CORRIGES des EXERCICES du CHAPITRE III

1 Corrigé de l'exercice III-1

1)

$$LOG(Q) = bLOG(K) + cLOG(L) + LOG(a) + \epsilon$$

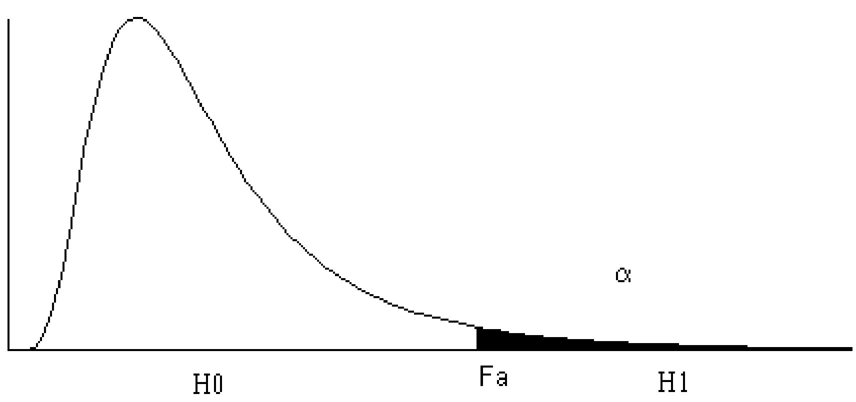
a) Sous l'hypothèses H_0 : b+c=1 le modèle devient

$$\begin{aligned}
LOG(Q) &= bLOG(K) + (1-b)LOG(L) + LOG(a) + \epsilon \\
LOG(Q) &= b(LOG(K) - LOG(L)) + LOG(L) + LOG(a) + \epsilon \\
LOG(Q) - LOG(L) &= b(LOG(K) - LOG(L)) + LOG(a) + \epsilon \\
LOG(Q/L) &= bLOG(K/L) + LOG(a) + \epsilon
\end{aligned}$$

On trouve le modèle 3

b) Sous l'hypothèse H_0 on a le modèle 3 son SCR_3=1,9757 et le nombre de degrés de liberté est n-2=8
Sous l'hypothèse H_1 on a le modèle 1 son SCR_1=1,8569 et le nombre de degrés de liberté est n-3=7
Pour tester la contrainte linéaire on utilise la variable

$$F = \frac{\frac{SCR_3 - SCR_1}{8-7}}{\frac{SCR_1}{7}} \text{ qui sous } H_0 \text{ suit un Fisher } (1,7)$$

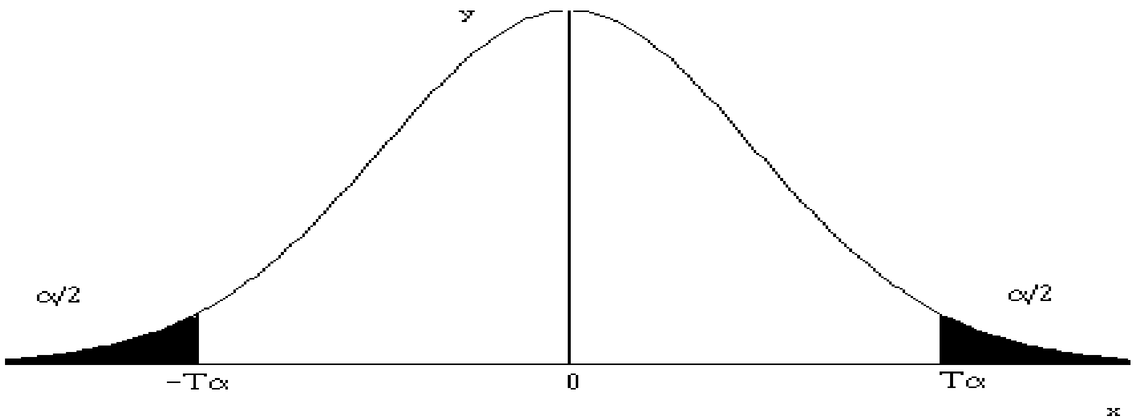


Sous l'hypothèse H1 on refuse le fait que la variable F suive la loi de Fisher donc on décide H1 si F>Fα au risque $\alpha = 0,05$ de se tromper (c'est-à-dire d'être encore dans la loi de Fisher partie en noir)
Sous l'hypothèse H0 la variable F suit la loi de Fisher, on est donc entre 0 et Fα au risque $\alpha = 0,05$ de se tromper.
Dans notre exemple f=0,448 très nettement dans la zone de la loi de Fisher donc d'acceptation de H_0 (inférieur à $F_\alpha = 5,59$ on accepte donc la contrainte b+c=1 donc le modèle 3.

2) Le modèle 1 peut s'écrire

$$\begin{aligned}
LOG(Q) &= bLOG(K) + cLOG(L) + LOG(a) + \epsilon \\
LOG(Q) - LOG(L) &= b(LOG(K) - LOG(L)) + (c - 1 + b)LOG(L) + LOG(a) + \epsilon \\
LOG(Q/L) &= bLOG(K/L) + (c - 1 + b)LOG(L) + LOG(a) + \epsilon
\end{aligned}$$

On constate que l'on trouve le modèle 2 et que pour tester b+c=1 il suffit de tester la nullité du coefficient de LOG(L)
Sous l'hypothèse H_0 le coefficient estimé de LOG(L) suit une loi de Student à (n-3) degrés de liberté, ici n-3=7 donc Tα=2,365



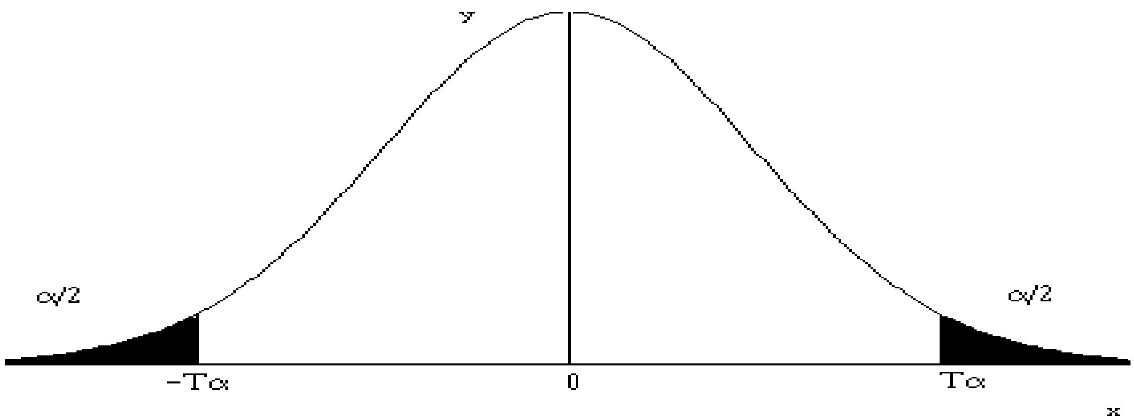
Si la valeur t est dans l'intervalle -2,365 +2,365 on décide H0 sinon on décide H1 au risque 0,05 de se tromper.
ici t=$\frac{-0,0953}{0?1424} = -0,67$ on décide donc H0 : b+c=1
3) Le modèle 3 est le meilleur car il tient compte de la contrainte sur les coefficients. les modèles 1 et 2 sont identiques seule la présentation change.
On ne peut étudier le DW car il n'y a pas d'ordre dans les données , ce n'est pas une chronique et les données ne sont pas classées. Le DW n'a alors aucune signification.

2 Corrigé de l'exercice III-2

1) Nous sommes dans le cas d'un modèle autorégressif (I_t est explqué par I_{t-1}) et à retards échelonnés (Y_t et Y_{t-1} sont deux variables explicatives. C'est un modèle Dynamique.
Dans le cas de modèle autorégressif la statistique de DW est remplacée par la statistique H de Durbin.
Test de l'autocorrélation d'ordre 1 $\epsilon_t = \rho\epsilon_{t-1} + u_t$ où u est un bruit blanc (pas d'autocorrélation entre les u_t)
H0 :$\rho = 0$ pas d'autocorrélation d'ordre 1
H1 $\rho \neq 0$ autocorrélation d'ordre 1 des erreurs
La statistique H de Durbin

$$H = \frac{1 - DW/2}{\sqrt{1/n - \widehat{Var(\widehat{a}_1)}}}$$

suit sous l'hypothèse H0 une loi Normale N(0,1). On décide donc H0 si H est compris entre -T_α et +T_α au risque $\alpha = 0,05$ de se tromper.



La borne $T_\alpha \simeq 1.96$ et la statistique H=$\frac{1-1,77/2}{\sqrt{1/64-(0,913/21,11)^2}} = 0,98$ donc très nettement dans l'intervalle d'acceptation de H0, il n'y a pas d'autocorrélation d'ordre 1 des erreurs. N'ayant pas la statistique Q de Ljung-Box nous ne savons pas s'il y a autocorrélation d'ordre >1.

2) Méthode de Breusch- Pagan (voir cours)
Pour expliquer les résidus on trouve les deux meilleurs modèles (s les plus petits 136 et 137) équivalents correspondent aux erreurs expliquées par Y sans la constante (son coefficient n'est pas significatif) ou aux erreurs expliquées par K sans la constante.
Il y a donc hététoscédasticité car les erreurs ne sont pas indépendantes de variables explicatives.
$\epsilon_t \simeq \alpha K_t \Rightarrow \epsilon_t^2 \simeq \alpha^2 K_t^2 \Rightarrow V(\epsilon_t) = \alpha^2 K_t^2$
Donc pour avoir une erreur u qui ne soit pas hétéroscédastique il suffit de diviser la variance par K^2 donc le modèle par K

$$\begin{aligned}
I_t &= a_1 I_{t-1} + a_2 Y_t + a_3 Y_{t-1} + a_4 + \epsilon_t \\
\frac{I_t}{K_t} &= a_1 \frac{I_{t-1}}{K_t} + a_2 \frac{Y_t}{K_t} + a \frac{Y_{t-1}}{K_t} + \frac{a_4}{K_t} + \frac{\epsilon_t}{K_t}
\end{aligned}$$

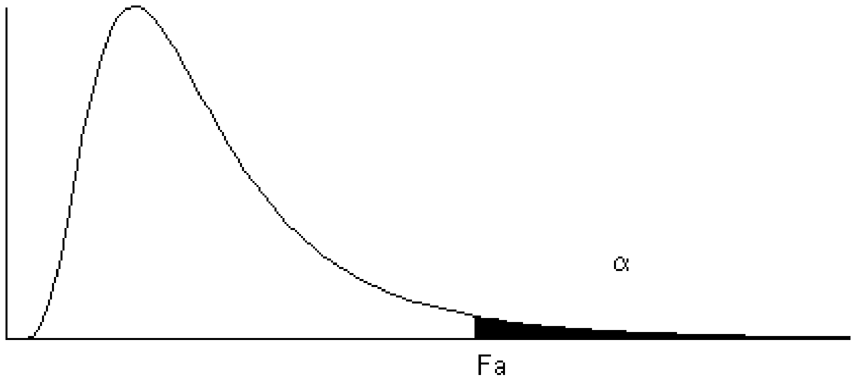
La nouvelle erreur a pour variance la constante α^2 elle est donc constante et dans ce nouveau modèle il y a homoscédasticité.
On aurait pu faire la même chose en prenant Y au lieu de K.
On peut remarquer que le coefficient $\widehat{a_4}$ n'est pas significativement différent de 0 (1,1 est dans l'intervalle -1,96 1,96) on peu donc écrire le modèle

$$\frac{I_t}{K_t} = a_1 \frac{I_{t-1}}{K_t} + a_2 \frac{Y_t}{K_t} + a \frac{Y_{t-1}}{K_t} + \frac{\epsilon_t}{K_t}$$

3) Test de Goldfeld et Quandt
On a deux sous-ensembles, la régression faite avec les 28 premiers éléments et celle effectuée avec les 28 derniers et on va tester si leurs varainces des erreurs sont identiques.
Pour cela on fait l'hypothèse de monotonie de la variance des erreurs sous l'hypothèse H1 et l'hypothèse de normalité des erreurs.
On met au numérateur la variance la plus grande ici $s_2 = 521,32$ est $> s_1 = 306,76$
On va donc construire le test sur les variance théoriques H0: $\sigma_2^2 = \sigma_1^2$ contre H1 : $\sigma_2^2 > \sigma_1^2$

Sous l'hypothèse H0 vrai

$$F = \frac{S_2^2}{S_1^2} \text{ suit une loi de Fisher (28-4,28-4)}$$



Dans notre échantillon f=$(\frac{521,32}{306,76})^2 = 2.89$
La borne du Fisher F$\alpha = 1,98$ on décide nettement H1 il y a hétéroscédasticité.

3 Corrigé de l'exercice III-3

1) Pour que les erreurs suivent une loi Normale il faut que la skewness théorique soit nulle et la kurtosis théorique égale à 3
a) test H01 : $\alpha_3 = 0$ contre H11 : $\alpha_3 \neq 0$
Sous l'hypothèse H01 vraie l'estimateur $\widehat{\alpha_3}$ de α_3 suit asymptotiquement une loi N(0,3!/n)

$$t = \widehat{\alpha_3}\sqrt{\frac{n}{6}} \text{ suit asymptotiquement une loi N(0,1)}$$

si -1,96<t<1,96 on décide H01 sinon on décide H11
dans l'échantillon $\widehat{\alpha_3} = 0,092$ donc $\widehat{\alpha_3}\sqrt{\frac{n}{6}} = 0,092\sqrt{78/6} = 0,33$ on décide donc H01 la skewness est nulle
b) test H02 : $\alpha_4 = 3$ contre H12 : $\alpha_4 \neq 3$
Sous l'hypothèse H02 vraie l'estimateur $\widehat{\alpha_4}$ de α_4 suit asymptotiquement une loi N(3,4!/n)

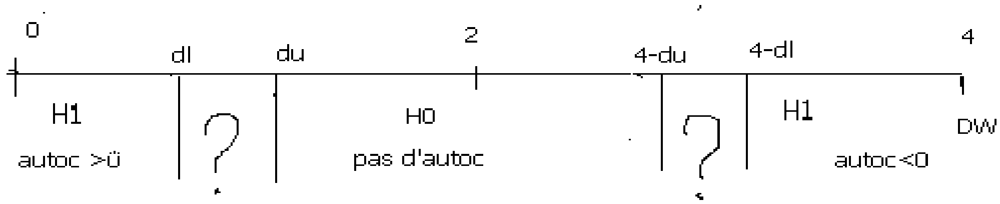
$$t = (\widehat{\alpha_4} - 3)\sqrt{\frac{n}{24}} \text{ suit asymptotiquement une loi N(0,1)}$$

si -1,96<t<1,96 on décide H02 sinon on décide H12
dans l'échantillon $\widehat{\alpha_4} = 3,045$ donc $(\widehat{\alpha_4} - 3)\sqrt{\frac{n}{24}} = 0,045\sqrt{78/24} = 0,081$ on décide donc H02 la Kurtosis est égale à 3
Ces deux résultats indiquent que nous pouvons accepter la normalité des erreurs.

2)a) On teste l'autocorrélation d'ordre 1 des erreurs

Test de l'autocorrélation d'ordre 1 $\epsilon_t = \rho\epsilon_{t-1} + u_t$ où u est un bruit blanc (pas d'autocorrélation entre les u$_t$)
H0 :$\rho = 0$ pas d'autocorrélation d'ordre 1

H1 $\rho \neq 0$ autocorrélation d'ordre 1 des erreurs



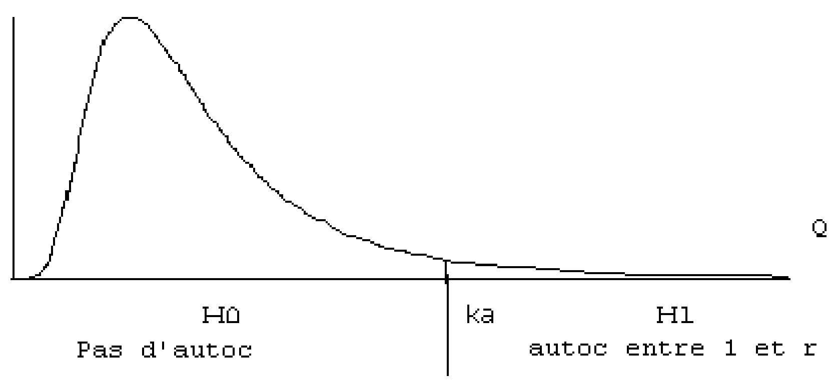
avec $\alpha = 0,05$ n=78 et k-1=k'=4 on obtient sur la table dl=1,52 et du=1,74, la valeur du DW étant DW=1,53 nous sommes dans la zone d'incertitude mais si près de dl que l'on va décider H1, il y a de l'autocorrélation d'ordre 1
b) Autocorrélation d'ordre supérieur à 1.
test d'une autocorrélation entre 1 et 17 =r
H0 $\rho_1 = \rho_2 = ... = \rho_r = 0$ pas d'autocorrélation des erreurs d'ordre 1 à r=17
H1 l'un au moins des $\rho_i \neq 0$ il y a autocorrélation des erreurs d'ordre entre 1 et r=17
Pour l'effectuer on récupère les résidus e_t du modèle de base et on construit

$$e_t = \rho_1 e_{t-1} + \rho_2 e_{t-2} + ... + \rho_r e_{t-r} + u_t$$

Les MCO sur ce modèle donnent des estimations $\widehat{\rho_i}$ des ρ_i. Ljung et Box ont montré que sous l'hypothèse H0 la variable Q'

$$Q' = n(n+2) \sum_1^r \frac{\widehat{\rho_i}^2}{n-i}$$

suit sous l'hypothèse H0 asymptotiquement une loi du χ^2 à r degrés de liberté.



Ici la borne du χ^2 à 17 degrés de liberté est Ka=27,59 et la valeur de Q dans l'échantillon est Q=17,29, on décide donc H0 il n'y a pas d'autocorrélation d'ordre supérieur à 1.
Conclusion : On trouve seulement une autocorrélation d'ordre 1.
3) Test d'hétéroscédasticité de White
Tester si la variance des erreurs dépend des variables explicatives ou non.
H0 : la variance des erreurs est une constante
H1 : la variance des erreurs est fonction des variables, de leur carré et des produits deux à deux.

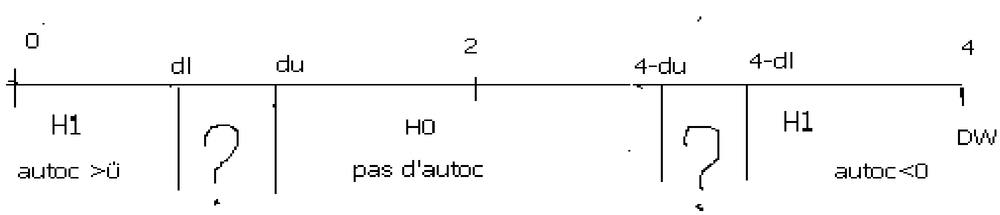
Pour cela on estime la variance par les résidus au carré et on construit le modèle linéaire des résidus au carré en fonction des variables, de leur carré et des produits deux à deux. Sous l'hypothèse H0 la variable nR^2 suit asymptotiquement une loi du χ^2 à autant de degrés de liberté qu'il y a de variables hors la constante dans le modèle soit ici 9.
ici Ka=16,92 et le résultat dans l'échantillon est n$R^2 = 78.0,055 = 4,29$ très nettement inférieur à la borne Ka, on décide donc H0 il y a homoscédasticité des erreurs.

Remarque: on prend pour R2, le R2 centré car le modèle expliquant les résidus au carré a un terme constant.

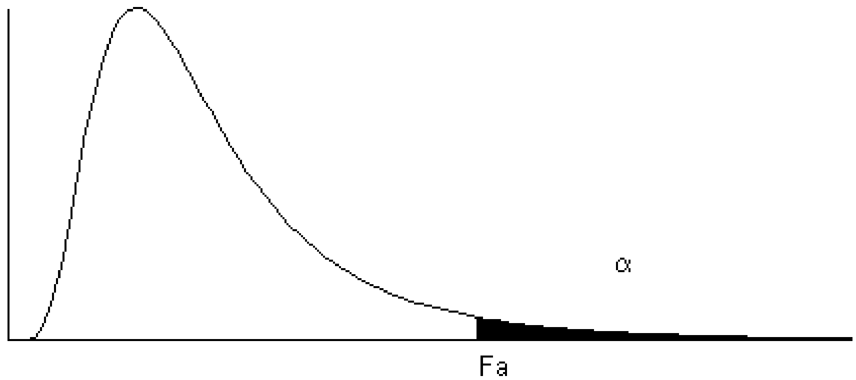
4) Test de la stabilité du modèle:
Ici pas de calcul à faire le Fisher maximum est de 4,12 pour un niveau de significativité inférieur à $\alpha = 0,05$, il y a donc instabilité du modèle et on prend comme point de rupture le point correspondant au plus grand Fisher soit le premier point de la seconde période 1982:3.

4 Corrigé de l'exercice III-4

1) On ne peut faire que le test d'autocorrélation et le test d'hétéroscédasticité, car nous n'avons que ces données.
a) Test de l'autocorrélation d'ordre 1 $\epsilon_t = \rho\epsilon_{t-1}+u_t$ où u est un bruit blanc (pas d'autocorrélation entre les u_t)
H0 :$\rho = 0$ pas d'autocorrélation d'ordre 1
H1 $\rho \neq 0$ autocorrélation d'ordre 1 des erreurs



avec $\alpha = 0,05$ n=50 et k-1=k'=2 on obtient sur la table dl=1,46 et du=1,63, la valeur du DW étant DW=0,328 nous sommes dans la zone entre 0 et dl, on va donc décider H1, il y a de l'autocorrélation d'ordre 1.
b) Test d'hétéroscédasticité. On fait l'hypothèse de normalité des erreurs.
On a un résultat qui partage l'échantillon en deux parties égales mais en ne laissant pas 1/3 de l'échantillon non utilisé, ce qui est contraire à l'utilisation du test de Goldfelf et Quandt. Nous ferons tout de même ce test. s_1 est le s du premier sous-échantillon de taille 25 est s_2 du second
H0 les variances des erreurs sont toutes égales
H1 Les variances sont différentes.
Sous l'hypothèse H0 vraie, la variable $F=\frac{S_1^2}{S_2^2}$ suit une loi de Fisher F(25-3,25-3) en mettant au numérateur la variance la plus grande, le rapport est donc toujours supérieur à 1.



Si f est compris entre 1 et Fα on est dans le cadre de la loi du Fisher et donc on décide h0, si f est supérieur à Fα on décide H1 au risque α de se tromper.
ici f$=\frac{1{,}22^2}{1{,}037^2} = 1,38$ très nettement inférieur à la borne F$\alpha \simeq 2,07$ on décide donc H0 les erreurs sont homoscédastiques.
2) on a le modèle

$$\begin{aligned} Y_t &= a_0 + a_1 X1_t + a_2 X2_t + \epsilon_t \\ \epsilon_t &= \rho\epsilon_{t-1} + u_t \text{ où u est BB} \end{aligned} \quad (1)$$

$$\begin{aligned} Y_t &= a_0 + a_1 X1_t + a_2 X2_t + \epsilon_t \\ Y_{t-1} &= a_0 + a_1 X1_{t-1} + a_2 X2_{t-1} + \epsilon_{t-1} \end{aligned}$$

On effectue la transformation Y$_t - \rho Y_{t-1}$ et on obtient

$$Y_t - \rho Y_{t-1} = a_0(1-\rho) + a_1(X1_t - \rho X1_{t-1}) + a_2(X2_t - \rho X2_{t-1}) + \epsilon_t - \rho\epsilon_{t-1}$$

$$Y_t - \rho Y_{t-1} = a_0(1-\rho) + a_1(X1_t - \rho X1_{t-1}) + a_2(X2_t - \rho X2_{t-1}) + u_t$$

On obtient alors un nouveau modèle de variables transformées qui a une bonne erreur u BB (bruit blanc)
Pour trouver ρ la méthode de Hildreth-Lu fait un balayage pour cette dernière équation, en faisant varier ρ (ici positif car DW<2) et en récupérant le s de chacun des modèles. Le balayage a ici un pas de 0,1. Puis on prend comme meilleur ρ celui qui minimise le s. Ici le s min $=$ 29,3 est pour $\rho = 0,8$.
La méthode donne une valeur de ρ, mais a-t-on bien travaillé, c'est-à-dire a-t-on réglé le problème de l'autocorrélation?
Pour le savoir on regarde le DW du modèle correspondant à $\rho = 0,8$ et on trouve DW $=$ 1,3
Test de DW : on a sensiblement les mêmes résultats de dans la question 1) car n=49 et k-1=2 donc d l $\simeq 1,46$. DW est compris entre 0 et dl on décide donc H1 l'autocorrélation est un peu moins forte que dans la question 1) mais elle reste. On a donc fait le travail pour rien. Comme nous l'avons vu dans le cours, il ne faut jamais se précipiter pour traiter l'autocorrélation mais faire avant tous les tests.

3) Test de stabilité de Chow:
On a fait l'hypothèse ici que le point de rupture était le N°26. Tout l'échantillon est bien pris les 25 premiers trimestres et les 25 derniers redonnent bien l'échantillon de base.
H0 les coefficients sont identiques dans les périodes 1 et 2
si H0 est vrai on peut donc regrouper les deux sous-échantillons et donc prendre le modèle global
Tout l'échantillon : s = 54,472 $\Rightarrow SRC_0 = (n-k)s^2 = (50-3)54,472^2 = 139458,34$ et (50-3) le nombre de degrés de liberté
Sur la période 1 : s = 1,22 $\Rightarrow SCR1 = (25-3)1,22^2 = 32,7448$ et (25-3) le nombre de degrés de liberté.
Sur la période 2 : s = 1,037 $\Rightarrow SCR2 = (25-3)1,037^2 = 23,6581$ et (25-3) le nombre de degrés de liberté.
Sous l'hypothèse H1 les coefficients ne sont pas les mêmes dans les deux périodes et le SRC_a global est SCR1+SCR2=56,4029 et (25-3+25-3)=(50-6) le nombre de degrés de liberté.
Sous l'hypothèse H0 vraie la variable

$$F = \frac{(SCR0 - SCR_a)/(50-3-50+6)}{SCR_a/(50-6)}$$

suit une loi de Fisher (3,44)
Dans l'échantillon f=36249 et la borne Fα = 2,79 comme 36249 est très nettement >2,79 on décide H1 le modèle est instable et il y a un point de rupture (au moins)
Dans les deux sous- périodes on constate que le DW est bien proche de 2 et donc qu'il n'y a plus d'autocorrélation. Pour régler le problème d'autocorrélation, il faut donc partager les modèle en deux périodes. On peut constater que les coefficients de x1 et x2 dans les deux sous-périodes sont en effet très différents.

5 Corrigé de l'exercice III-5

1) Ces 3 modèles ont la même variables endogène (expliquée) et sont estimés par le même échantillon, on peut donc les comparer.
Modèle 1 s = 0,798   Modèle 2 s = 1,1625   Modèle 3 s = 0,5235
On décide donc de garder le modèle 3 qui contient les deux variables et une variable muette.

2) Etudes des propriétés des erreurs du modèle:

- Etude de la normalité des erreurs

Pour que les erreurs suivent une loi Normale il faut que la skewness théorique soit nulle et la kurtosis théorique égale à 3
a) test H01 : $\alpha_3 = 0$ contre H11 : $\alpha_3 \neq 0$
Sous l'hypothèse H01 vraie l'estimateur $\widehat{\alpha_3}$ de α_3 suit asymptotiquement une loi N(0,3!/n)

$$t = \widehat{\alpha_3}\sqrt{\frac{n}{6}} \text{ suit asymptotiquement une loi N(0,1)}$$

si -1,96<t<1,96 on décide H01 sinon on décide H11 au risque 0,05 de se tromper dans l'échantillon $\widehat{\alpha_3} = 0,35$ donc $\widehat{\alpha_3}\sqrt{\frac{n}{6}} = 0,35\sqrt{128/6} = 1,616$ on décide donc H01 la skewness est nulle

b) test H02 : $\alpha_4 = 3$ contre H12 : $\alpha_4 \neq 3$

Sous l'hypothèse H02 vraie l'estimateur $\widehat{\alpha_4}$ de α_4 suit asymptotiquement une loi N(3,4!/n)

$$t = (\widehat{\alpha_4} - 3)\sqrt{\frac{n}{24}} \text{ suit asymptotiquement une loi N(0,1)}$$

si -1,96<t<1,96 on décide H02 sinon on décide H12

dans l'échantillon $\widehat{\alpha_4} = 3,086$ donc $(\widehat{\alpha_4} - 3)\sqrt{\frac{n}{24}} = 0,086\sqrt{128/24} = 0,2$ on décide donc H02 la Kurtosis est égale à 3

Ces deux résultats indiquent que nous pouvons accepter la normalité des erreurs.

- Etude de l'hétéroscédasticité:

Test de White :Tester si la variance des erreurs dépend des variables explicatives ou non.

H0 : la variance des erreurs est une constante

H1 : la variance des erreurs est fonction des variables, de leur carré et des produits deux à deux.

Pour cela on estime la variance par les résidus au carré et on construit le modèle linéaire des résidus au carré en fonction des variables, de leur carré et des produits deux à deux.

Sous l'hypothèse H0 la variable nR^2 suit asymptotiquement une loi du χ^2 à autant de degrés de liberté qu'il y a de variables hors la constante dans le modèle soit ici 5.

ici Ka=11,07 et le résultat dans l'échantillon est n$R^2 = 128.0,2144 = 27,44$ très nettement supérieur à la borne Ka, on décide donc H1 nous ne sommes plus dans le cadre de la loi du χ^2 au risque 0,05 de se tromper il y a donc hétéroscédasticité des erreurs.

Remarque: on prend pour R2, le R2 centré car le modèle expliquant les résidus au carré a un terme constant.

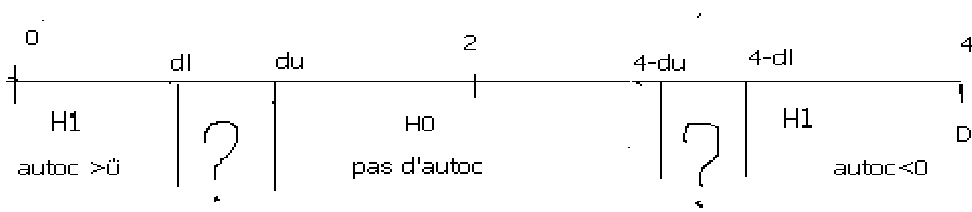
- Etude de l'autocorrélation des erreurs:

a) autocorrélation d'ordre 1 des erreurs: nous ne sommes pas dans le cadre d'un modèle autorégressif nous utilisons donc la statistique de DW

Test de l'autocorrélation d'ordre 1 $\epsilon_t = \rho\epsilon_{t-1} + u_t$ où u est un bruit blanc (pas d'autocorrélation entre les u_t)

H0 : $\rho = 0$ pas d'autocorrélation d'ordre 1

H1 : $\rho \neq 0$ autocorrélation d'ordre 1 des erreurs



avec $\alpha = 0,05$ n=128   et k-1=k'=3 on obtient sur la table dl=1,61 et du=1,74, la valeur du DW étant DW=0,688 nous sommes dans la zone entre 0 et dl, on va donc décider H1, il y a de l'autocorrélation d'ordre 1.
b) autocorrélation d'ordre supérieur à 1: test de Ljung-Box

H0 $\rho_1 = \rho_2 = ... = \rho_r = 0$ pas d'autocorrélation des erreurs d'ordre 1 à r

H1 l'un au moins des $\rho_i \neq 0$ il y a autocorrélation des erreurs d'ordre entre 1 et r

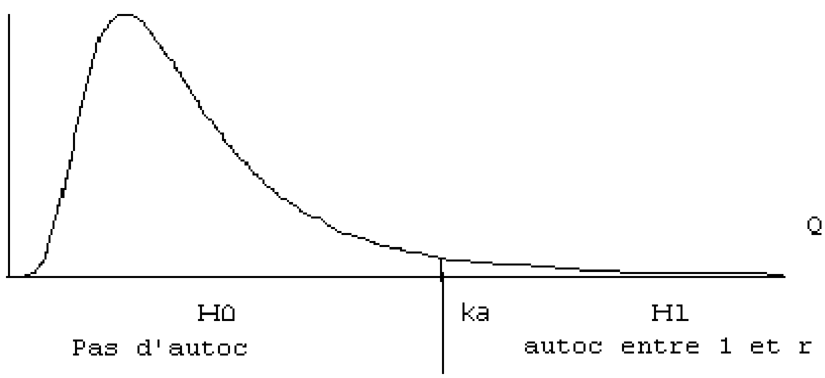
Pour l'effectuer on récupère les résidus e_t du modèle de base et on construit

$$e_t = \rho_1 e_{t-1} + \rho_2 e_{t-2} + ... + \rho_r e_{t-r} + u_t$$

Les MCO sur ce modèle donnent des estimations $\widehat{\rho_i}$ des ρ_i. Ljung et Box ont montré que sous l'hypothèse H0 la variable Q'

$$Q' = n(n+2) \sum_1^r \frac{\widehat{\rho_i}^2}{n-i}$$

suit sous l'hypothèse H0 une loi du χ^2 à r degrés de liberté.
Par la suite on notera Q cette statistique car elle est beaucoup plus utilisée que la statistique de Box-Pierce.
Valeur de r, RATS propose de regarder au maximum pour **rmax = partie entière du MIN(n/4, 2**$\sqrt{n}$)
Dans cet exemple Rats propose r=32 =n/4



Si Q est inférieur à la borne Kα nous sommes dans le cadre de la loi du χ^2_r et on décide H0, si Q>Kα on n'est plus dans le cadre de la loi du χ^2_r au risque 0,05 de se tromper et on décide H1.
Ici K$\alpha = 43,8$ et Q= 185,81 (dans la régression modèle 3) on décide donc très nettement H1 , il y a autocorrélation d'ordre >1.
Comme on nous donne aussi le niveau de significativité; c'est-à-dire Prob($\chi^2_r > 185,81) = 0,000$ cette probabilité est presque nulle donc la valeur est très à droite de la borne Kα on décide donc H1. Cette P-value (niveau de significativité) est fournie dans la plupart des logiciels et évite d'aller chercher sur les tables les valeurs de Kα

Conclusion : les erreurs suivent la loi Normale, il y a hétéroscédasticité et autocorrélatio des erreurs.
3) Propriétés des coefficients:
a) significativité des coefficients : tests de Student

On reprend le modèle 3 pour tester la significativité de ses coefficients sous l'hypothèse de normalité.
On va le faire ici avec la P-value (niveau de significativité)
Coefficient de la constante Prob(T<-0,091ou T >+0,091)=0,9275 très nettement supérieur à $\alpha = 0,05$ on décide donc H0 le coefficient est nul
Coefficient de R3 Prob(T<-22,186 ou T >+22,186)= 0,0000 très nettement inférieur à α on décide donc H1 le cofficient est différent de 0
Coefficient de R10 Prob(T<-12,9 ou T >12,9)=0,0000 très nettement inférieur à α on décide donc H1 le coefficent est différent de 0
Cefficient de DU823 Prob(T<-3,37 ou T >+3,37) = 0,00099 très nettement inférieur à α on décide donc H1 le coefficient est différent de 0.
b) Test de stabilité de Chow
L'éventuel point de rupture correspond au fisher le plus grand dans le balayage des sous-périodes. Celui-ci est f=17,47. Y a-t-il point de rupture? Pour cela il faut que ce Fisher soit supérieur à la borne Fα . Pour le tester on va utiliser le niveau de significativité donné. Rats indique que Pro(F>17,47) =0,00000 très inférieur à $\alpha = 0,05$ on décide donc H1 le modèle est instable et le point de rupture est 1981:3
Remarque importante : nous venons de faire le test de Chow, mais nous sommes dans un modèle présentant de l'hétéroscédasticité, le test (voir le cours) n'est acceptable que si le résultat est très loin de la borne Fα ce qui est le cas ici car la P-Value est pratiquement nulle donc très inférieure à $\alpha = 0,05$.

4) Premier sous-modèle:
Ici nous donnerons seulement les résultats sans rependre toute la théorie, je vous conseille cependant, tant que les notions ne sont pas complètement acquises de reprendre la théorie à chaque test.
a) test d'hétéroscédasticité de White
Sous l'hypothèse H0 la variable nR2 suit asymptotiquement une loi du χ^2_5 dont la borne K$\alpha = 11,07$
La valeur de K=nR2=86.0,0955=8,21 nettement inférieur à Kα on est donc dans le cadre de la loi du χ^2 et on décide H0 il y a homoscédasticité.
b) Test d'autocorrélation d'ordre 1
DW = 0,789 est nettement inférieur à la valeur dl=1,60 on décide donc autocorrélation des erreurs d'ordre 1.
c) Test d'autocorrélation d'ordre superieur à 1
Rats donne Q(r=21)=77,346 avec un niveau de significativité ns= 0,0000 inférieur à $\alpha = 0,05$ on decide donc H1 il y a autocorrélation supérieure à 1.
d) traitement de l'autocorrélation :
On utilise la méthode de Hildreth-Lu, la valeur estimée de ρ dans le modèle transformé est 0,726 et dans ce modèle transformé le DW est bon et la statistique Q très limite.

e) Les coefficients sont tous significativement différents de 0 (on ne retrouve pas la variable muette car elle est dans la seconde partie)
5) Deuxième sous-modèle:
a) test d'hétéroscédasticité de White
Sous l'hypothèse H0 la variable nR2 suit asymptotiquement une loi du χ^2_5 dont la borne K$\alpha = 11,07$

La valeur de K=nR2=42.0,17=7,14 nettement inférieur à Kα on est donc dans le cadre de la loi du χ^2 et on décide H0 il y a homoscédasticité.
b) Test d'autocorrélation d'ordre 1
DW = 1,22 est nettement inférieur à la valeur dl=1,34 on décide donc autocorrélation des erreurs d'ordre 1.
c) Test d'autocorrélation d'ordre superieur à 1
Rats donne Q(r=10)=12,27 avec un niveau de significativité ns= 0,267 supérieur à $\alpha = 0,05$ on decide donc H0 il n'y a pas d'autocorrélation supérieure à 1.
d) traitement de l'autocorrélation :
On utilise la méthode de Hildreth-Lu, la valeur estimée de ρ dans le modèle transformé est 0,49 et dans ce modèle transformé le DW est bon et la statistique Q également.

e) Les coefficients sont tous significativement différents de 0
6) Conclusion:
La séparation en deux sous-périodes a permis de résoudre le problème d'hétéroscédasticité mais pas celui d'autocorrélation. En traitant cette autocorrélation on élimine pratiquement l'autocorrélation, mais ce n'est pas très satisfaisant, dans ce modèle global il doit manquer des variables que l'on pourrait peut-être résoudre par des modèles dynamiques que l'on verra par la suite.