



## EXAMEN

### Exercice N°1 : (12 points)

Soit le modèle à deux variables explicatives estimé sur 19 observations :

$$y_t = -47,5046 + 0,004860x_{1t} + 0,012742x_{2t} + \varepsilon_t$$

$$\hat{\sigma}_{\hat{a}_0} = 14,93307, \hat{\sigma}_{\hat{a}_1} = 0,001256, \hat{\sigma}_{\hat{a}_2} = 0,004975$$

$$R^2 = 0,5718; F^* = 10,6836$$

Les résidus calculés sur le modèle précédent sont représentés sur le tableau suivant :

t	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
$e_t$	-5,81	10,46	-26,86	-26,37	-42,13	1,14	24,27	0,93	-1,60	2,31
t	11	12	13	14	15	16	17	18	19	
$e_t$	23,25	13,62	27,52	-23,61	-16,54	-32,87	-4,88	36,82	40,39	

- Vérifier les conditions d'application du test d'autocorrélation des erreurs de Durbin et Watson (DW).
- Dans le cas où les conditions de DW sont vérifiées, effectuer le test d'autocorrélation des erreurs ( $d_1 = 1,08; d_2 = 1,53$ ).
- Expliquer les étapes de la méthode des quasi différences premières afin de lever l'autocorrélation des erreurs d'ordre 1,  $\varepsilon_t = \rho\varepsilon_{t-1} + \nu_t$ .
- Estimer la valeur de  $\rho$ .

### Exercice N°2 : (08 points)

Soit le modèle suivant sous forme structurelle :

$$R_t = a_0 + a_1M_t + a_2Y_t + \varepsilon_{1t} \quad (1)$$

$$Y_t = b_0 + b_1R_t + b_2I_t + \varepsilon_{2t} \quad (2)$$

avec :

- $M_t$  : L'offre de monnaie pour l'année t,
- $R_t$  : Le taux d'intérêt pour l'année t,
- $Y_t$  : Le Produit Intérieur Brut pour l'année t.
- $I_t$  : L'Investissement intérieur pour l'année t.

- Quelles sont les variables Endogènes et Exogènes du modèle.
- Préciser les conditions d'identifiabilité du modèle.
- Exprimer la forme réduite du modèle à partir de la forme structurelle et démontrer que les estimateurs ne sont pas optimaux.
- Préciser quelle méthode à appliquer pour estimer les coefficients du modèle équation par équation.

Exo 1 :  $y_t = -47,5046 + 0,004860 u_{1t} + 0,1012742 u_{2t} + \varepsilon_t \dots (1)$

- 1)  $n = 19 \geq 15$   
 - le modèle contient un terme constant. (2)  
 - le modèle ne contient pas de variable à expliquer figurant parmi les variables explicatives en haut que variable retardée.

2)  $\sum_{t=2}^{19} (e_t - e_{t-1})^2 = 11069,50$  ;  $\sum_{t=1}^{19} e_t^2 = 10339,26$  ;  $DW = \frac{\sum_{t=2}^{19} (e_t - e_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^{19} e_t^2} = 1,07$

$DW = 1,07 < d_1 = 1,08$ , on a en présence d'autocorrélation des erreurs positive.

3)  $\varepsilon_t = \rho \varepsilon_{t-1} + \eta_t$  les étapes de l'équation aux différences premières

- l'équation (1) se transforme en :  $\rho y_{t-1} = \rho(-47,5046) + \rho(0,004860 u_{1t-1}) + \rho(0,1012742) u_{2t-1} + \rho \varepsilon_{t-1} \dots (2)$

en général :  $\rho y_{t-1} = \rho a_0 + \rho a_1 u_{1t-1} + \rho a_2 u_{2t-1} + \dots + \rho a_k u_{kt-1} + \rho \varepsilon_{t-1} \dots (1)$

- en retranchant (2) de (1) on obtient :

$y_t - \rho y_{t-1} = -47,5046(1-\rho) + 0,004860(u_{1t} - \rho u_{1t-1}) + 0,1012742(u_{2t} - \rho u_{2t-1}) + \varepsilon_t - \rho \varepsilon_{t-1} \dots (3)$

- On applique une régression par les MCO sur l'équation (3), on obtient alors un estimateur à sans biais et à variance minimale.

$\hat{\alpha} = (X'M'MX)^{-1} X'M'MY$  avec  $M'M = \begin{pmatrix} 1-\rho^2 & -\rho & 0 & \dots & 0 & 0 \\ -\rho & 1+\rho^2 & -\rho & \dots & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ 0 & \dots & \dots & \dots & 1+\rho^2 & -\rho \\ 0 & \dots & \dots & \dots & -\rho & 1 \end{pmatrix}$

4)  $\rho = 1 - \frac{DW}{2} = 1 - \frac{1,07}{2} = 0,465$

Exo 2

- 1) variables endogènes sont :  $R_t$  et  $Y_t$   
 " " exogènes sont :  $M_t$  et  $I_t$

2) Première équation :  $g=2, k=2, g'=2, k'=1, g-1 = g-g'+k-k' \Rightarrow 1=1$ , elle est juste identifiée.  
 Deuxième équation :  $g=2, k=2, g'=2, k'=1, g-1 = g-g'+k-k' \Rightarrow 1=1$ , elle est juste identifiée.

3)  $R_t = \frac{a_0 + a_2 b_0}{1 - a_2 b_1} + \frac{a_2 b_2}{1 - a_2 b_1} I_t + \frac{a_2 \varepsilon_{2t} + \varepsilon_{1t}}{1 - a_2 b_1} + \frac{a_1}{1 - a_2 b_1} M_t \dots (3)$

$Y_t = \frac{b_0 + a_0 b_1}{1 - a_2 b_1} + \frac{a_1 b_1}{1 - a_2 b_1} M_t + \frac{b_2}{1 - a_2 b_1} I_t + \frac{b_1 \varepsilon_{1t} + \varepsilon_{2t}}{1 - a_2 b_1} \dots (4)$

- L'équation (3) indique que  $R_t$  est fonction de  $\varepsilon_{1t}$  et par conséquent  $E(Y_t \varepsilon_{1t}) \neq 0$ . Il en résulte que dans l'équation (1), l'hypothèse d'indépendance entre  $Y_t$  et l'erreur  $\varepsilon_{1t}$  n'est pas respectée. Ainsi les estimateurs  $\hat{a}_0, \hat{a}_1$  et  $\hat{a}_2$  obtenus par les MCO sur l'équation (1) ne sont pas optimaux.  
 - De même dans l'équation (4) indique que  $R_t$  est fonction de  $\varepsilon_{2t}$  et par conséquent  $E(R_t \varepsilon_{2t}) \neq 0$ . Il en résulte que dans l'équation (2) l'hypothèse d'indépendance entre  $R_t$  et l'erreur  $\varepsilon_{2t}$  n'est pas respectée. Ainsi les estimateurs  $\hat{b}_0, \hat{b}_1$  et  $\hat{b}_2$  obtenus par les MCO sur l'équation (2) ne sont pas optimaux.

4) La méthode à appliquer pour estimer les coefficients du modèle équation par équation est la méthode à appliquer pour estimer les coefficients du modèle équation par équation par les MCO ou les MCI.



## EXAMEN

### Exercice N°1 : (06 points)

soit le modèle :  $y_t = a_1x_{1t} + a_2x_{2t} + a_3 + \varepsilon_t$

avec :

$$E[\varepsilon, \varepsilon'] = \begin{pmatrix} 3 & 0 & 0 & \dots & \dots & 0 \\ 0 & 6 & 0 & \dots & \dots & 0 \\ 0 & 0 & 9 & \dots & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & 0 & \dots & \dots & 75 \end{pmatrix}$$

1. Les variables  $\varepsilon_t$  sont -elles autocorrélées ? Justifier.
2. Le modèle est-il homoscédastique ? Justifier.
3. S'il ne l'est pas, quelle transformation doit être réalisée pour qu'il devienne homoscédastique ?

### Exercice N°2 : (08 points)

Supposant que, suite à une crise économique, les réserves de change d'un pays sont caractérisées par l'équation :

$$Q = Q_0 e^{-kt}$$

où :

$Q$  : désigne la quantité des réserves de change restante à l'instant  $t$ ,

$Q_0$  : la quantité des réserves de change initiale,

$k$  : constante de vitesse d'épuisement des réserves de change.

On dispose des données expérimentales suivantes :

t (année)	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Q(UM)	416	319	244	188	144	113	85	66	50	41

1. Estimer la constante de vitesse d'épuisement  $k$  par linéarisation de l'équation donnée.
2. Retrouver la forme du modèle initial.

### Exercice N°3 : (06 points)

Soit le modèle à équations simultanées suivant :

$$C_t = a_0 + a_1 PIB_t + \varepsilon_t \tag{1}$$

$$PIB_t = C_t + I_t \tag{2}$$

avec :

–  $C$  : la consommation,  $PIB$  : produit intérieur brut en terme réel,  $I$  : l'investissement.

1. Ecrire le modèle sous forme matricielle.
2. Exprimer la forme réduite du modèle à partir de la forme structurelle.
3. Préciser les conditions d'identifiabilité du modèle.
4. Préciser quelle méthode à appliquer pour estimer les coefficients du modèle équation par équation.

Exo 1: (6 points)

- 1) Les  $\varepsilon_{it}$  ne sont pas autocorrélés car  $\text{Cov}(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = 0 \forall i \neq j$ . (1/3)
- 2) Le modèle n'est pas homocédastique, il est hétéroscédastique puisque les variables des erreurs (diagonale) ne sont pas constantes. (1/3)
- 3) Pour rendre le modèle homocédastique, il faut procéder à la transformation suivante:  $v_1 = \varepsilon_1, v_2 = \frac{\varepsilon_2}{\sqrt{2}}, v_3 = \frac{\varepsilon_3}{\sqrt{3}}, \dots, v_{25} = \frac{\varepsilon_{25}}{\sqrt{25}}$  car  $V(v_1) = V(v_2) = \dots = V(v_{25}) = 3$ . (1)

Le modèle transformé alors:

$$\begin{aligned} y_1 &= a_1 v_{11} + a_2 v_{21} + a_3 + v_1 \\ \frac{y_2}{\sqrt{2}} &= a_1 \frac{v_{11}}{\sqrt{2}} + a_2 \frac{v_{21}}{\sqrt{2}} + \frac{a_3}{\sqrt{2}} + v_2 \\ \frac{y_3}{\sqrt{3}} &= a_1 \frac{v_{11}}{\sqrt{3}} + a_2 \frac{v_{21}}{\sqrt{3}} + \frac{a_3}{\sqrt{3}} + v_3 \\ &\vdots \\ \frac{y_{25}}{\sqrt{25}} &= a_1 \frac{v_{11}}{\sqrt{25}} + a_2 \frac{v_{21}}{\sqrt{25}} + \frac{a_3}{\sqrt{25}} + v_{25} \end{aligned} \Rightarrow X = \begin{pmatrix} v_{11} & v_{21} & 1 \\ \frac{v_{11}}{\sqrt{2}} & \frac{v_{21}}{\sqrt{2}} & \frac{1}{\sqrt{2}} \\ \frac{v_{11}}{\sqrt{3}} & \frac{v_{21}}{\sqrt{3}} & \frac{1}{\sqrt{3}} \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ \frac{v_{11}}{\sqrt{25}} & \frac{v_{21}}{\sqrt{25}} & \frac{1}{\sqrt{25}} \end{pmatrix}, V = \begin{pmatrix} v_1 \\ v_2 \\ v_3 \\ \vdots \\ v_{25} \end{pmatrix}$$

$$\hat{\alpha} = (X'X)^{-1}X'Y \quad (X \text{ est la matrice transformée})$$

Exo 2: (6 points)

- 1)  $Q_t = Q_0 e^{-kt} \Rightarrow \log(Q_t) = \log(Q_0) - kt$ . (1) avec  $a = \log Q_0$  et  $b = -k$ .  
 c) Le modèle de régression linéaire simple:  $\bar{E} = 5,5$ ;  $\log \bar{Q} = 4,85$ ;  $\sum_{t=1}^{10} (\log Q_t - \log \bar{Q})(t_i - \bar{t}) = -21,45$ ;  $\sum_{t=1}^{10} (t_i - \bar{t})^2 = 82,5$ . (1)  
 $b = \frac{\sum_{t=1}^{10} (\log Q_t - \log \bar{Q})(t_i - \bar{t})}{\sum_{t=1}^{10} (t_i - \bar{t})^2} = -0,26$ . (1)  $\hat{a} = \log \bar{Q} - \hat{b} \bar{E} = 4,85 + 0,26 \times 5,5 = 6,28$  (1)  
 2)  $a = \log Q_0 \Rightarrow Q_0 = e^a = e^{6,28} = 534$ ;  $k = -b = 0,26 \Rightarrow Q = 534 e^{-0,26t}$ . (1)

Exo 3: (6 points)

- 1) 
$$\begin{cases} C_t - a_1 P_t B_t + 0 I_t - a_0 = \varepsilon_t \\ -C_t + P_t B_t - I_t + 0 a_0 = 0 \end{cases}$$

$$\begin{pmatrix} 1 & -a_1 \\ -1 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} C_t \\ P_t B_t \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 0 & -a_0 \\ -1 & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} I_t \\ a_0 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ 0 \end{pmatrix}$$

$$B \times Y + C \times X = \varepsilon$$
  - 2) 
$$\begin{cases} P_t B_t = \frac{a_0}{1-a_1} + \frac{1}{1-a_1} I_t + \frac{\varepsilon_t}{1-a_1} \\ C_t = \frac{a_0}{1-a_1} + \frac{a_1}{1-a_1} I_t + \frac{\varepsilon_t}{1-a_1} \end{cases}$$
  - 3) (Eq1):  $g=2, k=1, g'=2, k'=0, r=0$   
 $g-1 = g-g' + k-k'(t) = 1$  l'équation (1) est juste identifiée. (1)
  - (Eq2):  $g=2, k=1, g'=2, k'=1, r=1$   
 $g-1 = g-g' + k-k'(t) = 1$  l'équation (2) est juste identifiée. (1)
- 4) Le modèle est juste identifié, on peut appliquer la méthode des DMC ou MCI pour estimer les coefficients du modèle équation par équation. (1)



## EXAMEN

### Question :(04 points)

Parmi les tests de détection d'une hétéroscédasticité dans un modèle linéaire, le test de Gleisjer.  
- Expliquer la procédure à suivre pour effectuer ce test.

### Exercice N°1 :(10 points)

Soit le modèle à trois variables explicatives estimé sur 20 observations :

$$y_t = -242,795 + 3,897x_{1t} + 0,404x_{2t} - 0,879x_{3t} + e_t$$

$$\hat{\sigma}_{\hat{a}_0} = 26,800, \hat{\sigma}_{\hat{a}_1} = 0,400, \hat{\sigma}_{\hat{a}_2} = 0,061, \hat{\sigma}_{\hat{a}_3} = 0,240$$

$$R^2 = 0,939; F^* = 81,948$$

Les résidus calculés sur le modèle précédent sont représentés sur le tableau suivant :

t	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
$e_t$	1,20	2,67	-2,56	-5,39	-5,65	-2,01	0,36	1,54	0,02	-0,48
t	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
$e_t$	-3,05	-0,18	4,91	0,76	2,68	1,16	0,79	-2,88	0,85	5,25

- Vérifier les conditions d'application du test d'autocorrélation des erreurs de Durbin et Watson (DW).
- Dans le cas où les conditions de DW son vérifiées, effectuer le test d'autocorrélation des erreurs ( $d_1 = 1,00 ; d_2 = 1,68$ ).
- Expliquer les étapes de la méthode des quasi différences premières afin de lever l'autocorrélation des erreurs d'ordre 1,  $\varepsilon_t = \rho\varepsilon_{t-1} + \nu_t$ .
- Estimer la valeur de  $\rho$ .

### Exercice N°2 :(06 points)

On considère le système d'équations suivant :

$$Y_{1t} = a_1 + b_1 Y_{2t} + c_1 X_{1t} + \varepsilon_{1t} \quad (1)$$

$$Y_{2t} = a_2 + b_2 Y_{1t} + c_2 X_{2t} + \varepsilon_{2t} \quad (2)$$

Dans lequel :

- $Y_{1t}$  et  $Y_{2t}$  sont des variables endogènes,
  - $X_{1t}$  et  $X_{2t}$  sont des variables exogènes.
- Préciser les conditions d'identifiabilité du modèle.
  - Exprimer la forme réduite du modèle à partir de la forme structurelle et démontrer que les estimateurs ne sont pas optimaux.
  - Préciser quelle méthode à appliquer pour estimer les coefficients du modèle équation par équation.

Ex 00 (4 points) Test de Glejser

- Régresser par les MCO de  $y_j$  en  $X_j$  et calculer la valeur  $e_j$ .
- Régresser de  $|e_j|$  sur  $X_j$ .
- Tester différents forms de régressions:
  - $|e_j| = a_0 + a_1 X_j + \epsilon_j \Rightarrow \hat{\sigma}_{\epsilon_j}^2 = k^2 X_j^2$
  - $|e_j| = a_0 + a_1 X_j^{1/2} + \epsilon_j \Rightarrow \hat{\sigma}_{\epsilon_j}^2 = k^2 X_j$
  - $|e_j| = a_0 + a_1 X_j^{-1} + \epsilon_j \Rightarrow \hat{\sigma}_{\epsilon_j}^2 = k^2 X_j^{-2}$
- Si le coefficient  $a_1$  d'une des spécifications est significativement différent de zéro, on rejette l'hypothèse d'homoscedasticité.
- la forme à retenir en cas d'hétéroscédasticité se rapporte au coefficient affecté de la plus grande Student à plus élevée.

Ex 01 (10 points)

- $n = 20 > 15$ 
  - Il existe une contrainte dans le modèle
  - $y_t$  ne figure pas comme variable retardée parmi les variables explicatives.

2)  $DW = \frac{\sum_{i=1}^{20} (e_t - e_{t-1})^2}{\sum_{i=1}^{20} e_t^2} = \frac{171,27}{162,62} = 1,053$

$d_1 < DW = 1,05 < d_2$   
 donc la valeur de DW se situe dans la zone de doute. Puisque, elle est plus proche de  $d_1$ , on suppose l'existence d'une autocorrelation des erreurs.

3) les étapes de la méthode des quasi-différences premières

- Calculer  $(y_{Dt} - \beta y_{Dt-1})$ :
- $y_{Dt} - \beta y_{Dt-1} = a_0(1-\beta) + a_1(u_{1t} - \beta u_{1t-1}) + a_2(u_{2t} - \beta u_{2t-1}) + \epsilon_t - \beta \epsilon_{t-1}$
- $y_{Dt} - \beta y_{Dt-1} = a_0(1-\beta) + a_1(u_{1t} - \beta u_{1t-1}) + a_2(u_{2t} - \beta u_{2t-1}) + \epsilon_t - \beta \epsilon_{t-1}$
- Appliquer les MCO sur le dernier modèle
- Pour l'identification:  $b_0 = a_0(1-\beta) \Rightarrow a_0 = \frac{b_0}{1-\beta}$

- les coefficients des variables explicatives transformées d'interpréter directement comme étant ceux des variables explicatives du modèle initial.

4)  $g = 1 - \frac{DW}{2} = 1 - \frac{1,053}{2} = 0,4735$

Ex 02 (6 points)

1) Equation 1:  $g = 2, k = 2, g' = 2, k' = 1$

$g - 1 = g - g' + k - k' \Rightarrow 1 = 1 \Rightarrow$  elle est juste identifiable

Equation 2:  $g = 2, k = 2, g' = 2, k' = 1$

$g - 1 = g - g' + k - k' \Rightarrow 1 = 1 \Rightarrow$  elle est juste identifiable

2) la forme réduite:

$y_{1t} = \frac{a_1 + b_1 a_2}{1 - b_1 b_2} + \frac{c_1}{1 - b_1 b_2} x_{1t} + \frac{b_1 c_2}{1 - b_1 b_2} x_{2t} + \frac{\epsilon_{1t} + b_1 \epsilon_{2t}}{1 - b_1 b_2}$  (3)

$y_{2t} = \frac{a_2 + b_2 a_1}{1 - b_1 b_2} + \frac{b_2 c_1}{1 - b_1 b_2} x_{1t} + \frac{c_2}{1 - b_1 b_2} x_{2t} + \frac{b_2 \epsilon_{1t} + \epsilon_{2t}}{1 - b_1 b_2}$  (4)

avec  $(1 - b_1 b_2) \neq 0$ .

la forme structurale:

$y_{1t} = a_1 + b_1 y_{2t} + c_1 x_{1t} + \epsilon_{1t}$  (A)

$y_{2t} = a_2 + b_2 y_{1t} + c_2 x_{2t} + \epsilon_{2t}$  (B)

donc l'équation (B)  $y_{2t}$  est fonction de  $\epsilon_{2t}$  par conséquent  $\epsilon_{1t} \perp \epsilon_{2t} \neq 0$ , il en résulte que

l'hypothèse d'indépendance entre la variable  $y_{2t}$  et l'erreur  $\epsilon_{1t}$  n'est pas respectée.

donc, les estimations  $\hat{a}_1, \hat{b}_1, \hat{c}_1$  obtenus par les MCO sur (A) ne sont pas optimaux.

de même l'équation (A) indique que  $y_{2t}$  est fonction de  $\epsilon_{1t}$  donc  $\epsilon_{2t} \perp \epsilon_{1t} \neq 0$ , il en résulte que l'hypothèse d'indépendance entre

$y_{2t}$  et l'erreur  $\epsilon_{2t}$  n'est pas respectée.

donc, les estimations  $\hat{a}_2, \hat{b}_2, \hat{c}_2$  obtenus par les MCO sur (B) ne sont pas optimaux.

3) les équations (A) et (B) sont juste identifiables, on peut donc appliquer la méthode de

DW ou MCI pour l'estimation du modèle.



## Examen

### Exercice N°1 : (12 points)

Soit le modèle à deux variables explicatives estimé sur 16 observations :

$$y_t = -21,334 + 0,493x_{1t} + 0,0201x_{2t} + e_t$$

$$\hat{\sigma}_{\hat{a}_0} = 5,399, \hat{\sigma}_{\hat{a}_1} = 0,131, \hat{\sigma}_{\hat{a}_2} = 0,004$$

$$R^2 = 0,717; F^* = 10,016$$

Les résidus calculés sur le modèle précédent sont représentés sur le tableau suivant :

t	1	2	3	4	5	6	7	8
$e_t$	0,313	0,230	-0,735	-0,776	-0,346	0,998	0,552	0,538
t	9	10	11	12	13	14	15	16
$e_t$	0,625	0,883	1,023	1,012	-0,661	-0,396	-0,522	0,213

1. Dans le cas où les conditions de Durbin et Watson son vérifiées, effectuer le test d'auto-corrélation des erreurs ( $d_1 = 0,98 ; d_2 = 1,54$ ).
2. Estimer la valeur de  $\rho$ .
3. Calculer la matrice  $\Omega_e^{-1}$  des Moindres Carrés Généralisés (MCG).

### Exercice N°2 : (04 points)

D'après les théories relatives à l'innovation, une innovation se diffuse dans la société en suivant un processus qui touche différentes catégories de consommateurs, des plus enthousiastes jusqu'aux plus réticents face à la technologie. (Griliches, 1957) a proposé un modèle logistique pour ce processus suivant le forme :

$$Y_t = \frac{k}{1 + e^{-(a+bt)}}$$

Où :  $\mathbf{k}$  : représente le seuil,  $\mathbf{Y}$  : mesure la diffusion du phénomène,  $\mathbf{t}$  : la période,  $\mathbf{a}$  et  $\mathbf{b}$  les paramètres à estimer avec  $\mathbf{b}$  représentant le taux de croissance, c'est à dire la vitesse de diffusion.

1. Exprimer la forme linéaire du modèle de Griliches présenté précédemment.
2. Quelle condition doit vérifier le seuil  $\mathbf{k}$  pour que l'estimation des paramètres du modèle soit possible ?

**Exercice N°3 : (04 points)**

Soit le modèle d'offre de la demande suivant :

$$Y_{1t} = aY_{2t} + bX_{1t} + \varepsilon_{1t} \quad \text{fonction de demande} \quad (1)$$

$$Y_{1t} = cY_{2t} + dX_{2t} + \varepsilon_{2t} \quad \text{fonction d'offre} \quad (2)$$

Dans lequel :

- La quantité produite  $Y_{1t}$  et le prix unitaire  $Y_{2t}$  d'un certain bien agricole sont des variables endogènes.
- Le revenu  $X_{1t}$  et le facteur climatique  $X_{2t}$  sont des variables exogènes.
- Les  $\varepsilon_{1t}$  et  $\varepsilon_{2t}$  sont des résidus.

1. Préciser les conditions d'identifiabilité du modèle.
2. Exprimer la forme réduite du modèle à partir de la forme structurelle et démontrer que les estimateurs ne sont pas optimaux.
3. Préciser quelle méthode à appliquer pour estimer les coefficients du modèle équation par équation.

Exo N°1: (12 points)

- 1°)  $n = 16 > 15$ .
- le modèle est en présence d'une constante
- $Y_t$  ne figure pas parmi les variables exogènes comme variable régressée.
- les conditions d'application du Test de DW sont vérifiées
- le Test d'autocorrélation des erreurs: (01)

t	$e_t$	$e_{t-1}$	$e_t - e_{t-1}$	$e_t \times e_{t-1}$	$(e_t - e_{t-1})^2$	$e_t^2$
1	0,131	-	-	-	-	0,1098
2	0,130	0,131	-0,083	0,1072	0,1007	0,1053
3	0,135	0,130	-0,165	-0,1169	0,1931	0,1540
...	...	...	...	...	...	...
16	0,213	-0,122	0,173	-0,111	0,1540	0,1045
1 <sup>er</sup> somme $\Sigma =$				3,759	6,649	7,156

$DW = \frac{\sum_{t=2}^{16} (e_t - e_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^{16} e_t^2} = \frac{6,649}{7,156} = 0,929$  (2)

$d_n = 0,98$ ,  $DW < d_1$ , on a présence de l'autocorrélation positive des erreurs (1)

2°)  $\hat{\rho} = \frac{\sum_{t=2}^{16} e_t \cdot e_{t-1}}{\sum_{t=1}^{16} e_t^2} = 0,525$  (1)

3°) L'estimateur de MCG  $\hat{\alpha} = (X' \Omega_{\epsilon}^{-1} X)^{-1} (X' \Omega_{\epsilon}^{-1} Y)$

avec:  $\Omega_{\epsilon}^{-1} = \frac{1}{\sigma_{\epsilon}^2} \begin{pmatrix} 1 & -\rho & 0 & \dots & 0 \\ -\rho & 1+\rho^2 & -\rho & \dots & 0 \\ 0 & -\rho & 1+\rho^2 & -\rho & \dots & 0 \\ \vdots & & & \ddots & \ddots & \vdots \\ 0 & \dots & \dots & & 1+\rho^2 & -\rho \\ 0 & \dots & \dots & & -\rho & 1 \end{pmatrix}$

$\hat{\sigma}_{\epsilon}^2 = \frac{\hat{\sigma}_{\epsilon}^2}{1-\rho^2} \Rightarrow \hat{\sigma}_{\epsilon}^2 = (1-\rho^2) \hat{\sigma}_{\epsilon}^2$  (1)

$\hat{\sigma}_{\epsilon}^2 = \frac{\sum e_t^2}{n-k-1} = \frac{7,156}{16-2-1} = 0,550$  (1)

$\hat{\sigma}_{\hat{\beta}}^2 = (1-\rho^2) \hat{\sigma}_{\epsilon}^2 = (1-0,525^2) \cdot 0,55 = 0,398$  (1)

$\hat{\Omega}_{\epsilon}^{-1} = \begin{pmatrix} 2,512 & -1,319 & 0 & \dots & 0 \\ -1,319 & 3,205 & -1,319 & \dots & 0 \\ 0 & -1,319 & 3,205 & -1,319 & \dots & 0 \\ \vdots & & & \ddots & \ddots & \vdots \\ 0 & \dots & \dots & & 3,205 & -1,319 \\ 0 & \dots & \dots & & -1,319 & 1 \end{pmatrix}$  (1)

Exo N°2: (04 points)

1°) On utilise la transformation logarithmique:

$Y_t = \frac{k}{1+e^{-(a+bt)}} \Rightarrow \left(\frac{k}{Y_t} - 1\right) = e^{-(a+bt)}$  (015)

$\Rightarrow \log\left(\frac{k}{Y_t} - 1\right) = \log(e^{-(a+bt)})$  (015)

$\Rightarrow \log\left(\frac{k}{Y_t} - 1\right) = -a - bt$

On pose  $z = \log\left(\frac{k}{Y_t} - 1\right)$ ,  $\alpha = -a$ ;  $\beta = -b$  (015)

on aura la forme linéaire  $z = \alpha + \beta \cdot t$  (015)

2°) La condition est que:

$\frac{k}{Y_t} - 1 > 0 \Rightarrow k > Y_t$  (2)

Exo N°3 (04 points)

1°) (Eq 1):  $\rho = 2, k = 2, \rho' = 2, k' = 1, r = 0$

$\rho - 1 = 1 = \rho \cdot \rho' + k - k' + r = 1$ , l'équation (1) est juste identifiée (015)

(Eq 2):  $\rho = 2, k = 2, \rho' = 2, k' = 2, r = 0$

$\rho - 1 = 1 = \rho \cdot \rho' + k - k' + r = 1$ , l'équation (2) est juste identifiée (015)

le modèle est donc juste identifié

2°)  $\begin{cases} Y_{1t} = a Y_{2t} + b X_{1t} + \epsilon_{1t} \dots (1) \\ Y_{1t} = c Y_{2t} + d X_{2t} + \epsilon_{2t} \dots (2) \end{cases}$

(1)-(2)  $\Rightarrow (a-c) Y_{2t} + b X_{1t} - d X_{2t} + \epsilon_{1t} - \epsilon_{2t} = 0$

$\Rightarrow Y_{2t} = \left(\frac{-b}{a-c}\right) X_{1t} + \left(\frac{d}{a-c}\right) X_{2t} + \frac{\epsilon_{2t} - \epsilon_{1t}}{a-c} \dots (3)$  (1)

On remplace (3) dans l'une des équations (1) ou (2)

$Y_{1t} = \left(\frac{-bc}{a-c}\right) X_{1t} + \left(\frac{ad}{a-c}\right) X_{2t} + \frac{a\epsilon_{2t} - c\epsilon_{1t}}{a-c} \dots (4)$  (1)

- de (3)  $Y_{2t}$  est fonction de  $\epsilon_{1t}$  par conséquent  $E(Y_{2t} \epsilon_{1t}) \neq 0$  donc on ne peut pas dire que dans (1), l'hypothèse d'indépendance de la variable exogène  $Y_{2t}$  (on bon double statut) et de l'erreur  $\epsilon_{1t}$  n'est pas respectée. L'application de MCO sur (1) conduit à des estimateurs qui ne sont pas optimaux.

3°) Puisque les deux équations sont juste identifiées, on peut appliquer les deux méthodes MCI ou DMC (015)



## EXAMEN

### Question :(02 points)

-Expliquer le problème d'hétéroscédasticité des erreurs dans un modèle de régression linéaire.

### Exercice N°1 :(12 points)

Soit le modèle à deux variables explicatives estimé sur 20 observations :

$$y_t = -54,2906 + 0,05160x_{1t} + 0,02213x_{2t} + e_t$$

$$\hat{\sigma}_{\hat{a}_0} = 14,33107, \hat{\sigma}_{\hat{a}_1} = 0,01111, \hat{\sigma}_{\hat{a}_2} = 0,003315$$

$$R^2 = 0,6017; F^* = 10,6136$$

Les résidus calculés sur le modèle précédent sont représentés sur le tableau suivant :

t	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
$e_t$	-3,71	12,46	-27,16	-25,37	-11,11	1,04	19,27	0,83	-1,90	4,41
t	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
$e_t$	29,24	11,42	27,12	-23,41	-14,44	-29,77	-2,99	38,72	39,49	31,23

1. Effectuer le test d'autocorrélation des erreurs de Durbin et Watson (DW) ( $d_1 = 1,10; d_2 = 1,54$ ).
2. Estimer la valeur de  $\rho$ .
3. Dans le but d'appliquer la méthode des MCG, on explicite la matrice des variances-covariances  $\Omega_\varepsilon$ .
  - Donner les expressions de  $E(\varepsilon_t^2)$ ,  $E(\varepsilon_t \cdot \varepsilon_{t+1})$ ,  $E(\varepsilon_t \cdot \varepsilon_{t+2})$ ,  $E(\varepsilon_t \cdot \varepsilon_{t+i})$ .
  - Dédire l'expression de la matrice  $\Omega_\varepsilon$ .

### Exercice N°2 :(06 points)

Soit le modèle à équations simultanées suivant :

$$Y_{1t} = a_0 + a_1 X_{1t} + \varepsilon_{1t} \quad (1)$$

$$Y_{2t} = Y_{1t} + Y_{3t} + X_{2t} \quad (2)$$

$$Y_{3t} = b_0 + b_1 X_{1t} + b_2 Y_{2t} + \varepsilon_{2t} \quad (3)$$

1. Quelles sont les variables endogènes et les variables exogènes du modèle.
2. Etudier les conditions d'identifiabilité du modèle.
3. Exprimer la forme réduite du modèle à partir de la forme structurelle et démontrer que les estimateurs des MCO ne sont pas optimaux.
4. Préciser la méthode à appliquer pour estimer les coefficients du modèle équation par équation.

Exercice de cours (02 points)

- la variance de l'erreur n'est plus constante  
 $E(\varepsilon_t^2) \neq \sigma_\varepsilon^2$  (04)

- la matrice des variances-covariances des erreurs  $\Omega_\varepsilon$  n'est plus diagonale (04)

$\Omega_\varepsilon \neq \sigma_\varepsilon^2 I_n$   
 $\Omega_\varepsilon = E(\varepsilon \varepsilon')$

$$= \begin{pmatrix} \sigma_{\varepsilon_1}^2 & \sigma_{\varepsilon_1 \varepsilon_2} & \dots & 0 \\ 0 & \sigma_{\varepsilon_2}^2 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \dots & \dots & \sigma_{\varepsilon_n}^2 \end{pmatrix}$$

- la conséquence de l'hétéroscédasticité, c'est que avec les MCO, on obtient des estimateurs sans biais mais qui ne sont pas à variance minimale (1)

Exo 1 (12 points) - Tableau de calculs (02)

1)  $\sum_{t=2}^{20} (y_t - y_{t-1})^2 = 5480,038$ ;  $\sum_{t=1}^{20} \varepsilon_t^2 = 4476,546$  (1)

DW =  $\frac{\sum_{t=2}^{20} (y_t - y_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^{20} \varepsilon_t^2} = 1,000$  (1)

DW = 1 < d<sub>1</sub> = 1,15, on est en présence d'une corrélation positive des erreurs. On rejette H<sub>0</sub> "ρ = 0" et on accepte H<sub>1</sub> "ρ ≠ 0" (1)

2)  $\rho = 1 - \frac{DW}{2} = 0,5$  (1)

3)  $\Omega_\varepsilon = E(\varepsilon \varepsilon')$

$$= \begin{pmatrix} E(\varepsilon_1 \varepsilon_1) & E(\varepsilon_1 \varepsilon_2) & \dots & E(\varepsilon_1 \varepsilon_n) \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ E(\varepsilon_n \varepsilon_1) & \dots & \dots & E(\varepsilon_n \varepsilon_n) \end{pmatrix}$$

- 3.1.

⊙  $E(\varepsilon_t \varepsilon_t) = E(\varepsilon_t^2)$   
 $E(\varepsilon_t^2) = E((\rho \varepsilon_{t-1} + \nu_t)^2) = \rho^2 \sigma_\varepsilon^2 + \sigma_\nu^2 + 0$   
 ⇒  $\sigma_\varepsilon^2 = \frac{\sigma_\nu^2}{1 - \rho^2}$  (015)

⊙  $E(\varepsilon_t \varepsilon_{t+1}) = E(\varepsilon_t (\rho \varepsilon_t + \nu_{t+1}))$   
 $= \rho E(\varepsilon_t^2) + E(\varepsilon_t \nu_{t+1})$   
 $= \rho \sigma_\varepsilon^2$  (015)

⊙  $E(\varepsilon_t \varepsilon_{t+2}) = E(\varepsilon_t (\rho \varepsilon_{t+1} + \nu_{t+2}))$

$E(\varepsilon_t \varepsilon_{t+2}) = \rho E(\varepsilon_t \varepsilon_{t+1}) + E(\varepsilon_t \nu_{t+2}) = \rho^2 \sigma_\varepsilon^2$  (015)

⊙  $E(\varepsilon_t \varepsilon_{t+1})$ , de proche en proche et avec la démonstration par récurrence, on montre que  $E(\varepsilon_t \varepsilon_{t+1}) = \rho \sigma_\varepsilon^2$  (015)

3.2.  $\Omega_\varepsilon = \sigma_\varepsilon^2$

$$\begin{pmatrix} 1 & \rho & \rho^2 & \dots & \rho^{n-1} \\ \rho & 1 & \rho & \dots & \rho^{n-2} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \rho^{n-1} & \rho^{n-2} & \dots & \dots & 1 \end{pmatrix}$$

avec  $\sigma_\varepsilon^2 = \frac{\sigma_\nu^2}{1 - \rho^2}$

$\frac{\sigma_\nu^2}{1 - \rho^2} = \frac{\sum \varepsilon_t^2}{n - k - 1} = \frac{4476,546}{20 - 2 - 1} = 557,444$  (1)

$\hat{\Omega}_\varepsilon = 557,444$

$$\begin{pmatrix} 1 & 0,5 & 0,25 & \dots & 0,5^{19} \\ 0,5 & 1 & 0,5 & \dots & 0,5^{18} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0,5^{18} & 0,5^{17} & \dots & \dots & 1 \end{pmatrix}$$

Exo 2 (06 points)

1) les variables endogènes  $y_{1t}, y_{2t}, y_{3t}$  (1)  $\rho = 3$   
 les variables exogènes  $X_{1t}, X_{2t}$  (1)  $k = 2$

2) Eq(1):  $\rho = 1, k = 1, r = 0$   
 $\rho - 1 = 2; \rho - \rho + k - k + r = 3$   $2 < 3$  (015)  
 Eq(1) est sur-identifiée.

Eq(2):  $\rho = 3, k = 1, r = 1$   
 $\rho - 1 = 2; \rho - \rho + k - k + r = 2$  Eq(2) est juste identifiée (015)

Eq(3):  $\rho = 2, k = 1, r = 0$   
 $\rho - 1 = 2; \rho - \rho + k - k + r = 2$  Eq(3) est juste identifiée (015)

3) la forme réduite: (1) (015)

$y_{1t} = a_0 + a_1 X_{1t} + \varepsilon_{1t}$  (4)  
 $y_{2t} = \frac{(a_0 + b_0)}{1 - b_2} + \frac{(a_1 + b_1)}{1 - b_2} X_{1t} + \frac{1}{1 - b_2} X_{2t} + \frac{\varepsilon_{1t} + \varepsilon_{2t}}{1 - b_2}$  (5)  
 $y_{3t} = \frac{(b_0 + b_2 a_0)}{1 - b_2} + \frac{(b_1 + a_1 b_2)}{1 - b_2} X_{1t} + \frac{b_2}{1 - b_2} X_{2t} + \frac{b_2 \varepsilon_{1t} + \varepsilon_{3t}}{1 - b_2}$  (6)

- Dans (5)  $y_{2t}$  est fonction de  $\varepsilon_{2t}$  et  $\varepsilon_{1t}$   $E(y_{2t} \varepsilon_{2t}) \neq 0$  or dans 3) l'hypothèse d'indépendance de  $y_{2t}$  et  $\varepsilon_{2t}$  n'est pas respectée. L'application de MCO sur l'équation (3) conduira à des estimateurs qui ne sont pas optimaux (015)

4) - Eq(1) et Eq(3) sont sur-identifiées: on applique le DMC.  
 - Eq(2) et Eq(3) sont juste identifiées: on applique le DMC sur les MCO. (015)