

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

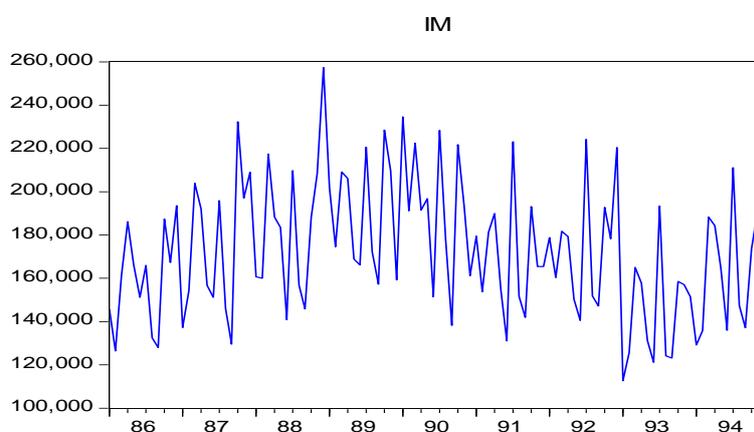
I. ETUDE DE STATIONNARITE

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			

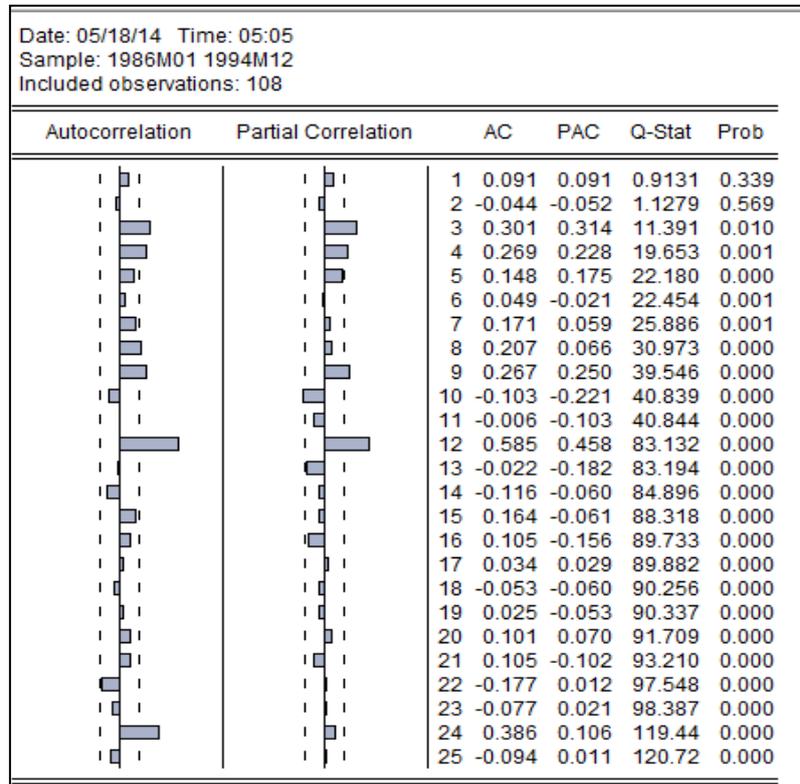
¹ Nous nous servons du logiciel EViews 6.



La constante a parue non significative et a été éliminée, ce qui nous amène à accepter H_0 : soit, la série « IM » est non stationnaire.

c) Evolution des corrélogrammes

- ▶ Commandes EViews : Suivre : Quick/Show...→IM→Ok→View/Correlogram...→Ok ou faire **ident** IM→dans la boîte de dialogue (préciser : Level, lag=25≈ T/5).



Remarque : Pour un retard (k=12) égal à la périodicité des données, la série présente un pic très prononcé/marqué ou significatif. D'où, il va sans dire que la série « IM » est affectée par les variations saisonnières (le plot de la série l'avait annoncé déjà).

I.1. Tests Formels

Pour une série saisonnière, il faut la désaisonnaliser – à l'aide des coefficients saisonniers – (c.à.d. la corriger des variations saisonnières ou en extraire ces dernières) avant de passer les tests formels de stationnarité.

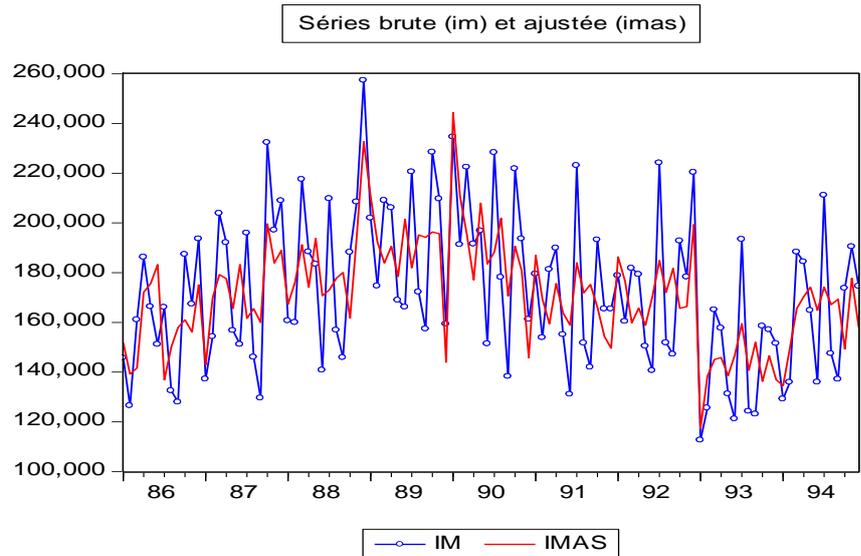
a) Désaisonnalisation de la série « IM » et calcul des coefficients saisonniers

- ▶ Commandes EViews :

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

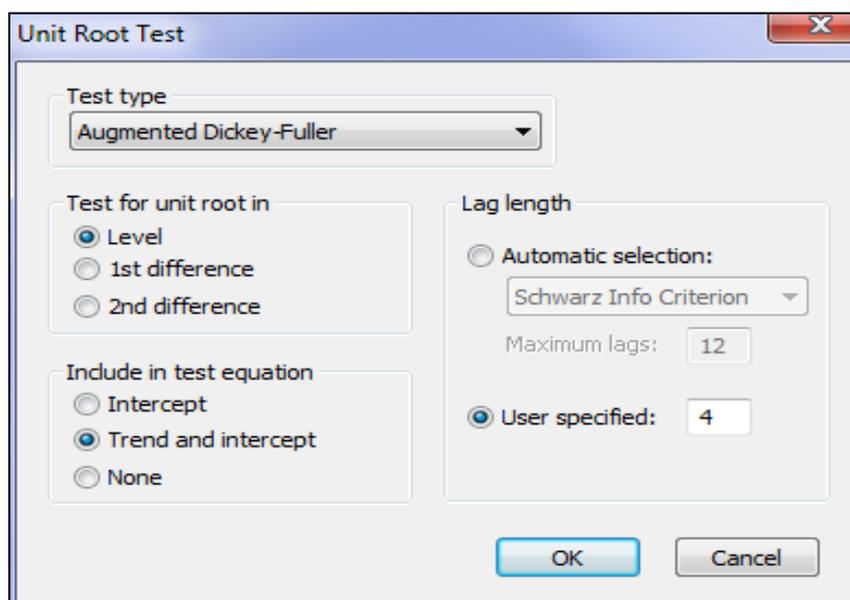
Remarque : Au regard des coefficients AC/fonction d'autocorrélation simple (vue la décroissance lente des AC et leur significativité pour des décalages importants), la série « IMAS » serait affectée d'une tendance (déterministe ou stochastique ? → Cfr Tests Formels).

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 résultats du test ADF sous l'hypothèse « 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 résultats du test ADF sous l'hypothèse «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 résultats du test ADF sous l'hypothèse « 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

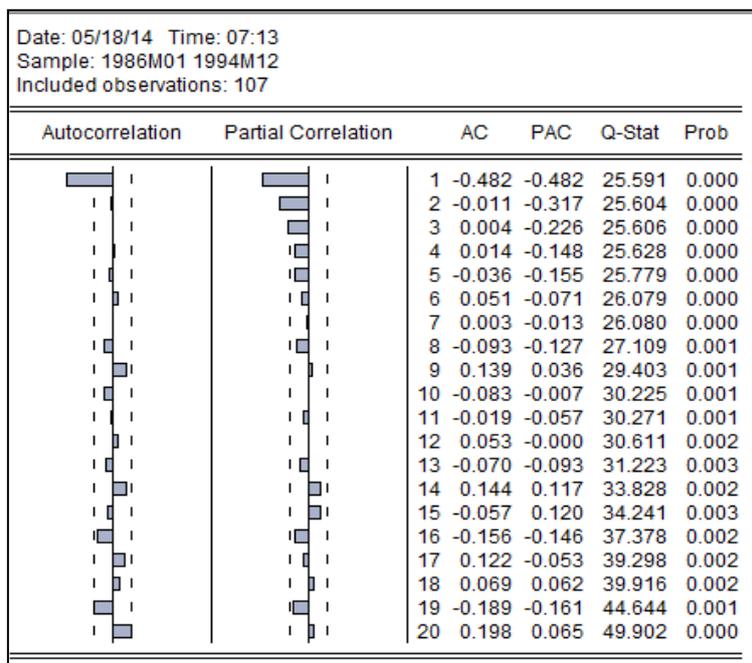
► Note : Au regard du test ADF, nous concluons que notre série « IMAS » est NS (non stationnaire) du type DS/Differency Stationary (elle est affectée d'une tendance stochastique). Le filtre aux différences est donc la méthode adéquate pour la stationnariser. Pour ce faire, sur EViews, taper : *genr DIMAS=IMAS-IMAS(-1)* 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

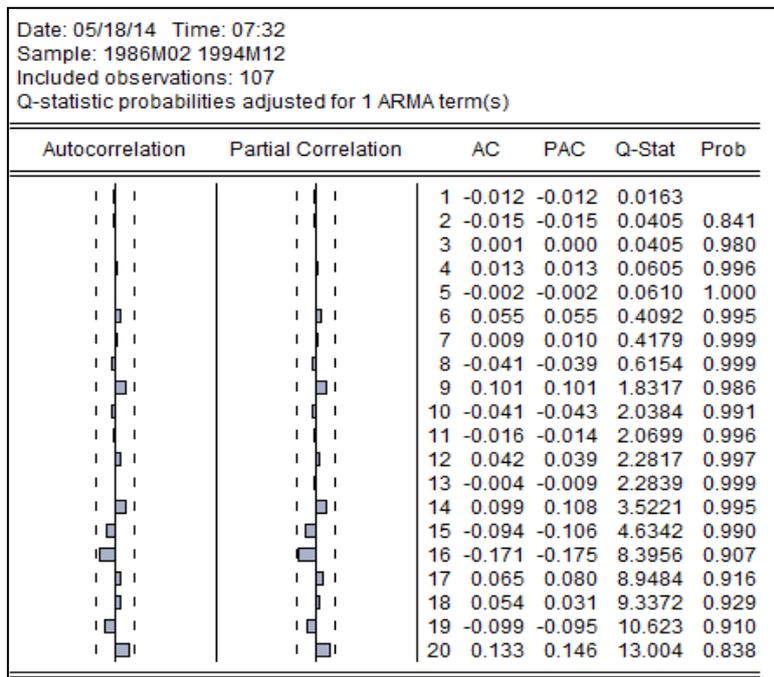
_____ Sur EViews, pour estimer un MA(1), faire : ls DIMAS c MA(1)

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			



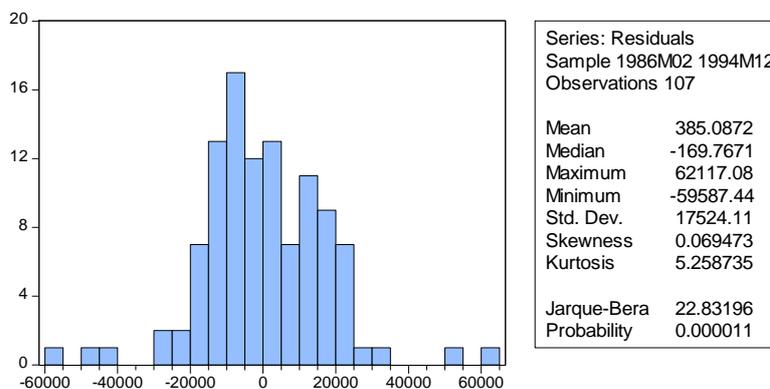
IV. DIAGNOSTIC (INFERENCE)

- ▶ 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 modèle estimé. Autant dire que notre série stationnaire et désaisonnalisée peut être modélisée 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 procéder par « réagrégation des différentes 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 » prévues 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 » prévue 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 :

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

- ▶ Pour « Février 1995 », « imt » prévue sera :

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

Avec :

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

- ▶ Pour « Mars 1995 », « imt » prévue sera :

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

- ▶ Pour « Avril 1995 », « imt » prévue sera :

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

- ▶ Pour « Mai 1995 », « imt » prévue sera :

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

- ▶ Pour « Juin 1995 », « imt » prévue sera :

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

¹ Pour obtenir les différentes valeurs nécessaires, dans l'output de l'estimation, suivre : View/Actua,Fitted,Residual/Actua,Fitted,Residual Table.

