

Prévision par l'approche méthodologique de Box et Jenkins : Cas d'une série saisonnière et non stationnaire du type DS

Jonas Kibala Kuma

► To cite this version:

Jonas Kibala Kuma. Prévision par l'approche méthodologique de Box et Jenkins : Cas d'une série saisonnière et non stationnaire du type DS. Licence. Congo-Kinshasa. 2018. <cel-01771475>

HAL Id: cel-01771475

<https://hal.archives-ouvertes.fr/cel-01771475>

Submitted on 19 Apr 2018

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

Kinshasa, Février 2018

(Inspiré de Bourbonnais R., 7è édition, pp. 250-256)

Prévision par l'approche méthodologique de Box et Jenkins :
Cas d'une série saisonnière et non stationnaire du type DS

Par

Jonas KIBALA KUMA

(DEA-PTC Economie/Unikin en cours)

—

*Centre de Recherches Economiques et Quantitatives
(CREQ)*

« Rien n'est trop tôt, ni trop tard, tout est à sa place ».

Février 2018

Analyse des immatriculations des voitures particulières en France par la méthode de Box et Jenkins⁽¹⁾

I. ETUDE DE STATIONNARITE

I.1. Tests Informels

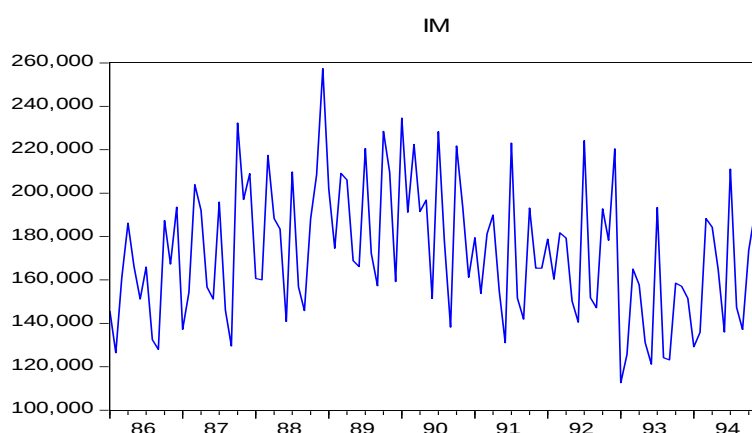
a) Plot de la série

► Commandes EViews :

create m 1986:01 1994:12

data im

plot im



____ Note: Visiblement, la série “IM” semble saisonnière (les fortes variabilités, traduites par des pics élevés et creux prononcés, fondent notre jugement).

b) Comparaison des moments statistiques

► Commandes EViews : ls ECT MOY

Dependent Variable: ECT				
Method: Least Squares				
Date: 05/18/14 Time: 04:50				
Sample: 1986 1994				
Included observations: 9				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
MOY	0.161412	0.006181	26.11328	0.0000
R-squared	0.372123	Mean dependent var		27874.76
Adjusted R-squared	0.372123	S.D. dependent var		4055.540
S.E. of regression	3213.557	Akaike info criterion		19.09258
Sum squared resid	82615575	Schwarz criterion		19.11450
Log likelihood	-84.91663	Hannan-Quinn criter.		19.04529
Durbin-Watson stat	2.225709			

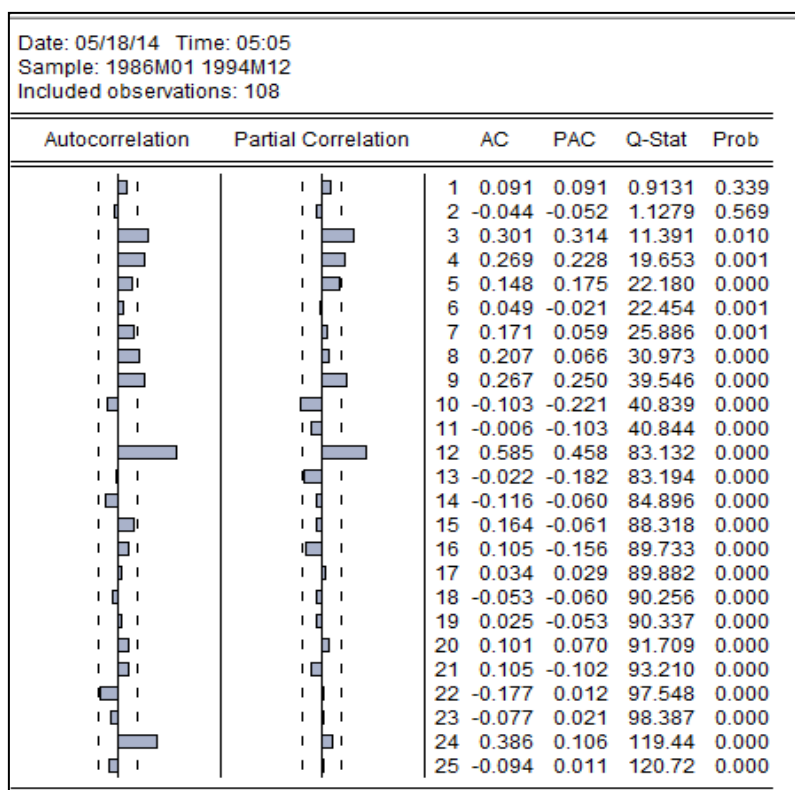
¹ Nous nous servons du logiciel EViews 6.



La constante a parue non significative et a  t   lim e, ce qui nous am ne   accepter H_0 : soit, la s rie « IM » est non stationnaire.

c) Evolution des corr logrammes

- Commandes EViews : Suivre : Quick/Show...→IM→Ok→View/Correlogram...→Ok ou faire **ident** IM→dans la bo te de dialogue (pr ciser : Level, lag=25≈ $T/5$).



Remarque : Pour un retard ($k=12$)  gal   la p riodicit  des donn es, la s rie pr sage un pic tr s prononc /marqu  ou significatif. D'o , il va sans dire que la s rie « IM » est affect es par les variations saisonni res (le plot de la s rie l'avait annonc  d j ).

I.1. Tests Formels

Pour une s rie saisonni re, il tient de la d saisonnaliser –   l'aide des coefficients saisonniers – (c. .d. la corriger des variations saisonni res ou en extraire ces derni res) avant de passer les tests formels de stationnarit .

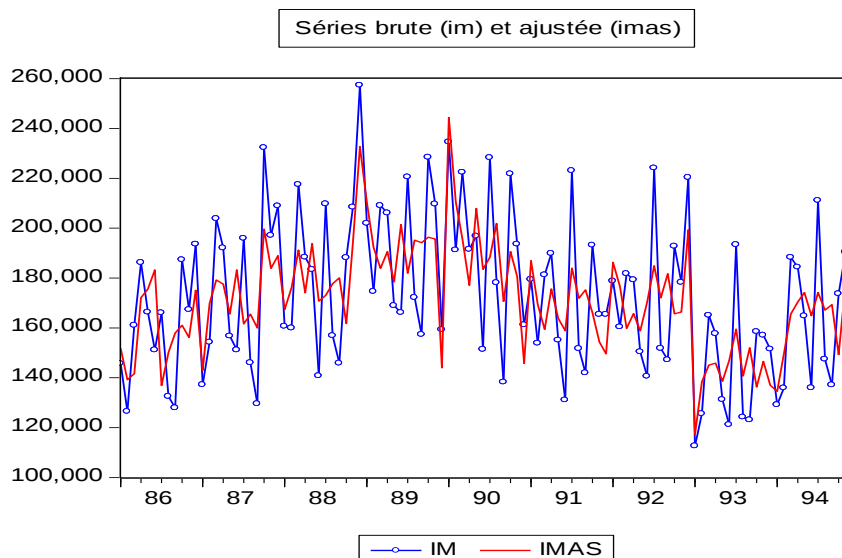
a) D saisonnalisation de la s rie « IM » et calcul des coefficients saisonniers

- Commandes EViews :

Show IM→Proc/Seasonal Adjustment/Moving Average Methods...→Ratio to moving average-Multiplicative→Adjusted series : imas→Ok. Ou taper la commande : `im.seas(m) imas cs`



Date: 05/18/14 Time: 05:44	
Sample: 1986M01 1994M12	
Included observations: 108	
Ratio to Moving Average	
Original Series: IM	
Adjusted Series: IMAS	
Scaling Factors:	
1	0.959867
2	0.908024
3	1.137277
4	1.081573
5	0.946565
6	0.824840
7	1.212373
8	0.882300
9	0.810045
10	1.163441
11	1.071621
12	1.105866



b) Corrélogramme de la série désaisonnalisée « IMAS »

Date: 05/18/14 Time: 06:02							
Sample: 1986M01 1994M12							
Included observations: 108							
Autocorrelation		Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
			1	0.446	0.446	22.113	0.000
			2	0.421	0.278	42.020	0.000
			3	0.401	0.192	60.251	0.000
			4	0.395	0.155	78.083	0.000
			5	0.374	0.107	94.242	0.000
			6	0.398	0.138	112.73	0.000
			7	0.345	0.039	126.77	0.000
			8	0.297	-0.019	137.22	0.000
			9	0.352	0.100	152.13	0.000
			10	0.256	-0.062	160.08	0.000
			11	0.244	-0.031	167.34	0.000
			12	0.256	0.021	175.45	0.000
			13	0.198	-0.055	180.38	0.000
			14	0.232	0.050	187.15	0.000
			15	0.108	-0.154	188.63	0.000
			16	0.050	-0.146	188.95	0.000
			17	0.156	0.114	192.12	0.000
			18	0.141	0.028	194.74	0.000
			19	0.038	-0.094	194.93	0.000
			20	0.142	0.133	197.65	0.000

Remarque : Au regard des coefficients AC/fonction d'autocorrélation simple (vue la décroissance lente des AC et leur significativité pour des décalages importants), la série « IMAS » serait affectée d'une tendance (déterministe ou stochastique ?→Cfr Tests Formels).

c) Tests Formels de Stationnarité sur « IMAS »

Tests d'ADF (Augmented Dickey-Fuller), avec lag = 4 (Cfr PAC du corrélogramme ci-dessus)

- ▶ Commandes EViews : Suivre : Quick/Show...→IMAS→Ok→View/Unit Root Test...→Ok (ou Quick/Series Statistics/Unit Root Test→IMAS→Ok→Augmented Dickey Fuller, Level, lag = 4→Ok) ou faire **uroot** IMAS ou encore **adf** IMAS→la boîte de dialogue ci-dessous illustre la procédure :



► Ci-dessous, les r sultats du test ADF sous l'hypoth se « Trend and Intercept » :

Null Hypothesis: IMAS has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 4 (Fixed)				
		t-Statistic	Prob.*	
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.438979	0.3576	
Test critical values:	1% level	-4.049586		
	5% level	-3.454032		
	10% level	-3.152652		
*Mackinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(IMAS)				
Method: Least Squares				
Date: 05/18/14 Time: 06:28				
Sample (adjusted): 1986M06 1994M12				
Included observations: 103 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IMAS(-1)	-0.294784	0.120864	-2.438979	0.0166
D(IMAS(-1))	-0.535852	0.134146	-3.994553	0.0001
D(IMAS(-2))	-0.375454	0.133368	-2.815183	0.0059
D(IMAS(-3))	-0.229943	0.123335	-1.864384	0.0653
D(IMAS(-4))	-0.099796	0.099081	-1.007216	0.3164
C	55548.20	22430.44	2.476466	0.0150
@TREND(1986M01)	-86.27006	63.76691	-1.352897	0.1793
R-squared	0.412103	Mean dependent var	-172.6984	
Adjusted R-squared	0.375359	S.D. dependent var	22477.70	
S.E. of regression	17765.08	Akaike info criterion	22.47340	
Sum squared resid	3.03E+10	Schwarz criterion	22.65246	
Log likelihood	-1150.380	Hannan-Quinn criter.	22.54592	
F-statistic	11.21564	Durbin-Watson stat	2.029934	
Prob(F-statistic)	0.000000			



- Ci-dessous, les r sultats du test ADF sous l'hypoth se «Intercept » :

Null Hypothesis: IMAS has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 4 (Fixed)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-2.076094	0.2547
Test critical values:	1% level		-3.495021	
	5% level		-2.889753	
	10% level		-2.581890	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(IMAS) Method: Least Squares Date: 05/18/14 Time: 06:31 Sample (adjusted): 1986M06 1994M12 Included observations: 103 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IMAS(-1)	-0.233839	0.112634	-2.076094	0.0405
D(IMAS(-1))	-0.576354	0.131321	-4.388897	0.0000
D(IMAS(-2))	-0.394885	0.133158	-2.965532	0.0038
D(IMAS(-3))	-0.237733	0.123726	-1.921443	0.0576
D(IMAS(-4))	-0.101965	0.099491	-1.024865	0.3080
C	40230.73	19445.99	2.068844	0.0412

- Ci-dessous, les r sultats du test ADF sous l'hypoth se « None » :

Null Hypothesis: IMAS has a unit root Exogenous: None Lag Length: 4 (Fixed)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-0.171071	0.6222
Test critical values:	1% level		-2.587607	
	5% level		-1.943974	
	10% level		-1.614676	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(IMAS) Method: Least Squares Date: 05/18/14 Time: 06:34 Sample (adjusted): 1986M06 1994M12 Included observations: 103 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IMAS(-1)	-0.001772	0.010356	-0.171071	0.8645
D(IMAS(-1))	-0.757236	0.099610	-7.601969	0.0000
D(IMAS(-2))	-0.526650	0.118880	-4.430104	0.0000
D(IMAS(-3))	-0.323768	0.118462	-2.733085	0.0074
D(IMAS(-4))	-0.145994	0.098802	-1.477645	0.1427

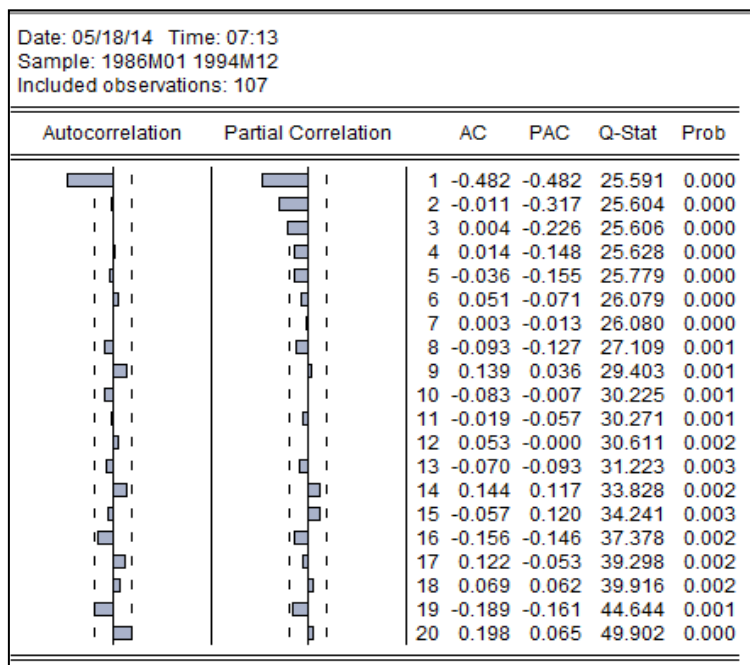
- Note : Au regard du test ADF, nous concluons que notre s rie « IMAS » est NS (non stationnaire) du type DS/Differency Stationary (elle est affect e d'une tendance stochastique). Le filtre aux diff rences est donc la m thode ad quate pour la stationnariser. Pour ce faire, sur EViews, taper : *genr DIMAS=IMAS-IMAS(-1)* ou *genr DIMAS=d(IMAS)*.



II. IDENTIFICATION DU MODELE ADEQUAT

L'identification porte sur la série stationnaire (en moyenne et en variance : c.à.d. non saisonnière) « DIMAS ». Pour ce faire, obtenons le corrélogramme relatif à DIMAS comme suit : **ident DIMAS**

Correlogram of DIMAS



____ Note : Les termes du PAC affichent une décroissance exponentielle amortie et les AC ont leur premier pic significativement négatif, ce qui caractérise le processus MA(1). Notre série « DIMAS » suit ainsi un processus Moving Average d'ordre 1 ($DIMAS \sim MA(1)$) et peut s'écrire :

$$DIMAS_t = a_0 + e_t + a_1 * e_{t-1}$$

III. ESTIMATION DU MODELE IDENTIFIE

____ Sur EViews, pour estimer un MA(1), faire : ls DIMAS c MA(1)

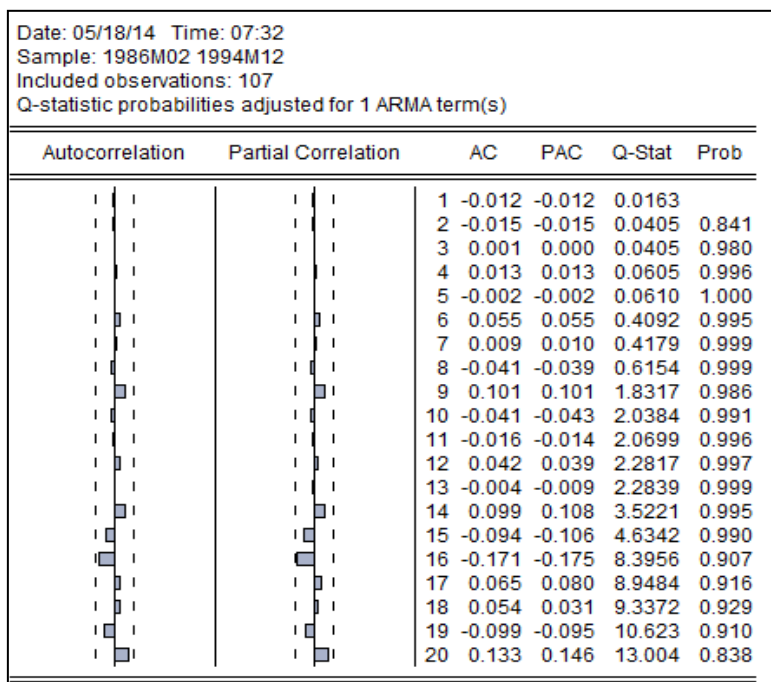
Dependent Variable: DIMAS
 Method: Least Squares
 Date: 05/18/14 Time: 07:28
 Sample (adjusted): 1986M02 1994M12
 Included observations: 107 after adjustments
 Convergence achieved after 5 iterations
 MA Backcast: 1986M01

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
MA(1)	-0.775845	0.060759	-12.76919	0.0000
R-squared	0.381379	Mean dependent var		56.49497
Adjusted R-squared	0.381379	S.D. dependent var		22285.87
S.E. of regression	17528.39	Akaike info criterion		22.39033
Sum squared resid	3.26E+10	Schwarz criterion		22.41531
Log likelihood	-1196.883	Hannan-Quinn criter.		22.40046
Durbin-Watson stat	2.014168			
Inverted MA Roots	.78			



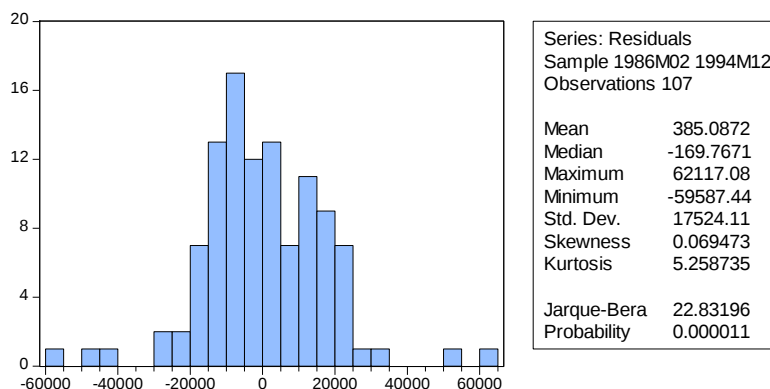
IV. DIAGNOSTIC (INFERENCE)

- Test de bruit blanc : Sur EViews, suivre : *Residual Tests/Correlogram-Q-statistics* → *lags=20* → *Ok*.



_____Note : Les résidus de notre MA(1) estimé sont des bruits blancs (le dernier terme relatif à Q-Stat calculé, pour k=20, est statistiquement Non Significatif) : Il y a absence d'autocorrélation des erreurs.

- Test de normalité : *Residual Tests/Histogram - Normality Test*.



_____Note : Nos résidus sont des bruits blancs non gaussiens (les erreurs ne sont pas normalement distribuées).

- Test d'autocorrélation des erreurs : *Serial Correlation LM Test...*

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	0.044832	Prob. F(2,104)	0.9562
Obs*R-squared	0.040059	Prob. Chi-Square(2)	0.9802

_____Note : Il y a absence d'autocorrélation des erreurs (prob > 5%).



- Conclusion : Nous validons notre mod le estim . Autant dire que notre s rie stationnaire et d saisonnalis e peut  tre mod lis e suivant un ARIMA(0,1,1) comme suit :

$$\widehat{DIMAS}_t = (1 - 0.776D)e_t = e_t - 0.77e_{t-1}$$

V. PREVISION (horison h=6 mois)

Nous allons proc der par « r agr gation des diff rentes composantes »¹. Soit :

$$\begin{aligned} dimas_t &= e_t - 0.77e_{t-1} \\ dimas_t &= imas_t - imas_{t-1} \\ imas_t &= dimas_t + imas_{t-1} \\ im_t &= (dimas_t + imas_{t-1}) * CS \end{aligned}$$

- Pour un horison « h », « imt » et « imast » pr vues seront :

$$\begin{aligned} imas_{t+h} &= dimas_{t+h} + imas_{t-1+h} \\ im_{t+h} &= (dimas_{t+h} + imas_{t-1+h}) * CS \end{aligned}$$

- Pour « Janvier 1995 », « imt » pr vue sera :

$$\begin{aligned} im_{95:01} &= (dimas_{95:01} + imas_{94:12}) * 0.959867 = (5641.27 + 157854.6) * 0.959867 = \\ im_{95:01} &= 156934.29 \end{aligned}$$

Avec :

- (o  $e_{95:01} = 0$) : $dimas_{95:01} = e_{95:01} - 0.77e_{94:12} = -0.77 * (-7326.33) = 5641.27$; et
- $imas_{95:01} = dimas_{95:01} + imas_{94:12} = 5641.27 + 157854.6 = 163495.87$

- Pour « F vrier 1995 », « imt » pr vue sera :

$$im_{95:02} = (dimas_{95:02} + imas_{95:01}) * 0.908024 = 163495.87 * 0.908024 = 148458.17$$

Avec :

- (o  $e_{95:01} = e_{95:02} = 0$) : $dimas_{95:02} = e_{95:02} - 0.77e_{95:01} = 0$; et
- $imas_{t+h} = imas_{t-1+h}$

- Pour « Mars 1995 », « imt » pr vue sera :

$$im_{95:03} = 163495.87 * 1.137277 = 185940.09$$

- Pour « Avril 1995 », « imt » pr vue sera :

$$im_{95:04} = 163495.87 * 1.081573 = 176832.72$$

- Pour « Mai 1995 », « imt » pr vue sera :

$$im_{95:05} = 163495.87 * 0.946565 = 154759.47$$

- Pour « Juin 1995 », « imt » pr vue sera :

$$im_{95:06} = 163495.87 * 0.824840 = 134857.93$$

¹ Pour obtenir les diff rentes valeurs n cessaires, dans l'output de l'estimation, suivre : View/Actua,Fitted,Residual/Actua,Fitted,Residual Table.

