les régressions

Source : enquête Pater, vagues 2007, 2009, 2011 et 2014.

Pour tenter de répondre à cette question, nous comparons les caractéristiques des distributions du score de risque, de l'échelle de risque et de la loterie en fonction de la période d'observation et de l'âge des individus (tableau 2-B). Ces régressions ne retiennent que les individus ayant répondu au quatre enquêtes (échantillon cylindré) et empilent simplement les observations. Cette sélection nous permet de tester économétriquement si la crise a eu un effet sur l'un de ces trois indicateurs de préférence. La première spécification ne différencie les observations que par leur date : on note une augmentation significative de l'aversion au risque pendant la crise pour chaque mesure. La seconde spécification introduit l'âge comme variable supplémentaire : on constate alors que pour le score, l'apparition de la crise ne semble n'avoir joué aucun rôle sur les préférences si l'on tient compte du vieillissement des individus panélisés, alors que pour les autres mesures (échelle ou loterie) l'impact du choc demeure, croissant jusqu'en 2011 puis décroissant en 2014.

Les épargnants sont-ils devenus plus averses au risque pendant la crise ? La réponse à cette question dépend de la mesure des préférences adoptées. Si l'échelle et la loterie semblent montrer un accroissement de l'aversion au risque des individus (jusqu'en 2011), les scores de risque nous indiquent au contraire que les épargnants n'ont pas globalement « changés » : si l'on corrige pour l'effet de l'âge, ils sont en moyenne tout aussi tolérants au risque qu'avant la crise, ni plus, ni moins ; et ceci est vrai aussi bien après le choc de septembre 2008, qu'à plus long terme après celui de l'été 2011 ou en 2014.

Au vu de la plus grande fiabilité du score, cette conclusion nous semble la plus pertinente.

Comment expliquer des comportements financiers plus prudents depuis la crise ?

Des comportements qui attestent une moindre appétence pour les actifs risqués ; des préférences globalement stables à l'égard du risque ; des ressources disponibles encore peu touchées par la crise pour une majorité de ménages ; mais des anticipations sur le revenu du travail et relatives aux actifs financiers risqués de plus en plus sombres. *A priori*, la source de l'évolution des comportements serait donc plus à rechercher du côté de la perception de l'environnement économique que du côté de la psyché des individus. L'estimation de la relation (3) permet de vérifier le bien-fondé de cette hypothèse. Le choix de la variable dépendante s'avère délicat. Les montants investis en actions, par exemple, sont entachés de sérieuses erreurs de mesure (ce qui est encore plus gênant si on les utilise en différences) et peuvent refléter les plus- ou moins-values réalisées. On n'analysera donc ici que les mouvements relatifs à la détention d'actions, directe ou indirecte. La demande (équation 2) est estimée à partir de modèles probit simples (en clusterisant les variances) sur l'échantillon empilé et de modèle probit à effets aléatoires (*random effects*) sur l'échantillon restreint aux individus ayant répondu avant la crise et au moins une fois après et sur l'échantillon cylindré (l'estimation est présentée dans le tableau C3-1 du complément en ligne C3).

Tableau 2-B
Déterminants du score de risque (modèles linéaires : MCO)

Variables	Score				Échelle				Loterie			
	Coef.	t (*)	Coef.	t (*)	Coef.	t (*)	Coef.	t (*)	Coef.	t (*)	Coef.	t (*)
Vague 2009	0.199	1.24	-0.101	-0.61	-0.407	-4.23	-0.452	-4.67	0.165	4.05	0.165	3.98
Vague 2011	0.405	2.35	-0.131	-0.70	-0.674	-7.15	-0.757	-7.84	0.253	6.17	0.252	5.99
Vague 2014	0.808	4.37	-0.148	-0.68	-0.559	-5.69	-0.706	-6.76	0.146	3.39	0.144	3.20
Âge			0.118	8.12			0.0184	4.17			0.001	0.11
Constante	6.228	26.76	-0.127	-0.15	5.661	65.72	4.669	18.49	3.186	85.87	3.175	32.28
N (Obs.)	3 168		3 168		3 084		3 084		2 884		2 884	
n (Indiv.)	792		792		771		771		721		721	
R2	0.002		0.063		0.014		0.026		0.010		0.010	

Notes : échantillons empilés (cylindrés). (*) Robust t : variances clusterisées.

Lecture : les régressions sur le score de risque montrent que la significativité des dummies relatives aux différentes vagues disparaît lorsque l'on tient compte de l'âge, ce qui n'est pas le cas pour l'échelle et la loterie.

Champ : population panelisée ayant répondu aux 4 vagues de l'enquête

Source : enquête Pater, vagues 2007, 2009, 2011 et 2014.

Une autre variable, peut-être mieux adaptée et disponible dans les quatre vagues de 2007 à 2014, concerne la stratégie d'investissement financier rapportée à la figure II, en quatre modalités (une seule réponse possible), depuis « placer toutes vos économies sur des placements sûrs » jusqu'à « placer l'essentiel de vos économies sur des placements risqués mais qui peuvent rapporter beaucoup ». Par rapport à la détention d'actions, cette variable a en outre l'intérêt de cerner les intentions des ménages en matière d'investissements risqués, intentions qui peuvent différer des comportements réels pour des raisons à mettre en évidence. Les réponses à cette question sont d'abord analysées à partir d'un modèle probit ordonné sur les échantillons empilés et d'un modèle linéaire à effets aléatoires sur l'échantillon restreint aux répondants à au moins deux vagues (dont celle de 2007) et sur l'échantillon cylindré (tableau C3-2 du complément en ligne C3). Le tableau 4 présente les

déterminants du changement de comportement à partir d'un modèle linéaire en différences.

On vérifie que les scores de risque et de préférence temporelle ont les effets significatifs attendus : moins on est tolérant au risque, moins on est attiré par des actifs risqués, que ce soit au niveau de la détention d'actions ou à celui des intentions (cf. tableaux du complément en ligne C2) ; plus on est prévoyant, plus on se tourne vers ce type d'actifs. Le montant du patrimoine a un effet positif significatif, le montant du revenu du travail n'en a que sur la détention d'actions, le risque futur anticipé sur ce revenu n'a pas d'effet sur la détention d'actions mais jouerait plutôt positivement sur la propension à prendre des risques de portefeuille (contrairement à une stratégie de « tempérance »). L'âge et le niveau d'éducation sont également des facteurs positifs importants, liés à l'information financière, pour expliquer la prise de risque ; de même, avoir ou

Tableau 3
Déterminants de la détention d'actions (différences)

Variables	Coef.	Robust t	Coef.	Robust t
Score de risquophobie (en différence)	- 0.002	- 1.12	- 0.0022	- 1.05
Score de préférence pour le présent (en différence)	- 0.002	- 0.73	- 0.0020	- 0.72
Rendement espéré sur le marché boursier (en différence)	0.092	1.67	0.0886	1.66
Variance espérée du revenu futur (en différence)	- 0.193	- 0.41	- 0.2232	- 0.47
Vague (ref : 2014)				
2009	- 0.021	- 1.06	- 0.0321	- 1.44
2011	0.023	0.94	0.0152	0.57
Âge	- 0.001	- 2.99	- 0.0019	- 3.28
Touché par la crise (ref : plus que la moyenne)				
Moins comme la moyenne			0.0780	2.39
Autant que la moyenne			0.0776	2.38
Non réponse			- 0.0927	- 0.69
Éducation (ref : < Bac)				
Bac			- 0.0063	- 0.36
> Bac			0.0064	0.4
Marié			0.0255	1.69
Nombre d'enfants				
au domicile parental			0.0018	0.25
indépendants (hors du domicile)			- 0.0094	- 1.11
Constante	0.037	1.11	- 0.0184	- 0.40
Nombre d'observations	2 023		2 023	
Nombre d'individus	1 231		1 231	

Note : Robust t : variances clusterisées.

Lecture : le rendement espéré sur le marché boursier a un effet positif statistiquement significatif à 10 % ($t=1.67$ dans le premier modèle) sur la demande d'actions.

Champ : échantillons d'individus ayant répondu en 2007 et au moins une fois ultérieurement.

Source : enquêtes *Pater* 2007, 2009, 2011 et 2014.

avoir eu des parents actionnaires influence positivement le fait d'en avoir soi-même ou d'avoir l'intention d'en avoir. S'agissant des variables d'anticipation, le rendement espéré des actions a un effet (positif) important, et dont la significativité est souvent comparable à celui du score de risque (mais la volatilité n'a pas d'effet)¹¹. Enfin, on vérifie que la prise de risque dans le portefeuille diminue bien de manière significative avec la période d'observation.

L'analyse des changements de comportements (équation 3) repose sur un modèle linéaire en différences (tableau 3). Les estimations montrent que les variations du score de risque n'ont pas d'effet. S'agissant des variations des anticipations

financières, seules celles concernant le rendement espéré des actions ont un impact significatif et positif (tableau 4). On note également que les individus qui s'estimaient avoir été touchés par la crise plus (ou autant) que la moyenne ont, pour certains, vendu leurs actions.

En résumé, l'évolution tendancielle des comportements financiers des épargnants français pendant la crise, qui se traduit par une moindre propension à prendre des risques, ne s'explique pas par un changement global des préférences, telles qu'elles sont mesurées par les scores. Les différences affectant les ressources disponibles (ou le revenu du travail anticipé) n'ont pas davantage de pouvoir explicatif. Seuls les ménages considérant qu'ils ont été « plus touchés par la crise que la moyenne » ont vendu leurs actions plus que les autres. En revanche, les variations individuelles concernant les anticipations relatives aux espérances de rendement boursier ont bien un effet significatif : le plus grand

11. Ce résultat est cohérent avec ceux obtenus sur la demande d'actions : Arrondel, Calvo et Tas (2016) montrent par exemple, sur les données Pater de 2007, que cette dernière dépend statistiquement des anticipations de rendement sur le marché boursier : le choix de détenir ou non des actions est ainsi corrélé positivement à la prime de risque anticipée, écartant de fait ceux qui l'estiment négative.

Tableau 4
Propension à prendre des risques (différences)

Variables	Coef.	t	Coef.	t
Score de risquophobie (en différence)	- 0.006	- 1.55	- 0.006	- 1.53
Score de préférence pour le présent (en différence)	- 0.001	- 0.24	0.000	- 0.07
Rendement espéré sur le marché boursier (en différence)	0.293	2.88	0.295	2.92
Variance espérée du revenu futur (en différence)	0.457	0.48	0.444	0.47
Vague (ref : 2014)				
2009	- 0.080	- 4.53	- 0.107	- 1.41
2011	- 0.019	- 0.79	- 0.041	- 0.51
2014	0.028	1.13	0.001	0.01
Âge			0.000	- 0.17
Touché par la crise (ref : plus que la moyenne)				
Moins que la moyenne			0.049	0.76
Autant que la moyenne			0.049	0.75
Non réponse			0.112	1.57
Éducation (ref : < Bac)				
Bac			- 0.012	- 0.42
> Bac			0.033	1.39
Marié			- 0.007	- 0.32
Nombre d'enfants				
au domicile parental			- 0.010	- 0.95
indépendants (hors du domicile)			- 0.006	- 0.44
Nombre d'observations	1 892		1 892	
Nombre d'individus	1 164		1 164	

Note : Robust t : variances clusterisées.

Lecture : le rendement espéré sur le marché boursier a un effet positif statistiquement significatif (2.88 dans le premier modèle) sur la propension à prendre des risques dans ses choix de portefeuille.

Champ : échantillons d'individus ayant répondu en 2007 et au moins une fois ultérieurement.

Source : enquête Pater, vagues 2007, 2009, 2011 et 2014.

pessimisme que manifeste globalement la population française dans ce domaine constituerait la cause majeure d'une moindre appétence d'ensemble pour les actifs risqués depuis la crise.

* *
*

Avec ses quatre vagues de 2007 à 2014 et une forte dimension de panel, les données *Pater* offrent aujourd'hui la possibilité d'analyser de nombreuses questions relatives à l'épargne, au patrimoine et aux inégalités, complétant utilement les informations des enquêtes *Patrimoine* de l'Insee sur des aspects plus subjectifs et qualitatifs des comportements patrimoniaux. Comme d'autres sources, les données *Pater* mettent en évidence une moindre appétence des Français à prendre des risques dans leur épargne ou leurs choix de portefeuille pendant la crise. Notre article montre que cette évolution des comportements ne s'explique pas par un changement des préférences des épargnants que nous avons suivi dans la crise : ces préférences seraient restées – hors effet de l'âge – statistiquement stables depuis juin 2007. La moindre prise de risque tiendrait surtout à des anticipations de plus en plus sombres concernant le rendement (espéré) des actifs financiers.

La stabilité temporelle des préférences à l'égard du risque que nous observons à partir de nos scores va à l'encontre les conclusions d'autres

études empiriques mesurant les préférences par d'autres méthodes (échelle de Likert, loterie, questions qualitatives). En réfutant l'impact psychologique de la crise actuelle sur les goûts des investisseurs, ce résultat est à mettre plutôt à l'actif de la théorie standard de l'épargnant plutôt qu'à celui de l'économie comportementale qui met en parallèle les émotions – voire même la « peur » – et les préférences. Ces résultats appellent cependant des compléments dans diverses directions.

Une nouvelle vague du panel *Pater* serait susceptible de compléter notre étude sur plusieurs points. Elle nous permettrait tout d'abord de savoir si les Français reviennent peu à peu à la bourse (la demande d'actions a diminué au moins jusqu'en mars 2016) comme certains indicateurs semblaient le montrer en 2014 et pourquoi ce retard ? Elle autoriserait ensuite des tests statistiques plus robustes en raison d'un échantillon parfois limité. Concernant les préférences, il s'agira d'analyser l'évolution de la distribution de l'aversion au risque au sein d'une population vieillissante et dont les nouvelles générations seront celles de la « Grande Récession ». D'autre part, nous avons mis en évidence une dernière énigme concernant la demande d'actions des particuliers : si, dans les faits, les Français désertent la Bourse depuis 2008, la courbe de leurs intentions d'investissement sur le marché boursier s'est inversée à la hausse en 2014. Reste à comprendre pourquoi intentions et comportements financiers des ménages divergent aujourd'hui et pour combien de temps. □

BIBLIOGRAPHIE

- Arrondel, L. & Masson, A. (2014).** Mesurer les préférences des épargnants : comment et pourquoi (en temps de crise) ? *Economie et Statistique*, 467-468, 5–49.
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/1377942/ES467A.pdf>
- Arrondel, L. & Masson, A. (2015).** Could French and Eurozone Savers Invest More in Risky Assets? *Bankers, Markets & Investors*, 138, 4–16.
- Arrondel, L., Bartiloro, L., Fessler, P., Lindner P., Mathä, T. Y., Rampazzi, C., Savignac, F., Schmidt, T., Schürz, M. & Vermeulen, P. (2016).** How do households allocate their assets? – Stylized facts from the Eurosystem Household Finance and Consumption Survey. *International Journal of Central Banking*, 12(2), 129–220.
- Arrondel, L., Calvo Pardo, H. & Tas, D. (2016).** Subjective Stock Market Expectations, Information and Stock Market Participation: Evidence from France. *Summer Institute Economic Fluctuations and Growth*, NBER Cambridge MA, 16-20 juillet 2012.
<http://www.economics.soton.ac.uk/staff/calvo/documents/SubjectiveExpectations-16012012.pdf>
- Arrow, K. J. (1965).** *Aspect of the Theory of Risk Bearing*. Helsinki, Yrjö Johnson Lectures.
- Barberis, N., Huang, M. & Thaler, R. (2006).** Individual Preferences, Monetary Gambles, and Stock Market Participation: A Case for Narrow Framing. *American Economic Review*, 96(4), 1069–1090.
- Barsky, R. B., Kimball, M. S., Juster, F. T. & Shapiro, M. D. (1997).** Preference Parameters and Behavioral Heterogeneity: An Experimental Approach in the Health and Retirement Survey. *Quarterly Journal of Economics*, 112 (2), 537–580.
- Benartzi, S. (2001).** Excessive extrapolation and the allocation of 401(k) accounts to company stock. *Journal of Finance*, 56, 1747–1764.
- Bossaerts, P., Ghirardato, P., Guarnaschelli, S. & Zame, W. (2010).** Ambiguity in asset markets: theory and experiment. *Review of Financial Studies*, 23(4), 1325–1359.
- Chanel, O., Lyk-Jensen, S., Massoni, S. & Vergnaud, J.C. (2014).** Stabilité des préférences dans le risque après une expérience à fort impact psychologique. *mimeo*.
- Chuang, Y. & Schechter, L. (2015).** Stability of Social, Risk, and Time Preferences Over Multiple Years. *Journal of Development Economics*, 117, 151–170.
- Cohn, A., Engelmann, J., Fehr, E. & Maréchal, M. A. (2015).** Evidence for countercyclical risk-aversion: An experiment with financial professionals. *American Economic Review*, 105 (2), 860–885.
- Dohmen, T., Lehmann, H. & Pignatti, N. (2016).** Time-varying individual risk attitudes over the Great Recession: A comparison of Germany and Ukraine. *Journal of Comparative Economics*, 44(1), 182–200.
- Dominitz, J. & Manski, C. (2007).** Expected Equity Returns and Portfolio Choice: Evidence from the Health and Retirement Study. *Journal of the European Economic Association*, 5(2-3), 369–379.
- Dominitz, J. & Manski, C. (2011).** Measuring and Interpreting Expectations of Equity Returns. *Journal of Applied Econometrics*, 26(3), 352–370.
- Ellsberg, D. (1961).** Risk, Ambiguity, and the Savage Axioms. *Quarterly Journal of Economics*, 75(4), 643–669.
- Epstein, L. G. & Schneider, M. (2010).** Ambiguity and asset markets. *Annual Review of Financial Economics*, 2(1), 315–346.
- French, K. R. & Poterba, J. M. (1991).** Investor diversification and international equity markets. *American Economic Review*, 81(2), 222–226.
- Gollier, C. (2001).** *The Economics of Risk and Time*. Cambridge: MIT Press.
- Gollier, C., (2013).** Édito. *Les cahiers Louis Bachelier*, 8, 1.
- Grinblatt, M., Keloharju, M. & Linnainmaa, J. (2011).** IQ and Stock Market Participation. *The Journal of Finance*, 66(6), 2121–64.
- Guesnerie, R. (2010).** Quelle est la responsabilité des économistes dans la crise actuelle ? *La Lettre de PSE*, 3, 1.
<https://www.parisschoolofeconomics.eu/fr/actualites/roger-guesnerie-responsabilite-economistes-crise2008/>
- Guiso, L. & Jappelli, T. (2005).** Awareness and Stock Market Participation. *Review of Finance*, 9(4), 537–567.
- Guiso, L. & Jappelli, T. (2007).** Information Acquisition and Portfolio Performance. *Economics Working Papers ECO2007/45*. Florence, European University Institute.
<http://www.csef.it/WP/wp167.pdf>

- Guiso, L., Sapienza, P. & Zingales, L. (2008).** Trusting the stock market. *The Journal of Finance*, 63(6), 2557–2600.
- Guiso, L., Sapienza, P. & Zingales, L. (2014).** Time varying risk aversion. NBER Working Papers N° 19284. <http://www.nber.org/papers/w19284>
- Guiso, L. & Sodini, P. (2012).** Household Finance: An Emerging Field. In: Constantinides, Harris & Stulz (Eds.), *Handbook of the Economics of Finance*, Volume 2, Part B, chap. 21, Elsevier.
- Hall, R. E. (2010).** Why Does the Economy Fall to Pieces after a Financial Crisis? *Journal of Economic Perspectives*, 24(4), 3–20.
- Hong, H., Kubik, J. D. & Stein, J. C. (2004).** Social Interaction and Stock Market Participation. *The Journal of Finance*, 59(1), 137–163.
- Hudomiet, P., Kézdi, G. & Willis, R. J. (2011).** Stock Market Crash and Expectations of American Households. *Journal of Applied Econometrics*, 26(3), 393–415.
- Jouini, E., Benmansour, S. & Napp, C. (2006).** Is there a “pessimistic” bias in individual beliefs? Evidence from a simple survey. *Theory and Decision*, 61(4), 345–362.
- Kahneman, D., (2012).** *Thinking, Fast and Slow*. Farrar, Straus & Giroux.
- Kahneman, D. & Tversky, A. (1979).** Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk. *Econometrica*, 47(2), 263–291.
- King, M. & Leape, J. (1998).** Wealth and Portfolio Composition: Theory and Evidence. *Journal of Public Economy*, 69(2), 155–193.
- Lusardi, A. (Ed.) (2009).** *Overcoming The Saving Slump: How to Increase the Effectiveness of Financial Education and Saving Programs*. Chicago: University of Chicago Press.
- Lusardi, A. & Mitchell, O. (2014).** The Economic Importance of Financial Literacy: Theory and Evidence. *Journal of the Economic Literature*, 52 (1), 5–44.
- Malmendier, U. & Nagel, A. (2011).** Depression Babies: Do Macroeconomic Experiences Affect Risk-Taking? *Quarterly Journal of Economics*, 126(1), 373–416.
- Merton, R. C. (1971).** Optimal Consumption and Portfolio Rules in a Continuous Time Model. *Journal of Economic Theory*, 3(4), 373–413.
- Modigliani, F. (1986).** Life Cycle, Individual Thrift and the Wealth of Nations. *American Economic Review*, 76(3), 297–313.
- Necker, S. & Ziegelmeyer, M. (2016).** Household risk taking after the financial crisis. *Quarterly Review of Economics and Finance*, 59, 141–160.
- Sahm, C. (2012).** How much does risk tolerance change? *Quarterly Journal of Finance*, 8(2), 141–160.
- Stigler, G. J. & Becker, G. S. (1977).** De Gustibus Non est Disputandum. *American Economic Review*, 67(2), 76–90.
- Stiglitz, J. E. (2011).** Rethinking Macroeconomics: What Went Wrong and How to Fix it. *Journal of the European Economic Association*, 9(4), 594–645.
- Tracol, K. (2016).** Le rôle des anticipations dans le comportement des épargnants. *Thèse EHESS*, Paris.
- Tversky, A. & Kahneman, D. (1974).** Judgment under Uncertainty: Heuristics and Biases. *Science*, 185(4157), 1124–1131.
- Van Rooij, M., Lusardi, A. & Alessie, R. (2011).** Financial Literacy and Stock Market Participation. *Journal of Financial Economics*, 101(2), 449–472.
- Vissing-Jorgensen, A. (2003).** Perspectives on behavioral finance: does ‘irrationality’ disappear with wealth? Evidence from expectations and actions. In: Gertler & Rogoff (Eds), *NBER Macroeconomics Annual*, 139–194. Cambridge, MA: MIT Press. www.nber.org/chapters/c11443.pdf
- Weber, M., Weber, E. & Nosi, A. (2013).** Who Takes Risks When et Why: Determinants of Changes in Investor Risk Taking. *Review of Finance*, 17(3), 847–883.

Les dynamiques individuelles de revenu salarial en France pendant la crise

The individual dynamics of wage income in France during the crisis

Pierre Pora*, Lionel Wilner**

Résumé – Le caractère incertain des revenus futurs limite la capacité des agents à lisser leur consommation dans le temps. Les variations de cette incertitude peuvent donc induire des variations de bien-être. Nous étudions les évolutions de l’incertitude sur le revenu salarial en France avant et au cours de la crise de 2008 à partir de données administratives longitudinales. En employant une méthode non-paramétrique, nous estimons l’ampleur et la forme de cette incertitude et montrons qu’elles dépendent du revenu salarial passé. Nous décomposons cette incertitude entre salaire et volume de travail, et selon la mobilité des salariés. Au cours de la crise, l’ampleur de l’incertitude sur le revenu salarial futur augmente légèrement, et son asymétrie vers le bas se renforce aux extrémités de l’échelle salariale : les évolutions défavorables prennent un poids plus important dans l’incertitude au cours de la crise qu’au cours de la période précédente. Cela s’explique par une probabilité accrue d’évolutions individuelles défavorables en termes de volume de travail pour les salariés les moins rémunérés, en termes de salaire pour les mieux rémunérés. Les mobilités sont plus fréquentes au cours de la crise mais l’incertitude associée est moindre qu’au cours des années antérieures.

Abstract – *The uncertain nature of future income limits the ability of agents to smooth their consumption over time. Variation in this uncertainty can thus bring about variation in well-being. We study the evolutions of the uncertainty on wage income in France before and over the course of the crisis of 2008 drawing on longitudinal administrative data. Using a non-parametric method, we estimate the magnitude and form of this uncertainty and show that they depend on past wage income. This uncertainty is broken down into wage and working time, and according to the mobility of the wage earners. During the crisis, the magnitude of this uncertainty on future wage income increases slightly, and its downward asymmetry is stronger at both ends of the wage income scale: with this uncertainty, unfavourable evolutions have a bigger impact during the crisis than in the preceding period. This is explained by a heightened probability of unfavourable individual evolutions in terms of working time for the lowest-paid workers, and in terms of wage for the highest-paid. Mobility is more frequent during the crisis but the uncertainty associated with it is lower than over the preceding years.*

Code JEL / JEL codes : E24, J24, J31.

Mots-clés : revenu salarial, chocs non-gaussiens, estimation non-paramétrique, *skewness*, *kurtosis*

Keywords: wage income, non-Gaussian shocks, non-parametric estimation, *skewness*, *kurtosis*

Rappel :

Les jugements et opinions exprimés par les auteurs n'engagent qu'eux mêmes, et non les institutions auxquelles ils appartiennent, ni a fortiori l'Insee.

* Insee et Crest (pierre.pora@insee.fr).

** Ensaë et Crest (lionel.wilner@ensae.fr).

L'ampleur et l'évolution des inégalités de revenu occupent aujourd'hui une place centrale dans le débat public (Piketty, 2013). Ces inégalités peuvent être sensibles au cycle économique. Ainsi, en France, pour ce qui est du revenu salarial, c'est-à-dire la somme de tous les salaires perçus par un individu au cours d'une année, la crise financière de 2008 (encore appelée « Great Recession ») porte un coup d'arrêt à la baisse tendancielle des inégalités (Coudin et al., 2014) : les inégalités de revenu salarial dans la moitié basse de la distribution sont plus importantes entre 2009 et 2011 qu'entre 2007 et 2008. La concentration de la masse salariale chez les 1 % de salariés les mieux rémunérés montre le mouvement inverse : elle diminue de 2007 à 2008. Pour autant, la seule mesure des inégalités en coupe peut s'avérer insuffisante : si les inégalités augmentent, cela peut indiquer que les revenus d'individus différents divergent de façon permanente mais il est aussi possible que les individus soient confrontés à des variations transitoires plus difficilement prévisibles de leurs revenus, en d'autres termes que l'incertitude sur leurs revenus futurs s'accroisse.

Ces deux possibilités ont des conséquences différentes sur les inégalités de consommation (Blundell & Preston, 1998 ; Pistoletti, 2014). Une forte incertitude sur les revenus futurs limite ainsi la capacité des agents à lisser leur consommation dans le temps, et peut les inciter à épargner davantage. Elle peut aussi affecter leurs comportements sur le marché du travail, par exemple en les conduisant à augmenter leur offre de travail (Flodén, 2006). Cette incertitude n'est pas nécessairement la même pour tous les individus et les disparités entre individus peuvent elles-mêmes engendrer des inégalités de bien-être. L'incertitude peut varier, en termes d'ampleur ou d'asymétrie, non seulement d'un individu à un autre mais aussi au cours du cycle économique (Mankiw, 1986 ; Constantinides & Duffie, 1996), même si les études empiriques ne convergent pas toujours sur le sens de cette variation.

Cet article porte sur les dynamiques de revenu salarial autour de la crise de 2008. Durant celle-ci, le revenu salarial ralentit : le revenu salarial moyen (en termes réels) de l'ensemble des salariés progresse de 0.2 % par an en moyenne entre 2007 et 2012, contre 0.6 % par an de 2002 à 2007 (Coudin et al., 2014). Pour autant, ces variations du revenu salarial moyen ne reflètent pas nécessairement les évolutions individuelles de revenu salarial au cours de la période, car elles incorporent aussi l'effet

des entrées et sorties de l'emploi salarié. Nous comparons les dynamiques individuelles de revenu salarial entre la période 2005-2006 – c'est-à-dire les évolutions individuelles de revenu salarial 2005-2006 et 2006-2007 – et la période 2008-2011 – c'est-à-dire les évolutions individuelles de revenu salarial 2008-2009 à 2011-2012. Entre ces deux périodes, les dynamiques individuelles peuvent différer à deux égards. D'une part, au cours de la crise, les salariés peuvent connaître des progressions de revenu salarial plus ou moins rapides qu'au cours des années qui la précèdent. Cette variation n'est pas forcément la même selon le revenu salarial passé des individus et leurs caractéristiques observables. Cela se répercute sur les inégalités, et peut refléter une divergence relativement permanente et prévisible de leurs revenus salariaux. D'autre part, les dynamiques individuelles de revenu salarial peuvent aussi être plus ou moins incertaines, et donc plus ou moins difficiles à anticiper pour les salariés. Cette incertitude peut, elle aussi, évoluer au cours de la crise, et de façon variable selon les salariés.

Après une revue de la littérature internationale sur les variations de l'incertitude sur le revenu salarial futur avec le cycle économique, nous présentons les difficultés posées par l'estimation de l'incertitude sur le revenu salarial futur, puis nous analysons les dynamiques individuelles de revenu salarial en France. Pour cela, nous appliquons la méthode non-paramétrique proposée par Guvenen et al. (2014) aux données françaises du panel des déclarations annuelles de données sociales (*DADS*) dit panel « tous salariés » apparié à l'échantillon démographique permanent (*EDP*), produits par l'Insee (encadré 1). Cette approche repose sur un découpage fin, et s'intéresse aux paramètres de forme de la distribution des évolutions de revenu salarial. Elle serait donc difficile à mettre en œuvre sur des données d'enquête. À l'inverse, la taille importante de l'échantillon du panel *DADS* « tous salariés » (de l'ordre de deux millions de salariés âgés de 20 à 60 ans chaque année de la période étudiée) et la bonne qualité des données autorisent à utiliser cette méthode. Nous comparons ensuite les dynamiques de revenu salarial au cours de la crise aux dynamiques de salaire au cours de la même période, puis les évolutions à l'intérieur d'une même firme par rapport à celles qui sont associées à une mobilité entre deux firmes.

ENCADRÉ 1 – Données, champ et définitions

Le panel DADS « tous salariés » et son appariement avec l'EDP

Le panel des déclarations annuelles de données sociales (DADS) « tous salariés » est un fichier longitudinal extrait de plusieurs sources administratives. Ces sources administratives sont les déclarations annuelles de données sociales (DADS), les fichiers de paie des agents de l'État, et le système d'information des agents des services publics (SIASP). Existant depuis 1967 sur le secteur privé, le panel tous salariés couvre l'ensemble du champ salarié depuis 1988, à savoir le secteur privé et la fonction publique (fonction publique d'État, fonction publique territoriale et fonction publique hospitalière). Il permet de suivre les périodes d'emploi, les caractéristiques des employeurs et les salaires d'un échantillon d'1/12^e de la population salariée depuis 2002.

Pour chaque poste occupé par un salarié de l'échantillon dans une entreprise donnée au cours d'une année, le panel tous salariés donne des informations notamment sur la rémunération nette versée par l'employeur, le nombre de jours rémunérés dans l'année, ainsi que le sexe, l'année de naissance et la condition d'emploi du salarié. Le nombre d'heures rémunérées est disponible pour les salariés du secteur privé, de la fonction publique territoriale et de la fonction publique hospitalière sur l'ensemble de la période étudiée. Il n'est renseigné pour les salariés de la fonction publique d'État qu'à partir de 2009. Nous disposons en revanche pour ces salariés d'une durée de paie convertie en équivalent temps-plein jusqu'en 2008.

Le fichier biographique issu de l'échantillon démographique permanent (EDP), appariable au panel DADS, renseigne de plus sur le niveau de diplôme d'une partie des salariés présents dans l'échantillon, à partir des données des recensements annuels de population et des enquêtes annuelles de recensement.

Champ

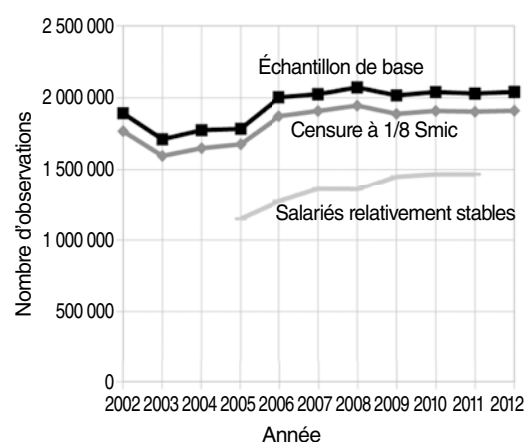
Les résultats présentés dans cet article concernent les salariés âgés de 20 à 60 ans, travaillant en France métropolitaine entre 2002 et 2012. Les salariés agricoles, les apprentis-stagiaires et les salaires versés par des particuliers-employeurs ne sont pas pris en compte.

Afin de se limiter à des salariés relativement bien insérés sur le marché du travail, le champ est restreint aux salariés percevant plus d'un huitième de Smic annuel. Les principaux faits stylisés mis en évidence dans cet article sont robustes vis-à-vis du choix du seuil (un seizième, un huitième ou un quart de Smic annuel). Nous faisons le choix de conserver sans les modifier les données relatives aux revenus salariaux extrêmement hauts. Nos principaux résultats également sont robustes vis-à-vis d'une « winsorisation » au niveau du quantile d'ordre 0.9999 de revenu salarial annuel, c'est-à-dire lorsque l'on ramène le revenu salarial du 0.01 % de salariés les mieux rémunérés au niveau de ce quantile.

La méthode employée exige de se restreindre à une population de salariés relativement stables, présents dans l'emploi salarié plusieurs années consécutives. Plus précisément, un salarié entre dans le champ des salariés relativement stables pour l'année t s'il perçoit

un revenu salarial supérieur à un huitième de Smic en t , $t+1$, $t-1$, et deux années au moins entre $t-5$ et $t-2$. Du fait de la censure à gauche en 2002, cette condition est légèrement plus exigeante en début de période – 2005 et 2006 – qu'à partir de 2007 : la part des salariés relativement stables dans l'échantillon de départ augmente mécaniquement (voir figure). Nous montrons cependant qu'en termes de féminisation, de répartition en âge, en secteur, en catégorie socioprofessionnelle et en diplôme, et en termes de salaire et de revenu salarial, cette sélection diffère peu entre 2005-2006 et 2008-2011 (voir annexe, tableaux A1 et A2).

Figure
Nombre d'observations par an et sélection de l'échantillon des salariés relativement stables



Champ : France métropolitaine de 2002 à 2012, ensemble des salariés hors salariés agricoles et apprentis-stagiaires, hors salaires versés par des particuliers-employeurs.

Source : Insee, Panel DADS « tous salariés »

Revenu salarial

La variable d'intérêt est le revenu salarial annuel réel. Il agrège l'ensemble des rémunérations nettes (c'est-à-dire après versement des cotisations sociales, de la CSG et de la CRDS) issues d'activités salariées perçues par un même individu au cours d'une année donnée. Ces rémunérations peuvent être versées par des employeurs différents. Le revenu salarial n'est donc défini que pour des individus ayant occupé un poste salarié au cours d'une année. Il ne prend pas en compte l'indemnisation du chômage.

Il intègre deux dimensions : le salaire horaire, prix d'une unité de travail salarié, et le volume de travail salarié réalisé au cours de l'année. Ce volume reflète la quotité de temps de travail du salarié (temps plein, temps partiel) et le nombre de jours pendant lesquels celui-ci a travaillé au cours de l'année (périodes d'emploi). Il intègre donc une partie du risque lié au non-emploi, notamment pour les salariés du secteur privé.

Volume de travail

Nous utilisons la donnée de la durée de paie convertible en équivalent temps plein, disponible pour les salariés de la fonction publique d'État jusqu'en 2008,

ENCADRÉ 1 (suite)

et du nombre d'heures rémunérées, disponible pour l'ensemble des autres salariés sur la période étudiée, et pour les salariés de la fonction publique d'État à partir de 2009 pour construire un temps de travail annuel en équivalent temps-plein I compris entre 0 et 1. L'usage de la variable I suppose que l'on peut manipuler la durée de paie convertible en équivalent temps plein et le nombre d'heures pour les rendre comparables et

relativement homogènes dans le temps. Il implique donc de faire abstraction de la rupture de série survenue en 2009 dans la fonction publique d'État. Chaque année de la période étudiée, le calcul d'un volume de travail en EQTP est possible pour 99.9 % des salariés relativement stables. La construction de ce temps de travail en équivalent temps plein est détaillée dans le complément en ligne C3.

Cycle économique et incertitude sur le revenu salarial futur dans la littérature

Une incertitude plus forte au cours des récessions ?

De nombreux travaux sur les États-Unis s'accordent sur le caractère contra-cyclique de l'ampleur de l'incertitude sur le revenu salarial futur. Gottschalk et al. (1994) montrent ainsi que la variance des évolutions transitoires de revenu salarial augmente notamment entre 1974 et 1975 lors du 1^{er} choc pétrolier et entre 1980 et 1983 lors des deux épisodes de récession rapprochés du début des années 1980. En plus de ces fluctuations avec le cycle économique, cette variance présente une tendance de long terme à la hausse au cours des années 1970 et 1980. Moffitt et Gottschalk (2002), en se basant sur une autre modélisation des dynamiques individuelles de revenu salarial, obtiennent le même résultat pour la période 1980-1983. Sur la période 1967-1991, Haider (2001) documente également une augmentation de l'ampleur de l'incertitude au cours des récessions, essentiellement liée à une instabilité du temps de travail, la volatilité du salaire horaire variant peu au cours de la période étudiée. Enfin, étudiant la période 1968-1993, Storesletten et al. (2004) mettent eux aussi en évidence une incertitude dont l'ampleur, augmentant de 75 % entre les périodes d'expansion et les périodes de récession, est très contra-cyclique.

L'essentiel de ces travaux s'attache à une mesure des moments d'ordre 2 des évolutions de revenu salarial. Certains emploient des méthodes très simples qui ne prennent pas en compte l'hétérogénéité des salariés ; les autres font appel à des spécifications plus sophistiquées, qui supposent une log-normalité conditionnelle des variations de revenu salarial, et négligent donc leur asymétrie. Au contraire, Guvenen et al. (2014) mettent en œuvre une méthode qui ne présuppose pas la log-normalité des évolutions de revenu salarial. Cela les conduit à rejeter l'hypothèse d'une variance contra-cyclique des évolutions de revenu

salarial aux États-Unis, en particulier entre 2007 et 2010. Ils montrent notamment que l'hypothèse de variance contra-cyclique, c'est-à-dire d'une variance conditionnelle des évolutions de revenu salarial qui augmente au cours des récessions, peut résulter en partie d'une sous-estimation de la dépendance, vis-à-vis du revenu salarial passé, des variations avec le cycle économique de ces évolutions individuelles de revenu salarial. En d'autres termes, ce n'est pas que les évolutions de revenu salarial sont plus dissemblables à l'intérieur de groupes de salariés très semblables au cours des récessions, mais plutôt qu'au cours des récessions, les évolutions de revenu salarial sont plus dissemblables entre des groupes de salariés déjà dissemblables et, notamment, entre les salariés situés aux extrêmes de la distribution de revenu salarial passé et les autres. Les auteurs montrent ainsi que sur la période 2007-2010, les pertes de revenu salarial se concentrent en moyenne sur les salariés les moins bien rémunérés dans le passé, et sur les très hauts revenus salariaux. Par ailleurs, au cours des récessions qu'ils étudient, et pour tous les niveaux de revenu salarial passé, les évolutions individuelles de revenu salarial sont plus asymétriques vers le bas : la part des évolutions les moins favorables dans la dispersion s'accroît tandis que celle des évolutions les plus favorables décroît.

Pour une période plus récente, Dynan et al. (2012), toujours sur données américaines, en s'appuyant sur une mesure agrégée de la variance des évolutions de revenu salarial, montrent une augmentation de l'ampleur de l'incertitude sur le revenu salarial futur au cours des années qui précèdent la crise de 2008, sans toutefois la relier explicitement au cycle économique.

Des variations sur longue période de l'incertitude sur le revenu salarial futur en Europe

Quelques études portent sur les évolutions de la volatilité du revenu salarial dans les pays

européens, en s'appuyant sur des méthodes qui supposent une log-normalité conditionnelle des évolutions individuelles de revenu salarial. Pour le Royaume-Uni, Ramos (2003) met en évidence une possible augmentation de la volatilité des évolutions transitoires de revenu salarial entre 1991 et 1999. Dans le cas italien, Cappellari (2004) relie plutôt la hausse des inégalités entre les années 1970 et les années 1990 à une composante de long terme ; cependant, les cohortes les plus jeunes se caractériseraient par une incertitude plus importante des évolutions transitoires de revenu salarial. En France, Ceci-Renaud et al. (2014) mettent en évidence des évolutions sur longue période de la volatilité du revenu salarial : celle-ci est approximativement constante de la fin des années 1960 au début des années 1980. Elle augmente ensuite avant de décroître tout au long des années 1990. Avant la crise, elle décroît pour atteindre son minimum local en 2008. Elle augmente ensuite en 2009, au début de la crise.

Une incertitude variable selon les caractéristiques des salariés

Les variations temporelles de l'incertitude sur le revenu salarial futur n'affectent pas uniformément les salariés. Ainsi, en mettant en œuvre une méthode qui les autorise à distinguer, au moment des choix d'éducation, une composante incertaine d'une composante prévisible par les agents, mêlant hétérogénéité observée et inobservée, Cunha et Heckman (2007) relient la hausse des inégalités salariales à la fin du XX^e siècle aux États-Unis à une augmentation de l'incertitude et de l'hétérogénéité des salariés au cours de la période. L'élévation de l'incertitude explique une part importante de la hausse des inégalités parmi les salariés les moins qualifiés, tandis que son poids est beaucoup plus faible pour les salariés les plus qualifiés.

Britton et al. (2015) s'intéressent quant à eux aux disparités selon le niveau d'éducation des évolutions du revenu salarial au cours de la crise de 2008. Ils s'appuient pour ce faire sur des données d'enquête et des données administratives, et mettent en évidence des pertes importantes de revenu salarial lorsque l'on contrôle de l'effet des cohortes. Ces pertes sont bien plus importantes pour les non-diplômés que pour les diplômés, alors que les écarts moyens en termes de niveau de revenu salarial ne sont pas très importants, ce qui correspondrait à un effet protecteur du diplôme.

Ayllón et Ramos (2015) mènent enfin un travail de comparaison internationale de l'évolution de

l'instabilité du revenu salarial chez les jeunes (17 à 29 ans) de l'Union européenne au cours de la crise de 2008. En dépit de différences entre pays, leurs résultats, qui reposent sur un traitement simple des données de l'enquête EU-Silc, montrent une augmentation de la volatilité du revenu salarial pour les jeunes de l'Union européenne, qui vient rompre la tendance à la baisse des années précédant la crise. Cette hausse ne s'exerce pas uniformément selon l'âge, le sexe et le niveau de diplôme, et son ampleur n'est pas la même dans tous les pays.

Mesurer l'incertitude sur les revenus salariaux futurs

Du point de vue des individus, l'incertitude sur le revenu salarial futur dépend de l'ensemble de l'information disponible pour chacun d'entre eux. Une grande partie de cette information n'est cependant pas observée directement dans les données. Représenter cette incertitude comme la distribution de probabilité des revenus d'activité futurs (conditionnelle aux caractéristiques observables et inobservables des individus) repose donc sur une modélisation. Les plus courantes distinguent évolutions transitoires et évolutions de long terme d'une part, hétérogénéité entre individus (observée et inobservée) et incertitude d'autre part. Cette modélisation des dynamiques de revenu salarial repose en général sur une hypothèse de log-normalité conditionnelle des évolutions de revenu salarial (Moffitt & Gottschalk, 2002, 2011 ; Baker & Solon, 2003 ; Low et al., 2010 ; Altonji et al., 2013 ; Magnac et al., 2017 ; Ceci-Renaud et al., 2014).

L'hypothèse de log-normalité conduit à concentrer l'analyse sur la dispersion des évolutions de revenu salarial, mesurée par notamment la variance, et à négliger le rôle des paramètres de forme de la distribution, en particulier l'asymétrie et le poids des chocs extrêmes, mesurés par exemple par les moments d'ordre 3 et 4 (constants sous l'hypothèse de log-normalité). Au contraire, l'asymétrie et le poids des queues de distribution dans les évolutions de revenu salarial constituent un point central pour Guvenen et al. (2016). En proposant une approche non-paramétrique originale et en exploitant des données administratives très riches, ils mettent en évidence le caractère très asymétrique vers le bas des évolutions de revenu salarial, l'importance des variations individuelles extrêmes de revenu salarial, ce qui les conduit à rejeter l'hypothèse de log-normalité de la distribution

des évolutions de revenu salarial. Ils documentent de plus une forte non-linéarité de la dépendance des évolutions futures aux niveaux passés de revenu salarial. Ils montrent enfin que l'hypothèse de log-normalité peut conduire à une importante sous-estimation du coût des chocs de revenu salarial en termes de bien-être. Peu d'autres approches relâchent l'hypothèse de log-normalité (Bonhomme & Robin, 2009 ; Arellano et al., 2017).

La première étape pour estimer l'incertitude sur le revenu salarial futur consiste à fixer l'échelle temporelle de cette incertitude. Nous faisons ici le choix de ne nous intéresser qu'à l'incertitude sur le revenu salarial de l'année immédiatement ultérieure, c'est-à-dire à l'incertitude qui pèse sur le revenu salarial de l'année $t+1$ d'un salarié observé l'année t . Nous considérons de plus que le revenu salarial de l'année t est connu avec certitude ; l'incertitude est donc portée par la variation du revenu salarial entre t et $t+1$. En définitive, nous assimilons cette incertitude sur le revenu salarial futur à la distribution de probabilité des variations annuelles du logarithme du revenu salarial : $\delta\tilde{y}_{i,t} = \tilde{y}_{i,t+1} - \tilde{y}_{i,t}$, où $\tilde{y}_{i,t}$ représente le logarithme du revenu salarial de l'individu i l'année t , pour chaque année de la période étudiée.

À la suite de Guvenen et al. (2014), nous nous intéressons à quatre propriétés différentes de cette distribution. La première est le niveau de ces variations, typiquement mesuré par la moyenne ou les quantiles. La seconde porte sur la dispersion de ces variations : elle peut être mesurée par la variance ou l'écart interdécile D9-D1. Nous considérons qu'elle estime l'ampleur de l'incertitude sur le revenu salarial futur¹.

Les deux autres propriétés renvoient à la forme de cette distribution. D'abord, son asymétrie, c'est-à-dire le poids relatif des évolutions hautes et basses dans la dispersion ; elle est mesurée par la *skewness*, ou par une mesure basée sur les quantiles, la *skewness* de Kelley (Kelley, 1947) (voir encadré 2). Une décroissance de la *skewness* ou de la *skewness* de Kelley au cours des récessions, c'est-à-dire, dans le cas présent, une plus forte asymétrie vers le bas signifie que l'incertitude relative aux évolutions les moins favorables augmente davantage que l'incertitude relative aux évolutions les plus favorables. En d'autres termes, des chocs très négatifs deviennent relativement plus probables que des chocs très positifs, ce dont les mesures de

niveau et de dispersion ne rendent pas compte. Ces évolutions désastreuses peuvent avoir des conséquences, notamment en termes de bien-être, très différentes de celles d'évolutions négatives de plus faible ampleur. Il importe donc de signaler une éventuelle variation de leur fréquence. Une hausse de la probabilité de ces chocs très négatifs semble être une caractéristique assez générale des récessions, non seulement du point de vue des salariés, mais aussi au niveau des firmes ou des agrégats macro-économiques (Salgado et al., 2016).

Ensuite, le poids des queues de distribution, c'est à dire à l'importance relative des événements rares dans la dispersion, estimée par le *kurtosis*, ou une mesure basée sur les quantiles, le *kurtosis* de Crow-Siddiqui (Crow & Siddiqui, 1967). Les mesures de niveau et de dispersion des évolutions individuelles de revenu salarial ne permettent pas de distinguer entre évolutions relativement courantes de faible ampleur, et évolutions extrêmes et plus rares. Il est pourtant plausible que les conséquences de long terme de ces chocs extrêmes, qu'ils soient positifs ou négatifs, diffèrent de celles de chocs moins importants. Ainsi, une même dispersion des évolutions individuelles de revenu salarial, selon qu'elle est associée ou non à un poids élevé des événements rares, peut avoir des effets différents sur les comportements des individus, par exemple en termes de consommation et d'épargne (Guvenen et al., 2016). Sous l'hypothèse de log-normalité, les paramètres de forme – asymétrie des poids des queues de distribution – sont supposés constants.

Ainsi décrite comme la distribution de probabilité des variations individuelles de revenu salarial entre deux années successives, l'incertitude sur le revenu salarial futur dépend largement de l'information disponible : l'incertitude doit être conçue comme une distribution de probabilité conditionnelle. L'ensemble de l'information à laquelle un individu donné a accès en t n'est bien entendu pas disponible : il est donc nécessaire de la modéliser pour l'approcher. Dans le cas présent, nous considérons que toute l'information disponible est portée par le revenu salarial des années récentes. Nous décomposons alors l'hétérogénéité des évolutions annuelles de revenu salarial considérée sur l'ensemble des individus selon deux dimensions. D'une part, les évolutions annuelles individuelles de revenu salarial dépendent du niveau de revenu salarial passé des individus. Cette forme d'hétérogénéité est prise en compte en regroupant les salariés ayant eu dans les années récentes un revenu

1. Cette distribution conditionnelle peut aussi incorporer des évolutions choisies et anticipées qui, elles, ne s'interprètent pas comme une incertitude.

salarial comparable. D'autre part, au sein de chacun de ces groupes de salariés au revenu salarial passé comparable, les évolutions de revenu salarial sont variables, ce qui est mesuré

en s'intéressant à la distribution des évolutions de revenu salarial pour chacun d'entre eux. C'est cette distribution conditionnelle que nous interprétons comme reflétant une incertitude.

ENCADRÉ 2 – Méthodologie

Décomposition des évolutions annuelles de revenu salarial

Nous nous appuyons sur la méthode développée par Guvenen et al. (2014), en l'appliquant aux évolutions annuelles, et non aux évolutions quinquennales, de revenu salarial.

Pour chaque salarié i , considérons $\tilde{y}_{i,t}$ le logarithme de son revenu salarial de l'année t , et $Y_{i,t}^{\text{ant}}$ son revenu salarial. Nous nous intéressons tout particulièrement aux évolutions annuelles de revenu salarial $\delta\tilde{y}_{i,t} = \tilde{y}_{i,t+1} - \tilde{y}_{i,t}$, dont nous souhaitons estimer la distribution conditionnellement aux caractéristiques de i , et notamment à son revenu salarial passé.

Nous souhaitons mettre en évidence une éventuelle variation de cette distribution au cours du temps, notamment en distinguant la période qui précède la crise de celle qui lui succède. En moyenne au cours de la vie professionnelle, le revenu salarial augmente avec l'âge, mais sa progression est de moins en moins rapide. Ainsi, si l'âge n'est pas contrôlé, et si par exemple la crise conduisait les jeunes à retarder leur entrée dans l'emploi salarié, de sorte que l'âge moyen de la population étudiée augmente entre la période qui précède la crise et celle qui lui succède, nous serions amenés à conclure que les évolutions de revenu salarial sont devenues moins favorables avec la crise, sans que les dynamiques de revenu salarial n'aient en tant que telles été affectées. Pour éviter cela, nous normalisons le revenu salarial en éliminant l'effet moyen de l'âge. Cela ne permet cependant pas de prendre en compte d'éventuels effets de composition liés à l'âge sur la dispersion ou la forme de la distribution des évolutions individuelles de revenu salarial.

Plus précisément, nous définissons l'effet moyen de l'âge β_a que nous souhaitons retrancher du revenu salarial par :

$$\left\{ \begin{array}{l} \tilde{y}_{it} = \sum_a \beta_a \mathbf{1}[\text{âge}_{it} = a] + \sum_T \gamma_T \mathbf{1}[\text{naissance}_{it} = T] + \varepsilon_{it} \\ \mathbf{E}[\varepsilon_{it} | \text{âge}_{it}, \text{naissance}_{it}] = 0 \end{array} \right.$$

Nous estimons le coefficient β_a en effectuant une régression sur l'ensemble des salariés de France métropolitaine âgés de 20 à 60 ans entre 2002 et 2012, percevant plus d'un huitième de Smic annuel.

Les résultats de l'estimation de β_a sont conformes aux attentes quant à l'effet moyen du cycle de vie sur le revenu salarial : progression rapide au début qui correspond à l'insertion sur le marché du travail, augmentation plus lente ensuite sous l'effet de l'accumulation progressive d'expérience, légère décroissance en fin de carrière qui reflète des sorties de l'emploi salarié qui surviennent en cours d'année (voir figure).

L'estimation de β_a permet d'introduire le revenu salarial normalisé $\delta\tilde{y}_{i,t} = \tilde{y}_{i,t+1} - \tilde{y}_{i,t}$. Nous nous intéressons

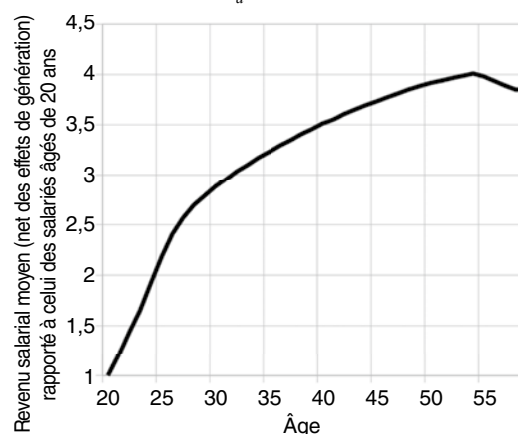
particulièrement aux évolutions individuelles de revenu salarial normalisé : $\delta\tilde{y}_{i,t} = \tilde{y}_{i,t+1} - \tilde{y}_{i,t}$ ou encore $\delta\tilde{y}_{i,t} = \varepsilon_{i,t+1} - \varepsilon_{i,t}$. Nous introduisons encore le revenu salarial normalisé passé des salariés relativement stables :

$$Y_{it}^{\text{ant}} = \frac{1}{\sum_{\tau=t-5}^{\tau=t-1} \sum_a \exp(\hat{\beta}_a) \mathbf{1}[\text{âge}_{i\tau} = a]} \sum_{\tau=t-5}^{\tau=t-1} \tilde{y}_{i\tau}$$

En s'appuyant sur les résultats de l'estimation de $\hat{\beta}_a$, nous considérons $y_{i,t}$ et $Y_{i,t}^{\text{ant}}$ comme représentant, d'une part, le logarithme du revenu salarial l'année t , duquel a été retranché la progression moyenne du revenu salarial au cours du cycle de vie et, d'autre part, un revenu salarial moyen sur les 3 à 5 années précédentes, neutralisé de l'effet moyen de l'âge.

Nous ordonnons alors tous les salariés relativement stables dans l'emploi salarié selon leur revenu salarial normalisé passé $Y_{i,t}^{\text{ant}}$ pour construire une échelle de revenu salarial passé net des effets moyens de l'âge. Plus précisément, nous associons au salarié i l'année t un rang α_{it} compris entre 0 et 99 tel que $Y_{i,t}^{\text{ant}}$ soit compris entre le centile de rang α_{it} et le centile de rang $\alpha_{it} + 1$ de la distribution de Y^{ant} .

Figure
Effet moyen de l'âge sur le cycle de vie calculé à partir du coefficient β_a



Lecture : le revenu salarial moyen net des effets de génération vaut à 30 ans 2.9 fois ce qu'il faut à 20 ans.

Champ : France métropolitaine de 2002 à 2012, ensemble des salariés ayant perçu plus de 1/8 Smic annuel, hors salariés agricoles et apprentis-stagiaires, hors salaires versés par des particuliers employeurs.

Source : Insee, Panel DADS « tous salariés »

Mesures de dispersions, d'asymétrie et de poids des queues de distribution

Nous mesurons la dispersion des évolutions de revenu salarial $\delta\tilde{y}_{i,t}$ conditionnellement au rang, alternativement par l'écart-type et l'écart interdécile D9 – D1.

ENCADRÉ 2 (suite)

La *skewness* est une mesure d'asymétrie qui correspond au moment d'ordre 3 de la variable centrée réduite. Nous utilisons un estimateur sans biais de la *skewness* :

$$Skewness = \frac{n}{(n-1)(n-2)} \sum_{i=1}^n \left(\frac{x_i - \bar{x}}{\hat{\sigma}} \right)^3$$

La *skewness* de Kelley est une mesure de l'asymétrie de la distribution alternative à la *skewness* (Kelley, 1947). Elle mesure les parts relatives de l'écart interdécile D9-D1 expliquées par l'écart interdécile D5-D1 et D9-D5 :

$$Skewness \text{ de Kelley} = \frac{D9 + D1 - D5}{D9 - D1}$$

Le *kurtosis* mesure le poids des queues de distribution à partir du moment d'ordre 4 de la variable centrée réduite. Nous utilisons un estimateur sans biais du *kurtosis* normalisé, nul pour une distribution gaussienne :

$$Kurtosis = \frac{n(n+1)}{(n-1)(n-2)(n-3)} \sum_{i=1}^n \left(\frac{x_i - \bar{x}}{\hat{\sigma}} \right)^4 - \frac{3(n-1)^2}{(n-2)(n-3)}$$

Le *kurtosis* de Crow-Siddiqui est une mesure du poids des queues de distribution alternative au *kurtosis* (Crow & Siddiqui, 1967). Il est défini par :

$$Kurtosis \text{ de Crow - Siddiqui} = \frac{P97.5 - P2.5}{P75 - P25}$$

où Px représente le quantile d'ordre $x/100$ de la distribution. Il est constant à 2.91 dans le cas d'une distribution gaussienne. L'intérêt des mesures basées sur les quantiles tient à leur robustesse vis-à-vis des valeurs extrêmes.

Bootstrap

Afin de s'assurer de la significativité de nos résultats, nous estimons un intervalle de confiance à 95 % par *bootstrap*. Afin de limiter le temps de calcul, nous menons cette estimation point par point le long de l'échelle salariale, et non sur l'ensemble de la procédure. Cela revient à considérer que l'imputation du rang α est faite sans erreur, et donc à négliger le terme de variance lié à l'imputation des rangs. Ce terme est d'autant plus grand que la densité au niveau du centile de la distribution de revenu salarial normalisé est faible – par exemple pour les revenus salariaux les plus élevés – et que la statistique d'intérêt varie fortement avec le rang. Nous nous limitons enfin à 100 répliques.

Dans le cas de la moyenne, l'intervalle de confiance ainsi estimé est comparable à celui estimé à partir de la variance, sous la même hypothèse d'imputation parfaite des rangs.

Normalisation du salaire et du temps de travail

En utilisant la donnée du revenu salarial Y et du temps de travail en équivalent temps plein L , nous construisons un salaire en équivalent temps plein $W_{it} = Y_{it} / L_{it}$. Par la suite, nous utilisons le logarithme de ces quantités (notés en minuscule).

Pour s'intéresser aux évolutions annuelles de temps de travail et de salaire en équivalent temps plein, nous

traitons alors w et l indépendamment l'une de l'autre, de la même façon que y :

$$\tilde{w}_{it} = \sum_a \lambda_a 1[\hat{age}_{it} = a] + \sum_T \mu_T 1[naissance_i = T] + v_{it}$$
$$\tilde{l}_{it} = \sum_a \theta_a 1[\hat{age}_{it} = a] + \sum_T \kappa_T 1[naissance_i = T] + \eta_{it}$$

Nous menons séparément l'estimation de chacune de ces régressions. Le salaire en équivalent temps plein normalisé est défini comme $w_{it} = \tilde{w}_{it} - \hat{\lambda}_a$ et le volume de travail normalisé comme $l_{it} = \tilde{l}_{it} - \hat{\theta}_a$. Nous introduisons les évolutions annuelles de salaire en équivalent temps plein et de volume de travail δ_w et δ_l , dont nous étudions la distribution conditionnellement à α .

Cette approche suppose donc de traiter le salaire et le temps de travail comme deux dimensions indépendantes l'une de l'autre, et donc de négliger la possible corrélation entre évolutions annuelles de volume de travail et évolutions annuelles de salaire.

Mobilités inter-entreprises

Nous définissons plus précisément les salariés qui ne connaissent pas de mobilité inter-entreprises comme ceux qui en t et $t+1$, occupent un poste salarié dans une seule et même entreprise identifiée par son Siren. Au contraire, nous considérons qu'un salarié a connu une mobilité inter-entreprises lorsque, entre t et $t+1$, l'entreprise principale a changé (au sens du Siren), l'entreprise principale pour une année étant définie comme celle dans laquelle la durée de paie est la plus importante. Ainsi, alors que les salariés qui ne connaissent pas de mobilité inter-entreprise ne peuvent être des multi-actifs (salariés), cela peut-être le cas de ceux qui connaissent une mobilité.

Périodisation

Nous nous intéressons aux évolutions de la distribution de δ_y conditionnellement à α avec le temps. Plus précisément, nous cherchons à savoir si cette distribution conditionnelle a pu varier au cours de la crise, et si ces variations peuvent être caractérisées en termes de changement de l'incertitude sur le revenu salarial futur. Pour ce faire, il est nécessaire de distinguer les évolutions survenues au cours de la crise de celles qui lui succèdent.

Les données disponibles jouent également sur ce choix. En effet, le revenu salarial normalisé passé $\tilde{y}^{ant}$ nécessaire à la définition de α n'est défini que pour les salariés relativement stables, c'est-à-dire ayant au moins trois ans de présence dans l'emploi salarié avant l'année t . En d'autres termes, en utilisant un échantillon qui débute en 2002, la distribution de δ_y conditionnellement à α ne peut être estimée qu'à partir de 2005.

Le statut de l'année 2008, et partant, des évolutions de revenu salarial entre 2007 et 2008, est incertain. C'est pourquoi nous choisissons de ne pas l'étudier. Cela conduit à comparer deux périodes : 2005-2006 (c'est-à-dire les évolutions individuelles de revenu salarial 2005-2006 et 2006-2007), et 2008-2011 (c'est-à-dire les évolutions individuelles de revenu salarial 2008-2009 à 2011-2012).

Une part importante de l'évolution annuelle du revenu salarial d'un individu est liée à son âge. Pour construire les groupes de salariés au revenu salarial passé proche, l'effet moyen de l'âge doit être neutralisé afin de rendre comparable le revenu salarial de salariés d'âges différents. Nous normalisons le revenu salarial en retranchant cet effet. Nous notons $\delta y_{i,t} = y_{i,t+1} - y_{i,t}$ l'évolution entre t et $t+1$ du revenu salarial du salarié i net de l'effet moyen de l'âge (encadré 2).

Les évolutions du revenu salarial normalisé indiquent si un salarié progresse plus ou moins vite que la moyenne des salariés de son âge. Les groupes de salariés dont le revenu salarial est comparable sont définis en ordonnant les salariés selon leur revenu salarial normalisé moyen sur les cinq années précédentes. Les salariés sont ainsi classés en 100 groupes de taille égale, chacun correspondant à un rang α variant de 0 (pour les moins bien rémunérés) à 99 (pour les mieux rémunérés), sur l'échelle des revenus salariaux passés. Cette approche demande de restreindre la population d'étude aux salariés présents dans l'emploi salarié sept ans : les cinq années sur lesquelles le revenu salarial normalisé passé est calculé, et les deux années entre lesquelles l'évolution du revenu salarial normalisé est observée. Nos résultats ne concernent donc pas l'incertitude sur le revenu salarial futur des salariés ayant une trajectoire d'emploi très fragmentée, ou confrontés à des périodes de chômage de longue durée. Ils ne prennent pas en compte non plus l'incertitude au tout début de la vie professionnelle. En définitive, nous comparons la distribution de $\delta y_{i,t}$ conditionnellement à α entre la période 2005-2006 – donc les évolutions individuelles de revenu salarial 2005-2006 et 2006-2007 – et la période 2008-2011 – c'est-à-dire les évolutions 2008-2009 à 2011-2012.

Des évolutions de revenu salarial en moyenne plus favorables mais plus dispersées aux extrémités de l'échelle salariale passée

Sur l'ensemble de la période 2005-2011, et pour une large plage de revenu salarial passé, la progression annuelle moyenne est d'autant plus forte que le revenu salarial net des effets de l'âge est faible (figure I). En d'autres termes, les salariés moins bien rémunérés dans le passé connaissent des évolutions de revenu salarial plus favorables que celles de leurs homologues mieux rémunérés (figure I-A). Cela peut

résulter pour partie d'un effet de régression vers la moyenne, si parmi les salariés les moins bien rémunérés se trouvent des salariés ayant connu dans le passé une évolution défavorable². Cet effet de rattrapage a tendance à réduire les inégalités à l'intérieur des cohortes. Pour la période étudiée, il est présent pour les 89 % de salariés dont le revenu salarial était le plus faible dans le passé, particulièrement pour les 20 % de salariés les moins bien rémunérés. Le constat reste le même en s'intéressant à la médiane conditionnelle des évolutions de revenu salarial (figure I-B).

L'ampleur de l'incertitude sur le revenu salarial futur, mesurée par l'écart-type (figure I-C) et l'écart interdéciles D9-D1 (figure I-D) conditionnels de $\delta y_{i,t}$ présentent une forme en U. Autrement dit, les évolutions annuelles de revenu salarial sont plus dispersées pour les salariés les moins bien rémunérés, et dans une moindre mesure pour les très hauts revenus salariaux, que pour les salariés dont le revenu salarial passé occupe une position intermédiaire dans la distribution. En admettant que cette dispersion approxime l'ampleur de l'incertitude sur le revenu salarial futur, cette incertitude est plus forte pour les 25 % de salariés du bas de l'échelle salariale, et les 2 % de salariés les mieux rémunérés que pour les autres salariés.

Pour les 5 % à 8 % – selon la mesure considérée, troisième moment (figure I-E) ou *skewness* de Kelley (figure I-F) – de salariés les moins bien rémunérés, les évolutions annuelles de revenu salarial présentent une légère asymétrie vers le haut. Cela signifie que la part la plus importante de la dispersion de ces évolutions est portée par les évolutions les plus favorables. En revanche, pour le reste des salariés, cette asymétrie est significative et négative, sauf peut-être pour les 1 % de salariés les mieux rémunérés (selon la mesure privilégiée). En d'autres termes, à l'exception des salariés les plus bas sur l'échelle des revenus salariaux passés, les variations annuelles importantes de revenu salarial sont plutôt des évolutions à la baisse.

Les variations annuelles extrêmes, enfin, ont un poids important dans la dispersion des évolutions de revenu salarial, et ce d'autant plus que l'on se situe en haut de l'échelle des revenus salariaux passés. Ce poids important des queues

2. Dans la mesure où les années sur lesquelles sont estimés d'une part le revenu salarial normalisé passé ($t-5$ à $t-1$) et d'autre part l'évolution de revenu salarial normalisé (t à $t+1$) sont disjointes, ce retour vers la normale ne concerne toutefois pas des chocs très transitoires (une seule année à faible revenu salarial).

de distribution dans l'incertitude sur le revenu salarial futur, ainsi que son asymétrie, contredit l'hypothèse de log-normalité habituelle. En effet, sous l'hypothèse de log-normalité des chocs de revenu salarial, le *kurtosis* est nul³ et le *kurtosis* de Crow-Siddiqui est constant, égal à 2,91. Tandis que le *kurtosis* des variations annuelles de revenu salarial augmente jusqu'au 96^e centile de la distribution de revenu salarial normalisé passé (figure I-G), le *kurtosis* de Crow-Siddiqui (figure I-H) présente un profil non-monotone, qui diffère des résultats obtenus dans le cas américain (Güvenen et al., 2016). En d'autres termes, en France, le poids des événements rares dans la dispersion des évolutions de revenu salarial semble plus important pour les individus à très hauts revenus salariaux passés, ou aux niveaux intermédiaires de revenu salarial passé, qu'il ne l'est pour les individus à très faible revenu salarial passé ou, dans une moindre mesure, aux niveaux relativement élevés de la distribution. Au contraire, aux États-Unis, ce poids croît avec le revenu salarial passé, à l'exception des très hauts revenus salariaux. Il est possible que cette différence découle de différences de regroupement des salariés entre les résultats de Güvenen et al. (2016) et ceux que nous présentons. Dans la suite de l'article, nous privilégions les mesures basées sur les quantiles (médiane, écart interdéciles, *skewness* de Kelley et *kurtosis* de Crow-Siddiqui) qui sont plus robustes vis-à-vis des variations extrêmes que les mesures basées sur les moments (moyenne, écart-type, *skewness* et *kurtosis*).

Les évolutions individuelles les plus défavorables sont amplifiées au cours de la crise

L'examen des déciles conditionnels des variations annuelles individuelles de revenu salarial normalisé montre qu'au cours de la crise, ces évolutions individuelles sont devenues moins favorables qu'elles ne l'étaient les années précédentes (figure II). Ainsi, tout au long de l'échelle salariale passée, le premier décile (D1) et la médiane (D5) des évolutions individuelles de revenu salarial normalisé sont significativement plus bas entre 2008 et 2011 (donc pour les évolutions annuelles de 2008-2009 à 2011-2012) qu'entre 2005 et 2006 (donc pour les évolutions annuelles 2005-2006 et 2006-2007). La baisse est la plus forte en bas de l'échelle salariale pour le premier décile, en bas et en haut pour la

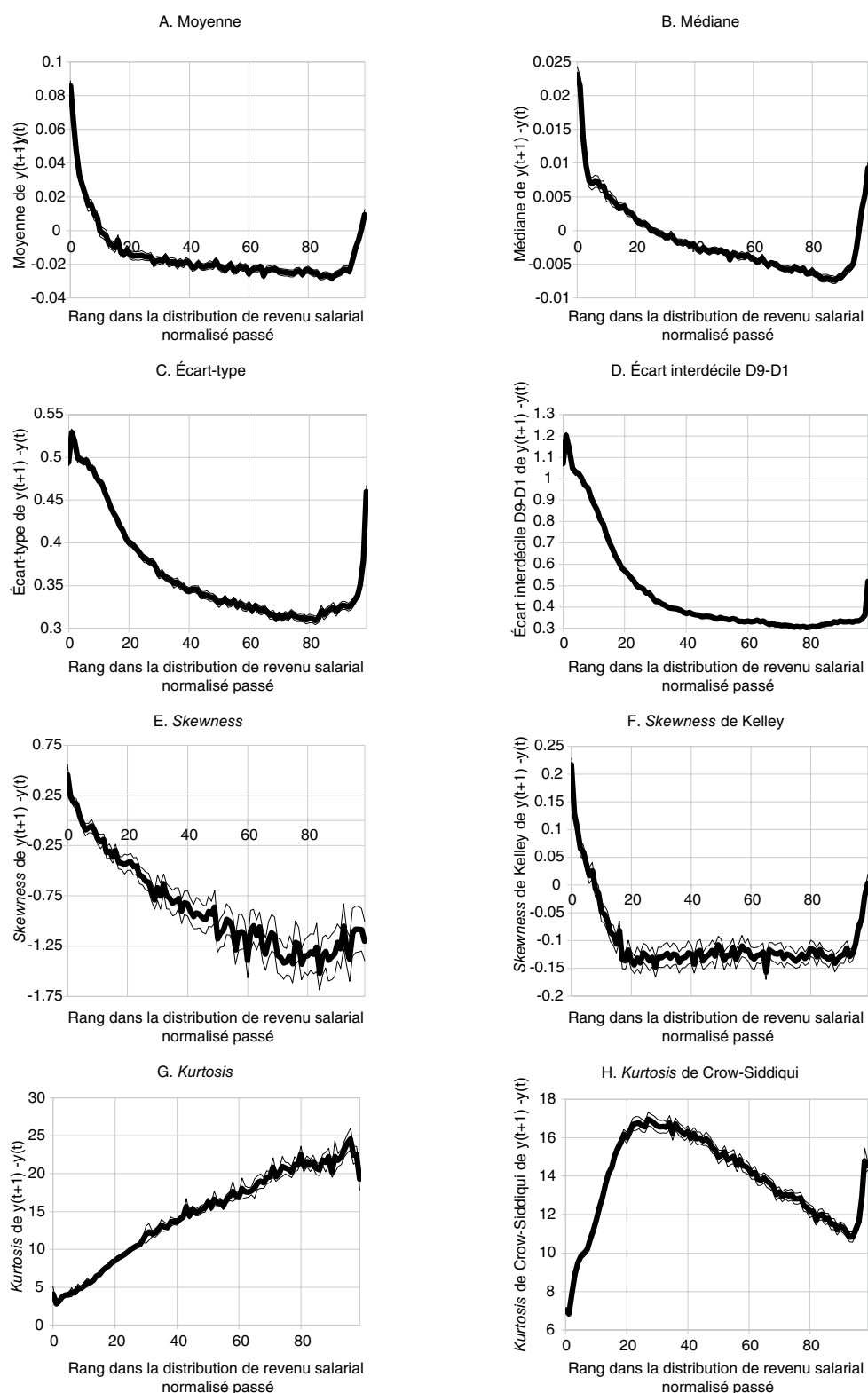
médiane (figure III-A). L'ampleur de la baisse est plus importante pour le premier décile que pour la médiane. En revanche, le dernier décile conditionnel (D9) ne décroît significativement qu'aux extrémités de la distribution de revenu salarial normalisé passé, pour les 10 % de salariés les moins rémunérés et les 6 % de salariés les mieux rémunérés dans le passé ; il ne varie pas significativement sur le reste de l'échelle. Pour ces extrémités de l'échelle salariale, la baisse du dernier décile conditionnel est plus importante que celle de la médiane.

Cette analyse des déciles conditionnels apporte d'ores et déjà une information précieuse sur l'évolution de la distribution des évolutions individuelles de revenu salarial au cours de la crise. Elle montre d'abord que la dispersion de ces variations individuelles, que nous interprétons comme caractérisant l'ampleur de l'incertitude sur le revenu salarial futur, croît légèrement au cours de la crise, en particulier pour les positions intermédiaires sur l'échelle salariale passée. Elle indique ensuite que dans le bas de la distribution de revenu salarial normalisé passé, et dans une moindre mesure dans le haut, c'est la dispersion des évolutions les moins favorables qui s'accroît, tandis que celle des évolutions les plus favorables diminue. Ces résultats sont cohérents avec ceux obtenus sur la dispersion, mesurée par l'écart interdécile D9-D1, et sur l'asymétrie, mesurée par la *skewness* de Kelley qui estime les parts relatives de la dispersion de la moitié haute (D9-D1) et de la moitié basse (D5-D1) dans cet écart interdécile. En effet, la mesure de l'écart interdécile D9-D1 (figure III-B) montre une légère augmentation au cours de la crise sur la partie de la distribution de revenu salarial passé qui s'étend du 16^e au 95^e centile. De plus, pour les salariés situés aux extrémités de l'échelle salariale passée, la *skewness* de Kelley diminue significativement entre 2005-2006 et 2008-2011 (figure III-C), signe que le poids des évolutions négatives de revenu salarial normalisé dans la dispersion est devenu plus important au cours de la crise que dans les années antérieures. Ainsi, pour ces salariés du bas et du haut de l'échelle salariale passée, les variations individuelles défavorables de revenu salarial jouent un rôle plus important dans les dynamiques de revenu salarial au cours de la crise qu'au cours des années qui la précèdent. Ce n'est en revanche pas le cas pour les salariés occupant des positions plus intermédiaires.

Le *kurtosis* de Crow-Siddiqui des variations annuelles de revenu salarial diminue significativement au cours de la crise pour une partie

3. Nous estimons ici le *kurtosis* normalisé.

Figure 1
Évolutions annuelles individuelles de revenu salarial normalisé selon le rang dans la distribution de revenu salarial normalisé passé



Note : les bornes inférieures et supérieures des intervalles de confiance à 95 % sont représentées par des traits fins. Les intervalles de confiance sont obtenus par *bootstrap* (100 répliques) (voir encadré 2).

Lecture : au 5^e rang de l'échelle salariale passée, les salariés sont confrontés à des évolutions annuelles de revenu salarial supérieures de 2.1 points de pourcentage en moyenne à la variation du revenu salarial moyen à leur âge (graphe A). Parmi eux, 50 % connaissent des évolutions plus favorables de plus de 0.6 point de pourcentage que cette variation de revenu salarial moyen (graphe B).

Champ : France métropolitaine entre 2005 et 2011, ensemble des salariés relativement stables dans l'emploi salarié, c'est-à-dire ayant perçu plus de 1/8 Smic en $t-1$, t et $t+1$ et au moins deux années entre $t-5$ et $t-2$, hors salariés agricoles et apprentis-stagiaires, hors salaires versés par des particuliers-employeurs.

Source : Insee, Panel DADS « tous salariés ».

des salariés, parmi les revenus salariaux passés relativement bas d'une part, pour une partie des plus hauts revenus salariaux passés d'autre part (figure III-D). Pour les salariés situés sur le restant de l'échelle des revenus salariaux passés, les données ne permettent pas de conclure à une variation significative du poids des queues de distribution au cours de la crise. Cela montre que la légère augmentation de l'amplitude de l'incertitude sur le revenu salarial futur au cours de la crise ne résulte pas pour l'essentiel d'événements rares.

Ces résultats mettent en évidence une légère augmentation de la dispersion des évolutions annuelles individuelles de revenu salarial au cours de la crise, du même ordre de grandeur en France que celle estimée par Guvenen et al. (2014) dans le cas américain., et sans commune mesure avec l'augmentation très importante documentée par Storesletten et al. (2004). En bas et en haut de l'échelle salariale passée, l'asymétrie vers le bas de la distribution des évolutions annuelles de revenu salarial s'accroît au cours de la crise : les évolutions très défavorables sont plus fréquentes, et jouent un rôle plus important dans les dynamiques individuelles de revenu salariale qu'au cours des années antérieures. Ce n'est en revanche pas le cas pour les rangs intermédiaires de l'échelle, au contraire du cas américain pour lequel ce phénomène concerne l'ensemble des salariés (Guvenen et al., 2014). Qui plus est, l'ampleur de ce phénomène est également plus importante aux États-Unis qu'en France. Par ailleurs, cette

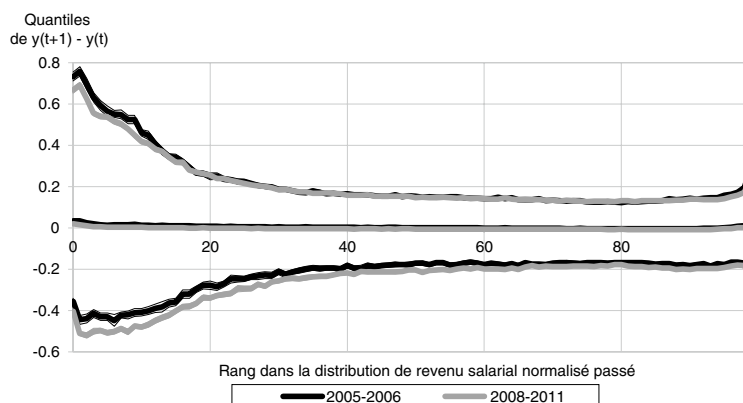
variation des dynamiques de revenu salarial au cours de la crise ne se produit pas à l'identique chez tous les salariés, et peut dépendre de leur capital humain. Ainsi, la détention d'un diplôme de l'enseignement supérieur long semble exercer un effet protecteur sur les salariés, notamment pour les mieux rémunérés d'entre eux. En revanche, les salariés les plus jeunes semblent moins affectés par la crise que leurs aînés (voir complément en ligne C1).

Des dynamiques de volume de travail plus défavorables pour les salariés les moins bien rémunérés, des évolutions de salaire moins avantageuses pour les mieux rémunérés

Les variations annuelles de revenu salarial combinent des chocs portant sur le salaire en équivalent temps plein (baisse ou hausse du salaire) et des chocs de volume de travail (perte d'emploi et chômage notamment)⁴. Au cours du

4. Le panel DADS « tous salariés » ne permet d'observer les individus qu'aussi longtemps qu'ils sont en emploi salarié. A fortiori, nous nous concentrons sur des individus ayant perçu un revenu salarial supérieur à 1/8 Smic annuel entre t-5 et t+1. En revanche, il permet d'observer des interruptions d'emploi salarié qui surviennent par exemple en cours d'année t+1, dans la mesure où nous n'imposons pas de restriction quant au nombre de jours rémunérés. Ainsi, nous n'observons pas directement le chômage et l'inactivité, mais une diminution du volume de travail entre t et t+1, notamment si elle passe par une réduction du nombre de jours rémunérés, peut être interprétée comme un passage par des périodes de chômage ou d'inactivité. Cependant, notre méthode ne permet pas d'observer d'interruption d'emploi salarié de longue durée, par exemple des interruptions qui dureraient toute l'année t+1.

Figure II
Déciles des évolutions individuelles de revenu salarial normalisé avant et pendant la crise



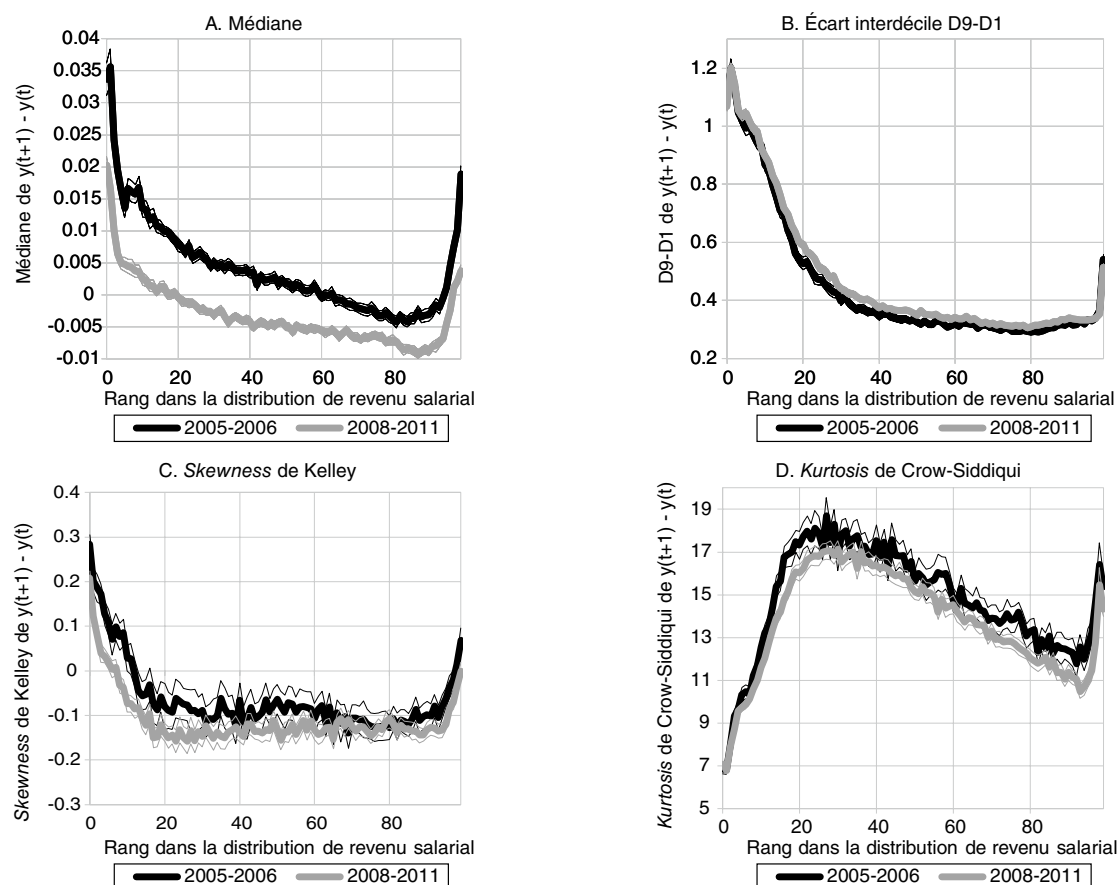
Note : les bornes inférieures et supérieures des intervalles de confiance à 95 % sont représentées par des traits fins. Les intervalles de confiance sont obtenus par *bootstrap* (100 répliques) (voir encadré 2).
Lecture : au 10^e rang de l'échelle salariale passée, pour les années 2005 et 2006, 10 % des salariés sont confrontés à des évolutions annuelles de revenu salarial normalisé inférieures à -0.41 en logarithme. Pour les années 2008 à 2011, au même niveau de l'échelle, 10 % des salariés sont confrontés à des évolutions inférieures à -0.48 en logarithme.
Champ : France métropolitaine entre 2005 et 2011, ensemble des salariés relativement stables dans l'emploi salarié, hors salariés agricoles et apprentis-stagiaires, hors salaires versés par des particuliers-employeurs.
Source : Insee, Panel DADS « tous salariés ».

cycle économique, les mêmes chocs peuvent ne pas être prédictifs des évolutions de revenu salarial : en période de bonne conjoncture, des chocs positifs sur les salaires (hausse et mobilité ascendante) et, en période de crise, la volatilité du volume de travail – reflétant le risque de non-emploi – peuvent avoir un poids différent dans les dynamiques de revenu salarial. En négligeant la possible corrélation entre ces chocs, nous décomposons le revenu salarial en salaire en équivalent temps plein et en volume de travail, et nous examinons la déformation des distributions conditionnelles des évolutions de salaire en équivalent temps plein (cf. encadré 2).

Les évolutions de salaire normalisé sont moins favorables au cours de la crise que pendant les années qui la précèdent. Cela ne concerne cependant pas de la même façon les évolutions

les plus fortes et les plus faibles, ni les salariés les moins bien rémunérés et les salariés les mieux rémunérés. À l'exception notable des salariés les moins bien rémunérés, le premier décile des évolutions de salaire normalisé décroît significativement entre 2005-2006 et 2008-2011 (figure IV) : les évolutions de salaire les moins favorables ont empiré pendant la crise. En revanche, pour les salariés les moins bien rémunérés, ces évolutions les moins favorables n'ont pas varié. Cela peut témoigner de rigidités dans l'ajustement des salaires en bas de l'échelle salariale, liées au Smic et aux grilles salariales. Ces rigidités sont moindres en haut de l'échelle, où la part variable des rémunérations, qui peut être très importante, est une source de flexibilité. La médiane des évolutions de salaire baisse sur la totalité de l'échelle salariale (figure V-A). La baisse est la plus importante

Figure III
Évolutions annuelles individuelles de revenu salarial normalisé avant et pendant la crise



Note : les bornes inférieures et supérieures des intervalles de confiance à 95 % sont représentées par des traits fins. Les intervalles de confiance sont obtenus par *bootstrap* (100 répliques) (voir encadré 2).

Lecture : au 10^e rang de l'échelle salariale passée, pour les années 2005 et 2006, 50 % des salariés sont confrontés à des évolutions annuelles de revenu salarial normalisé inférieures à 1.3 %. Pour les années 2008 à 2011, au même niveau de l'échelle, 50 % des salariés sont confrontés à des évolutions annuelles inférieures à 0.2 %.

Champ : France métropolitaine entre 2005 et 2011, ensemble des salariés relativement stables dans l'emploi salarié, hors salariés agricoles et apprentis-stagiaires, hors salaires versés par des particuliers-employeurs.

Source : Insee, Panel DADS « tous salariés ».

aux extrémités de l'échelle, et la plus faible aux alentours du 80^e centile de revenu salarial normalisé passé. Enfin, le dernier décile des évolutions de salaire, qui correspond aux évolutions les plus favorables, n'a pas varié au cours de la crise sauf pour les salariés les mieux rémunérés pour lesquels il décroît significativement.

De ce fait, sauf aux extrémités de l'échelle, la dispersion des évolutions de salaire augmente au cours de la crise, parce que les évolutions les plus défavorables empirent tandis que les plus favorables ne varient pas : l'écart interdécile D9-D1 augmente significativement sur une large part de l'échelle, du 20^e au 96^e centile de revenu salarial normalisé passé (figure V-B) et reste constant pour les salariés situés à l'extrémité de l'échelle. La baisse des évolutions médianes au cours de la crise limite l'augmentation du poids des évolutions les moins favorables dans cette dispersion. L'asymétrie de cette incertitude, mesurée par la *skewness* de Kelley, ne varie pas significativement au cours de la crise pour la plus grande partie des salariés (figure V-C). Pour les salariés les moins rémunérés, la baisse des évolutions médianes vient resserrer le bas de la distribution des évolutions individuelles de salaire et étendre le haut. Le poids des évolutions favorables dans la dispersion augmente : la *skewness* de Kelley augmente en-dessous du 8^e centile de revenu salarial normalisé (figure V-C). Enfin, pour les salariés les mieux rémunérés, la baisse des évolutions les plus favorables et des évolutions les moins favorables est d'une ampleur similaire, et supérieure à celle de la baisse des évolutions médianes : la dispersion ne s'accroît pas, mais le poids des évolutions les plus favorables décroît tandis que celui des évolutions les moins favorables s'accroît. L'asymétrie vers le bas s'accroît : la *skewness* de Kelley diminue significativement entre 2005-2006 et 2008-2011.

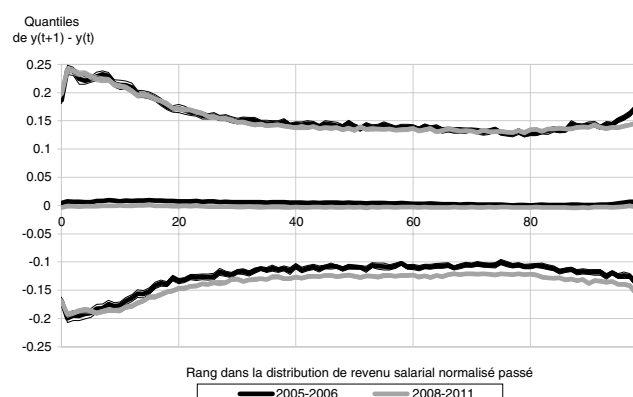
Le poids des queues de distribution dans l'incertitude sur le salaire futur, mesuré par le *kurtosis* de Crow-Siddiqui, décroît au cours de la crise pour une large majorité de salariés, au-dessus du 14^e centile de revenu salarial normalisé passé (figure V-D) : à ces niveaux de l'échelle salariale, l'augmentation de la dispersion des évolutions de salaire au cours de la crise reflète davantage un accroissement de l'incertitude perceptible par tous les salariés qu'une amplification d'évolutions relativement rares. Cependant, même sur la période 2008-2011, ce poids reste très important comparé à la référence gaussienne. Pour les salariés les moins bien rémunérés, il ne varie pas

ou augmente légèrement. Pour les salariés les mieux rémunérés, la variation des dynamiques individuelles de revenu salarial découle donc d'une déformation de la distribution des évolutions individuelles de salaire en EQTP au cours de la crise. En revanche, pour les salariés les moins bien rémunérés, cette variation ne se retrouve pas dans les évolutions de salaire et correspond donc à un changement dans les dynamiques individuelles de volume de travail. Cela peut être confirmé en s'intéressant spécifiquement aux chocs de volume de travail en EQTP (voir complément en ligne C2). Ainsi, pour les salariés les moins bien rémunérés, l'asymétrie vers le bas des évolutions individuelles de volume de travail en EQTP s'accroît pendant la crise : l'importance accrue des évolutions défavorables dans les dynamiques individuelles de revenu salarial résulte d'une fréquence accrue d'évolutions de volume de travail très négatives.

Les mobilités inter-entreprises sont plus fréquentes mais moins incertaines au cours de la crise, les évolutions au sein d'une même entreprise plus rares et plus dispersées

Les évolutions individuelles de revenu salarial peuvent différer de façon importante selon qu'elles sont associées ou non à un changement d'employeur : les pratiques de rémunération peuvent en effet être dissemblables d'un employeur à un autre (Abowd et al., 1999). De plus, en participant à l'amélioration de l'appariement entre employé et employeur, les transitions d'un employeur à l'autre expliquent une part significative de la progression du salaire au cours du cycle de vie professionnelle (Topel & Ward, 1992). Aux États-Unis, les évolutions de revenu d'activité associées à une mobilité sont beaucoup plus dispersées que celles que connaissent les salariés qui ne changent pas d'employeur (Guvenen et al., 2016). La légère hausse de la dispersion des évolutions individuelles de revenu salarial mesurée au cours de la crise pourrait donc résulter de changements d'employeurs plus fréquents. Nous distinguons les évolutions de revenu salarial, de salaire et de volume de travail en fonction du comportement des salariés sur le marché du travail, à savoir les évolutions rencontrées par les salariés qui restent dans la même entreprise entre t et $t+1$ de celles des salariés qui effectuent des mobilités inter-entreprises (voir encadré 2).

Figure IV
Déciles des évolutions individuelles de salaire en EQTP normalisé avant et pendant la crise



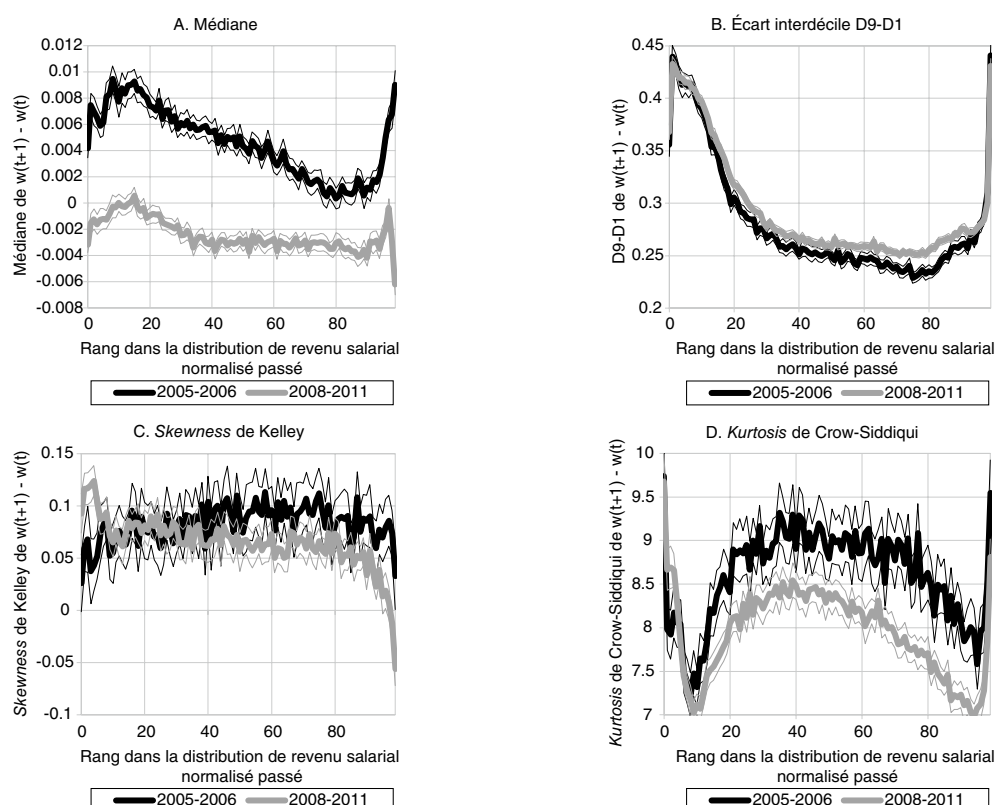
Note : les bornes inférieures et supérieures des intervalles de confiance à 95 % sont représentées par des traits fins. Les intervalles de confiance sont obtenus par *bootstrap* (100 répliques) (voir encadré 2). Ne sont pris en compte dans cette figure que les salariés pour lesquels un volume de travail en équivalent temps plein peut être calculé.

Lecture : au 50^e rang de l'échelle salariale passée, pour les années 2005 et 2006, 10 % des salariés sont confrontés à des évolutions annuelles de salaire normalisé inférieures à -0.11 en logarithme. Pour les années 2008 à 2011, au même niveau de l'échelle, 10 % des salariés sont confrontés à des évolutions inférieures à -0.12 en logarithme.

Champ : France métropolitaine entre 2005 et 2011, ensemble des salariés relativement stables dans l'emploi salarié, hors salariés agricoles et apprentis-stagiaires, hors salaires versés par des particuliers-employeurs.

Source : Insee, Panel DADS « tous salariés ».

Figure V
Évolutions annuelles individuelles de salaire en EQTP normalisé avant et pendant la crise



Note : les bornes inférieures et supérieures des intervalles de confiance à 95 % sont représentées par des traits fins. Les intervalles de confiance sont obtenus par *bootstrap* (100 répliques) (voir encadré 2). Ne sont pris en compte dans cette figure que les salariés pour lesquels un volume de travail en équivalent temps plein peut être calculé.

Lecture : au 10^e rang de l'échelle salariale passée, pour les années 2005 et 2006, 50 % des salariés sont confrontés à des évolutions annuelles de salaire normalisé inférieures à 0.8 %. Pour les années 2008 à 2011, au même niveau de l'échelle, 50 % des salariés sont confrontés à des évolutions annuelles négatives (graphe A).

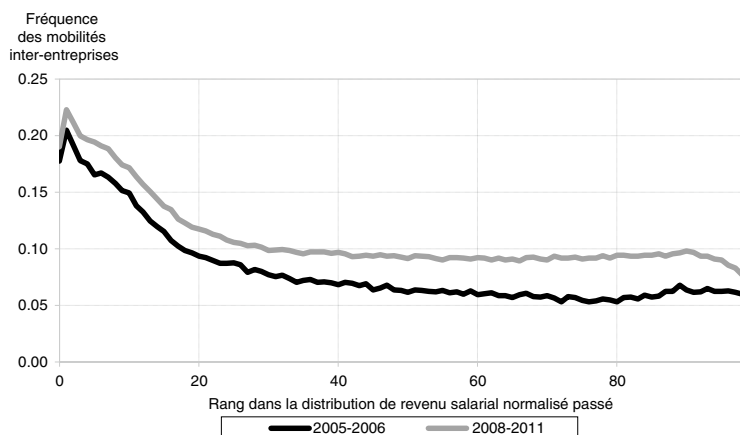
Champ : France métropolitaine entre 2005 et 2011, ensemble des salariés relativement stables dans l'emploi salarié, hors salariés agricoles et apprentis-stagiaires, hors salaires versés par des particuliers-employeurs.

Source : Insee, Panel DADS « tous salariés ».

Les mobilités inter-entreprises sont plus fréquentes pour les salariés les moins bien rémunérés (figure VI) : la fréquence des mobilités inter-entreprises est supérieure à 15 % parmi les 10 % de salariés les moins bien rémunérés,

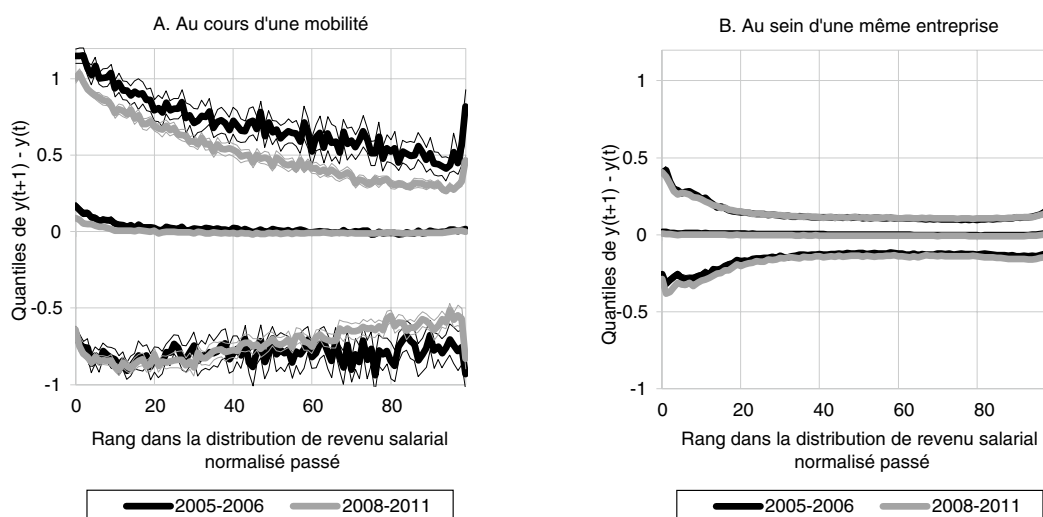
et inférieure à 10 % pour les 70 % de salariés les mieux rémunérés. À tous les niveaux de revenu salarial passé, elles sont plus courantes au cours de la crise, particulièrement dans la moitié supérieure de la distribution de revenu salarial passé.

Figure VI
Fréquence des mobilités inter-entreprises avant et pendant la crise



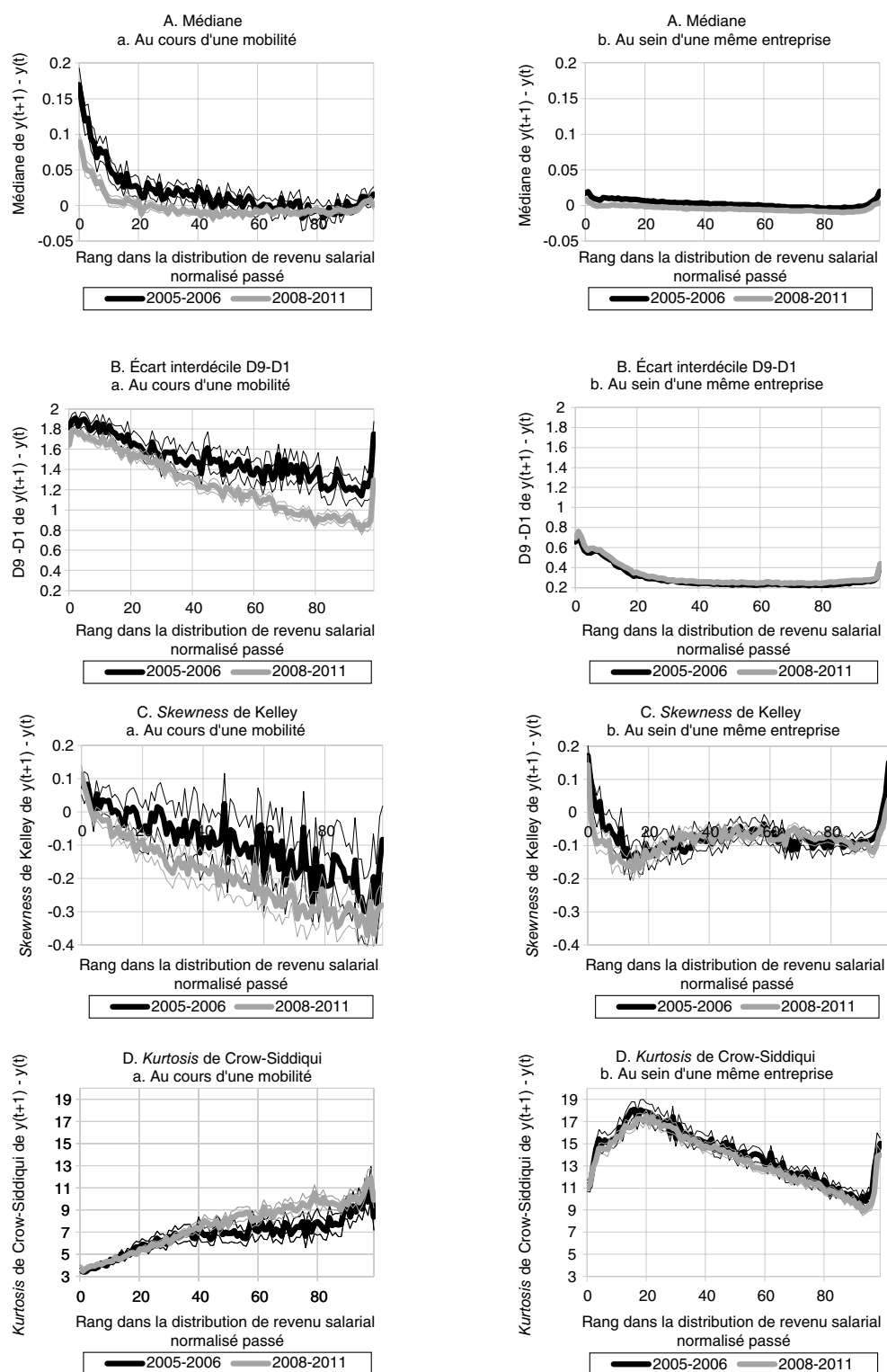
Note : les salariés mobiles sont définis comme ceux dont l'employeur (défini par le siren) principal (celui associé au plus grand nombre de jours rémunérés dans l'année) change entre t et $t+1$ (cf. encadré 2).
Lecture : au 10^e rang de l'échelle salariale passée, pour les années 2005 et 2006, 15 % des salariés changent d'employeur principal entre t et $t+1$. Pour les années 2008 à 2011 et au même rang de l'échelle, ils sont 17 %.
Champ : France métropolitaine entre 2005 et 2011, ensemble des salariés relativement stables dans l'emploi salarié, hors salariés agricoles et apprentis-stagiaires, hors salaires versés par des particuliers-employeurs.
Source : Insee, Panel DADS « tous salariés »

Figure VII
Déciles des évolutions individuelles de revenu salarial normalisé selon la mobilité des salariés avant et pendant la crise



Note : les salariés mobiles sont définis comme ceux dont l'employeur (défini par le siren) principal (celui associé au plus grand nombre de jours rémunérés dans l'année) change entre t et $t+1$. Les salariés immobiles sont définis comme ceux qui travaillent chez un seul employeur en t et $t+1$. Les bornes inférieures et supérieures des intervalles de confiance à 95 % sont représentées par des traits fins. Les intervalles de confiance sont estimés par *bootstrap* (100 répliques) (cf. encadré 2).
Lecture : au 10^e rang de l'échelle salariale passée, pour les années 2005 et 2006, 10 % des salariés qui changent d'employeur sont confrontés à des évolutions annuelles de revenu salarial normalisé inférieures à -0.84 en logarithme. Pour les années 2008 à 2011, au même niveau de l'échelle, 10 % des salariés qui changent d'employeur sont confrontés à des évolutions inférieures à -0.55 en logarithme.
Champ : France métropolitaine entre 2005 et 2011, ensemble des salariés relativement stables dans l'emploi salarié, hors salaires versés par des particuliers-employeurs.
Source : Insee, Panel DADS « tous salariés »

Figure VIII

Évolutions annuelles individuelles de revenu salarial normalisé selon la mobilité des salariés avant et pendant la crise


Note : les salariés mobiles sont définis comme ceux dont l'employeur (défini par le siren) principal (celui associé au plus grand nombre de jours rémunérés dans l'année) change entre t et $t+1$. Les salariés immobiles sont définis comme ceux qui travaillent chez un seul employeur en t et $t+1$. Les bornes inférieures et supérieures des intervalles de confiance à 95 % sont représentées par des traits fins. Les intervalles de confiance sont estimés par *bootstrap* (100 répliquions) (cf. encadré 2).

Lecture : au 10^e rang de l'échelle salariale passée, pour les années 2005 et 2006, 50 % des salariés qui changent d'employeur principal sont confrontés à des évolutions annuelles de revenu salarial normalisé inférieures à 5.5 %. Pour les années 2008 à 2011, au même niveau de l'échelle, 10 % des salariés qui changent d'employeur sont confrontés à des évolutions inférieures à 0.7 % (graphe A).

Champ : France métropolitaine entre 2005 et 2011, ensemble des salariés relativement stables dans l'emploi salarié, hors salariés agricoles et apprentis-stagiaires, hors salaires versés par des particuliers-employeurs.

Source : Insee, Panel DADS « tous salariés ».

Ces résultats doivent toutefois être pris avec précaution : les changements d'employeur peuvent être diversement contraints – par exemple dans le cas de la liquidation d'une entreprise – et les données utilisées ne permettent pas de distinguer mobilités subies et mobilités choisies. Qui plus est, le choix d'effectuer une mobilité et le poste occupé à l'issue de cette mobilité dépendent des anticipations par le salarié de son revenu salarial futur, et donc de l'incertitude que nous cherchons à évaluer.

La crise pèse avant tout sur les mobilités les plus favorables, et dans une moindre mesure sur les évolutions au sein d'une même firme les moins favorables (figure VII). Ainsi, quoique son ampleur soit importante, l'augmentation du premier décile des évolutions associées à une mobilité n'est pas significative, sauf en quelques points en haut de l'échelle salariale (figure VII-A). En revanche, sur la quasi-totalité de l'échelle des revenus salariaux, le premier décile des variations annuelles individuelles de revenu salarial normalisé au sein d'une même firme décroît très légèrement mais significativement (figure VII-B). À l'inverse, le dernier décile des évolutions au sein d'une même firme ne varie pas au cours de la crise, sauf en haut de l'échelle salariale où il décroît (figure VII-B), tandis que le dernier décile des évolutions de revenu salarial normalisé associées à une mobilité décroît largement sur l'intégralité de l'échelle salariale, sauf peut-être en quelques points (figure VII-A). La médiane des variations de revenu salarial au cours d'une mobilité décroît au cours de la crise sur presque toute la moitié basse de l'échelle salariale (figure VIII-A.a). Tout au long l'échelle, la médiane des évolutions de revenu salarial normalisé au sein d'une même firme décroît elle aussi (figure VIII-A.b), mais sur la moitié basse de l'échelle, cette baisse est beaucoup plus faible que pour les salariés mobiles. Enfin, la dispersion des évolutions au cours d'une mobilité (figure VIII-B.a) est toujours beaucoup plus forte que celle des évolutions au sein d'une même firme (figure VIII-B.b).

Puisque le premier décile des évolutions de revenu salarial au cours d'une mobilité ne varie pas, ou croît au cours de la crise, tandis que le dernier décile décroît, l'ampleur de l'incertitude associée aux mobilités, au sens de la dispersion des évolutions individuelles des salariés qui changent d'employeur, décroît au cours de la crise (figure VIII-B.a). Au contraire, les variations des premiers et derniers déciles des évolutions de revenu salarial au sein d'une même

firme sont faibles, de sorte que l'ampleur de l'incertitude sur le revenu salarial futur pour les salariés qui ne changent pas d'employeur augmente à peine entre 2005-2006 et 2008-2011 (figure VIII-B.b). Les variations de l'ampleur de l'incertitude au cours de la crise sont donc beaucoup plus importantes chez les salariés mobiles que chez les salariés immobiles. L'asymétrie des évolutions annuelles individuelles de revenu salarial selon la mobilité ne varie pas au cours de la crise, sauf pour les salariés de l'extrémité basse de l'échelle salariale qui ne changent pas d'employeur pour lesquelles la *skewness* de Kelley décroît (figure VIII-C). Le poids des queues de distribution augmente pour les variations au cours des mobilités des salariés des rangs intermédiaires à supérieurs de la distribution de revenu salarial passé, mais ne varie pas pour les autres (figure VIII-D). Pour ces salariés mobiles du milieu de l'échelle salariale, la baisse de la dispersion des évolutions de revenu salarial au cours de la crise concerne davantage les progressions les plus fréquentes que les événements rares. Les dynamiques de salaire, pour les salariés de la moitié haute de l'échelle, et de volume de travail pour tous les salariés contribuent toutes deux à ces variations (voir complément en ligne C2).

* *
*

Cet article constitue une première application sur données françaises de la méthode non-paramétrique originale proposée par Guvenen et al. (2016). Au contraire de la plupart des travaux portant sur les dynamiques individuelles de revenu salarial et de salaire, cette méthode ne repose pas sur une hypothèse de log-normalité conditionnelle, et autorise donc à s'intéresser à l'asymétrie et au poids des événements rares dans ces dynamiques, et à leur variation au cours de la crise de 2008.

Pour les individus relativement stables dans l'emploi salarié sur lesquels porte cet article, les dynamiques individuelles de revenu salarial sont moins favorables au cours de la crise qu'au cours des années antérieures. Les variations les plus importantes avec la crise concernent avant tout les salariés les moins bien rémunérés dans le passé, et dans une moindre mesure les très hauts revenus salariaux, ce qui peut contribuer à la hausse des inégalités de revenu salarial mesurée en coupe. Les dynamiques de

revenu salarial sont également légèrement plus incertaines entre 2008 et 2012 qu'entre 2005 et 2007, ce qui tend également à augmenter les inégalités.

Au cours de la crise, ce sont les évolutions individuelles de revenu salarial les moins favorables et, dans une moindre mesure – et seulement pour les salariés les mieux et les moins rémunérés dans le passé – les plus favorables qui décroissent le plus. Pour ces salariés situés en haut et en bas de la distribution de revenu salarial passé, ces évolutions les plus et les moins favorables décroissent plus vite que les évolutions médianes, de sorte que le poids des évolutions les moins favorables dans l'incertitude sur le revenu salarial futur s'accroît. De ce fait, la forme de cette incertitude varie au cours de la crise : la distribution des évolutions de revenu salarial est plus asymétrique vers le bas qu'au cours des années antérieures. En d'autres termes, l'importance relative des évolutions très défavorables dans les dynamiques individuelles de revenu salarial s'accroît au cours de la crise, pour les bas revenus salariaux passés d'une part et pour les hauts revenus salariaux passés d'autre part. Ce phénomène est toutefois de moindre ampleur que celui que documentent Guvenen et al. (2014) aux États-Unis, et ne concerne pas l'ensemble des salariés. Cette différence pourrait résulter de disparités dans les comportements entre salariés et employeurs français et américains, mais aussi de différences dans les institutions qui encadrent le marché du travail : les inégalités de revenu salarial et de salaire sont ainsi plus importantes aux États-Unis qu'en France, et le taux de chômage au cours de la période qui précède la crise plus faible aux États-Unis. Le poids des événements rares, enfin, décroît légèrement ou ne varie pas au cours de la crise, en

France comme aux États-Unis : les variations de la distribution des évolutions individuelles de revenu salarial résultent donc d'évolutions relativement communes plutôt que de chocs extrêmes et peu fréquents.

Dans le bas de la distribution, ces variations au cours de la crise résultent avant tout de variations dans les dynamiques de volume de travail, tandis que pour les salariés les mieux rémunérés, le poids du salaire est plus important. Dans la mesure où, pour le bas de la distribution des revenus salariaux passés, ce rôle majeur des dynamiques de volume de travail peut notamment refléter un risque de perte d'emploi, notre approche pourrait être étendue en prenant en compte l'indemnisation du chômage. Cela permettrait peut-être d'avoir un aperçu plus complet de la dynamique des revenus liés à la présence sur le marché du travail.

La mobilité des salariés, enfin, contribue à la variation des dynamiques de revenu salarial pendant la crise. En effet, les changements d'employeurs sont plus fréquents au cours de la crise que pendant les années antérieures. Les évolutions de revenu salarial associées aux mobilités sont toujours plus incertaines que celles des salariés qui restent salariés d'une même firme. Cette fréquence accrue des transitions d'un employeur à un autre participe donc à l'augmentation de l'incertitude sur le revenu salarial mise en évidence sur l'ensemble des salariés. Cependant, l'incertitude associée aux changements d'employeur décroît au cours de la crise, ce qui vient modérer cet effet. Dans la mesure où nous ne distinguons pas mobilités contraintes – par exemple par la fermeture d'une entreprise – et mobilités choisies, cette évolution, qui résulte à la fois du volume de travail et du salaire, reste difficile à interpréter. □

BIBLIOGRAPHIE

- Abowd, J. M., Kramarz, F. & Margolis, D. N. (1999).** High Wage Workers and High Wage Firms. *Econometrica*, 67(2), 251–333.
- Altonji, J. G., Smith, A. A. & Vidangos, I. (2013).** Modeling earnings dynamics. *Econometrica*, 81(4), 1395–1454.
- Arellano M., Blundell, R. & Bonhomme, S. (2017).** Earnings and consumption dynamics: a non-linear panel data framework. *Econometrica*, 85(3), 693–734.
- Ayllón, S. & Ramos, X. (2015).** Permanent and transitory earnings inequality of young people in Europe. Negotiate Working paper D4.1.
- Baker, M. & Solon, G. (2003).** Earnings Dynamics and Inequality among Canadian Men, 1976-1992: Evidence from Longitudinal Income Tax Record. *Journal of Labor Economics*, 21(2), 289–321.
- Blundell, R. & Preston I. (1998).** Consumption inequality and income uncertainty. *The Quarterly Journal of Economics*, 113(2), 603–640.
- Bonhomme, S. & Robin, J.-M. (2009).** Assessing the Equalizing Force of Mobility Using Short Panels: France, 1990-2000. *The Review of Economic Studies*, 76(1), 63–92.
- Britton, J., Shephard, N. & Vignoles, A. (2015).** Comparing sample survey measures of English earnings of graduates with administrative data during the Great Recession. IFS, Working Paper W15/28. <https://www.ifs.org.uk/uploads/publications/wps/WP201528.pdf>
- Cappellari, L. (2004).** The Dynamics and Inequality of Italian Men's Earnings: Long-Term Changes or Transitory Fluctuations? *The Journal of Human Resources*, 39(2), 475–499.
- Ceci-Renaud, N., Charnoz P. & Gaini M. (2014).** Évolutions de la volatilité des revenus salariaux du secteur privé en France depuis 1968. Insee, Document de travail N° G2014/03. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/1381039>
- Constantinides, G. M. & Duffie, D. (1996).** Asset Pricing with Heterogeneous Consumers. *Journal of Political Economy*, 104(2), 219–40.
- Coudin E., Marc B., Pora, P. & Wilner, L. (2014).** La baisse des inégalités de revenu salarial marque une pause pendant la crise. In : *France, portrait social 2014*, pp. 55–65. Paris : Insee. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/1288514?sommaire=1288529>
- Crow, E. L & Siddiqui, M. M. (1967).** Robust Estimation of Location. *Journal of the American Statistical Association*, 62(318), 353–389.
- Cunha, F. & Heckman, J. J. (2007).** The Evolution of Inequality, Heterogeneity and Uncertainty in Labor Earnings in the U.S. Economy. NBER, *Working Paper* N°13526.
- Dynan, K., Elmendorf, D. & Sichel, D. (2012).** The Evolution of Household Income Volatility. *The B.E. Journal of Economic Analysis and Policy*, 12(2), 1–42.
- Flodén, M. (2006).** Labour Supply and Saving under Uncertainty. *The Economic Journal*, 116(513), 721–737.
- Gottschalk, P., Moffitt, R., Katz, L. F. & Dickens, W. T. (1994).** The Growth of Earnings Instability in the U.S. Labor Market. *Brooking Papers on Economic Activity*, 1994(2), 212–272.
- Guvonen, F., Karahan, F., Ozkan, S. & Song, J. (2016).** What do data on millions of US workers reveal about life-cycle earnings risk? *mimeo*. https://fguvenendotcom.files.wordpress.com/2014/04/gkos_2016_rev2_v47.pdf
- Guvonen, F., Ozkan, S. & Song, J. (2014).** The Nature of Countercyclical Income Risk. *Journal of Political Economy*, 122(3), 621–660.
- Haider, S. J. (2001).** Earnings Instability and Earnings Inequality of Males in the United States: 1967-1991. *Journal of Labor Economics*, 19(4), 799–836.
- Kelley, T. L. (1947).** *Fundamentals of Statistics*. Cambridge: Harvard University Press.
- Low, H., Meghir, C. & Pistaferri, L. (2010).** Wage Risk and Employment Risk over the Life Cycle. *The American Economic Review*, 100(4), 1432–1467.
- Magnac, T., Pistolesi, N. & Roux, S. (2017).** Post Schooling Human Capital Investments and the Life-Cycle of Earnings. *Journal of Political Economy*, à paraître.

- Mankiw, N. G. (1986).** The Equity Premium and the Concentration of Aggregate Shock. *Journal of Financial Economics*, 17, 211–219.
- Moffitt, R. A. & Gottschalk, P. (2002).** Trends in the transitory variance of earnings in the United States. *The Economic Journal*, 112.478, C68–C73.
- Moffitt, R. A. & Gottschalk, P. (2011).** Trends in the covariance structure of earnings in the US: 1969-1987. *The Journal of Economic Inequality*, 9(3), 439–459.
- Piketty, T. (2013).** *Le capital au XXI^e siècle*. Paris : Seuil.
- Pistoletti, N. (2014).** Income and Consumption Risk: Evidence from France. *Annals of Economics and Statistics*, 113, 347–377.
- Ramos, X. (2003).** The Covariance Structure of Earnings in Great Britain, 1991-1999. *Economica*, 70(278), 353–374.
- Salgado, S., Guvenen, F. & Bloom, N. (2016).** Skewed Business Cycles. *mimeo*.
https://fguvenendotcom.files.wordpress.com/2014/04/sgb_firm_skew_2016_ss_v1_edited.pdf
- Storesletten, K., Telmer, C. I. & Yaron, A. (2004).** Cyclical Dynamics in Idiosyncratic Labor Market Risk. *Journal of Political Economy*, 112(3), 695–717.
- Topel, R. H. & Ward, M. P. (1992).** Job Mobility and the Careers of Young Men. *The Quarterly Journal of Economics* 107(2), 439–479.
-

STATISTIQUES DESCRIPTIVES

Tableau A1-I

Nombre d'observations, part de femmes, répartition par tranches d'âge, revenu salarial et salaires

	Période	Nombre d'observations cumulé sur la période ?	Part de femmes (en %)	Part des tranches d'âges (en %)				Logarithme du revenu salarial moyen (écart-type)	Logarithme du salaire en EQTP moyen (écart-type)
				23-29 ans	30-39 ans	40-49 ans	50-59 ans		
Échantillon initial	2005-2006	5 811 551	47.4	26.1	27.3	26.3	20.3	9.50 (1.15)	10.0 (0.46)
	2008-2011	10 196 836	48.2	26.2	26.3	26.4	21.2	9.50 (1.16)	10.0 (0.46)
Censure à 1/8 Smic	2005-2006	5 426 296	46.7	24.6	27.7	26.9	20.7	9.71 (0.75)	10.0 (0.45)
	2008-2011	9 554 635	47.7	24.5	26.7	27.1	21.7	9.72 (0.75)	10.0 (0.45)
Salariés relativement stables dans l'emploi salarié	2005-2006	3 778 227	45.9	16.0	29.8	30.7	23.3	9.93 (0.58)	10.1 (0.44)
	2008-2011	5 742 026	47.1	16.2	28.9	30.6	24.3	9.93 (0.59)	10.1 (0.43)

Champ : France métropolitaine entre 2005 et 2011, ensemble des salariés, hors salariés agricoles et apprentis-stagiaires, hors salaires versés par des particuliers-employeurs.

Source : Insee, Panel DADS « tous salariés ».

Tableau A1-II

Répartition de l'échantillon par secteurs d'activité, catégories professionnelles et niveau de diplôme

	Période	Part des salariés du secteur privé (en %)	Répartition dans les catégories socioprofessionnelles (en %)				Répartition du niveau de diplôme (en %)		
			Cadres	Professions intermédiaires	Employés	Ouvriers	Inférieur au bac	Bac à bac+2	Bac + 3 et plus
Échantillon initial	2005-2006	77.4	15.4	23.9	32.0	28.7	51.2	34.4	14.4
	2008-2011	77.9	15.7	21.1	34.6	28.2	49.4	35.9	14.7
Censure à 1/8 Smic	2005-2006	76.9	16.0	24.6	31.3	28.2	50.9	34.6	14.5
	2008-2011	77.5	16.4	21.7	33.8	27.8	48.8	36.1	15.0
Salariés relativement stables dans l'emploi salarié	2005-2006	74.8	18.4	26.4	28.4	26.5	50.5	34.5	15.1
	2008-2011	75.8	18.3	24.0	31.2	26.2	47.9	36.4	15.8

Note : la nomenclature des catégories socioprofessionnelles utilisée dans les déclarations annuelles de données sociales a changé entre 2008 et 2009, occasionnant une rupture de série y compris sur la catégorie socioprofessionnelle à un chiffre. Dans la mesure où nous n'utilisons pas la catégorie socioprofessionnelle dans notre analyse des évolutions de revenu salarial, cette rupture ne pose pas de problème pour la méthode utilisée. L'essentiel est de montrer que la sélection impliquée par l'étude des salariés relativement stables ne diffère pas substantiellement entre 2005-2006 et 2008-2011. Les chefs d'entreprises salariés sont regroupés avec les cadres.

Champ : France métropolitaine entre 2005 et 2011, ensemble des salariés, hors salariés agricoles et apprentis-stagiaires, hors salaires versés par des particuliers-employeurs.

Source : Insee, Panel DADS « tous salariés ».

Logiques d'ajustement à la crise en France : l'apport de données d'établissements

*Crisis adjustment strategies in France:
The contribution of establishment-level data*

Delphine Brochard et Corinne Perraudin *

Résumé – L'article étudie les ajustements en termes d'emploi, de rémunération et d'organisation de l'activité productive mis en œuvre par les établissements français entre 2008 et 2010, sur la base de l'enquête *REPONSE* de la Dares. Il met en évidence, à partir d'une classification statistique, une diversité de pratiques montrant la complémentarité de ces différents ajustements. Analysant les caractéristiques des différentes classes d'établissements, l'article étudie, au-delà du contexte économique et social, l'effet propre des outils de flexibilisation de la main d'œuvre dont disposent les établissements, et des rapports de dépendance économique et financière auxquels ils sont soumis. La présence de composantes flexibles de rémunération (augmentations individualisées et primes à la performance individuelle) et la polyvalence des salariés ressortent de façon significative, contrairement au recours à des contrats temporaires ou à la sous-traitance. Les ajustements opérés par les établissements apparaissent également affectés significativement par le fait d'être détenu principalement par des investisseurs étrangers, d'être une filiale de groupe (coté ou non), ou encore d'être inséré dans une chaîne de sous-traitance.

Abstract – *This paper explores the employment and wage adjustments and business reorganisation implemented by French establishments between 2008 and 2010, using data from the Dares REPONSE survey. Drawing up a typology of adjustment practices based on a statistical classification, it reveals a diversity of practices illustrating the complementarity of these adjustments. Then the paper analyses the characteristics of the different classes of establishments and the links between practices, the flexibility levers available to the establishments and their economic and financial dependency relationships, taking into account the diversity of economic and social contexts. While recourse to temporary contracts and subcontracting does not seem to be significant, the use of flexible pay components (individual pay rises and performance bonuses) and worker versatility affect the adjustments made by establishments. Likewise, being majority foreign-owned, being a subsidiary of a (listed or unlisted) group, or being part of a subcontracting chain emerge from the analysis as significant factors affecting these adjustments.*

Codes JEL / JEL codes : D22, J53, J31, M54, G34.

Mots-clés : crise, pratiques d'entreprise, ajustement de l'emploi, ajustement des salaires, flexibilité, gouvernance d'entreprise.

Keywords: economic crisis, business practices, employment adjustment, wage adjustment, flexibility, corporate governance

Rappel :

Les jugements et opinions exprimés par les auteurs n'engagent qu'eux mêmes, et non les institutions auxquelles ils appartiennent, ni a fortiori l'Insee.

* CES (UMR 8174), Université Paris 1 (delphine.brochard@univ-paris1.fr, corinne.perraudin@univ-paris1.fr).

Nous remercions Jérôme Gautié, Julie Valentin et trois rapporteurs anonymes pour leurs remarques. Nous restons seules responsables des éventuelles erreurs. Cet article fait suite à un contrat de recherche réalisé dans le cadre d'une convention entre la Dares et le CES (Perez et al., 2015).

L'effet sur l'emploi de l'onde de choc qui a atteint la France en 2008 est communément étudié suivant une approche en termes de marché du travail dans laquelle les ajustements sur l'emploi et les salaires sont conçus comme substituables, et les contraintes institutionnelles sont mises en avant pour expliquer la trajectoire nationale. Souvent comparatives, ces études caractérisent la trajectoire française comme typique d'un ajustement par les effectifs, principalement temporaires (CDD et surtout intérim), qualifié de flexibilité externe, plutôt que reposant sur une flexibilité interne faisant varier les heures travaillées, comme en Allemagne ou en Autriche, et/ou les rémunérations horaires (Askenazy et al., 2013 ; Cochard et al., 2010 ; Gautié, 2011 ; Horny et al., 2010 ; Marchand & Minni, 2010 ; OCDE, 2010). Ces caractéristiques d'ajustement sont imputées aux régulations du salaire et de l'emploi (Askenazy et al., 2013 ; Bentolila et al., 2012 ; Boeri & Jimeno, 2016 ; Fabiani et al., 2015) et au système de relations professionnelles (Boulin & Cette, 2013 ; Delpech et al., 2016 ; Dustman et al., 2014), lesquels sont supposés offrir plus ou moins de flexibilité aux entreprises et jouer sur le coût relatif des stratégies alternatives.

L'analyse descriptive des effets de la crise à l'échelle de l'entreprise apporte un autre éclairage sur la mécanique des ajustements et ses déterminants. Examinant l'hétérogénéité des pratiques d'ajustement à l'aune du contexte propre à chaque entreprise, elle capture une plus grande diversité de pratiques et de facteurs explicatifs. L'enquête *Relations professionnelles et négociations d'entreprise (REPONSE)* conduite par la Dares offre l'opportunité d'une telle analyse. La dernière édition, portant sur la période 2008-2010, permet d'observer les pratiques d'ajustement de l'emploi et des salaires des établissements de plus de 10 salariés (du secteur marchand non agricole) et de relier ces pratiques à un ensemble riche de variables relatives à l'organisation interne et à l'environnement des entreprises. De premières exploitations, menées respectivement par Deroyon et Romans (2014) et Amossé et al. (2016), ont éclairé le lien entre les pratiques d'ajustement et les relations sociales au sein des établissements, conduisant à nuancer l'impact de ces dernières. Ces études montrent en effet que si les ajustements sur l'emploi et les salaires ont été fréquemment associés à des négociations entre représentants de la direction et représentants des salariés, ces négociations paraissent avoir accompagné plus qu'entravé les ajustements.

L'objectif ici est de compléter ces résultats en étudiant l'influence, sur les modes d'ajustement à la crise, de deux autres facteurs contextuels : les outils de flexibilité organisationnelle mis en place par l'établissement, d'une part, et les rapports de dépendance économique et financière auxquels il est soumis, d'autre part. Comme l'a montré l'étude séminale d'Atkinson et Meager (1986), les entreprises ont développé un ensemble de pratiques flexibles de gestion de la main d'œuvre, dont la dichotomie entre flexibilité interne et externe ne rend compte que partiellement. Ces pratiques, dont le développement est très lié au secteur d'activité, à la taille de l'entreprise et à la qualification de la main d'œuvre (Bunel, 2008), offrent des opportunités différenciées d'ajustement aux établissements en prise avec la crise et sont donc susceptibles d'introduire de l'hétérogénéité dans les modes d'ajustement (Kümmerling & Lehndorff, 2014). Une autre source possible d'hétérogénéité réside dans les rapports de dépendance économique et financière dans lesquels sont insérés les établissements (Grimshaw & Rubery, 2005). Qu'ils proviennent de la structure de gouvernance, via la composition de l'actionnariat, la cotation ou la filialisation, ou de l'insertion dans une chaîne de sous-traitance, ces rapports affaiblissent l'autonomie de l'employeur et pèsent sur ses décisions en matière de gestion de l'emploi (Perraudin et al., 2008b).

Afin d'étudier l'effet de ces différents facteurs, nous considérons une palette large d'ajustements, incluant des actions sur l'emploi et les rémunérations mais également l'organisation de l'activité productive, ainsi que leur possible combinaison au sein des établissements. À partir d'une typologie des pratiques d'ajustement basée sur une classification statistique des établissements ayant connu une stagnation ou une dégradation de leur activité sur la période 2008-2010, l'article met en évidence une diversité de pratiques faisant apparaître la complémentarité des différents ajustements. Il décrit ensuite les liens entre ces pratiques et les leviers de flexibilité existants dans l'établissement et les rapports de dépendance économique et financière, en tenant compte de l'hétérogénéité des contextes économiques et sociaux. Il montre que si le recours à des contrats temporaires ou à la sous-traitance n'apparaît pas discriminant, la présence de composantes flexibles de rémunération (augmentations individualisées, primes à la performance individuelle) et la polyvalence des salariés ressortent de façon significative. De même, le fait d'être détenu principalement par des investisseurs étrangers,

comme le fait d'être une filiale de groupe (coté ou non), ou d'être inséré dans une chaîne de sous-traitance, affectent les ajustements opérés par les établissements.

Des modalités d'ajustement variées

Dans l'enquête *REPONSE*, une faible proportion d'établissements se déclarent affectés à l'issue de la première phase de la crise : moins

d'un quart des établissements ont en effet connu une activité décroissante ou fortement décroissante sur la période 2008-2010 et un peu plus d'un tiers une activité stable. Afin d'étudier les effets de la récession sur le comportement des établissements sans trop restreindre la taille de l'échantillon et par suite sa représentativité, nous ciblons l'étude sur ces seuls établissements (encadré). L'analyse préliminaire montre que, quelle que soit la modalité d'ajustement considérée, son occurrence est plus fréquente

ENCADRÉ – Échantillon et données

L'enquête *Relations professionnelles et négociations d'entreprise* (*REPONSE*) conduite par la Dares permet d'étudier les différentes dimensions de la relation d'emploi à l'échelle de l'établissement et ses évolutions. Elle comporte des indications sur le fonctionnement des instances représentatives du personnel, les politiques de gestion du personnel, les modes d'organisation du travail, en lien avec les stratégies économiques et les résultats en termes de performance. Le champ couvert par l'édition de 2010-2011 est celui des établissements de 11 salariés ou plus du secteur marchand non agricole en France métropolitaine, hors Corse et hors particuliers-employeurs. Les données ont été collectées auprès de 4 023 établissements entre janvier et juillet 2011. L'échantillon étudié dans le cadre de cet article est restreint aux établissements ne déclarant pas de croissance de leur volume d'activité sur la période et pour lesquels l'adoption des différents leviers d'ajustement est renseignée, soit 2 372 établissements. Cette restriction conduit à une légère surreprésentation des établissements relevant de l'industrie et de la construction et des plus petits établissements dans l'échantillon d'étude (cf. complément en ligne C1, tableau C1-1). Le volet « représentant de la direction » de cette enquête donne des indications sur les grandes tendances entre 2008 et 2010 en matière d'effectif salarié (tous types de contrats confondus), de rémunération et d'organisation de l'activité.

L'évolution de l'effectif salarié est appréhendée de façon globale, sans qu'il soit possible de distinguer entre contrat à durée limitée (CDL) et contrat à durée indéterminée (CDI). La question est la suivante : « Dans votre établissement quelle évolution des effectifs a été enregistrée, au cours des trois dernières années (2008, 2009, 2010), pour l'ensemble des salariés : une hausse, une stabilité, une baisse ? ». En ce qui concerne les rémunérations, le questionnaire comporte une question ciblée sur la crise : « Au cours des trois dernières années (2008, 2009, 2010), pour faire face à la crise, la direction de votre établissement a-t-elle mené auprès de l'ensemble ou de certaines catégories de salariés l'une des actions suivantes ? Une politique de modération des rémunérations ; une politique de gel des rémunérations ; une politique de baisse des rémunérations ; non, rien de tout cela ». La faible occurrence d'établissements déclarant avoir baissé les rémunérations (à peine plus de 1 %) conduit à regrouper cette modalité avec celle relative à la politique de gel. Cette question ne permet pas d'isoler l'évolution des différentes composantes, variables ou

fixes, de la rémunération. Étant donné sa formulation, on suppose cependant qu'elle exclue les primes d'intéressement et de participation dont les montants varient non pas de façon discrétionnaire mais automatiquement en fonction, respectivement, des résultats et des bénéfices de l'entreprise. Enfin, le questionnaire permet de saisir l'occurrence de réorganisation de l'activité à travers la question suivante : « Au cours des trois dernières années (2008, 2009, 2010), a-t-on procédé aux changements d'organisation suivants dans votre établissement ? ». Parmi les options proposées, trois renvoient à des réorganisations défensives : « Suppression de fonctions » ; « Recentrage sur les métiers spécifiques (abandon d'une diversification) » ; « Rapatriement d'activités sous-traitées ». Le choix d'au moins une de ces options est considéré ici comme signifiant la mise en œuvre d'un ajustement portant sur l'organisation de l'activité.

Afin de capturer le recours des établissements au dispositif légal de chômage partiel, ces données ont été apparées avec la base administrative *Sinapse* (gérée par la DGEFP), qui permet de connaître les heures effectivement chômées et rémunérées au titre de l'activité partielle « classique » ou de l'activité partielle de longue durée (APLD) pour une raison autre qu'un sinistre ou des intempéries (voir Beauvoir et Calavrezo, 2012). Un indicateur binaire de recours au chômage partiel sur la période 2008-2010 pour chaque établissement est construit sur cette base.

Les indicateurs issus de *REPONSE* ne permettent pas de savoir si les ajustements sur l'emploi ont concerné uniformément tous les salariés. Afin d'interpréter plus finement ces ajustements et leur caractère éventuellement segmenté, tout en préservant la cohérence globale des données utilisées pour construire la classification, deux sources supplémentaires sont mobilisées. D'une part, le volet « salarié » de l'enquête *REPONSE* renseigne sur l'occurrence de licenciement collectif à travers la question : « Au cours des trois dernières années, y a-t-il eu des licenciements collectifs dans l'établissement où vous travaillez ? ». La présence d'au moins un salarié de l'établissement (entre 5 et 10 salariés par établissement ont été enquêtés) ayant répondu « oui » permet d'identifier des établissements qui ont connu un licenciement collectif sur la période 2008-2010. D'autre part, les données d'établissement issues des *DADS* 2008-2010 (Insee) permettent d'identifier les évolutions sur la période de la structure des postes, en termes de qualifications et de contrats (CDI ou CDL).

parmi ces établissements ne déclarant pas de hausse de leur activité, que dans l'échantillon complet de l'enquête. Les modalités d'ajustement les plus répandues sont la baisse d'effectif (27 % des établissements), la réorganisation de l'activité (28 %) et la modération des rémunérations (29 %). Le gel ou la baisse des rémunérations n'ont été pratiqués que par 17 % de ces établissements et le recours au dispositif légal de chômage partiel est encore plus rare (7 %). Ces ajustements sont avant tout le fait des établissements exposés à une dégradation sévère de leur activité (cf. complément en ligne C1, tableau C1.1).

La ventilation par secteur et par taille d'établissement fait également apparaître des comportements très différenciés. La situation particulièrement défavorable de l'industrie ressort très nettement quels que soient l'ajustement considéré. En matière de taille, si les plus grands établissements ont plus fréquemment mis en œuvre des réorganisations de l'activité, du chômage partiel, des baisses d'effectifs et une modération des rémunérations, les plus petits établissements ont eu plus tendance à geler ou baisser les salaires (cf. complément en ligne C1, tableau C1-2).

L'étude des associations entre modalités d'ajustement met en évidence leur occurrence souvent conjointe au sein des établissements (tableau 1). Le calcul de fréquences conditionnelles montre que si, dans l'ensemble, un peu plus d'un quart des établissements ont baissé leurs effectifs, ils représentent près de la moitié de ceux qui

ont réorganisé leur activité, gelé ou baissé leur salaire, ou encore recouru au chômage partiel. De même, les réorganisations de l'activité concernent environ deux établissements sur cinq ayant gelé ou baissé les rémunérations, ou connu du chômage partiel et sont deux fois moins fréquentes parmi les établissements qui n'ont pas pratiqué de restriction sur les rémunérations. Loin de constituer une alternative à la baisse des effectifs, le gel ou la baisse des rémunérations, la réorganisation de l'activité et le recours au chômage partiel apparaissent ainsi souvent comme complémentaires, invitant à une exploration plus poussée de leurs combinaisons au sein des établissements.

Cinq classes d'établissements et trois modes d'ajustement à la crise

Afin de repérer les combinaisons typiques de ces différentes modalités d'ajustement, une classification ascendante hiérarchique (CAH) a été menée sur la base d'une analyse des correspondances multiples (ACM)¹. Cette typologie permet d'identifier cinq classes d'établissements

1. L'ACM a été réalisée sur données non pondérées afin d'analyser les liens qui ressortent sur les données brutes, sans répliquer, par le jeu des pondérations, les observations un grand nombre de fois. La CAH est construite sur les variables correspondant aux projections des établissements sur les deux premiers axes factoriels de l'ACM, ce qui revient à construire la classification des établissements sur la base des variables d'ajustement données dans le tableau 2. Ces deux premiers axes ont été retenus d'abord parce qu'ils portent une part d'information supérieure à celle portée en moyenne par un axe (soit 17 %), et ensuite afin d'éviter que les modalités peu fréquentes des variables actives ne pèsent trop dans la définition des classes de la typologie. Toutefois, des variantes ont été réalisées, et donnent des résultats comparables.

Tableau 1
Fréquences conditionnelles des ajustements au sein des établissements déclarant une activité stable ou décroissante entre 2008 et 2010

		Évolution des rémunérations			Évolution des effectifs			En % d'établissements	
		Sans restriction	Modération	Gel ou baisse	Hausse	Stable	Baisse	Réorganisation de l'activité	Recours au chômage partiel
Évolution des rémunérations	Sans restriction	100	0	0	22	58	20	22	4
	Modération	0	100	0	18	52	30	34	7
	Gel ou baisse	0	0	100	13	40	47	39	19
Réorganisation de l'activité		42	35	23	17	37	46	100	11
Recours au chômage partiel		28	27	45	9	41	50	45	100
Total		54	29	17	19	54	27	28	7

Lecture : 27 % des établissements déclarant une activité stable ou décroissante entre 2008 et 2010 ont connu une baisse de leur effectif total entre 2008 et 2010 ; ils représentent 47 % de ceux qui ont gelé ou baissé les rémunérations sur la période.

Champ : établissements de 11 salariés ou plus du secteur marchand non agricole déclarant une activité stable ou décroissante entre 2008 et 2010 (chiffres pondérés).

Source : Dares, enquête REPONSE 2010-2011, volet « représentant de la direction » et Sinapse.

en fonction de leurs pratiques d'ajustement (tableau 2). Deux de ces classes se distinguent par l'absence de recours au chômage partiel, l'absence d'ajustement à la baisse sur les rémunérations et les effectifs, et par des réorganisations peu fréquentes. Elles fédèrent deux tiers des établissements et regroupent un peu plus de la moitié des salariés de l'échantillon. La classe la plus nombreuse se caractérise par une « stabilité des effectifs » salariés (50 % des établissements et 39 % des salariés), quand l'autre, plus minoritaire, se singularise par la « hausse des effectifs » salariés (16 % des établissements et 18 % des salariés).

Les trois autres classes présentent, à l'inverse, des pratiques typiques d'ajustements combinés. Une première combinaison associe « toutes les modalités d'ajustement » : gel ou baisse des salaires (pour 75 % des établissements), réduction des effectifs (80 %), recours au chômage partiel (64 %) et réorganisations de l'activité (77 %), illustrant ainsi la complémentarité possible de ces différentes modalités. Cette classe ne rassemble cependant que 8 % des établissements étudiés (13 % des salariés). Des exploitations complémentaires permettent de préciser la nature de ces baisses d'effectif déclarées par les représentants de la direction. D'après les données du volet « salarié », plus de la moitié de ces établissements ont connu un licenciement

collectif sur la période et, selon les *DADS*, ces baisses d'effectif n'ont épargné ni les salariés en CDI, ni les plus qualifiés (voir complément en ligne C1, tableaux C1-3 et C1-4).

Une deuxième combinaison, regroupant 15 % des établissements (22 % des salariés), associe des ajustements sur les effectifs (pour les trois quarts des établissements) avec une modération des rémunérations (pour 70 % d'entre eux) et des réorganisations de l'activité (pour 76 %). Les gels ou baisses des salaires sont très peu fréquents, tout comme le recours au chômage partiel. L'occurrence conjointe de réorganisations de l'activité et de baisses des effectifs laisse penser que cette combinaison correspond à des « restructurations accompagnées d'une modération salariale », sans usage du chômage partiel. Suivant les informations disponibles dans le volet « salarié » de l'enquête, près d'un tiers de ces établissements ont connu un licenciement collectif. Là encore, selon les *DADS*, ni les emplois permanents, ni la main d'œuvre qualifiée n'ont échappé à ces suppressions d'emploi.

Une troisième et dernière combinaison, représentant 11 % des établissements (8 % des salariés), est caractérisée avant tout par des pratiques de gel ou de baisse des rémunérations (pour 84 % des établissements), sans, dans la majorité des cas, toucher au périmètre de

Tableau 2
Fréquence des ajustements selon les classes d'établissement

	En % d'établissements					
	Toutes les modalités d'ajustement	Restructurations avec modération salariale	Ajustements à dominante salariale	Stabilité des effectifs	Hausse des effectifs	Ensemble
Évolution des rémunérations						
Gel ou baisse	75	4	84	3	0	17
Modération	18	70	4	23	31	29
Sans restriction	7	26	12	74	69	54
Évolution des effectifs						
Hausse	1	7	2	3	100	19
Stable	19	19	65	85	0	54
Baisse	80	74	33	12	0	27
Chômage partiel	64	2	18	0	0	7
Réorganisation de l'activité	77	76	15	10	24	28
% d'établissements	8	15	11	50	16	100
% de salariés	13	22	8	39	18	100

Lecture : la classe typique d'une combinaison de « toutes les modalités d'ajustement » rassemble 8 % des établissements déclarant une activité stable ou décroissante entre 2008 et 2010, soit 13 % de l'ensemble des salariés. Parmi ces établissements, 80 % ont baissé leurs effectifs contre 27 % dans l'ensemble de l'échantillon.

Champ : établissements de 11 salariés ou plus du secteur marchand non agricole déclarant une activité stable ou décroissante entre 2008 et 2010 (chiffres pondérés).

Source : Dares, enquête *REPONSE* 2010-2011, volet « représentant de la direction » et *Sinapse*.

l'activité. Le recours au chômage partiel y est plus fréquent qu'en moyenne (18 % contre 7 %) mais bien moins répandu que dans la première classe (64 %). De même, la baisse des effectifs (33 %) est beaucoup moins présente que dans les deux combinaisons précédentes. Les établissements de cette classe ont plutôt mis en place des « combinaisons d'ajustement à dominante salariale ». Les informations du volet « salarié » indiquent la présence de licenciements collectifs dans près d'un tiers des établissements et, selon les *DADS*, les suppressions d'emploi auraient davantage concerné le segment le moins qualifié de la main d'œuvre.

Des ajustements plus complémentaires que substituables

Prises ensemble, ces trois combinaisons d'ajustement conduisent à nuancer le constat établi au niveau macro-économique d'une préférence pour les baisses d'effectif (flexibilité externe) au détriment des ajustements sur les salaires et les heures travaillées (flexibilité interne). Si la classe typique des « restructurations avec modération salariale » se rapproche de ce premier modèle, elle coexiste avec une classe associant toutes ces modalités d'ajustement et une autre classe faisant porter ses ajustements avant tout sur les rémunérations, avec ou sans recours au chômage partiel, en les associant pour un tiers des établissements à des baisses d'effectif.

Ce résultat rejoint celui obtenu par Deroyon et Romans (2014) qui montrent, sur la base de la même enquête, que les ajustements sur les salaires et sur l'emploi ne sont pas exclusifs l'un de l'autre, et que le gel ou la baisse des salaires, ou le recours au chômage partiel, sont, toutes choses égales par ailleurs, associés positivement à la probabilité de licenciements collectifs. Il est également cohérent avec les conclusions de Calavrezo et Zilloniz (2016) montrant que les entreprises ayant recouru à l'activité partielle entre fin 2007 et fin 2010, ont davantage connu une baisse de leurs effectifs sur la période et ce en dépit de l'utilisation de la mesure. Cette possible complémentarité des leviers de réduction de la masse salariale est également mise en évidence par Teague et Roche (2014) suivant une méthodologie proche mais dans un contexte macro-institutionnel très différent. Opérant une classification des établissements irlandais en fonction des modalités d'ajustement utilisées, ils concluent en effet à une partition en deux grandes classes d'égale importance dont l'une fédère ceux qui privilégient une diminution des

salaires, des heures et des postes (*general retrenchement programs*), et l'autre, ceux qui optent pour un gel des salaires et, dans une moindre mesure, une réduction des heures supplémentaires. Cette complémentarité est également mise en évidence dans les cas allemand et hollandais par Tidjens et al. (2014) montrant que si les ajustements à la baisse sur les marges intensive (heures par tête) et/ou extensive de l'emploi (effectif permanent ou temporaire) sont plus répandus que ceux sur les rémunérations (salaire de base ou primes), ces derniers sont le plus souvent combinés aux ajustements sur l'emploi. Cette étude souligne en outre que les ajustements sur l'emploi temporaire et sur l'emploi permanent sont le plus souvent associés.

Il se peut, bien sûr, que ces différents ajustements aient été mis en œuvre à des moments différents, en lien avec une dégradation progressive des conditions de marché, comme le suggèrent des analyses qualitatives (Perez et al., 2015 ; Roche & Teage, 2014). Ces analyses monographiques décrivent en effet des processus séquentiels où les premiers ajustements réalisés sont ceux qui sont à la fois les plus faciles à mettre en œuvre et les plus consensuels socialement (comme le non renouvellement des emplois temporaires, la suppression des heures supplémentaires, le recours aux congés, la modération ou le gel des salaires). Suivant une démarche qui s'apparente moins à une stratégie d'arbitrage qu'à une « adaptation improvisée » (Roche & Teage, 2014), ce n'est qu'avec le renforcement des effets de la crise que les modalités les plus « dures », comme les plans de départs volontaires et les licenciements collectifs, sont envisagées.

Des ajustements entre contraintes et opportunités

Les combinaisons typiques d'ajustement étant identifiées, il s'agit maintenant d'éclairer les logiques sous-jacentes à ces pratiques. L'approche qui est suivie consiste à examiner l'hétérogénéité des pratiques à l'aune du contexte propre à chaque entreprise, en considérant que celui-ci offre un ensemble de contraintes et d'opportunités orientant les choix managériaux (Amossé et al., 2008). Les études empiriques explorant les réponses des entreprises à la crise, dans diverses configurations macro-institutionnelles, mettent en avant un ensemble varié de facteurs explicatifs, qui induisent des différences en termes d'exposition à la crise et de

marges d'ajustement et éclairent les effets structurants de la taille, du secteur d'activité et de la qualification de la main d'œuvre. Après avoir passé en revue ces facteurs relatifs à l'environnement et à l'organisation interne des établissements, nous examinerons leur articulation aux modes d'ajustement mis en œuvre.

Environnement et organisation interne des établissements

L'analyse mobilise quatre grandes catégories de variables. La plupart des indicateurs qui permettent de rendre compte de l'environnement et de l'organisation des établissements sont saisis pour l'année 2010, soit à la fin de la période observée (voir complément en ligne C2). Ils ne peuvent donc être considérés comme ayant déterminé les pratiques d'ajustement identifiées. Ils permettent cependant de saisir les traits saillants des configurations organisationnelles dans lesquelles s'inscrivent de façon privilégiée ces pratiques et, ce faisant, d'en éclairer la logique.

Conditions de marché et santé économique de l'établissement

Les conditions de marché auxquelles l'établissement fait face sont susceptibles d'influencer l'ampleur et les modalités des ajustements. L'analyse descriptive a montré que si les ajustements, quelle que soit leur nature, ne sont pas spécifiques aux établissements ayant subi directement la crise, leur fréquence s'accroît avec la dégradation de l'activité, résultat que l'on retrouve sans surprise dans l'ensemble de la littérature. Outre l'ampleur du choc, les anticipations sur la durabilité de ses effets peuvent également jouer. Si l'impact de la crise est sévère et la durabilité difficilement prévisible, les employeurs peuvent sur-réagir en accentuant les ajustements (Greenhalgh et al., 1988). Si l'impact est perçu comme temporaire, les entreprises peuvent préférer une politique de rétention de la main d'œuvre, notamment pour préserver leurs actifs spécifiques (OCDE, 2010, p. 42), ou maintenir les rémunérations pour préserver la motivation des employés (Askenazy et al., 2013).

Au-delà du choc subi et de l'incertitude qu'il fait naître, des facteurs plus structurels relatifs à l'environnement concurrentiel de l'établissement et à ses marges en termes de rentabilité peuvent conditionner les décisions d'ajustement. Différentes études soulignent l'influence de l'intensité de la concurrence sur le marché des produits, laquelle conditionne en

théorie l'arbitrage entre ajustement sur les prix de vente et ajustement sur les coûts (Babecký et al., 2009 ; Bertola et al., 2012 ; Dias et al., 2013 ; Fabiani et al., 2015). Selon ces études, les entreprises disposant d'un faible pouvoir de marché, notamment du fait de leur intervention sur des marchés internationaux, réputés hautement compétitifs, connaissent des ajustements plus intenses sur les coûts salariaux. Les marges de manœuvre des entreprises dépendent également de leur santé économique. Dans le cas de la France, Deroyon et Romans (2014) montrent que la propension des établissements à réduire leur effectif est accrue par une rentabilité inférieure par rapport à la concurrence et diminuée par une productivité supérieure.

Au-delà de l'évolution de l'activité entre 2008 et 2010, sont donc retenus différents indicateurs permettant d'apprécier non seulement la volatilité et l'étendu du marché, mais également les performances de l'établissement en termes de rentabilité relativement à ses principaux concurrents.

Nature des relations sociales

L'incidence de l'institutionnalisation des relations sociales est communément appréhendée dans le cadre de modèles de négociations salariales, où la présence syndicale et le degré de centralisation de la négociation collective sont supposés contraindre les choix optimaux de l'entreprise en termes d'emploi et de salaire (Cahuc, 1990). Dans cette perspective, plusieurs études explorent les effets de ces contraintes institutionnelles sur les stratégies d'ajustement des entreprises, en particulier en termes de rigidité des salaires et de report des ajustements sur l'emploi (Babecký et al., 2009 ; Bertola et al., 2012 ; Dias et al., 2013 ; Fabiani et al., 2015). Leurs résultats laissent cependant la question ouverte. Babecký et al. (2009) montrent par exemple, sur données européennes, que l'existence de négociations salariales, quel qu'en soit le niveau, augmente la probabilité d'agir sur des leviers d'ajustement des coûts salariaux alternatifs au salaire de base, ce qui pourrait laisser supposer que l'intervention syndicale dans la fixation des salaires engendre une rigidité que les entreprises doivent contourner pour ajuster leurs coûts salariaux. Cependant, cet effet positif de la présence syndicale sur le recours à des stratégies alternatives persiste une fois contrôlé le degré de rigidité du salaire au sein de l'entreprise, de sorte que cet effet n'est pas réductible à une pression syndicale sur les salaires.

De fait, l'institutionnalisation des relations sociales n'implique pas l'existence d'un rapport de force favorable aux salariés, singulièrement en temps de crise où le dialogue social peut être instrumentalisé par les directions (Béthoux et al., 2015 ; Delteil & Dieuaide, 2012). C'est d'autant plus vrai en France en raison du dispositif de négociations obligatoires initié par les lois Auroux. Deroyon et Romans (2014) et Amossé et al. (2016), s'appuyant sur l'enquête *REPONSE*, montrent ainsi que les ajustements sur l'emploi et les rémunérations ont été fréquemment associés à des négociations entre représentants de la direction et représentants des salariés.

Afin de tenir compte des relations sociales au niveau de l'établissement ou de l'entreprise dont il dépend, deux indicateurs sont retenus : d'une part, la présence d'au moins un délégué syndical et, d'autre part, l'intensité du dialogue social, mesurée par le nombre de négociations formelles ou informelles ayant eu lieu sur la période 2008-2010, tous thèmes confondus.

Outils de flexibilité organisationnelle et caractéristiques de la main d'œuvre

Les marges d'ajustement dont disposent les établissements dépendent également de leurs pratiques organisationnelles. La classification proposée par Atkinson et Meager (1986) distingue quatre modes de flexibilisation de la main d'œuvre. Un premier type, qualifié de « flexibilité numérique », désigne un ensemble de pratiques permettant aux entreprises de faire varier leur volume d'emploi en jouant sur les marges intensives ou extensives, à travers le recours au travail à temps partiel, aux contrats à durée déterminée et à la flexibilité du temps de travail. Le deuxième type est la « flexibilité fonctionnelle » consistant à développer la polyvalence des salariés, notamment par la formation, pour permettre le redéploiement de la main d'œuvre existante suivant les besoins de l'activité. Le troisième type relève de « stratégies de distanciation » et renvoie, plus précisément, à l'externalisation de la relation d'emploi, via le recours à la sous-traitance, à des entreprises prestataires de services ou au travail intérimaire. Le dernier type est la « flexibilité des rémunérations » qui désigne l'ensemble des pratiques de rémunérations réversibles et incitatives. Ces différentes modalités peuvent être combinées au sein des entreprises et, en s'appliquant de façon différenciée, concourir à une segmentation de la main d'œuvre. Le modèle de « l'entreprise

flexible » isole ainsi, selon les termes d'Atkinson et Meager, d'un « cœur » de main d'œuvre, pour lequel la flexibilité fonctionnelle s'accompagne d'incitations monétaires, autour duquel s'articulent des groupes de travailleurs « périphériques » sur lesquels reposent la flexibilité numérique et les stratégies de distanciation (Atkinson et Meager, 1986, p. 4-5).

L'effet de ces pratiques organisationnelles sur les ajustements à la crise n'apparaît pas, dans la littérature, aussi clair que ce que l'on pourrait attendre. Plus précisément, si l'effet des composantes flexibles de rémunération sur la probabilité d'ajuster les salaires en période de crise est clairement établi (Babecky et al., 2010 ; Bertola et al., 2012 ; Fabiani et al., 2015), l'effet des pratiques d'emploi flexible (de loin le plus étudié) se révèle beaucoup plus mitigé. Théoriquement, les entreprises employant des salariés temporaires devraient axer les ajustements sur ces emplois plutôt que sur les emplois permanents ou les salaires (voir par ex. Bertola et al., 2012). Le moindre degré de protection de l'emploi dont bénéficient les salariés temporaires rend en effet leur turnover moins coûteux pour l'entreprise. Cet effet ne semble cependant pas avoir joué dans le cadre de la crise. Ainsi Fabiani et al. (2015) montrent, sur données européennes, que si la présence dans l'entreprise d'un fort pourcentage de salariés temporaires favorise la suppression d'emplois temporaires, cela ne diminue pas en revanche la probabilité de licenciement de salariés disposant d'un contrat permanent. Un résultat proche est obtenu par Dias et al. (2013) dans le cas du Portugal, par Kwapil (2010) dans le cas de l'Autriche, par Deroyon et Romans (2014) dans le cas de la France et Zalgelmeyer et al. (2012), dans le cas de l'Allemagne, qui montrent l'absence de lien significatif entre la part des emplois temporaires dans l'effectif salarié et le choix d'une réduction de l'effectif total.

L'enquête *REPONSE* permet d'étudier le lien entre ces pratiques organisationnelles de flexibilisation de la main d'œuvre et les modes d'ajustements à la crise, mais les indicateurs qu'elle fournit sont imparfaits. Le recours à ces pratiques n'est en effet renseigné que pour l'année 2010, soit à la fin de la période observée ; cette année correspondant à un reflux de la crise, on peut néanmoins considérer que l'on capture ici, au moins partiellement, des pratiques usuelles. La mobilisation d'une main d'œuvre externe, propre aux stratégies de distanciation, est mesurée sur la base, d'une part, du nombre de salariés intérimaires rapporté à l'effectif de l'établissement

et, d'autre part, du recours de l'établissement à la sous-traitance pour une partie de son activité principale. En ce qui concerne la flexibilité fonctionnelle, le questionnaire renseigne sur la polyvalence des salariés, ainsi que sur le niveau et la finalité des dépenses de formation. L'enquête contient également des éléments sur la flexibilisation des rémunérations. Elle informe sur les critères jugés primordiaux par les directions pour la revalorisation des salaires (résultats financiers ou recommandations de branches), ainsi que sur le recours à des pratiques de flexibilisation des rémunérations. Parmi ces modalités, ne sont retenues que les pratiques relevant d'un choix discrétionnaire des directions (augmentations individualisées et primes à la performance individuelle). Le recours à la flexibilité numérique est quant à lui repéré en amont grâce aux *DADS* qui fournissent la proportion de salariés en contrat à durée limitée (CDL) en 2008 et en contrat à temps partiel en 2009, relativement à l'effectif total.

Rapports de dépendance économique et financière

Des travaux empiriques sur la crise ont montré l'incidence, dans le cas français, des liens de filialisation sur les pratiques d'ajustement des entreprises. Deroyon et Romans (2014) montrent ainsi que, toutes choses égales par ailleurs, en tenant compte notamment de l'évolution du volume d'activité, les établissements rattachés à un groupe ont été plus confrontés aux baisses d'effectif. Cette influence a été soulignée également lors d'entretiens menés dans le cadre de post-enquêtes *REPONSE*, révélant qu'une partie des ajustements observés participaient de stratégies de délocalisation de groupes en quête de rentabilité (Perez et al., 2015). Cet effet est étudié spécifiquement par Cabannes et al. (2013) qui montrent que les filiales de groupe ont davantage ajusté à la fois leur volume d'activité et leur niveau d'emploi, et cela de manière plus marquée pour les groupes implantés également à l'étranger, sans que cela ne soit entièrement expliqué par une plus forte contraction de la demande. Ce résultat suggère, selon les auteurs, l'existence de stratégies d'arbitrage et de repositionnement, le redéploiement de l'activité à l'intérieur des groupes offrant ainsi une autre modalité de flexibilité aux entreprises internationalisées.

Ces résultats sont cohérents avec des travaux précédents mettant en évidence que, lors des phases de récession, les destructions brutes

d'emplois sont plus importantes dans les entreprises rattachées à des groupes que dans celles qui sont indépendantes (Boccaro, 1998 ; Duhautois & Lagarde, 2004 ; Picart, 2004). Ils font plus généralement écho aux travaux soulignant l'influence des relations inter-entreprises sur les pratiques de gestion de l'emploi dans un contexte de brouillage des frontières organisationnelles (Grimshaw & Rubery, 2005). Comme l'ont montré Perraudin et al. (2008b), les liens financiers tissés par les structures de gouvernance tout comme les liens commerciaux induits par les chaînes de sous-traitance redessinent les modes d'exercice du contrôle et du pouvoir dans et hors de l'entreprise, entravant l'autonomie de l'employeur et influençant sa gestion de la main d'œuvre.

Ces rapports de dépendance économique et financière sont saisis à partir de plusieurs indicateurs. La structure de gouvernance de l'entreprise, à laquelle est rattaché l'établissement, est identifiée à travers l'appartenance à un groupe, la principale catégorie d'actionnaires ainsi que la cotation en bourse, qu'il s'agisse d'une cotation directe de l'entreprise ou indirecte via la tête de groupe ou le réseau auquel appartient l'établissement. Le statut de preneur d'ordres est repéré en distinguant l'importance des activités de sous-traitance dans le chiffre d'affaires. Enfin, le poids des contraintes qui pèsent sur l'établissement est également apprécié à travers une question permettant de savoir si celui-ci a été soumis en 2010 à « des objectifs précis et quantifiés » en matière de « rentabilité », de « coûts salariaux » ou de « qualité » et s'il s'agissait d'« objectifs prioritaires ».

Caractérisation des profils d'établissement

Ces différentes variables permettent de préciser le profil respectif des établissements associés aux trois pratiques d'ajustement identifiées par la typologie. La comparaison des fréquences relatives au sein des classes d'établissements fait ressortir les caractéristiques les plus discriminantes (voir complément en ligne C1, tableau C1-4). Afin de préciser celles d'entre elles qui jouent « toutes choses égales par ailleurs », l'analyse descriptive est complétée par l'estimation d'un modèle logit multinomial (tableau 3). Sans permettre de se prononcer sur les liens de causalité, ce modèle permet d'évaluer les caractéristiques affectant significativement la probabilité qu'a un établissement d'appartenir respectivement à l'une des trois classes d'ajustement plutôt qu'aux deux classes typiques de

l'absence d'ajustement, lesquelles sont prises globalement comme référence. Seules ces caractéristiques sont commentées.

Les établissements rattachés à la **classe typique des pratiques associant toutes les modalités d'ajustement** (gel ou baisse des salaires, réduction des effectifs, recours au chômage partiel et réorganisations de l'activité) relèvent pour plus de la moitié d'entre eux du secteur de l'industrie. Relativement à l'ensemble des établissements, ils se distinguent par le peu d'emprise dont ils disposent sur leurs conditions de marché (marché international, faible part de marché, marges de manœuvre réduites pour fixer leur prix, prévision difficile de l'évolution de leur activité). Ils font également face à une demande particulièrement déprimée : près d'un quart d'entre eux déclarent une forte décroissance de leur activité sur la période (contre 7 % dans l'ensemble). Et leur rentabilité est moins fréquemment supérieure à celle de leurs concurrents. Les relations sociales, bien qu'elles soient marquées par une forte présence syndicale et un dialogue social relativement développé, n'ont pas d'effet significatif toutes autres caractéristiques égales par ailleurs.

En ce qui concerne les leviers de flexibilité, ces établissements se caractérisent par un faible recours à la flexibilité numérique, que ce soit à travers les contrats courts ou le temps partiel. De fait, comme le montrent les données des *DADS*, la baisse des contrats courts n'explique qu'une part relativement faible des réductions d'effectifs au sein de cette classe. Ces établissements font en revanche plus fréquemment appel à la polyvalence des salariés (57 % des établissements de cette classe contre 45 % dans l'ensemble), qui permet de réallouer les tâches suivant les besoins de l'activité. On peut voir dans cette flexibilité fonctionnelle une condition propice aux fréquentes réorganisations de l'activité typiques de cette classe, qu'elles prennent la forme d'un rapatriement d'activités sous-traitées (pour 27 % d'entre eux contre 8 % dans l'ensemble) ou d'un recentrage sur le cœur de métier (pour 36 % d'entre eux contre 13 % dans l'ensemble). La polyvalence des salariés a également pu faciliter les réductions d'effectif qui accompagnent ces ajustements internes en permettant le redéploiement des effectifs restants. En revanche, le recours à du travail externe via l'intérim ou la sous-traitance, très présent dans cette classe à dominante industrielle, n'apparaît pas avoir un effet en soi. Si l'interprétation de ce résultat doit rester prudente, puisque ce recours est observé en 2010, on peut à tout le

moins en conclure qu'il ne rend ni plus ni moins probables les ajustements combinés typiques de cette classe ; en particulier, il n'apparaît pas empêcher les baisses d'effectif salarié². Enfin, la politique de gel ou de baisse des salaires typique de cette classe est associée à un recours fréquent à des pratiques de flexibilisation des rémunérations. Néanmoins, l'effet n'est significatif que pour les salariés non-cadres.

Les rapports de dépendance économique et financière ressortent également de façon significative : près de la moitié des établissements de cette classe appartiennent à une entreprise rattachée à un groupe (le plus souvent non coté) et 40 % sont des sous-traitants, dont la plupart pour une majeure partie de leur activité. Ils sont plus fréquemment qu'en moyenne détenus majoritairement par des entreprises ou des organismes financiers étrangers, ou des familles, mais seul le fait d'avoir des capitaux étrangers ressort significativement. Cet effet conjoint de la filialisation et de la présence majoritaire de capitaux étrangers peut signifier, comme le suggèrent Cabannes et al. (2013), l'existence de stratégies d'arbitrage au sein de groupe implantées sur différents territoires. Il se peut aussi que l'éloignement des détenteurs du capital rendent ces entreprises moins sensibles à la recherche d'une acceptabilité sociale de leurs décisions (Pfeffer, 2007, p. 126).

Les établissements rattachés à la **classe typique des restructurations accompagnées d'une modération salariale** (réduction d'effectif, réorganisation de l'activité et modération des salaires) sont, relativement à l'ensemble de l'échantillon, plus fréquemment de création ancienne et de grande taille. La présence syndicale y est marquée et s'accompagne d'un dialogue social nourri. Leurs conditions de marché, bien que difficiles, apparaissent moins tendues que dans la classe précédente. Parmi les indicateurs retenus, seules leur faible marge de manœuvre sur les prix et la décroissance de leur volume d'activité sur la période observée ressortent significativement. Ils souffrent également plus fréquemment d'un niveau de rentabilité inférieur à leurs concurrents.

2. Ce résultat peut être lié à l'usage structurel qui est fait des formes flexibles de mobilisation du travail. C'est ce que suggèrent les résultats de Argouarch' & Debauche (2010) qui étudient les effets, sur données françaises, de l'intérim sur l'ajustement de l'emploi. Ils montrent en effet qu'en cas de choc d'activité, l'intérim absorbe une large part des fluctuations de l'activité les premiers mois suivant le choc, puis progressivement, l'emploi hors intérim s'ajuste lui aussi, de sorte que, deux ans après le choc, la répartition de l'ajustement entre l'intérim et l'emploi hors intérim est proche des parts respectives de chaque forme d'emploi avant le choc.

Tableau 3

Caractérisation des profils d'établissement (estimation d'un modèle logit multinomial)

	« Toutes les modalités d'ajustement » vs « stabilité ou hausse des effectifs »	« Restructurations avec modération salariale » vs « stabilité ou hausse des effectifs »	« Ajustements à dominante salariale » vs « stabilité ou hausse des effectifs »
Constante	- 5.30 ***	- 3.49 ***	- 2.76 ***
Secteur d'activité			
Industrie	1.56 ***	0.20	0.74 ***
Construction	- 0.34	- 0.10	- 0.01
Commerce	ref	ref	ref
Transport	- 0.08	0.04	0.12
Enseignement, santé, social, culture	0.81 *	- 0.47 *	0.34
Autres services	0.63 *	0.05	0.24
Taille d'établissement			
Moins de 20 salariés	ref	ref	ref
De 20 à 49 salariés	- 0.10	0.26	- 0.27
De 50 à 199 salariés	- 0.29	0.05	- 0.56 **
200 salariés et plus	0.35	0.41 *	- 0.37
Âge de l'établissement : 50 ans ou plus	0.26	0.42 ***	0.14
Conditions de marché et santé économique			
Évolution de l'activité sur 2008-2010			
Stable	ref	ref	ref
Décroissante	1.42 ***	1.09 ***	0.90 ***
Fortement décroissante	2.67 ***	1.51 ***	1.42 ***
Difficulté à prévoir l'évolution de l'activité	0.69 ***	0.15	0.59 ***
Ouverture du marché	0.69 ***	- 0.08	0.09
Marge de manœuvre pour prix	- 0.34 *	- 0.23 *	0.25
Rentabilité par rapport à la concurrence			
Inférieure	0.14	0.41 ***	0.33
Équivalente	ref	ref	ref
Supérieure	- 0.57 **	0.01	0.04
Nature des relations sociales			
Présence de délégué(s) syndical(aux) dans l'établissement	0.27	0.46 ***	0.18
Présence de négociations			
Absence ou faible	- 0.31	- 0.71 ***	- 0.46 *
Modérée	ref	ref	ref
Forte	0.26	0.10	- 0.51 ***
Outils de flexibilité et caractéristiques de la main-d'œuvre			
Plus de 10 % de salariés à temps partiel (DADS 2009)	- 0.45 **	0.10	- 0.22
Plus de 8 % de salariés en CDL (DADS 2008)	- 0.44 **	0.11	- 0.02
Polyvalence des salariés	0.49 ***	0.21 *	- 0.06
Flexibilisation salariale pour les cadres	0.26	0.30 **	- 0.02
Flexibilisation salariale pour les non cadres	0.86 ***	0.13	0.79 ***
Critères pour revaloriser les salaires			
Résultats financiers	0.92 ***	0.50 ***	0.57 ***
Recommandations de branche	- 0.41 **	- 0.45 ***	- 0.45 **
Proportion de cadres et professions intermédiaires (DADS 2008)			
0 à 15 %	- 0.24	0.07	- 0.09
15 à 50 %	ref	ref	ref
plus de 40 %	- 0.11	0.46 ***	- 0.17
Dépenses de formation			
Moins de 1,5 %	0.11	0.06	- 0.29
De 1,5 % à 3 %	ref	ref	ref
Plus de 3 %	0.10	0.25 *	- 0.31
Manquant	0.17	- 0.12	0.02
Rapports de dépendance économique et financière			
Appartenance à un groupe			
Groupe coté	0.13	0.61 ***	0.05
Groupe non coté	0.38 *	0.45 ***	0.04
N'appartient pas à un groupe	ref	ref	ref
Principale catégorie d'actionnaires			
Entreprises ou organismes étrangers	0.96 **	0.47 *	0.71 *
Entreprises ou organismes français	0.21	0.11	0.07
Famille	0.56	0.29	0.50 *
Salariés, État ou autres	0.27	0.00	0.40
Pas d'actionnaire	ref	ref	ref
Établissement preneur d'ordres			
Oui pour + de 50 % de l'activité	0.44 **	0.00	- 0.28
Oui pour - de 50 % de l'activité	- 0.05	0.55 ***	0.22
Non	ref	ref	ref
Objectif prioritaire fixé			
la rentabilité	0.19	0.28 **	- 0.11
les coûts salariaux	0.72 *	0.62 **	- 0.22
la qualité	- 0.87 ***	- 0.32 *	- 0.31
Nombre d'établissements dans la classe étudiée	312	496	214
Nombre d'établissements dans la classe de référence	1 350	1 350	1 350

Note : résultats de l'estimation d'un modèle *logit* multinomial où la probabilité d'appartenir à une classe d'ajustement est estimée relativement à l'appartenance aux classes « stabilité des effectifs » ou « hausse des effectifs » (prises globalement comme référence). Parmi les outils de flexibilisation, le recours à l'intérim et le recours à la sous-traitance ne sont jamais significatifs et ont donc été retirés de la spécification finale présentée ici. Les coefficients estimés sont reportés avec *, **, *** correspondant à un seuil de significativité respectivement de 10 %, 5 %, 1 %.

Sauf mention contraire, les variables sont issues de l'enquête *REPONSE* 2010-2011 et portent sur l'année 2010.

Champ : établissements de 11 salariés ou plus du secteur marchand non agricole, déclarant une activité stable ou décroissante entre 2008 et 2010.

Source : Dares, enquête *REPONSE* 2010-2011, volet « représentant de la direction », *Sinapse* et *DADS* 2008-2009

En termes de leviers de flexibilité, le profil de ces établissements est proche du précédent avec, néanmoins, une différence intéressante. Pour cette classe, typique non pas de baisses ou gels des salaires mais d'une simple modération salariale, seul le recours à la flexibilisation des rémunérations des salariés cadres est surreprésenté et significatif. Ces établissements se distinguent par ailleurs par une main d'œuvre plus fréquemment qualifiée et des dépenses de formation importantes. Tout comme les établissements de la précédente classe, ils apparaissent singulièrement dépendants que ce soit économiquement ou financièrement. Un tiers d'entre eux sont des preneurs d'ordres, bien que moins dépendants de la sous-traitance que les établissements de la classe précédente. La moitié d'entre eux sont rattachés à un groupe, coté ou non en bourse, mais ici la cotation du groupe ressort de façon significative. C'est de fait dans cette classe que l'on trouve la plus forte proportion d'établissements rattachés à des entreprises cotées (19 % contre 13 % dans l'ensemble). Outre des objectifs en termes de coûts salariaux, ils sont aussi fréquemment soumis à des indicateurs de rentabilité.

Ces résultats rejoignent en partie ceux d'autres travaux examinant l'impact de la cotation sur les modes de gestion de la main d'œuvre. Conway et al. (2008) et Perraudin et al. (2008a) montrent, à partir des données de l'enquête *REPONSE* 2004-2005, que la cotation est associée tout à la fois à l'emploi d'une main d'œuvre qualifiée bénéficiant de dépenses de formation élevées, et au recours à des formes flexibles de rémunération et d'externalisation du travail (intérim et sous-traitance) permettant une flexibilité des coûts d'exploitation qui sécurise le résultat net. La cotation n'apparaît pas, pour autant, associée à des politiques de rétention de la main d'œuvre en cas de forte baisse de l'activité, comme le mettent en évidence Reynaud (2012) et Deroyon et Romans (2014).

La combinaison d'ajustements typique de cette deuxième classe peut s'interpréter comme le fruit d'une stratégie défensive, dans un contexte particulièrement dégradé, visant tout à la fois à préserver les marges via des réductions d'effectif (qui, comme le montrent les *DADS*, touchent pour une large part la main d'œuvre permanente et qualifiée), accompagnées d'une restriction du périmètre d'activité (49 % ont supprimé des fonctions et 38 % ont recentré leur activité sur leur métier spécifique), tout en préservant la motivation des salariés restants par une politique de modération salariale plutôt qu'une

baisse ou un gel des rémunérations. La présence syndicale, relativement développée dans cette classe, semble avoir davantage accompagné qu'empêché ces ajustements.

Les établissements rattachés à la **classe typique des ajustements à dominante salariale** (gel ou baisse des salaires et, dans une moindre mesure, chômage partiel et baisse des effectifs) présentent un profil moins net que les deux précédents. Peu de caractéristiques s'avèrent significatives toutes choses égales par ailleurs. Comme dans le premier profil, les établissements se singularisent par leur appartenance plus fréquente au secteur de l'industrie, bien que dans une moindre proportion (28 % contre 59 %). Comme dans le deuxième profil, un effet taille apparaît mais joue ici en sens inverse, puisque cette classe concentre la plus forte proportion de petits établissements (54 % ont moins de 20 salariés contre 43 % dans l'ensemble). Cette caractéristique peut expliquer la présence d'un dialogue social d'intensité plutôt modérée. Si ces établissements sont relativement moins exposés à la pression concurrentielle, cet effet n'apparaît pas significatif. Leurs conditions de marché se caractérisent ainsi avant tout par une activité dégradée (60 % ont un volume d'activité décroissant ou fortement décroissant contre 41 % dans l'ensemble) et difficilement prévisible (26 % contre 20 % dans l'ensemble).

L'usage des outils de flexibilité organisationnelle y est moins répandu que dans les classes précédentes. Seules la soumission des revalorisations salariales aux résultats financiers de l'entreprise et la flexibilisation des rémunérations pour le personnel non-cadre caractérisent ce profil. On notera que ces éléments sont associés là-encore à une pratique de baisse ou de gel des salaires. L'existence d'une palette restreinte de leviers de flexibilité, en lien avec leur petite taille fréquente (Bunel, 2008), peut expliquer que ces établissements concentrent leur action sur les salaires. Ce résultat est à rapprocher de celui obtenu par Lai et al. (2016), sur données anglaises (enquête *WERS*), soulignant que, comparativement aux grandes entreprises, les petites et moyennes entreprises ont, toutes choses égales par ailleurs, plus de risques d'avoir été affectées par la crise et d'y avoir répondu par des ajustements sur les rémunérations, sous forme de gel ou de baisse, plutôt que par une réduction des effectifs ou des heures travaillées ou encore une réorganisation du travail. Selon ces auteurs, les PME disposeraient d'une plus grande latitude dans la fixation des rémunérations du fait de pratiques moins formalisées et de relations sociales moins institutionnalisées ;

elles pourraient également être plus contraintes à ces ajustements sur les rémunérations qui, du fait de leur peu de marge en termes de compression de l'emploi et de la moindre présence d'autres leviers de flexibilité, seraient une question de survie (Lai et al., 2016, p. 126). L'analyse descriptive permet de pointer un autre élément d'interprétation : si, dans l'ensemble, ces établissements ont peu recours à la négociation sur la période observée, ils sont en revanche les plus nombreux à avoir négocié sur le temps de travail. Cet élément peut laisser supposer qu'une partie des ajustements opérés par ces établissements ait pu porter sur les heures travaillées en complément du recours au dispositif de chômage partiel.

Enfin, relativement aux établissements des deux précédentes classes, ils apparaissent moins contraints par une dépendance économique ou financière. De fait, l'origine du capital est plus souvent familiale et ils sont plus souvent indépendants et peu concernés par les relations de sous-traitance. On constate néanmoins que la présence de capitaux étrangers favorise l'appartenance à ce profil d'ajustement, comme c'était le cas pour les deux précédents.

Quelles logiques sous-jacentes ?

La mise en regard de ces trois profils d'établissement permet d'apprécier l'effet propre de leur organisation interne et de leur environnement sur les modes d'ajustements adoptés.

L'effet du contexte économique (conditions de marché et santé économique des établissements) va dans le sens attendu. Les ajustements opérés par les établissements apparaissent très liés à l'ampleur du choc d'activité subi, ainsi qu'à l'incertitude qu'il génère. La surreprésentation de l'industrie dans le premier et le troisième profils (ajustements associant toutes les modalités et ajustements à dominante salariale) peut s'interpréter comme l'effet d'anticipations sur le caractère durable de la crise, ce secteur connaissant des difficultés structurelles que la crise ne fait qu'accentuer. Ces anticipations seraient donc associées à des ajustements incluant un gel ou une baisse des salaires (point commun entre les deux profils). Le faible niveau de rentabilité et l'intensité de la concurrence caractérisent pour leur part les profils qui concentrent les diminutions d'effectif (premier et deuxième profils). Les établissements disposant d'un faible pouvoir de marché, notamment du fait de leur intervention sur des marchés internationaux, connaissent bien des ajustements plus intenses sur les coûts salariaux.

L'effet de l'institutionnalisation des relations sociales confirme les résultats de Deroyon et Romans (2014) et Amossé et al. (2016), obtenus sur la même enquête. La présence syndicale et l'intensité du dialogue social sont soit associées positivement aux ajustements, soit sans effet significatif. La présence syndicale caractérise plus spécifiquement le profil typique des restructurations avec modération salariale, ce qui laisse supposer que si cette présence a pu avoir une action sur les salaires, cette action a été modeste : elle est associée à la modération salariale, sans entraver le gel ou la baisse des salaires.

Moins attendue, l'influence de la flexibilité organisationnelle sur les modes d'ajustement à la crise va à l'encontre des prédictions du modèle d'Atkinson et Meager (1986)³. Tout d'abord, le recours à une main d'œuvre externe (via l'intérim ou la sous-traitance), propre aux « stratégies de distanciation », est non significatif toutes choses égales par ailleurs⁴. Si ce recours a éventuellement pu limiter l'ampleur des ajustements supportés par le cœur de main d'œuvre, il n'a pas réduit la probabilité d'une baisse de l'effectif salarié comme attendu théoriquement. Au contraire, l'analyse descriptive indique que les établissements ayant le plus recours à l'externalisation sont surreprésentés dans les deux classes ayant centré leurs ajustements sur les effectifs (premier et deuxième profils), mais cet effet disparaît une fois le contexte de l'établissement pris en compte.

Ensuite, la « flexibilité numérique » (CDL ou temps partiel) est associée négativement à une pratique d'ajustement combinant tous les leviers sans avoir d'effet significatif sur les deux autres types de pratique. L'analyse descriptive révèle que ce sont dans les deux classes d'établissements typiques d'absence ou de faible ajustement sur l'effectif (choisies comme situation de référence) que l'on trouve l'usage le plus intensif de ces deux formes flexibles d'emploi et que,

3. Rappelons que les résultats obtenus doivent être interprétés avec prudence, puisque le recours à ces pratiques organisationnelles n'est connu dans REPONSE que pour la fin de la période observée et qu'on ne peut exclure que ce recours ait pu croître ou diminuer en réponse à la crise. Le problème se pose tout particulièrement dans le cas de la flexibilité numérique, puisque les contrats à durée limitée (CDL) sont comptabilisés au sein de l'effectif total dont on essaie d'expliquer les variations. L'exploitation des DADS permet de lever cette difficulté, en renseignant l'usage des CDL (en proportion de l'effectif salarié) en début de période (2008) et celui du temps partiel en milieu de période (2009). Pour les autres pratiques organisationnelles, l'indicateur mobilisé repère leur présence au sein des établissements dans une phase de reflux de la crise (marquée par le rebond de l'intérim). Si l'intensité du recours à ces pratiques a certainement varié avec la crise, on peut supposer que leur existence même dans l'établissement est plus stable.

4. Les variables relatives au recours à l'intérim et au fait d'être donneur d'ordres ressortant non significatives, elles ont été retirées de l'estimation finale du logit multinomial et n'apparaissent donc pas dans le tableau 3.

dans les classes caractéristiques des ajustements sur l'effectif, les contrats courts ne contribuent qu'en partie à la baisse des effectifs. Au total, l'usage de CDL ne rend donc pas plus probables les ajustements portant sur l'effectif total.

Enfin, le recours à la flexibilisation des rémunérations et à la flexibilité fonctionnelle se révèle, pour leur part, significatif, mais les effets ne sont pas davantage en ligne avec les prédictions du modèle de la firme flexible. Dans le cas des rémunérations, leur flexibilisation est bien associée à des ajustements sur les salaires (politiques salariales restrictives), mais l'effet diffère selon qu'elle s'applique aux cadres ou au non cadres. La flexibilisation des rémunérations du personnel non-cadre est en effet associée aux profils typiques d'ajustements impliquant un gel ou une baisse des salaires (premier et troisième profils), quand la flexibilisation des rémunérations cadres favorise la modération salariale (deuxième profil). Cette distinction renvoie à l'usage différencié qui peut être fait de ces outils selon la catégorie de salariés concernés. Comme l'ont montré des travaux sur les précédentes éditions de l'enquête *REPONSE* (Barreau & Brochard, 2003 ; Brochard, 2008), si l'usage d'éléments de rémunération réversibles et individualisés participent d'une politique incitative pour les salariés cadres, il relève plutôt d'une volonté de flexibiliser la masse salariale dans le cas des salariés non cadres. La flexibilité fonctionnelle, repérée à travers la polyvalence des salariés, elle apparaît favoriser comme attendu les réorganisations de l'activité productive (premier et deuxième profils), mais elle est aussi associée à des réductions d'effectif, et cela même quand les dépenses de formation sont importantes, comme dans le deuxième profil, où la main d'œuvre qualifiée et permanente a largement contribué aux suppressions d'emplois. On peut alors supposer que la polyvalence, en autorisant le redéploiement de la main d'œuvre restante, joue ici comme un levier de réduction des effectifs, plus qu'elle ne concoure globalement à la rétention d'une main d'œuvre stabilisée.

Les rapports de dépendance économique et financière, liés à la structure de gouvernance de l'établissement ou à son statut de preneur d'ordres, ont un effet propre et non ambigu. Le fait d'être détenu principalement par des investisseurs étrangers, comme le fait d'être une filiale de groupe (coté ou non), ou encore l'insertion dans une chaîne de sous-traitance affectent significativement les ajustements opérés par les établissements. Plus précisément, si la présence majoritaire d'investisseurs étrangers dans le

capital de l'établissement caractérise l'ensemble des profils associés aux différentes pratiques d'ajustement (plutôt qu'à celui des classes ayant peu ou pas connu d'ajustements), le rattachement à un groupe est associé plus spécifiquement aux pratiques incluant des réductions d'effectif (premier et deuxième profils), confirmant un résultat bien établi dans la littérature. L'effet de la cotation du groupe ne ressort significativement que pour le deuxième profil, soit celui typique des restructurations accompagnées d'une modération salariale, ce qui peut s'interpréter comme le signe d'une volonté de maintenir les incitations financières pour une main d'œuvre plus fréquemment qualifiée dont la rémunération est basée sur la performance (Conway et al., 2008). En ce qui concerne l'incidence du statut de preneurs d'ordres, caractéristique du premier et deuxième profils, l'importance de la dépendance à cette activité de sous-traitance se révèle déterminante : les preneurs d'ordres les plus dépendants sont également ceux ayant opérés les ajustements les plus sévères (premier profil). Réciproquement, les établissements les moins dépendants de ces acteurs extérieurs (tête de groupe, marché boursier, donneur d'ordre) apparaissent moins touchés par les suppressions d'emploi et favoriser des pratiques d'ajustement à dominante salariale.

* *
*

Appréhendées à l'échelle de l'établissement, les réponses à la crise apparaissent plus hétérogènes que ce que laisse entrevoir l'analyse des données agrégées, à la fois dans leurs modalités et dans leur logique sous-jacente. Les ajustements sur les effectifs, les heures travaillées et les rémunérations se révèlent plus complémentaires que substituables et, au-delà du contexte économique et social, ces ajustements varient selon les pratiques de flexibilisation de la main d'œuvre au sein de l'établissement et ses liens de dépendance économique et financière. Sur le plan analytique, ces résultats offrent deux principaux enseignements.

D'abord, ils mettent en question la thèse d'une segmentation des effets de la crise entre un « cœur » de salariés protégés, et une « périphérie » précaire absorbant l'essentiel des ajustements. Ils suggèrent plutôt, dans la lignée des travaux opérant une lecture critique du modèle de la firme flexible d'Atkinson et Meager

(1986), l'existence d'une segmentation des pratiques de gestion du personnel au sein même du « cœur » de main d'œuvre (pour une revue de la littérature, cf. Kalleberg, 2001).

Ensuite, ces résultats accréditent la thèse d'un « brouillage » des frontières de l'entreprise (Grimshaw & Rubery, 2005), invitant à mieux tenir compte des liens de dépendance économique

et financière dans la compréhension des pratiques de gestion de la main d'œuvre des établissements. Ils offrent une illustration supplémentaire des contraintes induites par une structure de gouvernance ou des relations de sous-traitance qui affaiblissent les marges de manœuvre des entreprises dont l'activité est orientée ou commandée par des acteurs extérieurs (Sacchetti & Sugden, 2003 ; Perraudin et al., 2014). □

BIBLIOGRAPHIE

Amossé, T., Askenazy, P., Chevalier, M., Erhel, C., Petit, H. & Rebérioux, A. (2016). Relations sociales et ajustements à la crise : une analyse micro-statistique comparative franco-britannique. CEE, *Document de travail* N° 187.

<http://www.cee-recherche.fr/publications/document-de-travail/relations-sociales-et-ajustements-la-crise>

Amossé, T., Bloch-London, C. & Wolff, L. (2008). *Les relations sociales en entreprise*. Paris : La Découverte, coll. Recherche.

Argouarc'h, J. & Debauche, E. (2010). Comment expliquer les évolutions de l'emploi depuis le début de la crise ? Insee, *Note de conjoncture*, décembre, 19–43.

<https://www.insee.fr/fr/statistiques/1408230?sommaire=1408235>

Askenazy, P., Bozio, A. & Garcia-Penalosa, C. (2013). Dynamique des salaires par temps de crise. *Les notes du Conseil d'analyse économique* 5.

<http://www.cae-eco.fr/Dynamique-des-salaires-par-temps-de-crise.html>

Atkinson, J. & Meager, N. (1986). Changing Working Patterns: How Companies Achieve Flexibility to Meet New Needs. *IMS Report*. Londres: National Economic Development Office.

Babecký, J., Du Caju, P., Kosma, T., Lawless, M., Messina, J. & Room, T. (2009). The margins of labour cost adjustment: survey evidence from European firms. *ECB working paper series* N° 1106. <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp1106.pdf>

Barreau, J. & Brochard, D. (2003). Les politiques de rémunération des entreprises : écarts entre pratiques et discours. *Travail et Emploi*, 93, 45–59.

http://travail-emploi.gouv.fr/publications/Revue_Travail-et-Emploi/pdf/93_1939.pdf

Beauvoir, R. & Calavrezo, O. (2012). Le chômage partiel en 2011 : stabilisation du recours au dispositif. *Dares Analyses* N° 097.

<http://dares.travail-emploi.gouv.fr/IMG/pdf/2014-097.pdf>

Bentolila, S., Cahuc, P., Dolado, J. J. & Le Barbanchon, T. (2012). Two-tier labor markets in a deep recession: France vs. Spain. *Economic Journal*, 122, 155–187.

Bertola, G., Dabusinskas, A., Hoeberichts, M., Izquierdo, M., Kwapil, C., Montornès, J. & Radowski, D. (2012). Price, Wage and Employment Response to Shocks: Evidence from the WDN Survey. *Labour Economics*, 9, 783–791.

Béthoux, E., Mias, A., Blache, G., Dupuy, C., Jobert, A., Renoux, J. L., Spieser, C., Tallard, M. & Vincent, C. (2015). Dialoguer plus, mais sur quoi ? Les régulations d'entreprise en matière d'emploi, de formation et de conditions de travail en temps de crise. *La Revue de l'IREs*, 84/1, 91–123. http://www.ires.fr/publications-de-l-ires/item/download/1180_8a9852ee87d8f638c282cad90a4a9f82

Boeri, T. & Jimeno, J. F. (2016). Learning from the Great Divergence in unemployment in Europe during the crisis. *Labour Economics*, 41, 32–46.

Boulin, J. Y. & Cette, G. (2013). Labour market adjustments during the crisis: the role of working time arrangements. *Transfer*, 19(4), 475–487.

Brochard, D. (2008). Logiques de gestion du travail, environnements conventionnel et concur-

rentiel : des politiques de rémunération sous influences. In: T. Amossé, C. Bloch-London & L. Wolff, *op. cit.*, 376–398.

Bunel, M. (2008). Flexibilité interne et flexibilité externe : complémentarité, substitution et impact des 35 heures. *Document de travail du CEE* N° 98. <http://www.cee-recherche.fr/sites/default/files/webfm/publications/docdetravail/98-flexibilite-complementarite-35heures.pdf>

Cabannes, P.-Y., Cottet, V., Dubois, Y., Lelarge, C. & Sicsic, M. (2013). Les ajustements des entreprises françaises pendant la crise de 2008/2009. *L'économie française*, édition 2013, 53–67. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/1372834?sommaire=1372840>

Cahuc, P. (1990). La théorie des négociations salariales : une revue de la littérature. *Économie et Prévision*, 92(1), 21–30. www.persee.fr/doc/ecop_0249-4744_1990_num_92_1_5154

Calavrezo, O. & Zilloniz, S. (2016). L'ajustement des entreprises pendant la crise de 2008 : recours aux heures supplémentaires et à l'activité partielle. Dares, *Document d'études* N°198. http://dares.travail-emploi.gouv.fr/IMG/pdf/de_2016-198_-_4.pdf

Cochard, M., Cornilleau, G. & Heyer, E. (2010). Les marchés du travail dans la crise. *Economie et Statistique*, 438-440, 181–204. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/1377163/ES438L.pdf>

Conway, N., Deakin, S., Konzelmann, S., Petit, H., Rebérioux A. & Wilkinson, F. (2008). The Influence of Stock Market Listing on Human Resource Management: Evidence for France and Britain. *British Journal of Industrial Relations*, 46(4), 631–673.

Delpech, Q., Garner, H., Guézennec, C. & Naboulet, A. (2016). Collective Bargaining and Internal Flexibility: A Franco-German Comparison. France Stratégie, *Document de travail*, 2016-2. http://www.strategie.gouv.fr/sites/strategie.gouv.fr/files/atoms/files/collective_bargaining_and_internal_flexibility-26-02-2016.pdf

Delteil, V. & Dieuaide, P. (2012). French multinational companies, new state regulations and changes in the employment relationship during the crisis: the exemplary case of the automobile sector. *Transfer: European Review of Labour and Research*, 18(4), 427–444.

Deroyon, J. & Romans, F. (2014). La négociation sur l'emploi et les salaires face à la crise : des situations sous tension. Insee, *Emploi et salaires*, édition 2014, 61–78. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/1373549?sommaire=1373556>

Dias, D. A., Robalo Marques, C. & Martins, F. (2013). Wage Rigidity and Employment Adjustment at the Firm Level: Evidence from Survey data. *Labour Economics*, 23, 40–49.

Duhautois, R. & Lagarde, P. (2004). Entreprises de groupe ou entreprises indépendantes : quel impact sur les réallocations d'emplois ? *Economie et Statistique*, 380, 63–81. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/1376496?sommaire=1376498>

Dustmann, C., Fitzenberger, B., Schönberg, U. & Spitz-Oener, A. (2014). From Sick Man of Europe to Economic Superstar: Germany's Resurgent Economy. *Journal of Economic Perspectives*, 28(1), 167–188.

Fabiani, S., Lamo, A., Messina, J. & Room, T. (2015). European firm adjustment during times of economic crisis. *ECB working paper series* N° 1778. <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp1778.en.pdf>

Gautié, J. (2011). France: Protecting the insiders in the crisis and forgetting the outsiders? In: Vaughan-Whitehead D. (Ed), *Inequalities in the world of work: The effects of the crisis*, 209–254. Geneva: International Labour Office.

Greenhalgh, L., Lawrence, A. T. & Sutton, R. I. (1988). Determinants of Work Force Reduction Strategies in Declining Organizations. *Academy of Management Review*, 13(2), 241–254.

Grimshaw, D. & Rubery, J. (2005). Inter-capital relations and the network organisation: redefining the work and employment nexus. *Cambridge Journal of Economics*, 29, 1027–1051.

Horny, G., Montornes, J., Sauner-Leroy, J.-B. & Tarrieu, S. (2010). Les politiques salariales durant la crise : résultats d'enquêtes. *Bulletin de la Banque de France* N°179, 1–10. www.acp.banque-france.fr/fileadmin/user_upload/.../bdf_bm_179_etu_1.pdf

Kalleberg, A. L. (2001). Organizing flexibility: The flexible firm in a new century. *British Journal of Industrial Relations*, 39(4), 479–504.

- Kümmerling, A. & Lehdorff, S. (2014).** The use of working time-related crisis response measures during the Great Recession. ILO, *Conditions of Work and Employment series* N° 44.
- Kwapil, C. (2010).** Firms' Reactions to the Crisis and their Consequences for the Labour Market: Results of a Company Survey Conducted in Austria. *ECB working paper series* N° 1274. <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp1274.pdf>
- Lai, Y., Saridakis, G., Blackburn, R. & Johnstone, S. (2016).** Are the HR Responses of Small Firms Different from Large Firms in Times of Recession? *Journal of Business Venturing*, 31, 113–131.
- Marchand, O. & Minni, C. (2010).** Le marché du travail dans la crise : un cadrage statistique. *Revue de l'OFCE*, 115(4), 63–80.
- OCDE (2010).** *Perspectives de l'emploi de l'OCDE 2010*. Paris : Ocde.
- Perez, C., Thévenot, N., Berta, N., Brochard, D., Delahaie, N., Jallais, S., Perraudin, C., Sauviat, C. & Valentin, J. (2015).** Modes d'ajustement par le travail en temps de crise : des relations professionnelles sous tension. *La Revue de l'Ires*, 1/2015, N° 84, 59–90. <https://halshs.archives-ouvertes.fr/hal-01306493/document>
- Perraudin, C., Petit, H. & Rebérioux, A. (2008a).** The Stock Market and Human Resource Management: Evidence from a Survey of French Establishments, *Recherches économiques de Louvain*, 74(4), 541–581.
- Perraudin, C., Petit, H., Thévenot, N., Rebérioux, A. & Valentin, J. (2008b).** Une gestion de l'emploi qui dépasse le cadre de l'entreprise. In: T. Amossé, C. Bloch-London & L. Wolff, *op. cit.*, 277–297.
- Perraudin, C., Petit, H., Thévenot, N., Tinel, B. & Valentin, J. (2014).** Inter-firm Dependency and Employment Inequalities: Theoretical Hypotheses and Empirical Tests in French Subcontracting Relationships. *Review of Radical Political Economics*, 46(2), 199–220.
- Pfeffer, J. (2007).** Human Resources from an Organizational Behavior Perspective: Some Paradoxes Explained. *Journal of Economic Perspectives*, 21(4), 115–34.
- Picart, C. (2004).** Le tissu productif : renouvellement à la base et stabilité au sommet. *Economie et statistique*, 371, 89–108. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/1376315?sommaire=1376317>
- Reynaud, B. (2012).** Workforce reduction and firm performance: evidence from French firm data (1994–2000). *Socio-Economic Review*, 11(4), 711–737.
- Roche, W. K. & Teague, P. (2014).** Do Recessions Transform Work and Employment? Evidence from Ireland. *British Journal of Industrial Relations*, 52(2), 261–285.
- Sacchetti, S. & Sugden, R. (2003).** The governance of networks and economic power: The nature and impact of subcontracting relationships. *Journal of Economic Surveys*, 17(5), 669–691.
- Teague, P. & Roche, W. K. (2014).** Recessionary bundles: HR practices in the Irish economic crisis. *Human Resource Management Journal*, 24(2), 176–192.
- Tijdens, K., van Klaveren, M., Bispinck, R., Dribbusch, H. & Öz, F. (2014).** Wage and workforce adjustments in the economic crisis in Germany and the Netherlands. *European Journal of Industrial Relations*, 20(2), 165–183.
- Zagelmeyer, S., Heckman, M. & Kettner, A. (2012).** Management Responses to the Global Financial Crisis in Germany: Adjustment Mechanisms at Establishment Level. *The International Journal of Human Resource Management*, 23(6), 3355–3374.

N °490 - 2016

COMPETENCES DES ADULTES A L'ECRIT ET EN CALCUL

- Introduction. L'enquête *Information et vie quotidienne* 2011 parmi les dispositifs nationaux et internationaux de mesure des compétences des adultes
- Compétences à l'écrit des adultes et événements marquants de l'enfance : le traitement de l'enquête *Information et vie quotidienne* à l'aide des méthodes de la statistique textuelle
- Les difficultés des adultes face à l'écrit : l'apport de l'épreuve de production écrite de l'enquête *Information et vie quotidienne*
- L'évolution des compétences des adultes : effet « génération » et effet « cycle de vie »
- Mesurer les compétences à l'écrit et à l'oral des nouveaux migrants

N °491-492 - 2017

ÂGES ET GENERATIONS / AGE AND GENERATIONS

- Editorial : *Economie et Statistique* devient *Economie et Statistique / Economics and Statistics*
- Avant-propos / Foreword : *On the importance of taking a life-cycle view in understanding generational issues* / L'importance d'une perspective de cycle de vie pour la compréhension des questions générationnelles
- Âges et générations : une introduction générale / *Age and generations: a general introduction*
- Les différences de retraite entre secteur public et secteur privé : une analyse par simulations sur carrières types / *Differences between public and private sector pensions: an analysis on standard career simulations*
- Commentaire – Comparer les efforts contributifs pour comparer les retraites entre secteur public et secteur privé ? / *Comment – Taking contributions into account in public-private comparison of pensions?*
- Le déficit de cycle de vie en France : une évaluation pour la période 1979-2001 / *Lifecycle deficit in France: an assessment for the period 1979-2011*
- Les inégalités de niveaux de vie entre les générations en France / *Intergenerational inequalities in standards of living in France*
- Calculer le niveau de vie d'un ménage : une ou plusieurs échelles d'équivalence ? / *Calculating the standard of living of a household: one or several equivalence scales?*
- Les méthodes de pseudo-panel et un exemple d'application aux données de patrimoine / *Pseudo-panel methods and an example of application to Household Wealth data*

N °493 - 2017

EVALUATION DE POLITIQUES PUBLIQUES EN FAVEUR DES PME / EVALUATION OF PUBLIC SUPPORT TO SMALL AND MEDIUM-SIZED FIRMS

- L'effet des aides à la R&D sur l'emploi : une évaluation pour les petites entreprises en France / *The effect of R&D subsidies and tax incentives on employment: an evaluation for small firms in France*
- L'aide à la création d'entreprises a-t-elle un impact sur leur survie ? Une évaluation pour quatre cohortes d'entreprises créées par des chômeurs en France / *Do public subsidies have an impact on start-ups survival rates? An assessment for four cohorts of firms set up by previously unemployed entrepreneurs in France*
- Commentaire : L'efficacité des aides publiques à la R&D et à l'entrepreneuriat / *Comment: Effectiveness of public support for R&D and entrepreneurship*

MÉLANGES / VARIA

- Turnover élevé du personnel soignant dans les EHPAD privés en France : impact de l'environnement local et du salaire / *High turnover among nursing staff in private nursing homes for dependent elderly people in France: impact of the local environment and the wage*
- Le développement de l'emploi des femmes augmente-t-il les inégalités de salaire entre couples ? Le cas de la France entre 1982 et 2014 / *Does women's employment growth increase wage inequalities between couples? The case of France between 1982 and 2014*
- Combien de temps durent les situations de monoparentalité ? Une estimation sur données françaises / *How long do situations of single parenthood last? An estimation based on French data*

Economie et Statistique / Economics and Statistics

Objectifs généraux de la revue

Economie et Statistique / Economics and Statistics publie des articles traitant de tous les phénomènes économiques et sociaux, au niveau micro ou macro, s'appuyant sur les données de la statistique publique ou d'autres origines. Une attention particulière est portée à la qualité de la démarche statistique et à la rigueur des concepts mobilisés dans l'analyse. Pour répondre aux objectifs de la revue, les principaux messages des articles et leurs limites éventuelles doivent être formulés dans des termes accessibles à un public qui n'est pas nécessairement spécialiste du sujet de l'article.

Soumettre un article

Les propositions d'articles, en français ou en anglais, doivent être adressées à la rédaction de la revue (redaction-ecostat@insee.fr), en Word et mis en forme suivant les consignes aux auteurs (accessibles sur <https://www.insee.fr/fr/information/2410168>). Il doit s'agir de travaux originaux, qui ne sont pas soumis en parallèle à une autre revue. Un article standard fait environ 11 000 mots (y compris encadrés, tableaux, figures, annexes et bibliographie, non compris éventuels compléments en ligne). Aucune proposition initiale de plus de 12 500 mots ne sera examinée.

La soumission doit comporter deux fichiers distincts :

- Un fichier d'une page indiquant : le titre de l'article ; le prénom et nom, les affiliations (maximum deux), l'adresse e-mail et postale de chaque auteur ; un résumé de 160 mots maximum (soit environ 1 050 signes espaces compris) qui doit présenter très brièvement la problématique, indiquer la source et donner les principaux axes et conclusions de la recherche ; les codes JEL et quelques mots-clés ; d'éventuels remerciements.
- Un fichier anonymisé de l'article complet (texte, illustrations, bibliographie, éventuelles annexes) indiquant en première page uniquement le titre, le résumé, les codes JEL et les mots clés.

Les propositions retenues sont évaluées par deux à trois rapporteurs (procédure en « double-aveugle »). Une fois acceptés, les articles peuvent faire l'objet d'un travail éditorial visant à améliorer leur lisibilité et leur présentation formelle.

Publication

Les articles sont publiés en français dans l'édition papier et simultanément en français et en anglais dans l'édition électronique. Celle-ci est disponible, en accès libre, sur le site de l'Insee, le jour même de la publication ; cette mise en ligne immédiate et gratuite donne aux articles une grande visibilité. La revue est par ailleurs accessible sur le portail francophone Persée, et référencée sur le site international Repec et dans la base EconLit.

Main objectives of the journal

Economie et Statistique / Economics and Statistics publishes articles covering any micro- or macro- economic or sociological topic, either using data from public statistics or other sources. Particular attention is paid to rigor in the statistical approach and clarity in the concepts and analyses. In order to meet the journal aims, the main conclusions of the articles, as well as possible limitations, should be written to be accessible to an audience not necessarily specialist of the topic.

Submissions

Manuscripts can be submitted either in French or in English; they should be sent to the editorial team (redaction-ecostat@insee.fr), in MS-Word and follow the guidelines for authors (available at <https://www.insee.fr/en/information/2591257>). The manuscript must be original work and not submitted at the same time to any other journal. The standard length of an article is of about 11,000 words (including boxes if needed, tables and figures, appendices, list of references, but not counting online complements if any). Manuscripts of more than 12,500 words will not be considered.

Submissions must include two separate files:

- A one-page file providing: the title of the article; the first name, name, affiliation-s (at most two), e-mail et postal addresses of each author; an abstract of maximum 160 words (about 1050 characters including spaces), briefly presenting the question(s), data and methodology, and the main conclusions; JEL codes and a few keywords; acknowledgements.
- An anonymised file of the article (including the main text, illustrations, bibliography and appendices if any), mentioning only the title, abstract, JEL codes and keywords on the front page.

Proposals that meet the journal objectives are reviewed by two to three ("double-blind" review referees). Once the article accepted, further editorial changes may be made in order to improve their presentation and readability.

Publication

The articles are published in French in the printed edition, and simultaneously in French and in English in the electronic edition. The online issue is available, in open access, on the Insee website the day of its publication; this immediate and free online availability gives the articles a high visibility. The journal is also available online on the French gateway Persée, and indexed in Repec and EconLit.

Economie ET Statistique

Economics AND Statistics

Au sommaire
du prochain numéro :
Régions et territoires

Forthcoming:
Regions and Territories

