

Exercices sur les séries temporelles pour Gestion et Finance

Exercice 1:

Soit le processus AR(1) :

$$Y_t = \delta + 0,9Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

où δ est une constante.

Montrer que les coefficients d'auto-corrélations ne dépendent pas des valeurs que l'on peut assigner à δ .

Solution 1:

En exprimant le modèle comme un processus MA, on aura :

$$Y_t = \frac{1}{1-0,9L} [\delta + \varepsilon_t] = \frac{1}{1-0,9} \delta + \sum_{j=0}^{\infty} 0,9^j \varepsilon_{t-j}$$

La moyenne et la variance de la série sont :

$$E[Y_t] = \frac{\delta}{1-0,9}$$

$$E\left[Y_t - \frac{\delta}{1-0,9}\right]^2 = E\left[\sum_{j=0}^{\infty} 0,9^j \varepsilon_{t-j}\right]^2 = \frac{\sigma_\varepsilon^2}{1-0,9^2}$$

D'autre part, les auto-covariances d'ordre τ seront données par :

$$\begin{aligned} \gamma_\tau &= E\left[Y_t - \frac{\delta}{1-0,9}\right] \left[Y_{t-\tau} - \frac{\delta}{1-0,9}\right] = E\left[\sum_{j=0}^{\infty} 0,9^j \varepsilon_{t-j}\right] E\left[\sum_{j=0}^{\infty} 0,9^j \varepsilon_{t-j-\tau}\right] = \\ &= E\left[\varepsilon_t + 0,9\varepsilon_{t-1} + \dots + 0,9^\tau \varepsilon_{t-\tau} + \dots\right] \left[\varepsilon_{t-\tau} + 0,9\varepsilon_{t-\tau-1} + 0,9^2\varepsilon_{t-\tau-2} + \dots\right] = \\ &= 0,9^\tau \frac{1}{1-0,9^2} \sigma_\varepsilon^2 \end{aligned}$$

Comme on peut voir, la variance et les auto-covariances ne dépendent pas de la constante δ . Par conséquent, les coefficients d'auto-corrélations ne dépendront non plus des valeurs que l'on peut attribuer à δ .

Exercice 2:

Soit le modèle AR(2) suivant :

$$Y_t = Y_{t-1} - 0,21 Y_{t-2} + \varepsilon_t$$

- Ce modèle est-il stationnaire ? inversible ?
- Calculer les coefficients $\psi_1, \psi_2, \psi_3, \psi_4$ et ψ_5 du modèle MA(2) correspondant.

Exercices sur les séries temporelles pour Gestion et Finance

Solution 2:

- a) Pour qu'un modèle AR(2) soit stationnaire, il faut que les racines de l'équation caractéristique soient inférieures à 1 en valeur absolue.

En utilisant l'équation caractéristique $\lambda^2 - \lambda + 0,21 = 0$

$$\text{Les racines cherchées sont } \lambda_1, \lambda_2 = \frac{1}{2} \pm \frac{\sqrt{(-1)^2 - 4 \times 0,21}}{2} = 0,5 \pm 0,2$$

Donc $\lambda_1 = 0,7$ et $\lambda_2 = 0,3$ sont des racines réelles et distinctes.

Comme $|\lambda_1| = |0,7| < 1$ et $|\lambda_2| = |0,3| < 1$ le processus est stationnaire.

Il est inversible parce que, par définition, tout AR d'ordre fini est inversible.

- b) Pour déterminer les coefficients du modèle MA(∞) correspondant à ce AR(2), on peut utiliser le procédé des fractions rationnelles ou alternativement le système $\psi(L)\phi(L)=1$.

D'abord en utilisant les fractions rationnelles, on obtient :

$$Y_t = \left[\frac{1,75}{1-0,7L} - \frac{0,75}{1-0,3L} \right] \varepsilon_t = \left[1,75 \sum_{j=0}^{\infty} (0,7L)^j - 0,75 \sum_{j=0}^{\infty} (0,3L)^j \right] \varepsilon_t =$$

$$Y_t = \varepsilon_t + \varepsilon_{t-1} + 0,79\varepsilon_{t-2} + 0,58\varepsilon_{t-3} + 0,4\varepsilon_{t-4} + 0,29\varepsilon_{t-5} + \dots$$

Ou en utilisant le système $\psi(L)\phi(L)=1$, on obtient les relations suivantes :

$$\psi_1 - \phi_1 = 0$$

$$\psi_2 - \psi_1 \phi_1 - \phi_2 = 0$$

Pour $j > 0$, on obtient l'équation en différences suivante :

$$\psi_j = \phi_1 \psi_{j-1} - \phi_2 \psi_{j-2}$$

Comme ici $\phi_1 = 1$ et $\phi_2 = -0,21$, on obtient :

$$\psi_1 = 1$$

$$\psi_2 = 1 \times 1 - 0,21 = 0,79$$

$$\psi_3 = 1 \times 0,79 - 0,21 \times 1 = 0,58$$

$$\psi_4 = 1 \times 0,58 - 0,21 \times 0,79 = 0,41$$

$$\psi_5 = 1 \times 0,41 - 0,21 \times 0,58 = 0,29$$

Exercice 3:

Soit le modèle AR(2) suivant :

$$Y_t = -0,8Y_{t-1} + 0,1Y_{t-2} + \varepsilon_t$$

- a) Ce modèle est-il stationnaire ? inversible ?
 b) Calculer les coefficients $\psi_1, \psi_2, \psi_3, \psi_4$ et ψ_5 du modèle MA(2) correspondant.

Exercice 4:

On dispose de la séquence suivante des coefficients d'auto-corrélation :

$$R_1 = 0,70 ; R_2 = 0,49 ; R_3 = 0,34 ; R_4 = 0,24 \text{ et } R_5 = 0,17.$$

De quel processus AR(p) peuvent provenir ces coefficients ? Considérez uniquement des valeurs faibles de p.

Solution 4:

Exercices sur les séries temporelles pour Gestion et Finance

On commence par essayer d'abord un AR(1).

Comme dans un modèle AR(1), on a $\phi_1=R_1$ on aura le modèle suivant : $Y_t=0,70Y_{t-1}+\varepsilon_t$.

Dans un modèle AR(1), les coefficients d'auto-corrélation se génèrent par l'équation en différences : $R_t=\phi_1R_{t-1}$ sachant que $R_0=1$.

En appliquant la formule de récurrence précédente, on obtient : $R_1=0,7$; $R_2=0,49$; $R_3=0,343$; $R_4=0,2401$ et $R_5=0,16807$.

Exercice 5:

On dispose de la séquence suivante des coefficients d'auto-corrélation :

$R_1=0,80$; $R_2=0,82$; $R_3=0,74$; $R_4=0,71$ et $R_5=0,66$.

De quel processus AR(p) peuvent provenir ces coefficients ? Considérez uniquement des valeurs faibles de p.

Solution 5:

On commence par essayer un AR(1). Mais, dans un AR(1), on a : $R_t=\phi_1R_{t-1}$ pour $t>0$. En prenant $\phi_1=R_1=0,8$ on aura $R_2=0,8 \times 0,8=0,64 \neq 0,82$.

Donc, ce n'est pas un AR(1).

Essayant un AR(2). Avec le système de Yule-Walker, on aura :

$$\begin{cases} 0,80 = \phi_1 + 0,80\phi_2 \\ 0,82 = 0,80\phi_1 + \phi_2 \end{cases}$$

que nous résolvons pour ϕ_1 et ϕ_2 , on obtient $\phi_1=0,4$ et $\phi_2=0,5$.

Donc, en utilisant l'équation en différence : $R_t=0,4R_{t-1}+0,5R_{t-2}$

pour calculer R_3 , R_4 et R_5 , on obtient les résultats suivants :

$$R_3=0,728$$

$$R_4=0,7012$$

$$\text{et } R_5=0,6448$$

qui coïncident, à des petites erreurs près, avec les coefficients donnés. Par conséquent, on peut supposer qu'ils proviennent d'un modèle AR(2).

Exercice 6:

Dans un modèle AR(2), on sait que $\phi_1=0,7$ et $R_1=0,9$. Peut-on déduire la valeur de ϕ_2 ?

Solution 6:

Exercices sur les séries temporelles pour Gestion et Finance

Dans un processus stationnaire, la première équation de Yule-Walker d'un AR(2) est donnée par :

$$R_1 = \phi_1 + \phi_2 R_1.$$

Comme on connaît R_1 et ϕ_1 , alors en ϕ_2 de l'équation antérieure, on obtient :

$$\phi_2 = \frac{R_1 - \phi_1}{R_1} = \frac{0,9 - 0,7}{0,9} = 0,22.$$

Exercice 7:

Dans un modèle AR(2), peut-on déduire la valeur de ϕ_2 si on sait que $\phi_1 = -0,4$ et $R_1 = 0,71$?

Solution 7:

Supposons que le processus cherché est stationnaire. Alors, la première équation de Yule-Walker d'un AR(2) est donnée par : $R_1 = \phi_1 + \phi_2 R_1$.

Comme on connaît R_1 et ϕ_1 , alors en ϕ_2 de l'équation antérieure, on obtient :

$$\phi_2 = \frac{R_1 - \phi_1}{R_1} = \frac{0,7 - 0,4}{0,7} = 1,57.$$

Dans ce cas, on a $\phi_2 = 1,57 > 1$.

Par conséquent, cette valeur de ϕ_2 ne correspond pas à un AR(2) stationnaire. Ce qui est contradictoire avec la supposition de stationnarité faite et avec le fait que les équations de Yule-Walker ne sont valables que si le processus est stationnaire. D'où, on ne peut pas déduire la valeur de ϕ_2 .

Exercice 8:

Dans un modèle AR(2), on sait que $\phi_1 = 0,8$ et $R_2 = 0,6$. Peut-on déduire la valeur de ϕ_2 ?

Solution 8:

Supposons que le processus cherché est stationnaire. Pour pouvoir déduire la valeur de ϕ_2 , il sera utile d'utiliser les deux équations de Yule-Walker correspondantes à AR(2).

$$R_1 = \phi_1 + \phi_2 R_1$$

$$R_2 = \phi_1 R_1 + \phi_2$$

Dans le système antérieur, on connaît R_2 et ϕ_1 ; par conséquent, les inconnus seront R_1 et ϕ_2 . Si de la première équation on dégage R_1 et on la substitue dans la seconde ; on aura :

$$R_2 = \phi_1 \frac{\phi_1}{1 - \phi_2} + \phi_2$$

Après des calculs $\phi_2^2 - (1 + R_2)\phi_2 + R_2 - \phi_1^2 = 0$

Exercices sur les séries temporelles pour Gestion et Finance

Réolvons l'équation en tenant compte de que $\phi_1=0,8$ et $R_2=0,6$ on obtient les valeurs

$$\phi_2^* = 1,62 \quad \text{et} \quad \phi_2^{**} = -0,02$$

Auxquelles correspondent respectivement les valeurs

$$R_1^* = -1,29 \quad \text{et} \quad R_1^{**} = 0,78$$

Comme ϕ_2^* ne vérifie pas les conditions de stationnarité –et en plus la valeur de R_1^* n'a pas de sens-, la valeur de ϕ_2 qui convient sera $\phi_2^{**} = -0,02$.

Exercice 9:

Dans le modèle MA(2) inversible $Y_t = \varepsilon_t - 1,2\varepsilon_{t-1} + 0,32\varepsilon_{t-2}$

On veut calculer les coefficients $\pi_1, \pi_2, \pi_3, \pi_4$ et π_5 du modèle AR(∞) correspondant,

- En utilisant la méthode des fractions rationnelles,
- En utilisant l'égalité $\pi(L)\theta(L)=\phi(L)$

Solution 9:

- Pour appliquer la méthode des fractions rationnelles, on doit calculer d'abord les racines de l'équation $\lambda^2 - 1,2\lambda + 0,32 = 0$.

Sa résolution donne $\lambda_1 = 0,8$ et $\lambda_2 = 0,4$.

Le modèle peut s'exprimer comme $\varepsilon_t = \frac{1}{(1-0,8L)(1-0,4L)} Y_t$

Développant $\frac{1}{(1-0,8L)(1-0,4L)} = \frac{A}{1-0,8L} + \frac{B}{1-0,4L}$

Ce qui donne en éliminant les dénominateurs $1 = (1-0,4L)A + (1-0,8L)B$

Ou encore $1 = (A+B) - (0,4A+0,8B)L$

D'où le système $\begin{cases} A+B=1 \\ 0,4A+0,8B=0 \end{cases}$

On obtient $A=2$ et $B=-1$.

Par conséquent $\varepsilon_t = \left[\frac{2}{1-0,8L} - \frac{1}{1-0,4L} \right] Y_t$
 $= \left[2 \sum_{j=0}^{\infty} (0,8L)^j - \sum_{j=0}^{\infty} (0,4L)^j \right] Y_t$

$$= Y_t + 1,2Y_{t-1} + 1,12Y_{t-2} + 0,96Y_{t-3} + 0,79Y_{t-4} + 0,65Y_{t-5} + \dots$$

- Comme c'est un processus de moyenne mobile, l'égalité $\pi(L)\theta(L)=\phi(L)$ est réduite à $\pi(L)\theta(L)=1$. C'est-à-dire, $(1-\pi_1L-\pi_2L^2-\pi_3L^3-\pi_4L^4-\dots)(1-\theta_1L-\theta_2L^2)=1$

Exercices sur les séries temporelles pour Gestion et Finance

En développant, on aura :

$$1 - (\pi_1 + \theta_1)L - (\pi_2 - \pi_1\theta_1 + \theta_2)L^2 - (\pi_3 - \pi_2\theta_1 - \pi_1\theta_2)L^3 \dots = 1$$

Par identification membre à membre des coefficients des puissances aura

$$\pi_1 = -\theta_1 = -1,2$$

$$\pi_2 = \pi_1\theta_1 - \theta_2 = -1,12$$

Pour $j > 2$, on peut prouver en continuant le développement antérieur les coefficients π_j suivent l'équation en différences

$$\pi_j = \theta_1\pi_{j-1} + \theta_2\pi_{j-2}$$

Par conséquent

$$\pi_3 = -1,2 \times 1,12 + 0,32 \times 1,2 = -0,96$$

$$\pi_4 = -1,2 \times 0,96 + 0,32 \times 1,12 = -0,79$$

$$\pi_5 = -1,2 \times 0,79 + 0,32 \times 0,96 = -0,64$$

Exercice 10 :

Dans le modèle ARMA(1,1) suivant : $Y_t = 0,8Y_{t-1} + \varepsilon_t + 0,7\varepsilon_{t-1}$

On demande de :

- Calculer les coefficients $\psi_1, \psi_2, \psi_3, \psi_4$ et ψ_5 du modèle MA(∞) correspondant.
- Calculer les coefficients $\pi_1, \pi_2, \pi_3, \pi_4$ et π_5 du modèle AR(∞) correspondant.

Exercice 11 :

Soit le modèle MA(2) suivant : $Y_t = \varepsilon_t - \theta_1\varepsilon_{t-1} - \theta_2\varepsilon_{t-2}$

On sait que les racines de l'équation caractéristique $\lambda^2 - \theta_1\lambda - \theta_2 = 0$ sont $\lambda_1 = 0,6$ et $\lambda_2 = 0,3$.

Peut-on déterminer les valeurs de θ_1 et θ_2 ?

Exercice 12 :

Soit le modèle ARMA(1,1) suivant : $Y_t = 0,6Y_{t-1} + \varepsilon_t - 0,6\varepsilon_{t-1}$

- Calculer la fonction d'auto-corrélation.
- Peut-on simplifier ce modèle ?

Exercice 13 :

Soit le modèle ARMA(2,2) suivant : $Y_t = 0,9Y_{t-1} - 0,2Y_{t-2} + \varepsilon_t - 1,3\varepsilon_{t-1} + 0,4\varepsilon_{t-2}$

Peut-on introduire quelques simplifications à ce modèle ?

Exercice 14 :

Exercices sur les séries temporelles pour Gestion et Finance

Soit le modèle $Y_t = 1,8Y_{t-1} - 0,81Y_{t-2} + \varepsilon_t$

On demande de trouver la solution de l'équation en différences qui génère les coefficients d'auto-corrélation.

Exercice 15 :

Soit le modèle $Y_t = 0,1Y_{t-1} + 0,9Y_{t-2} + \varepsilon_t$

On demande :

- Analyser les conditions de stationnarité.
- Dans le cas où le modèle ne soit pas stationnaire, peut-on faire une transformation pour le convertir en stationnaire ?

Exercice 16 :

Soit le modèle $Y_t = -Y_{t-1} + \varepsilon_t$

On considère la transformation $w_t = \Delta Y_t$

Le processus w_t est-il stationnaire ?

Exercice 17 :

Soit le modèle $Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 t^2 + \varepsilon_t$

On demande :

- Ce modèle est-il stationnaire ?
- On fait la transformation $w_t = \Delta^2 Y_t$, le processus correspondant à w_t est-il stationnaire ?
- Discuter l'inversibilité du processus résultant.

Exercice 18 :

Soit le modèle $Y_t = (\beta_0 + \beta_1 t) e^{\varepsilon_t}$.

On demande :

- Le modèle proposé, est-il stationnaire en moyenne et en variance ?
- Si on fait la transformation $w_t = \Delta Y_t$, le modèle transformé est-il stationnaire en moyenne et en variance ?
- Dans le cas où dans la question b) on n'a pas obtenu un modèle stationnaire, comment peut-on transformer le modèle original à fin qu'il accomplisse les conditions de stationnarité ?

solution 10:

a) On établit les relations

$$(1 + \Psi_1 L + \Psi_2 L^2 + \dots)(1 - \phi_1 L) = 1 - \theta_1 L$$

d'où

$$\Psi_1 - \phi_1 = -\theta_1$$

et pour $j > 1$ $\Psi_j - \phi_1 \Psi_{j-1} = 0$

Donc, $\Psi_1 = 0,8 + 0,7 = 1,5$

$$\Psi_2 = 0,8 \times 1,5 = 1,2$$

$$\Psi_3 = 0,8 \times 1,2 = 0,96$$

$$\Psi_4 = 0,8 \times 0,96 = 0,77$$

$$\Psi_5 = 0,8 \times 0,77 = 0,61$$

b) On établit les relations

$$(1 - \pi_1 L - \pi_2 L^2 - \dots)(1 - \theta_1 L) = 1 - \phi_1 L$$

d'où

$$\pi_1 + \theta_1 = \phi_1$$

et pour $j > 1$ $\pi_j - \theta_1 \pi_{j-1} = 0$

Alors $\pi_1 = 0,8 + 0,7 = 1,5$

$$\pi_2 = -0,7 \times 1,5 = -1,05$$

$$\pi_3 = 0,7 \times 1,05 = 0,74$$

$$\pi_4 = -0,7 \times 0,74 = -0,52$$

$$\pi_5 = 0,7 \times 0,52 = 0,36$$

solution 11:

les racines de l'équation caractéristique sont

$$\lambda_1 = \frac{\theta_1}{2} + \frac{\sqrt{\theta_1^2 + 4\theta_2}}{2}$$

$$\lambda_2 = \frac{\theta_1}{2} - \frac{\sqrt{\theta_1^2 + 4\theta_2}}{2}$$

A partir des expressions précédentes, on peut voir que

$$\lambda_1 + \lambda_2 = \theta_1$$

$$\lambda_1, \lambda_2 = \frac{\theta_1^2}{4} - \frac{(\theta_1^2 + 4\theta_2)}{4} = -\theta_2$$

Par conséquent

$$\theta_1 = 0,90$$

$$\theta_2 = -0,18$$

solution 12:

1) A partir des formules des coefficients des auto-corrélation pour un modèle ARMA(1,1):

$$R_1 = \frac{(1 - \phi_1 \theta_1)(\phi_1 - \theta_1)}{1 - 2\theta_1 \phi_1 + \theta_1^2}$$

$$R_\tau = \phi_1 R_{\tau-1} \quad \text{pour } \tau > 1$$

on obtient

$$R_1 = \frac{(1 - (0,6)^2) \times 0}{1 + 0,6^2 - 2 \times 0,6^2} = 0$$

$$\text{et } R_\tau = 0 \quad \text{pour } \tau > 1$$

c'est-à-dire que tous les coefficients d'auto-corrélation sont égaux à zéro.

2) Du fait que $R_\tau = 0$ pour tout τ , est dû à l'existence d'un facteur commun entre la partie auto-régressive et des moyennes mobiles.

$$\text{En effet} \quad (1 - 0,6L)Y_t = (1 - 0,6L)\varepsilon_t$$

En divisant les deux membres par $(1 - 0,6L)$, le modèle devient réduit à $Y_t = \varepsilon_t$ qui est un bruit blanc qui se caractérise précisément par $R_\tau = 0$, pour tout τ .

solution 13:

Pour voir si on peut introduire des simplifications, on procède au calcul des racines des équations caractéristiques de la partie auto-régressive et de la partie des moyennes

L'équation caractéristique de la partie auto-régressive est

par
$$\lambda_{AR}^2 - 0,9\lambda_{AR} + 0,2 = 0$$

on obtient
$$\lambda_{AR_1} = 0,5 \text{ et } \lambda_{AR_2} = 0,4$$

L'équation caractéristique de la partie des moyennes est

$$\lambda_{MA}^2 - 1,3\lambda_{MA} + 0,4 = 0$$

on obtient
$$\lambda_{MA_1} = 0,8 \text{ et } \lambda_{MA_2} = 0,5$$

Par conséquent, le modèle dans une forme factorisée peut s'exprimer ainsi
$$(1 - 0,5L)(1 - 0,4L)Y_t = (1 - 0,8L)(1 - 0,5L)\varepsilon_t$$

Divisons les deux membres par $(1 - 0,5L)$, il en résulte

$$(1 - 0,4L)Y_t = (1 - 0,8L)\varepsilon_t$$

c'est-à-dire

$$Y_t = 0,4Y_{t-1} + \varepsilon_t - 0,8\varepsilon_{t-1}$$

ce qui donne une forme simplifiée du modèle.

Exercice 14:

L'équation qui génère les coefficients d'auto-corrélation est une différence homogène de second ordre:

$$R_T = \phi_1 R_{T-1} + \phi_2 R_{T-2}$$

Pour trouver la solution, il faut calculer les racines de l'équation caractéristique

$$\lambda^2 - \phi_1\lambda - \phi_2 = 0$$

En calculant les racines dans le modèle proposé, on obtient une racine réelle.

$$\lambda_u = 0,9$$

Dans ce cas particulier, la solution de l'équation homogène est de type

$$R_T = A_1 \lambda_u^T + A_2 t \lambda_u$$

où A_1 et A_2 seront déterminées à partir des valeurs initiales R_0 et R_1 . La valeur de R_1 est donnée par:

$$R_1 = \frac{\phi_1}{1 - \phi_2} = \frac{1,8}{1 + 0,81} = 0,99$$

Donc, pour $T=0$ et $T=1$, on aura :

$$1 = A_1$$

$$0,99 = A_1 0,9 + A_2 \times 1 \times 0,9$$

Par conséquent

$$A_1 = 1 \quad ; \quad A_2 = 0,1$$

et la solution vient donnée par $R_T = 0,9^T + 0,1 \times T \times 0,9^T$

Ainsi pour $T=10$, on obtient $R_{10} = 0,9^{10} + 0,1 \times 10 \times 0,9^{10}$

Pour $T=20$, on obtient $R_{20} = 0,36$

solution 15:

) Les racines du polynôme caractéristique :

$$1 - 0,1L - 0,9L^2 = 0$$

sont les suivantes :

$$L_1 = 1 \quad ; \quad L_2 = -1,11$$

comme une des racines $L_1 = 1$, le processus n'est pas st

) Vu les racines du modèle obtenues, ce dernier peut factoriser de la forme suivante :

$$(1 + 0,9L)(1 - L)Y_t = \varepsilon_t$$

En faisant

$$w_t = \Delta Y_t = (1 - L)Y_t$$

Le processus correspondant à la variable transformée w_t est

$$(1 + 0,9L)w_t = \varepsilon_t$$

c'est-à-dire

$$w_t + 0,9w_{t-1} = \varepsilon_t$$

comme $|0,9| < 1$, le processus correspondant à w_t est sta

solution 16:

En utilisant l'opérateur retard, le modèle peut s'exprimer

ainsi
$$(1 + L)Y_t = \varepsilon_t$$

autre part : $w_t = \Delta Y_t = (1-L)Y_t$

où $Y_t = (1-L)^{-1}w_t$

en substituant dans le modèle, on obtient

$$(1+L)(1-L)^{-1}w_t = \varepsilon_t$$

c'est-à-dire

$$(1+L)w_t = (1-L)\varepsilon_t$$

$$w_t = -w_{t-1} + \varepsilon_t - \varepsilon_{t-1}$$

le processus transformé w_t ne vérifie pas les conditions de stationnarité 17 :

1) La moyenne du modèle est :

$$\mu_t = E(Y_t) = E[\beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 t^2 + \varepsilon_t] = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 t^2$$

comme la moyenne est différente pour chaque t , le modèle n'est pas stationnaire en moyenne.

2) le modèle, dans la période t , est :

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 t^2 + \varepsilon_t$$

et dans la période $t-1$

$$Y_{t-1} = \beta_0 + \beta_1(t-1) + \beta_2(t-1)^2 + \varepsilon_{t-1}$$

En faisant la différence, membre à membre, on aura :

$$\Delta Y_t = \beta_1 - \beta_2 + 2\beta_2 t + \varepsilon_t - \varepsilon_{t-1}$$

En exprimant l'équation antérieure pour la période $t-1$, on

$$\Delta Y_{t-1} = \beta_1 - \beta_2 + 2\beta_2(t-1) + \varepsilon_{t-1} - \varepsilon_{t-2}$$

En faisant la différence membre à membre, on obtient :

$$w_t = \Delta^2 Y_t = 2\beta_2 + \varepsilon_t - 2\varepsilon_{t-1} + \varepsilon_{t-2}$$

le processus w_t est stationnaire, puisque c'est un processus MA et tous les processus moyennes mobiles d'ordre fini sont stationnaires.

3) l'équation caractéristique de la partie MA du processus résulte donnée par

$$\lambda^2 - 2\lambda + 1 = 0$$

les racines de cette équation sont $\lambda_1 = \lambda_2 = 1$

Donc le processus n'est pas inversible.

solution 18:

Avant de répondre aux différentes parties de l'exercice, on a la loi de probabilité de e^{ε_t}

. Si $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$ et si on note $V_t = e^{\varepsilon_t}$

alors comme $\ln V_t = \varepsilon_t$, on dit que V_t suit une loi log-1

Une variable aléatoire suit une loi log-normale lorsque logarithme népérien de cette variable suit une loi normale).

La moyenne et la variance de V_t sont données par les expressions suivantes :

$$E(V_t) = e^{\frac{1}{2}\sigma_\varepsilon^2}$$

$$E(V_t - e^{\frac{1}{2}\sigma_\varepsilon^2})^2 = e^{\sigma_\varepsilon^2} (e^{\sigma_\varepsilon^2} - 1)$$

Pour voir si ce processus est stationnaire en moyenne et en variance on va calculer la moyenne et la variance de Y_t :

$$E[Y_t] = [\beta_0 + \beta_1 t] E(V_t) = (\beta_0 + \beta_1 t) e^{\frac{1}{2}\sigma_\varepsilon^2}$$

$$E[Y_t - (\beta_0 + \beta_1 t) e^{\frac{1}{2}\sigma_\varepsilon^2}]^2 = E\left[(\beta_0 + \beta_1 t) V_t - (\beta_0 + \beta_1 t) e^{\frac{1}{2}\sigma_\varepsilon^2} \right]^2 =$$
$$= (\beta_0 + \beta_1 t)^2 E(V_t - e^{\frac{1}{2}\sigma_\varepsilon^2})^2 = (\beta_0 + \beta_1 t)^2 e^{\sigma_\varepsilon^2} (e^{\sigma_\varepsilon^2} - 1)$$

Le modèle est, donc, non stationnaire en moyenne, ni en variance puisque les deux paramètres dépendent de t .

Si on fait $w_t = \Delta Y_t$, le modèle transformé sera :

$$w_t = Y_t - Y_{t-1} = (\beta_0 + \beta_1 t) e^{\varepsilon_t} - [\beta_0 + \beta_1 (t-1)] e^{\varepsilon_{t-1}}$$

la moyenne et la variance de w_t sont les suivantes :

$$E(w_t) = (\beta_0 + \beta_1 t) e^{\frac{1}{2}\sigma_\varepsilon^2} - [\beta_0 + \beta_1 (t-1)] e^{\frac{1}{2}\sigma_\varepsilon^2} = \beta_1 e^{\frac{1}{2}\sigma_\varepsilon^2}$$

$$E[w_t - \beta_1 e^{\frac{1}{2}\sigma_\varepsilon^2}]^2 = E\left[[(\beta_0 + \beta_1 t) e^{\varepsilon_t} - (\beta_0 + \beta_1 (t-1)) e^{\varepsilon_{t-1}}] - [\beta_1 e^{\frac{1}{2}\sigma_\varepsilon^2} - \beta_1 e^{\frac{1}{2}\sigma_\varepsilon^2}] \right]^2$$

Si on développe cette dernière expression, on voit clairement que la variance de w_t dépend de t .

Donc W_t est stationnaire en moyenne, mais il n'est pas stationnaire en variance. En plus, la loi de probabilité de W_t n'est normale mais c'est la loi log-normale.

On définit le processus

$$Z_t = \Delta \ln Y_t = \ln(\beta_0 + \beta_1 t) + \varepsilon_t - \ln[\beta_0 + \beta_1(t-1)]$$

Sa moyenne et sa variance sont les suivantes:

$$E(Z_t) = \ln(\beta_0 + \beta_1 t) - \ln[\beta_0 + \beta_1(t-1)] = \ln \frac{\beta_0 + \beta_1 t}{\beta_0 + \beta_1(t-1)}$$

lorsque t croît, $E(Z_t)$ tend vers 0.

D'autre part,

$$\begin{aligned} \text{Var}(Z_t) &= E\left[\ln(\beta_0 + \beta_1 t) + \varepsilon_t - \ln[\beta_0 + \beta_1(t-1)] - \varepsilon_{t-1} - \ln(\beta_0 + \beta_1 t) + \ln[\beta_0 + \beta_1(t-1)]\right]^2 \\ &= E(\varepsilon_t - \varepsilon_{t-1})^2 = 2\sigma_\varepsilon^2 \end{aligned}$$

Le processus Z_t est stationnaire en variance et tend à être stationnaire en moyenne lorsque t croît.

Référence :

Ezequiel URIEL : « Análisis de series temporales Modelos ARIMA », collection ábaco, Paraninfo (S.A Tercera Edición, 1995. (Madrid, Spain).