

MÉTHODES
ÉCONOMÉTRIQUES

Etude de cas : Prix de l'immobilier à Paris

Réalisé par : SEZESTRE Emilien
Professeur : DANO Jérôme

Table des matières

I.	Introduction.....	3
II.	Etudes de la linéarité	5
A.	Les données	5
B.	Les moyennes	6
C.	Les variances	8
D.	Les fonctions d'autocorrélation (ACF)	9
E.	Les fonctions d'autocorrélations partielles (PACF).....	11
F.	Récapitulatif des résultats.....	13
III.	Estimation en différence première	14
A.	Choix de q et de p.....	14
B.	Phase de tâtonnement et d'estimation du modèle	15
IV.	Estimation en différence seconde	18
A.	Choix de q et de p.....	18
B.	Phase de tâtonnement et d'estimation du modèle	19
V.	Comparaison des 2 estimations	21
A.	Coefficient d'inégalité de Theil pour la première estimation	21
B.	Coefficient d'inégalité de Theil pour la seconde estimation.....	22
C.	Délogarisation de l'estimation	22
VI.	Conclusion	24
VII.	Bibliographie.....	25
VIII.	Annexes	26

I. Introduction

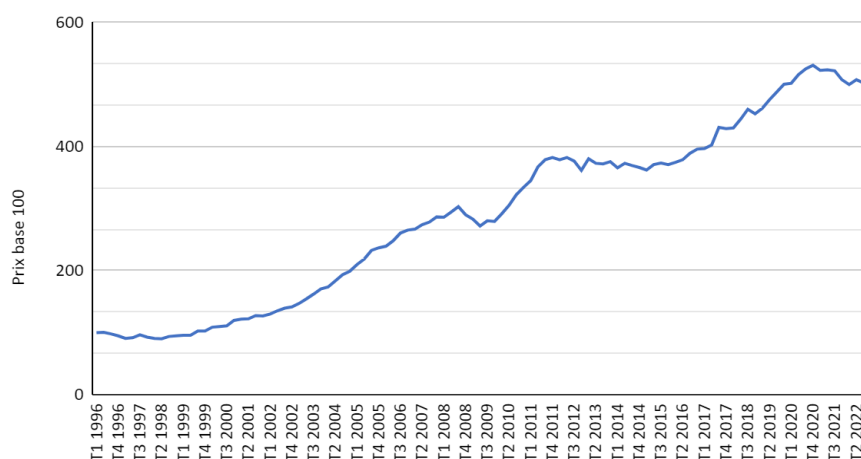
L'immobilier est un secteur vaste incluant toutes les activités commerciales ou privées ayant un lien avec les biens immobiliers. De plus, ce domaine englobe de nombreuses activités telles que, le bâtiment, la construction, la promotion, l'architecture etc...¹. Ainsi, il est essentiel de s'intéresser à toutes les problématiques liées à l'immobilier et plus précisément du prix de ces derniers. En effet, ce secteur est depuis quelques années en forte tension et les prix ne cessent d'augmenter ([voir graphique en annexe](#)), avec une multiplication des prix par 2.3 entre 2001 et 2021². Dans le cadre de ce dossier, nous nous intéresserons notamment aux prix des logements anciens (c'est-à-dire, au sens fiscal ; il s'agit des logements construits depuis plus de cinq ans ou faisant l'objet d'une seconde mutation³), dans le 18ème arrondissement de Paris.

Ainsi, nous avons utilisé une base de données mis à disposition par la chambre des notaires de Paris⁴, qui compile l'historique des prix au m² standardisé du premier trimestre 1996 jusqu'au quatrième trimestre 2022. Le prix "standardisé" est un indicateur permettant de prendre, en plus du prix, la qualité du bien, comme la présence d'un ascenseur par exemple. Cet indicateur est complémentaire au prix médian et refléterait mieux le prix des logements⁵.

L'objectif de ce dossier est donc de réaliser une prévision de ce prix au m² standardisé via la méthode de Box et Jenkins. La méthode de Box & Jenkins est une "méthode économétrique utilisée pour analyser des séries temporelles en statistiques", elle permet notamment d'effectuer des prévisions conjoncturelles de très court terme, en " étudiant et modélisant des séries temporelles " ⁶.

Le graphique ci-dessous caractérise l'évolution du prix au m² carré entre 1996 et 2022 en base 100 du 18ème arrondissement de Paris.

Evolution du prix au m² standardisée entre 1996 et 2022 (base 100)



¹ « Activités en immobilier », *Wikipédia*. 14 mai 2023. Consulté le : 21 juillet 2023. [En ligne]. Disponible sur : https://fr.wikipedia.org/w/index.php?title=Activit%C3%A9s_en_immobilier&oldid=204237915

² « Prix des logements anciens et loyers – Revenus et patrimoine des ménages | Insee ». <https://www.insee.fr/fr/statistiques/5371271?sommaire=5371304> (consulté le 21 juillet 2023).

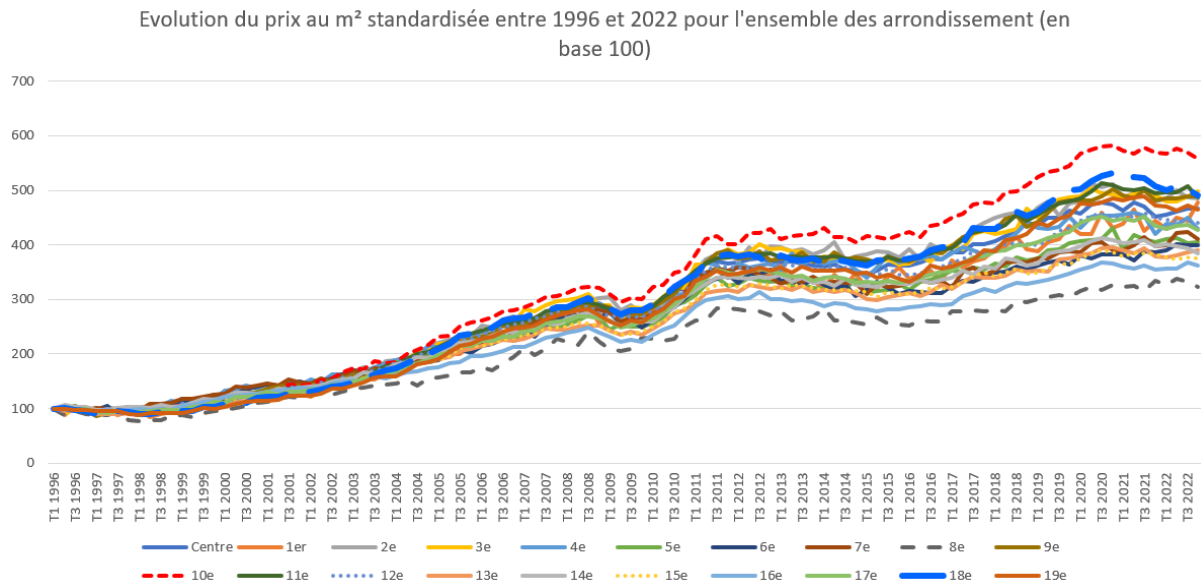
³ « Prix des logements anciens - Insee Première - 1297 ». <https://www.insee.fr/fr/statistiques/1281297> (consulté le 21 juillet 2023).

⁴ « Un nouveau référentiel des prix pour les communes : le prix "standardisé" », *Chambre de Paris*, 26 février 2018. http://paris.notaires.frog_url : <https://drive.google.com/file/d/1Ak7tZLVOxHYEaxyMBXY3hDQEuSEQcs24/view?usp=sharing> (consulté le 21 juillet 2023).

⁵ « Un nouveau référentiel des prix pour les communes : le prix "standardisé" », *Chambre de Paris*, 26 février 2018. http://paris.notaires.frog_url : <http://paris.notaires.fr/fr/presse/focus-immobilier/un-nouveau-referentiel-des-prix-pour-les-communes-le-prix-standardise> (consulté le 21 juillet 2023).

⁶ J. Dano, « Prévision économétrique ARIMA Méthode de Box&Jenkins », Guide pratique et théorique, p.1 – 61, 2023

Ainsi, nous pouvons aisément constater que les prix ont grandement progressé, en effet, en seulement 26 ans, les prix furent multipliés par 4,91. Si l'on compare l'évolution des prix du 18ème avec les autres arrondissements et le centre de Paris, le 18ème est le troisième arrondissement en termes d'augmentation de prix au cours de la période. L'arrondissement ayant le plus progressé est le 10ème arrondissement avec une multiplication par 5.57 du prix.



A l'inverse, le 8ème arrondissement est celui qui a le moins progressé avec une multiplication par 3.22 de son prix entre 1996 et 2022.

Pour finir, nous allons réaliser une estimation de la progression du prix afin de nous projeter sur la tendance à court terme du marché. La prévision est un outil essentiel d'aide à la décision. Elle va nous permettre d'estimer de manière objective les résultats futurs ou les tendances à venir, afin de mieux évaluer les risques. Si l'on se met à la place d'un OPCI (Organisme de placement collectif en immobilier), ces prévisions sont précieuses pour prendre des décisions d'investissement.

Ainsi, nous allons dans un premier temps tester la stationnarité des données brut, puis des données en différence première, puis des données en différences secondes. Nous recherchons à ce qu'il y ait une stationnarité sur l'ensemble des paramètres suivants : données brut, moyenne, variance, ACF et PACF.

La **stationnarité** pourrait se définir comme étant une un état où l'évolution d'une série temporelle, n'évolue pas avec le temps. Autrement dit, lorsqu'un processus est dit stationnaire, et que l'on étudie à n'importe quel point la série dans le temps, le processus aura toujours le même comportement⁷.

Puis dans un second temps, nous réaliserons 2 estimations, l'une d'elle sera en différence première, la deuxième sera en différence seconde (c'est-à-dire, différencié 2 fois). Puis dans un troisième temps, nous comparerons ces estimations via le coefficient d'inégalité de Theil. Ce coefficient permet de mesurer la qualité d'une estimation en calculant la différence entre l'estimation et la réalité, l'objectif étant de conserver la meilleure de ces estimations. Pour finir, nous donnerons une estimation du prix réel en "délogarisant" la prévision.

⁷ « Stationnarité d'une série temporelle », *Wikipédia*. 18 novembre 2022. Consulté le : 21 juillet 2023. [En ligne]. Disponible sur : https://fr.wikipedia.org/w/index.php?title=Stationnarit%C3%A9_d%27une_s%C3%A9rie_temporelle&oldid=198769847

II. Etudes de la linéarité

Au cours de cette partie nous allons analyser la linéarité de 5 séries de données pour 3 déviations de la série de base. Ces 5 séries de données sont : les données "bruts", la moyenne, la variance, l'ACF et le PACF. Les 3 déviations sont : les données de base, les données en différence première et les données différenciées 2 fois (différence seconde).

A. Les données

a. Explications

Dans cette partie nous allons donc analyser la stationnarité des données. Pour faire notre estimation, nous avons effectué un retraitement de nos données. En effet, avec nos données de base (trimestrielle), nous n'avons que 108 observations, ce qui est relativement faible lorsque l'on utilise la méthode de B&J. En effet, un échantillon trop petit fait diminuer la qualité de notre prévision. En moyenne, pour correctement effectuer la méthode de B&J il faut 300 individus.

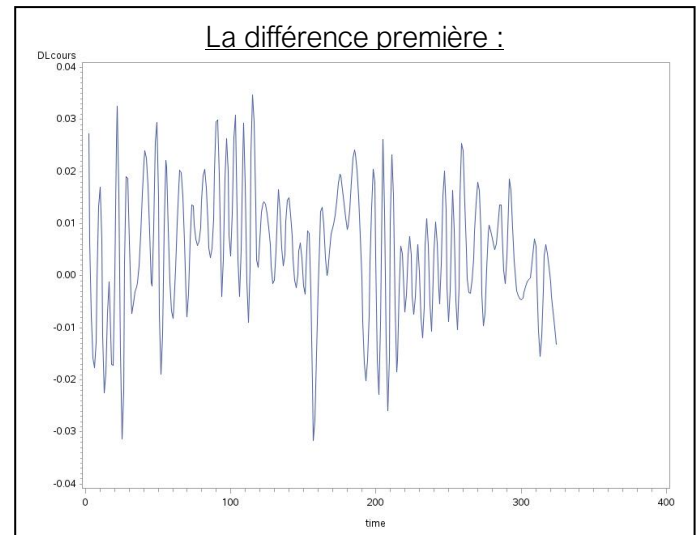
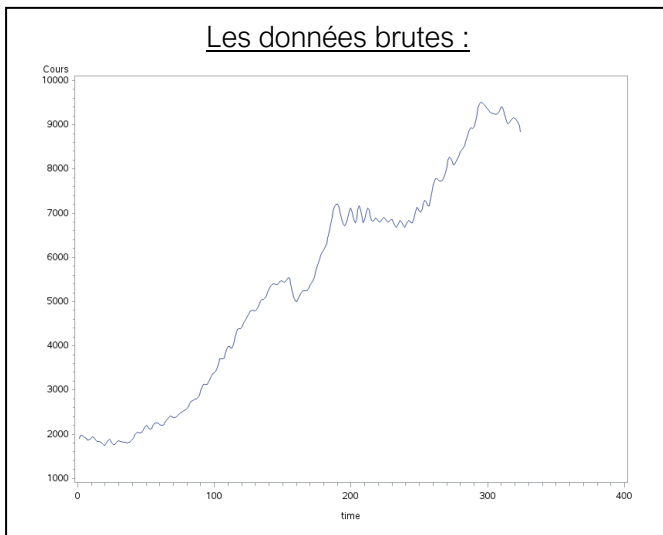
Ainsi, comme nous avons des données trimestrielles, nous avons utilisé une fonction (PROC EXPAND) permettant de transformer les trimestres en mois, en calculant la moyenne des valeurs sur le mois⁸. Nous nous retrouvons donc avec 324 observations, ce qui est parfait pour faire une estimation.

Le Code :

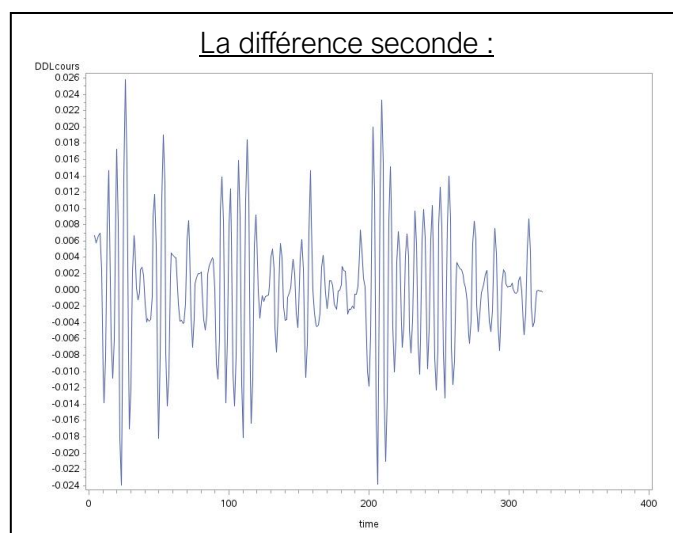
```
PROC EXPAND data= newtempo out= sortie from= qtr to= month;  
CONVERT cours / observed= average;  
RUN;
```

b. Graphiques

Ainsi, nous retrouvons ci-dessous les 3 graphiques des données :



⁸ « PROC EXPAND : PROC EXPAND Statement : SAS/ETS(R) 9.2 User's Guide ». https://support.sas.com/documentation/cdl/en/etsug/60372/HTML/default/viewer.htm#etsug_expand_sect015.htm (consulté le 21 juillet 2023).



Nous pouvons dans un premier temps remarquer que le premier graphique, celui des données brutes, n'est pas du tout stationnaire, ce qui est relativement commun. Contrairement aux deux autres graphiques qui sont clairement stationnaire. A première vue, cela semblerait ne pas être le cas, mais lorsque l'on regarde l'axe des ordonnées on constate que la différence première varie dans l'intervalle $[-0.04 ; 0.04]$, et celui des différence seconde varie de $[-0.024 ; 0.026]$. Cependant, lorsque l'on regarde les résultats aux tests KPSS et Phillips, nous pouvons voir que la différence première n'est pas stationnaire ([disponible en annexe](#)). En effet, lorsque la p-value est inférieur à 0.05, alors acceptera l'hypothèse nulle selon laquelle, la série n'est pas stationnaire, ce qui est le cas pour la différence première. A l'inverse, la p-value du test de la différence seconde [est égale à 0.90](#). On constate le même phénomène lorsque l'on étudie les différentes courbes de tendance.

Le test de KPSS et le test de Phillips-Perron sont tous les deux des tests permettant de vérifier la stationnarité d'une série⁹¹⁰. Ces 2 tests remplissent la même fonction que le test de Dickey-Fuller Augmenté (ADF)¹¹, les fonctionnements ne sont pas exactement les mêmes, mais nous ne nous servons pas du test ADF dans ce dossier.

Ainsi, nous pouvons dire que seule la différence seconde est stationnaire en données.

B. Les moyennes

Lors de cette seconde partie, nous allons analyser les moyennes de nos 3 transformations successives

a. Explication

Pour calculer les moyennes, nous avons divisé notre échantillon en classe que nous avons nommé "A, B, C, ..., Z". Ainsi, nous nous retrouvons avec 26 classes, composées chacune de 12 ou 13

⁹ « Test de Phillips-Perron », *Wikipédia*. 24 octobre 2022. Consulté le : 21 juillet 2023. [En ligne]. Disponible sur : https://fr.wikipedia.org/w/index.php?title=Test_de_Phillips-Perron&oldid=198059777

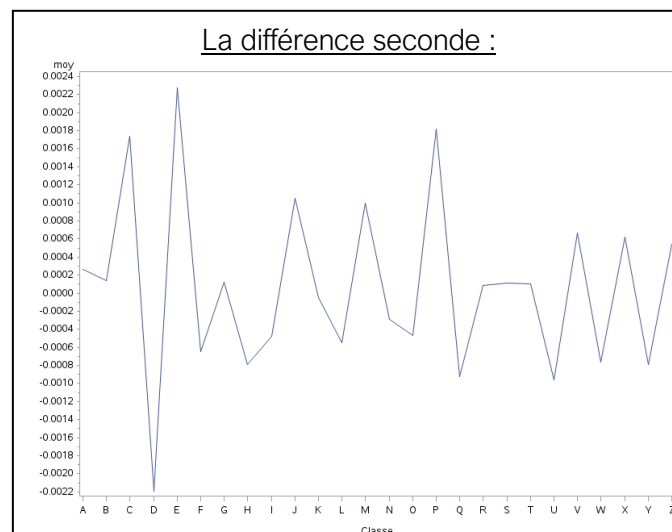
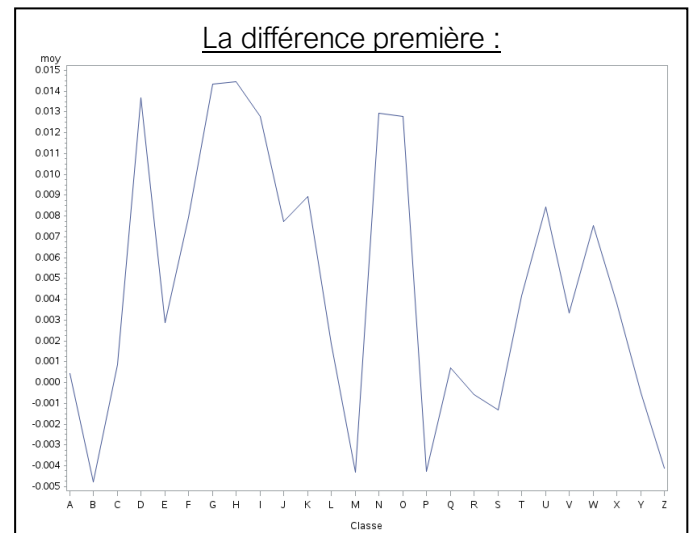
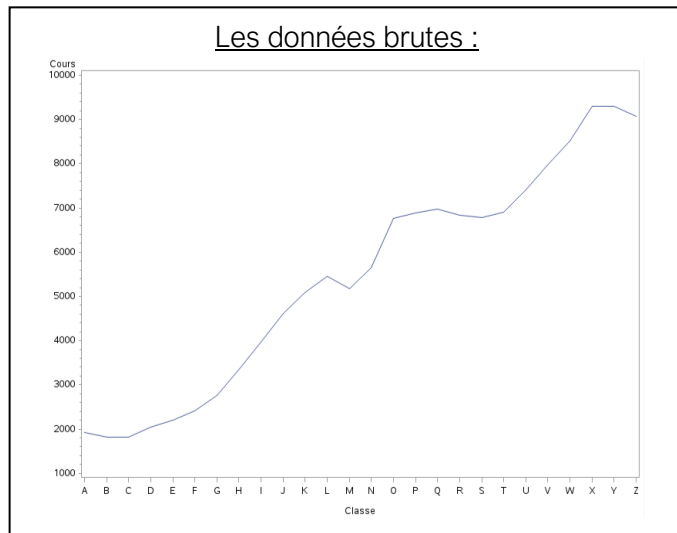
¹⁰ S. Prabhakaran, « KPSS Test for Stationarity », *Machine Learning Plus*, 2 novembre 2019. <https://www.machinelearningplus.com/time-series/kpss-test-for-stationarity/> (consulté le 21 juillet 2023).

¹¹ J. Brunel, « Prévoir la demande de transport de marchandises à long terme : estimation économétrique du couplage transport/économie, le cas des traversées alpines », Thèse de doctorat, Lyon 2, 2007. Consulté le : 21 juillet 2023. [En ligne]. Disponible sur : <https://theses.fr/2007LYO22009>

observations. Pour chacune de ces classes nous allons donc calculer la moyenne de prix, ce qui nous donne un graphique avec 26 observations. Cette même décomposition en classe a été réalisée pour les graphiques de la variance.

b. Graphiques

Ainsi, les 3 graphiques ci-dessous représentent les moyennes au cours des 3 distributions :



Nous pouvons aisément constater que le graphique des moyennes en données brut n'est pas stationnaire. En effet, même si les prix augmentent de manière relativement équilibrée sur l'ensemble de la période, on remarque parfois des baisses, ou des accélérations comme entre "G" et "L". A l'inverse, il semble que les graphiques en différence première et en différence seconde sont stationnaires. Avec la différence première qui varie de $[-0.005 ; 0.015]$ et la série en différence seconde qui varie de $[-0.0022 ; 0.0024]$, les données ne varient en réalité que très peu. Cependant, si l'on observe les résultats aux tests de stationnarité de Phillips et KPSS, il semblerait que les moyennes en différence première ne sont pas stationnaires, avec une p-value de 0.0011 et une tendance à la baisse. A l'inverse, les moyennes en différence seconde sont significatives avec une p-value de 0.7515.

Ainsi nous pouvons dire que seule la différence seconde est stationnaire en données.

C. Les variances

Lors de cette troisième partie nous allons étudier les variances en données brut, différence première et différence seconde.

a. Explications

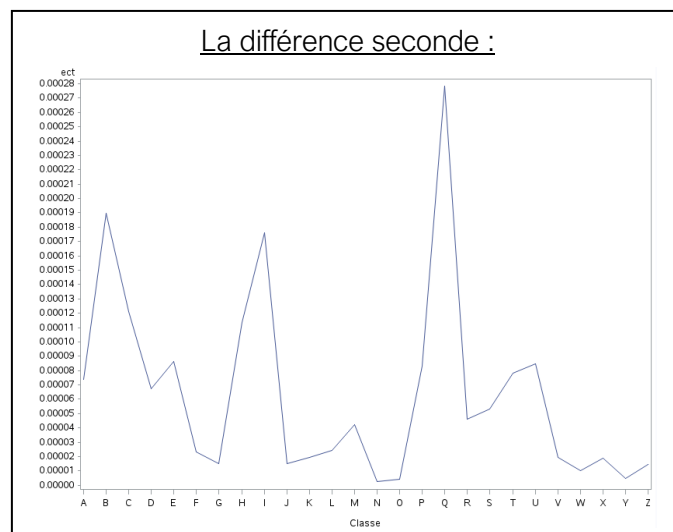
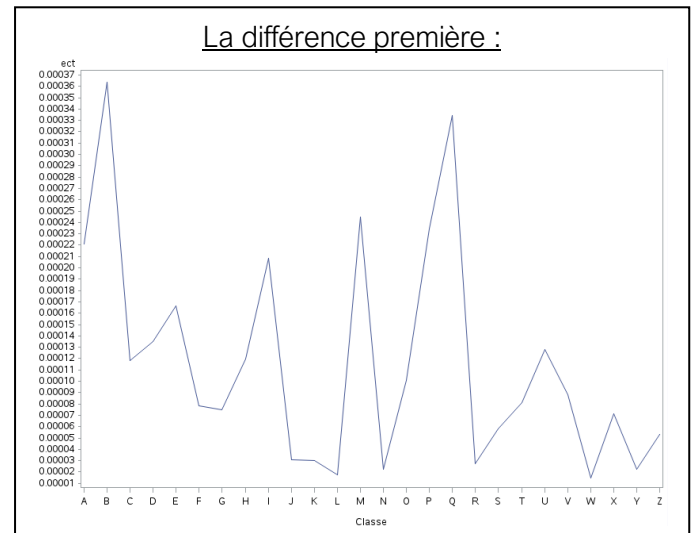
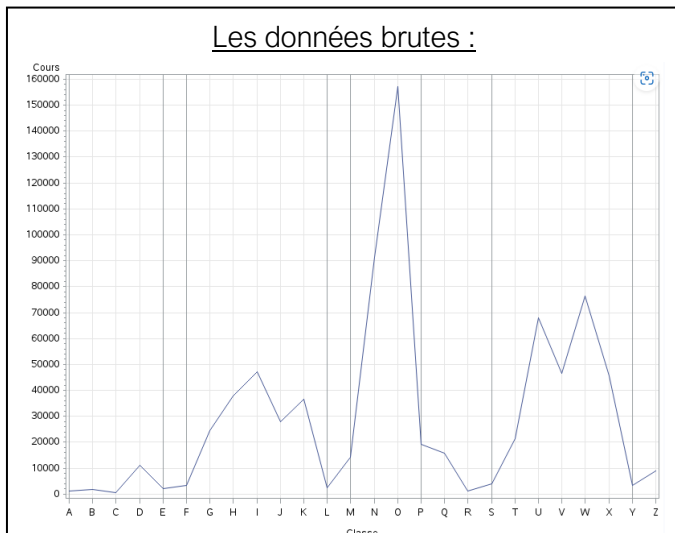
Pour calculer les variances nous avons, comme dit précédemment, divisé notre échantillon en 26 classes de 12 à 13 individus, puis calculé la variance pour chacune de ces classes. Pour rappel la variance se calcule en faisant la somme du carré des différences entre chaque observation et la moyenne, puis en divisant cette somme par le nombre d'observations. Autrement dit, en faisant le

$$V = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2.$$

calcul suivant¹² :

b. Graphiques

Ainsi, nous retrouvons ci-dessous, les 3 graphiques des variances, pour nos 3 transformations :



¹² « Variance (mathématiques) », *Wikipédia*. 12 juillet 2023. Consulté le: 21 juillet 2023. [En ligne]. Disponible sur : [https://fr.wikipedia.org/w/index.php?title=Variance_\(math%C3%A9matiques\)&oldid=205943200](https://fr.wikipedia.org/w/index.php?title=Variance_(math%C3%A9matiques)&oldid=205943200)

Concernant l'analyse des variances, cette dernière est légèrement différente par rapport à celle des moyennes ou des données. En effet, il faut regarder des dispersions identiques ou différentes. S'il y a plusieurs dispersions identifiables, alors nous pourrions dire que la série n'est pas stationnaire. Ainsi, pour les données brut, il y a plusieurs dispersions identifiables, allant de [A;E], puis de [F;L] puis [M;P] et [S;Y]. Nous pouvons donc dire que la série des variances n'est pas stationnaire en données brutes.

Nous allons désormais analyser la stationnarité de la variance en différence première. Nous pouvons constater que malgré une tendance à la baisse, il reste des fluctuations conjoncturelles de [A;C], [G;J], de [L;M] et de [N;R]. Si ces pics persistent au cours de la série des variances en différences secondes, nous pouvons faire l'hypothèse que ces variations sont des fluctuations conjoncturelles. Et donc nous pourrions ne pas en tenir compte pour la suite.

Ainsi, lorsque l'on observe le graphique des variances pour la série en différence seconde, nous observons ces mêmes pics en [A;C], [G;J] et [O;R], cependant, celui de [L;M] n'apparaît pas sur cette série.

Cependant, nous aurions quand même estimé de manière arbitraire, que la variance en différence première est stationnaire, tout comme la différence seconde.

Nous avons également réalisé les tests KPSS et de Phillips pour avoir une validation/invalidation supplémentaire de la stationnarité supposée de ces 2 séries. Les résultats des tests pour chaque distribution est négatif, dans le sens où la p-value est toujours inférieure à 0.05, nous pourrions donc dire que ces 2 séries ne sont pas stationnaires ([annexe 1](#); [annexe 2](#)). Cependant, il semblerait que le test KPSS ait différentes failles¹³. En effet, il fonctionne mal lorsque l'échantillon est trop petit, ce qui est notre cas car nous n'avons que 26 observations, étant donné que nous avons rassembler nos observations en 26 classes distinctes. De plus, ce dernier est incapable de ne pas prendre en compte les pics conjoncturelles dans son analyse, autrement dit, il est incapable de détecter une saisonnalité dans les données, ce qui est une explication supplémentaire de ce résultat.

D. Les fonctions d'autocorrélation (ACF)

Au cours de cette partie, nous allons revenir sur les fonctions d'autocorrélations de nos trois transformations.

a. Explication

L'analyse de ces 3 graphiques est encore une fois très différente des analyses précédentes. Pour

estimer l'ACF, on calcule l'autocorrélation, via la formule suivante :

$$\hat{\rho}_j = \frac{\sum_{t=j+1}^T (y_t - \bar{y})(y_{t-j} - \bar{y})}{\sum_{t=1}^T (y_t - \bar{y})^2}$$

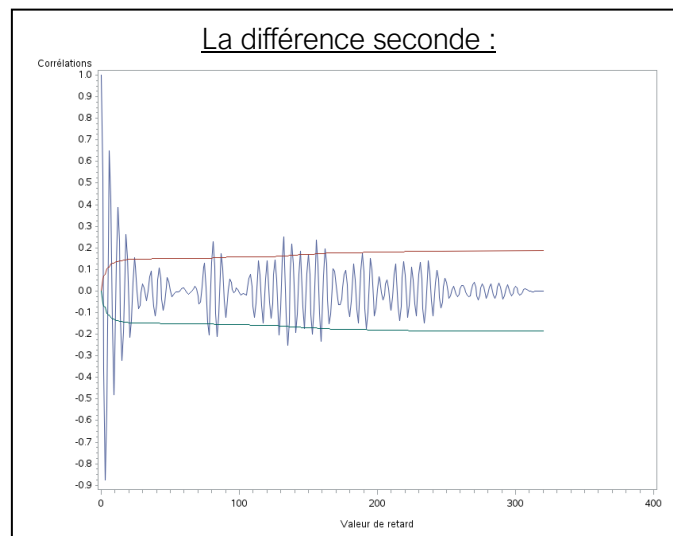
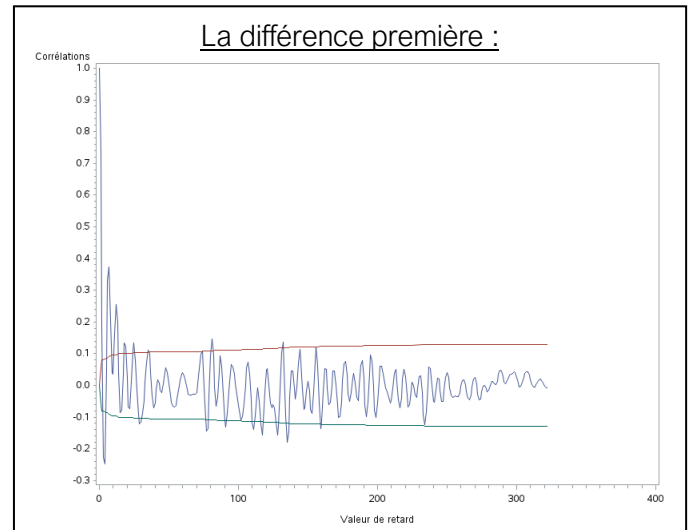
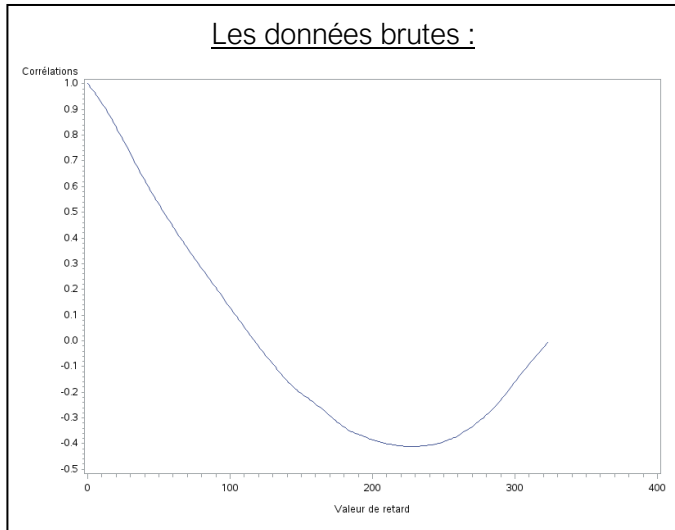
Puis on calcule la variance de l'autocorrélation¹⁴.

¹³ B. Hobijn, P. H. Franses, et M. Ooms, « Generalizations of the KPSS-test for stationarity », *Statistica Neerlandica*, vol. 58, n° 4, p. 483-502, nov. 2004, doi : 10.1111/j.1467-9574.2004.00272.x.

¹⁴ PeterBe, « How to calculate the ACF and PACF for time series », *Cross Validated*, 27 octobre 2020. <https://stats.stackexchange.com/q/493807> (consulté le 21 juillet 2023).

b. Graphiques

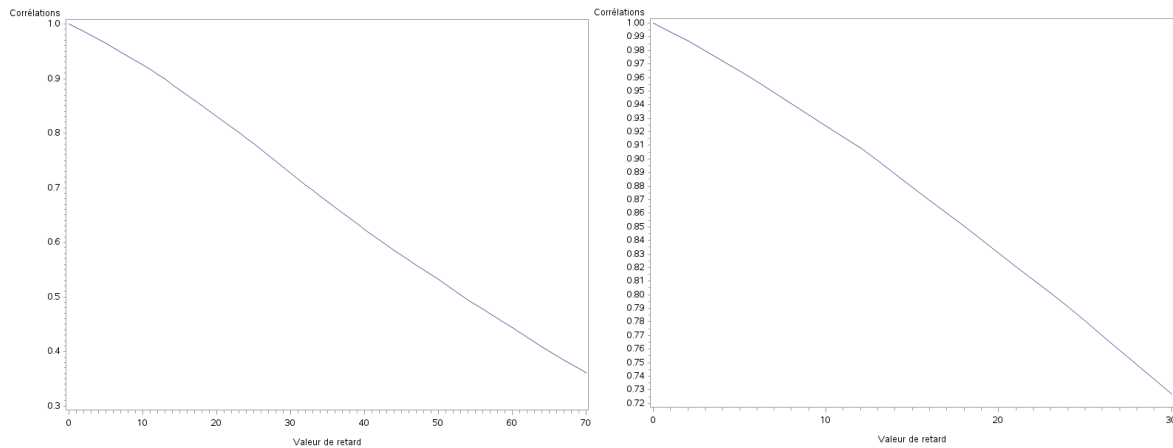
Les graphiques ci-dessous correspondent donc aux fonctions d'autocorrélations de chacune de nos transformations :



Cependant, comme nous l'avons dit précédemment l'analyse de ces 3 graphiques est différente en fonction de la transformation effectuée.

En effet, l'ACF des données brutes permet notamment de détecter, s'il y en a une, la valeur de la saisonnalité, c'est-à-dire une variation qui se répète tous les 2,3,4...x période de manière systématique. Si on observe par exemple l'EBIT d'une entreprise par jour, on remarquera, une baisse systématique le samedi et le dimanche, c'est ce qu'on peut appeler une saisonnalité.

Ainsi nous avons essayé de détecter une saisonnalité, en réduisant le champ orthogonal sur lequel notre graphique est projeté, d'abord en prenant les 70 premières observations puis en prenant les 30 premières :



Comme nous pouvons le voir ci-dessus, il n'y a aucune saisonnalité, ce qui n'est pas étonnant avec la nature des données utilisées. En effet, rien n'indique qu'il y ait une saisonnalité lorsque l'on s'intéresse au prix trimestriel de l'immobilier.

Concernant l'analyse des différences première et seconde, c'est plus classique car nous cherchons simplement à savoir si la série est stationnaire.

L'objectif est que la valeur de l'ACF (en bleu), reste entre l'intervalle (vert et rouge), lorsque c'est le cas nous pouvons dire que la série est stationnaire. Comme nous pouvons le remarquer, pour les 2 séries, au début de la série ($t=0$) l'ACF fluctue énormément et sors de l'intervalles mais cela est parfaitement normal et nous n'avons pas à prendre cela en compte. Cependant, ce qui est plus anormal, ce sont les sorties d'intervalle au milieu de la courbe, entre 80 et 170 pour la différence première et entre 80/90 puis entre 120 et 150 pour la différence seconde.

Nous pouvons donc estimer que l'ACF n'est pas stationnaire, et qu'il n'y a pas vraiment d'ACF "meilleure" qu'une autre. La non-stationnarité des ACF est quelque chose d'assez commun lorsque l'on utilise la méthode de B&J. Pour faire face à ce problème, la seule chose à faire est d'estimer les deux différences séparément, puis de comparer nos 2 estimations via l'utilisation du critère d'inégalité de Theil, qui nous permettra de déterminer quelle est la meilleure estimation. Nous reviendrons sur la description de ce coefficient plus tard.

Pour finir, nous avons une énième fois réaliser le test de KPSS et de Phillips, dans un objectif purement indicatif. Les 2 tests révèlent des p-value > 0.05 , ce qui signifie que selon les tests KPSS et Phillips, les ACF de la différence première et seconde sont stationnaires.

E. Les fonctions d'autocorrélations partielles (PACF)

Dans cette cinquième et avant dernière partie sur l'étude de la linéarité, nous allons parler de la dernière transformation à réaliser qui correspond à l'étude des fonctions d'autocorrélation partielles (PACF).

a. Explication

L'analyse des fonctions d'autocorrélation partielle est plus classique, ici on regardera uniquement si les séries sont stationnaires. Graphiquement, les séries doivent tendre vers 0 et les variations doivent diminuer au cours de la période. Le PACF est différent de l'ACF car il essaie de nullifier l'effet des corrélations d'autres ordres.

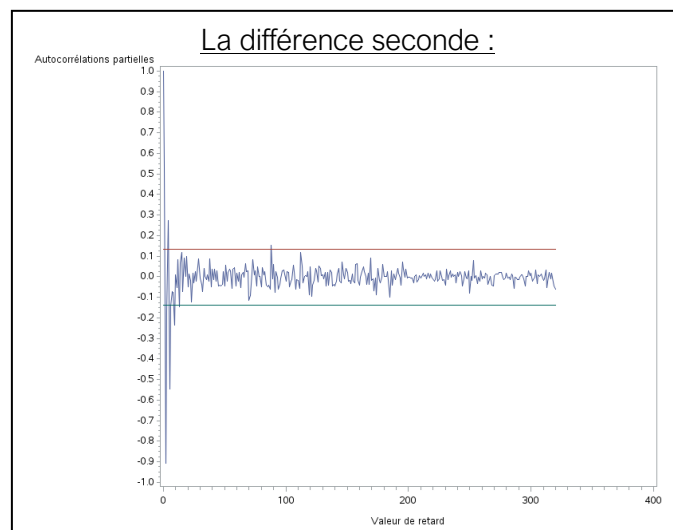
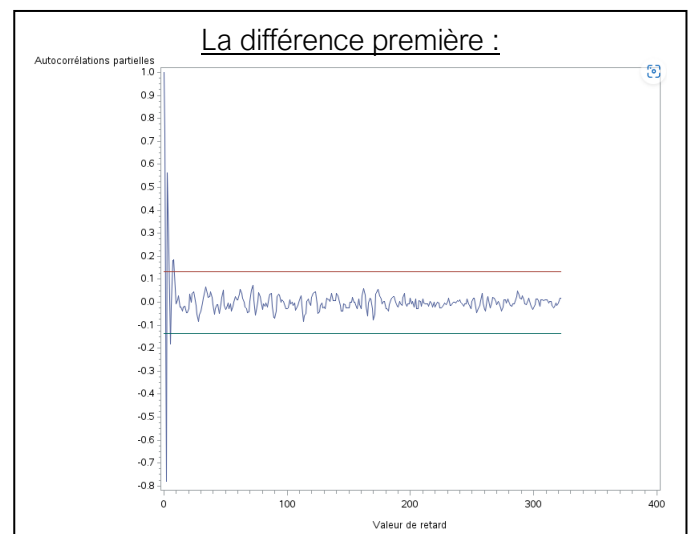
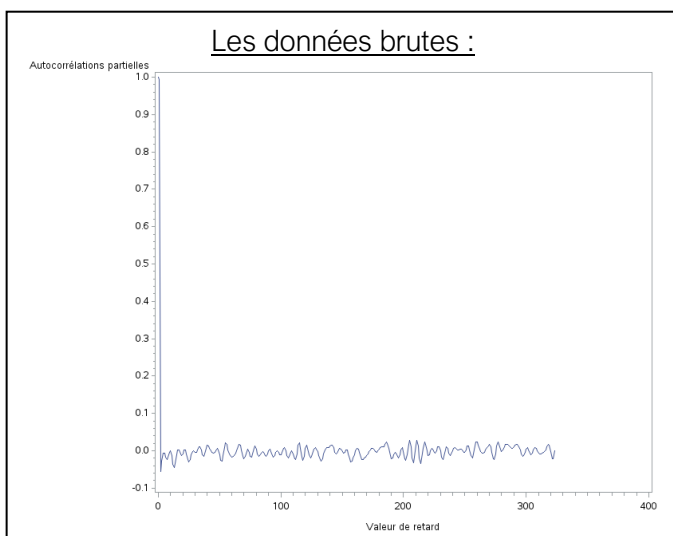
Concernant le calcul du PACF, c'est légèrement plus compliqué, nous n'allons pas rentrer dans le détail car ce n'est pas l'objectif de ce projet. Cependant, le PACF est estimé via une régression OLS : $y_{t,j} = \phi_{j,1}y_{t-1} + \phi_{j,2}y_{t-2} + \dots + \phi_{j,j}y_{t-j} + \epsilon_t$

Avec les coefficients suivants : $\hat{\beta} = (X'X)^{-1}X'Y$

Le PACF est représenté par l'ensemble des coefficients de cette régression, par exemple, la première valeur de la PACF sera : $\hat{\phi}_{1,1}$ et ainsi de suite, jusqu'à construire l'ensemble de la série¹⁴.

b. Graphiques

Les graphiques ci-dessous correspondent donc aux graphiques des fonctions d'autocorrélations partielles.



Comme nous l'avons dit précédemment, graphiquement, les séries doivent tendre vers 0 au cours du temps et les variations doivent diminuer. Ainsi, comme nous pouvons le remarquer, l'ensemble des graphiques semblent suivre cette tendance, avec des décroissances très rapide vers 0, puis une stagnation jusqu'à la fin de la série, tout en restant compris dans l'intervalle de confiance. La

seule anomalie ici concerne la seconde différence, vers $t=80$, la série sort de l'intervalle de confiance, puis continue à varier de 80 à 110, ce qui est anormal.

Toutefois, nous ne pouvons rien conclure de cette évolution, si ce n'est que le PACF en différence première est **plus stationnaire** que le PACF en différence seconde.

Pour finir, nous avons une dernière fois réalisé les tests KPSS et Phillips à but informatif (uniquement pour la différence première et la différence seconde). Les résultats de ces tests sont similaires à ce que nous avons pour l'ACF, en effet, les 2 séries sont stationnaires avec des p-value qui sont respectivement de 0.5639 (pour la DIF1) et de 0.6651 (pour la DIF2).

F. Récapitulatif des résultats

Pour finir cette partie d'étude de la stationnarité des différentes séries, nous avons réalisé un tableau récapitulatif ci-dessous, permettant de résumer l'ensemble de nos résultats.

Récapitulatif Visuel :

	DONNEES	MOYENNES	VARIANCES	ACF	PACF
DONNEES BRUT	Non	Non	Non	Non	Oui
DIF 1	Oui	Oui	Oui	≈	Oui
DIF 2	Oui	Oui	Oui	≈	≈

Récapitulatif avec les tests KPSS & Phillips :

	DONNEES	MOYENNES	VARIANCES	ACF	PACF
DIF 1	Non	Non	Non	Oui	Oui
DIF 2	Oui	Oui	Non	Oui	Oui

Comme nos deux ACF ne sont pas stationnaires, nous devons donc faire deux estimations séparées, (même si cela est demandé dans les consignes, dans cette situation, nous n'avons d'autre choix que de réaliser 2 estimations) car nous avons vu des légères reprises au cours de la période ce qui est anormale. Ensuite nous sélectionnons la meilleure estimation en fonction du coefficient d'inégalité de Theil.

Nous avons également comparé une comparaison de stationnarité ci-dessous :

Comparaison DIF et DIF 2 :

SERIES	COMPARAISON
DONNEES	DIF 2 > DIF 1
MOYENNES	DIF 2 > DIF 1
VARIANCES	DIF 2 > DIF 1
ACF	DIF 1 > DIF 2
PACF	DIF 1 > DIF 2
RETENUE	DIF 1 et DIF 2

Ainsi, comme nous pouvons le voir, la différence seconde semble supérieure à la différence première lorsque l'on étudie les données, moyennes et variance et inversement lorsque l'on étudie l'ACF et le PACF.

Nous ne pouvons donc pas réellement choisir entre les 2 transformations, opérer une estimation sur ces 2 derniers restes donc la meilleure option.

III. Estimation en différence première

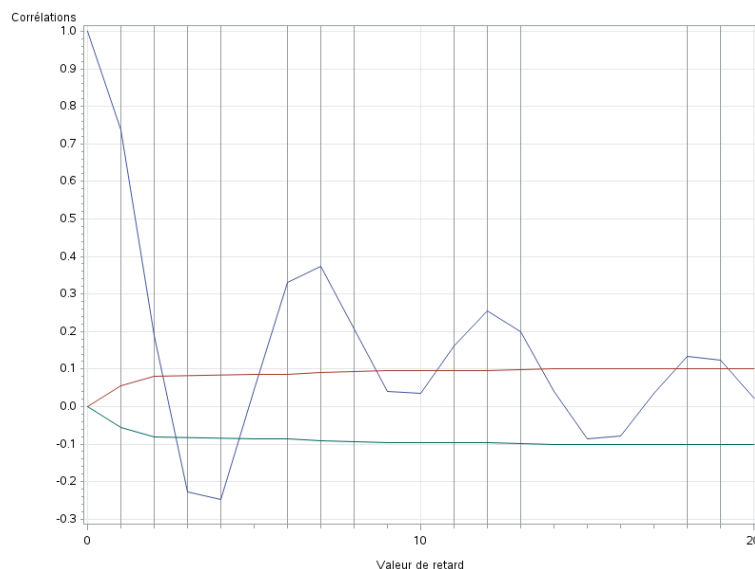
Au cours de cette troisième partie, nous allons donc réaliser l'estimation en différence première, l'estimation en différence seconde se fera en quatrième partie.

A. Choix de q et de p

Les "p" et les "q", sont des paramètres que nous allons ajouter dans l'estimation, la qualité de notre prévision dépendra donc en partie de nos paramètres et de cette étape cruciale. La manière dont nous allons choisir les p et les q se fait en plusieurs étapes. Les p sont aussi appelés processus autorégressif et les q des processus de moyennes mobiles.

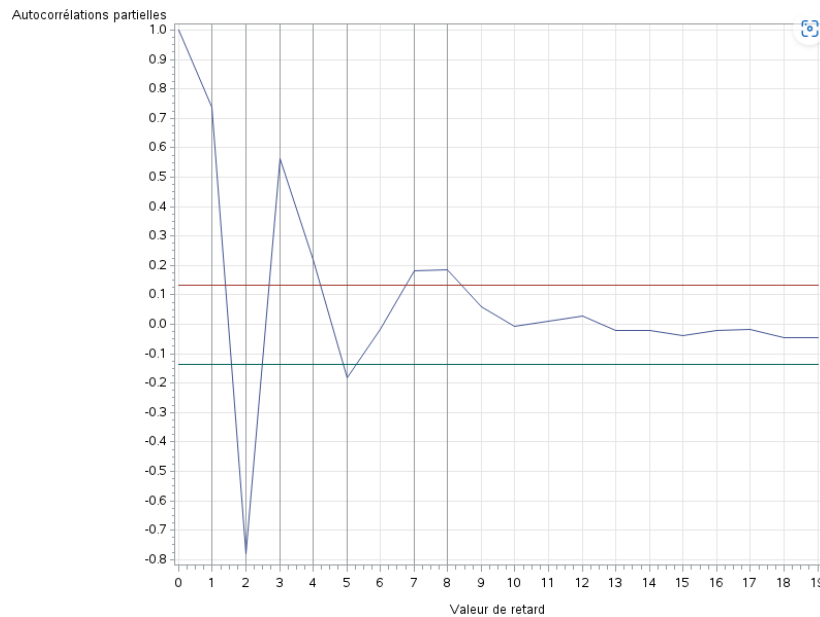
Dans un premier temps, nous allons revenir sur le graphique de L'ACF pour les q et le graphique du PACF pour le p. Ainsi, nous allons sélectionner l'ensemble des périodes pour lesquelles l'ACF ou le PACF sortent de l'intervalle de confiance. En réalité, nous ne sommes pas obligés de prendre l'ensemble des paramètres, mais un maximum, en partant du début de l'estimation. Comme dans notre cas, le nombre de retard sortant de l'estimation ne sont pas nombreux, nous pouvons tous les prendre en compte.

Ainsi pour les q, nous avons regardé pour l'ensemble des observations qui sortait de l'intervalle, en raccourcissant l'intervalle, ci-dessous, vous pourrez trouver un exemple qui prendra en compte les 20 premières observations :



Comme vous pouvez le voir, les observations qui sortent de l'intervalle sont : 1, 2, 3, 4, 6, 7, 8, 11, 12, 13, 18, 19. Puis nous avons répété cette étape jusqu'à trouver l'ensemble des observations qui sortent de l'intervalle de confiance, ainsi, nous trouvons les paramètres q suivant : 1, 2, 3, 4, 6, 7, 8, 11, 12, 13, 18, 19, 24, 25, 29, 30, 35, 74, 77, 78, 81, 90, 91, 110, 111, 117, 127, 128, 129, 132, 135, 136, 156, 159

Puis nous avons effectué la même opération pour les valeurs de p, en regardant l'ensemble des observations qui sortait de l'intervalle du PACF de la différence première. Vous pourrez retrouver ci-dessous, le graphique montrant les 20 premières valeurs de l'intervalle :



L'ensemble des observations sortant de l'intervalle sont comprises ci-dessus, donc pour les paramètres p , nous avons les valeurs : 1, 2, 3, 4, 5, 7, 8.

Nous nous retrouvons donc avec les paramètres suivants :

$$q = (1 \ 2 \ 3 \ 4 \ 6 \ 7 \ 8 \ 11 \ 12 \ 13 \ 18 \ 19 \ 24 \ 25 \ 29 \ 30 \ 35 \ 74 \ 77 \ 78 \ 81 \ 90 \ 91 \ 110 \ 111 \ 117 \ 127 \ 128 \ 129 \\ 132 \ 135 \ 136 \ 156, 159) \quad p = (1 \ 2 \ 4 \ 5 \ 7)$$

B. Phase de tâtonnement et d'estimation du modèle

Lors de cette seconde phase, nous allons estimer le modèle en utilisant l'ensemble des paramètres p et q retenue au cours de la phase précédente. Nous pourrions également utiliser la saisonnalité si nous en avons trouvé une, cependant ce n'est pas le cas ici.

Ainsi, pour faire notre estimation, nous nous servons du PROC ARIMA, le code ci-dessous détaille la méthode d'estimation :

Le Code :

```
PROC ARIMA data=prix;
IDENTIFY var=DLcours scan;
ESTIMATE q=(1 2 3 4 6 7 8 11 12 13 18 19 24 25 29 30 35 74 77 78 81 90 91
110 111 117 127 128 129 132 135 136 156 159) p=(1 2 3 4 5 7 8) method=ml;
FORECAST id=time printall out=b;
RUN;
```

Comme nous pouvons le remarquer l'ensemble des paramètres sont présents dans l'estimation.

Une fois l'estimation lancée, nous nous retrouvons avec l'estimation du maximum de vraisemblance.

Ainsi, nous pouvons remarquer que pour chaque paramètre (le numéro du paramètre apparaît dans la colonne retard), il y a un coefficient.

Estimation du maximum de vraisemblance					
Paramètre	Estimation	Erreur type	Valeur du test t	Approx Pr > t	Retard
MU	0.0051339	0.0006881	7.46	<.0001	0
MA1,1	0.48631	0.22586	2.08	0.0390	1
MA1,2	-0.05057	0.16930	-0.30	0.7652	2
MA1,3	0.09049	0.12706	0.71	0.4763	3
MA1,4	-0.33175	0.11570	-2.87	0.0041	4
MA1,5	-0.06449	0.10038	-0.64	0.5206	6
MA1,6	0.24399	0.10977	2.22	0.0262	7
MA1,7	-0.17927	0.10096	-1.78	0.0758	8
MA1,8	0.24711	0.09891	2.55	0.0108	11
MA1,9	-0.29022	0.11127	-2.61	0.0091	12
MA1,10	0.06980	0.09800	0.71	0.4763	13
MA1,11	0.07137	0.08595	0.83	0.4083	18
MA1,12	-0.09253	0.07847	-1.18	0.2383	19
MA1,13	-0.03282	0.07468	-0.44	0.6603	24
MA1,14	0.06552	0.07795	0.84	0.4006	25
MA1,15	0.16809	0.06646	2.53	0.0114	29
MA1,16	0.04114	0.08245	0.50	0.6178	30
MA1,17	-0.04360	0.06564	-0.66	0.5065	35
MA1,18	0.02921	0.05992	0.49	0.6259	74
MA1,19	0.09489	0.06384	1.49	0.1372	77
MA1,20	0.0008846	0.06926	0.01	0.9898	78
MA1,21	0.0035531	0.05795	0.06	0.9511	81
MA1,22	0.07062	0.06760	1.04	0.2962	90
MA1,23	-0.0079951	0.06870	-0.12	0.9046	91
MA1,24	0.01507	0.06830	0.22	0.8253	110
MA1,25	0.01419	0.06929	0.20	0.8377	111
MA1,26	0.06267	0.06202	1.01	0.3123	117
MA1,27	0.09465	0.07365	1.29	0.1988	127
MA1,28	0.06725	0.09040	0.74	0.4569	128
MA1,29	-0.02090	0.08240	-0.25	0.7998	129
MA1,30	0.01798	0.07548	0.24	0.8117	132
MA1,31	0.06668	0.07809	0.84	0.3991	135

L'étape suivante est de regarder l'ensemble des p-values de ces coefficients. Puis de retirer le coefficient dont la p-value est la plus proche de 1 (autrement dit, la moins significative). Nous devons répéter cette opération jusqu'à ce que l'ensemble des paramètres soient significatifs. Cette procédure ressemble à la méthode utilisée lors de la procédure MCE (modèle à correction d'erreur).

Ainsi, le premier paramètre que nous allons retirer de l'estimation est le $q = 78$ avec une p-value de 0.9898.

Au cours de la phase de tâtonnement, on va successivement supprimer les paramètres suivants :

$q = 78, 156, 132, 136, 3, 81, 129, 74, 7, 6, 18, 110, 13, 29, 19, 24, 1, 25, 8, 127, 4, 35, 77, 128, 90, 117, 12, 159, 111$

$p = 3, 8$

Lorsque nous avons finis, cette phase, nous nous retrouvons donc avec le modèle suivant : $q = (2\ 11\ 30\ 135)$ $p = (1\ 2\ 4\ 5\ 7)$

Ainsi, à partir de cette étape, l'ensemble de nos paramètres sont significatifs, cependant on peut essayer de voir avec l'AIC, le BIC et la moyenne des erreurs quadratiques, si on peut encore améliorer le modèle.

Le seul paramètre qui n'est pas significatif au seuil de 1 % est le paramètre 135 (p-value = 0.0279), on va donc comparer les AIC, BIC et la moyenne des erreurs quadratiques, avant et après avoir enlevé le 135^{ème} retard du MA. Ces critères sont des indicateurs de la qualité d'une estimation, plus le BIC et l'AIC sera faible, plus le modèle sera considéré comme bon. Concernant la moyenne des erreurs quadratiques, il faut maximiser cette dernière.

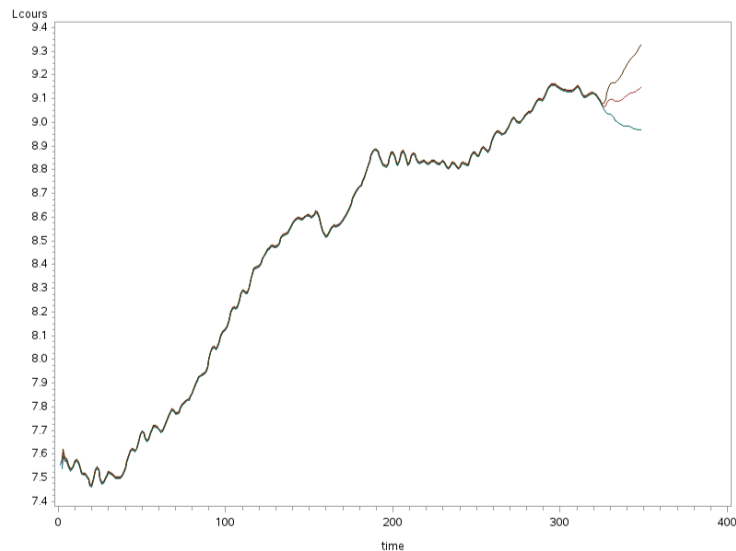
ESTIMATION AVEC 135

ESTIMATION SANS 135

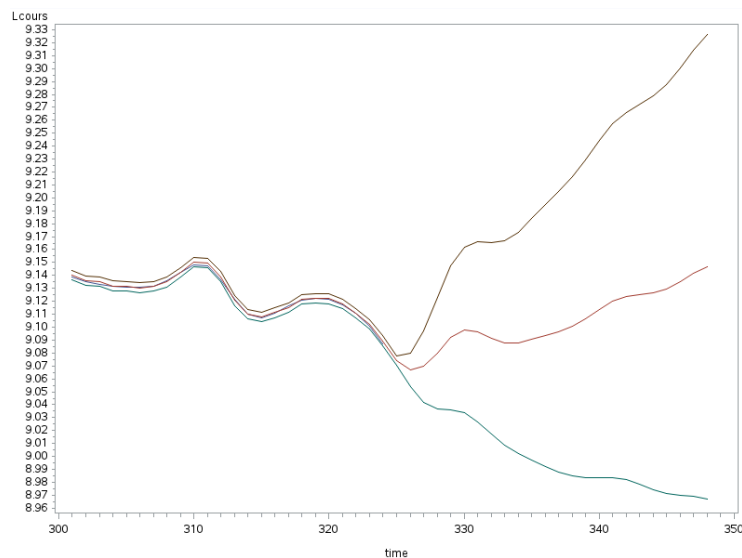
RMSE	0.000005899257	RMSE	0.0000059054489
ESTIMATION CONSTANTES	0.000062	ESTIMATION CONSTANTES	0.000033
ESTIMATION VARIANTE	0.00000354	ESTIMATION VARIANTE	0.000003584
ERREUR TYPE VALEUR ESTIMEE	0.001881	ERREUR TYPE VALEUR ESTIMEE	0.001893
AIC	-3110.81	AIC	-3111.46
BIC	-3073.04	BIC	-3077.46
NOMBRE DE RESIDUS	323	NOMBRE DE RESIDUS	323

Donc comme 3 paramètres (AIC, BIC et RMSE) sont meilleurs dans le cas de l'estimation sans le paramètre 135 ([sortie SAS disponible en annexe](#)). Nous décidons d'enlever 135 du modèle. Pour finir, après la suppression de ce paramètre, l'ensemble des paramètres sont significatifs au seuil de 1%, nous décidons donc de conserver le modèle suivant : $q = (2 \ 11 \ 30)$ $p = (1 \ 2 \ 4 \ 5 \ 7)$

Ainsi, nous obtenons la prévision suivante :



Lorsque l'on sur ce graphique, en prenant les 300 dernières observations, nous obtenons le graphique ci-dessous :



Comme nous pouvons le remarquer, il y a 4 courbes, l'une est en bleu et s'arrête à partir de 324, c'est la valeur réelle du prix de l'immobilier. En rouge, se trouve la prévision, qui semble presque parfaite graphiquement. En marron et en vert il y a les intervalles de confiance à 95%. Ces derniers signifient que les prix de l'immobilier seront compris entre ces 2 intervalles avec une probabilité de 0.95.

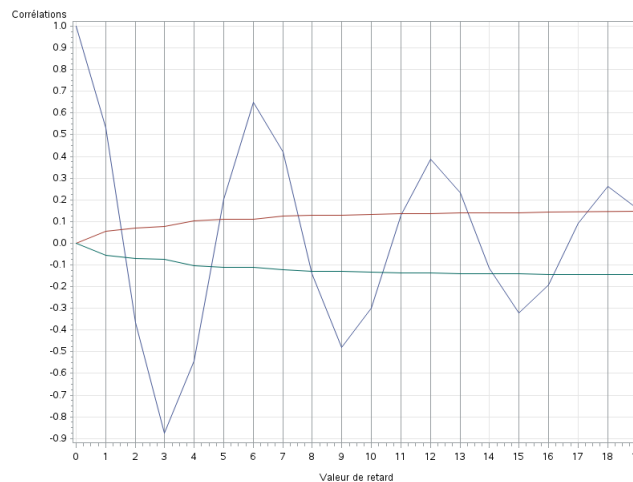
Donc nous pouvons dire que l'estimateur prévoit que les prix, après avoir légèrement diminué, vont repartir à la hausse. Après avoir estimé et comparé les 2 transformations de nos données, nous délogariserons cette dernière afin d'avoir accès aux données finales.

IV. Estimation en différence seconde

Au cours de quatrième partie, nous allons réaliser une seconde estimation en différence seconde, nous reviendrons simplement sur les résultats sans détailler la méthode.

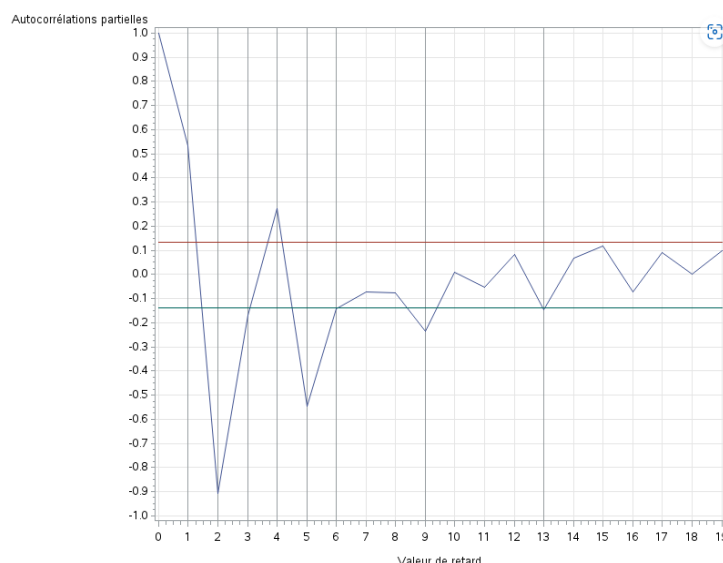
A. Choix de q et de p

Ainsi pour les q, nous avons regardé pour l'ensemble des observations qui sortait de l'intervalle, en raccourcissant l'intervalle, ci-dessous, vous pourrez trouver un exemple qui reviendras sur les 20 premières observations :



Comme vous pouvez le voir, les observations qui sortent de l'intervalle sont : 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8, 9, 10, 11, 12, 13, 15, 16, 18, 19. Puis nous avons répété cette étape jusqu'à trouver l'ensemble des observations qui sortent de la courbe, ainsi, nous trouvons les paramètres q suivant : 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8, 9, 10, 11, 12, 13, 15, 16, 18, 19, 21, 24, 78, 81, 84, 87, 129, 132, 135, 138, 141, 144, 147, 150, 153, 156, 159, 162

Puis nous avons effectué la même opération pour les valeurs de p, en regardant l'ensemble des observations qui sortait de l'intervalle du PACF de la différence première. Vous pourrez retrouver ci-dessous, le graphique montrant les 20 premières valeurs de l'intervalle :



Ainsi, pour les 20 premières observations, les paramètres p retenus seront : 1, 2, 3, 4, 5, 7, 8. Après avoir répété cette étape plusieurs fois, nous trouvons les paramètres "p" suivants : 1, 2, 3, 4, 5, 7, 8, 13, 88.

Nous nous retrouvons donc avec les paramètres suivants :

$q = (1\ 2\ 3\ 4\ 5\ 6\ 7\ 8\ 9\ 10\ 11\ 12\ 13\ 15\ 16\ 18\ 19\ 21\ 24\ 78\ 81\ 84\ 87\ 129\ 132\ 135\ 138\ 141\ 144\ 147\ 150\ 153\ 156\ 159, 162)$ $p = (1\ 2\ 3\ 4\ 5\ 7\ 8\ 13\ 88)$

B. Phase de tâtonnement et d'estimation du modèle

Lors de cette seconde phase, nous allons estimer le modèle en utilisant l'ensemble des paramètres p et q retenue au cours de la phase précédente.

Ainsi, pour faire notre estimation, nous nous servons du PROC ARIMA, le code ci-dessous détaille la méthode d'estimation :

Le Code :

```
PROC ARIMA data=prix;
IDENTIFY var=DDLcours scan;
ESTIMATE q=(1 2 3 4 5 6 7 8 9 10 11 12 13 15 16 18 19 21 24 78 81 84 87
129 132 135 138 141 144 147 150 153 156 159 162) p=(1 2 3 4 5 7 8 13 88)
method=ml;
FORECAST id=time printall out=b;
RUN;
```

Une fois l'estimation lancée, nous nous retrouvons avec l'estimation du maximum de vraisemblance :

Paramètre	Estimation	Erreur type	Valeur du test t	Approx Pr > t	Retard
MU	0.00003538	0.00007188	0.49	0.6226	0
MA1,1	-0.22341	0.35805	-0.62	0.5326	1
MA1,2	0.18800	0.30489	0.62	0.5375	2
MA1,3	0.35249	0.44361	0.79	0.4268	3
MA1,4	0.37772	0.30098	1.25	0.2095	4
MA1,5	-0.16066	0.26414	-0.61	0.5430	5
MA1,6	-0.10901	0.23761	-0.46	0.6464	6
MA1,7	0.0067278	0.30292	0.02	0.9823	7
MA1,8	0.13529	0.23203	0.58	0.5598	8
MA1,9	0.06579	0.22207	0.30	0.7670	9
MA1,10	-0.10121	0.22790	-0.44	0.6570	10
MA1,11	0.03088	0.18333	0.17	0.8662	11
MA1,12	-0.0081931	0.19421	-0.04	0.9663	12
MA1,13	0.14517	0.21900	0.66	0.5074	13
MA1,14	-0.10777	0.15572	-0.69	0.4889	15
MA1,15	-0.04360	0.15852	-0.28	0.7833	16
MA1,16	0.04883	0.10823	0.45	0.6519	18
MA1,17	-0.03018	0.10677	-0.28	0.7775	19
MA1,18	0.06331	0.10407	0.61	0.5430	21
MA1,19	0.04387	0.10638	0.41	0.6801	24
MA1,20	0.09169	0.08765	1.05	0.2955	78
MA1,21	-0.01637	0.10079	-0.16	0.8710	81
MA1,22	-0.03784	0.09792	-0.39	0.6992	84
MA1,23	0.005677	0.06636	0.08	0.9303	87

Nous passons donc à l'étape de tâtonnement, au cours de cette première étape nous allons retirer le paramètre $q=7$ avec une p -value = 0.9823.

Au cours de la phase de tâtonnement, on va successivement supprimer les paramètres suivants :

$q = 84, 9, 13, 153, 138, 87, 129, 141, 81, 150, 19, 18, 10, 12, 4, 16, 8, 135, 159, 162, 7, 144, 147, 24, 15, 6, 1, 132, 21$

$p = 2, 5, 88, 9$

Lorsque nous avons finis, cette phase, nous nous retrouvons donc avec le modèle suivant : $q = (2\ 11\ 78\ 156)$ $p = (1\ 3\ 4\ 6\ 13)$

Ainsi, l'ensemble de nos paramètres sont significatifs, cependant, tout comme l'estimation précédente, nous pouvons essayer de retirer l'un des paramètres pour voir si la suppression de ce dernier augmente la qualité de notre modèle.

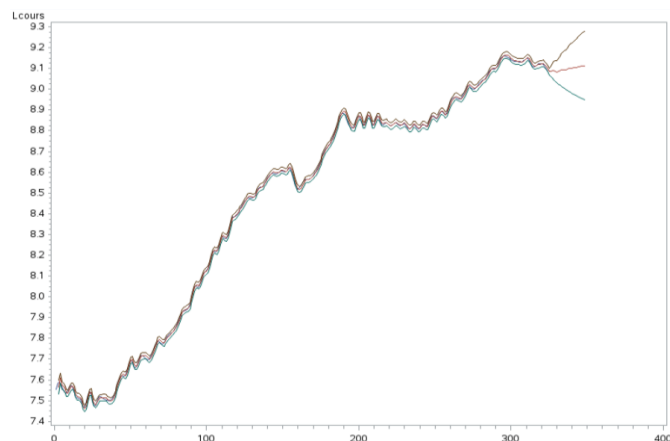
Le seul paramètre qui n'est pas significatif au seuil de 1 % est le paramètre 156 ($p\text{-value} = 0.0331$), on va donc comparer les AIC, BIC et la moyenne des erreurs quadratiques, avant et après avoir enlevé le 156^{ème} retard du MA.

Le tableau récapitulatif ci-dessous résume l'ensemble des sorties de SAS :

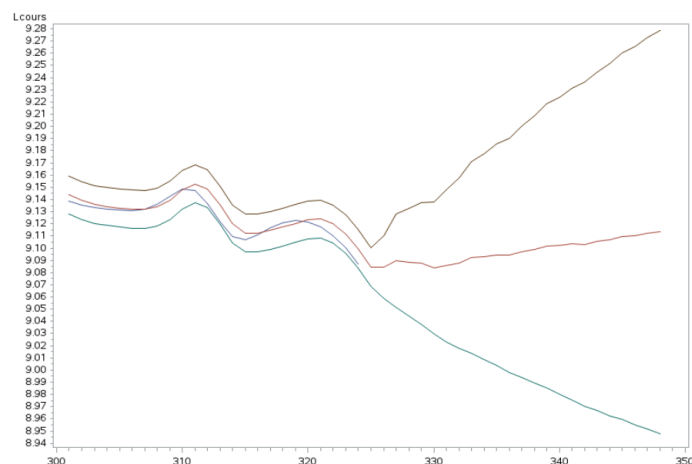
ESTIMATION AVEC 156		ESTIMATION SANS 156	
RMSE	0.0000059054489	RMSE	0.0000039227414
AIC	-3101.53	AIC	-3093.85
BIC	-3063.82	BIC	-3059.9

Donc comme les 3 paramètres (AIC, BIC et RMSE) sont meilleurs dans le cas de l'estimation avec le paramètre 156 ([sortie SAS disponible en annexes](#)). Nous décidons donc de conserver le paramètre $q=156$, dans le modèle.

Ainsi, nous obtenons la prévision suivante :



Lorsque l'on sur ce graphique, en prenant les 300 dernières observations, nous obtenons le graphique ci-dessous :



Comme nous pouvons le remarquer, la prédiction est similaire à celle vue précédemment. Cependant quelques détails sont notables. En effet, cette seconde prévision va dans le même

sens que la première, cependant la progression dans les prix est moins forte. De plus, il semble que l'intervalle de confiance durant la période de "prévision du présent" est plus écarté qu'au cours de l'estimation précédente. Cela indique que cette seconde prévision est théoriquement moins fiable que la précédente car prédisant le prix dans le présent de manière moins précise.

V. Comparaison des 2 estimations

Au cours de cette dernière partie, nous allons comparer nos deux estimations en utilisant le coefficient d'inégalité de Theil. Puis nous délogariserons l'estimation afin d'avoir le "vrai" prix de l'immobilier. Pour finir, nous rédigerons une note finale autour de nos résultats et de ce qu'ils impliquent en revenant sur le sujet de base.

A. Coefficient d'inégalité de Theil pour la première estimation

Le coefficient d'inégalité de Theil est une manière de mesurer l'erreur entre les données réelles et les prévisions dans le futur. Il se calcule à partir de multiples données : les moyennes, les variances de la prévision et des données réelles ; le coefficient de corrélation de Pearson entre la prévision et les données réelles ; et via la variance de la moyenne des données réelles ; pour finir, il faut également utiliser la variance estimée lors de l'estimation de la fonction d'autocorrélation partielle.⁶

Ainsi, après avoir recherché l'ensemble des paramètres nous obtenons le code suivant :

```
Le Code :  
DATA fiabilite;  
SET prix;  
Um=((8.45188-8.45190)**2)/0.000003584;  
/*proche de 0 */  
Us=((0.55397-0.55383)**2)/0.000003584;  
/*proche de 0*/  
Uc=(2*(1-0.99999)*(0.5539735*0.5538253))/0.000003584;  
/*proche de 1*/  
total=um+us+uc;  
RUN;  
PROC PRINT data=fiabilite;  
RUN;
```

Les sorties SAS pour les différents paramètres [sont disponibles ici](#). Nous cherchons à estimer les 3 paramètres "Um", "Us" et "Uc". Le terme Um représente le biais, c'est-à-dire "la part d'erreur dans la spécification du modèle". Le paramètre Us représente la "capacité du modèle à reproduire la variance des endogènes". Pour finir le paramètre Uc, représente la "part de covariance, c'est-à-dire les erreurs restantes"⁶.

Concernant ces paramètres, pour être de bonne qualité, le terme Um doit tendre vers 0, le paramètre Us vers 0 et le paramètre Uc vers 1.

Nous obtenons les résultats suivants : Um = 0.000111607 ; Us = 0.00546875 ; Uc = 1.71208

Ainsi, nous pouvons remarquer que les paramètres Um et Us sont très corrects car très proches de 0. A l'inverse, le paramètre Uc est plus éloigné de 1, ce qui est moins bon signe. Cependant, pour pleinement analyser ces résultats, il faut que nous puissions les comparer avec ceux de la seconde estimation.

B. Coefficient d'inégalité de Theil pour la seconde estimation

Nous allons donc calculer les 3 critères du coefficient d'inégalité de Theil pour la seconde estimation au cours de cette partie.

Ainsi, après avoir recherché l'ensemble des paramètres nous obtenons le code suivant :

```
Le Code :  
DATA fiabilite;  
SET prix;  
Um=((8.45473-8.45460)**2)/0.000063;  
/*proche de 0 */  
Us=((0.55309-0.55255)**2)/0.000063;  
/*proche de 0*/  
Uc=(2*(1-0.99989)*(0.5530882*0.5525543))/0.000063;  
/*proche de 1*/  
total=um+us+uc;  
RUN;  
PROC PRINT data=fiabilite;  
RUN;
```

Les sorties SAS pour les différents [paramètres sont disponibles ici](#). Ainsi, nous obtenons les résultats suivants : Um = 0.000268254 ; Us = 0.004628571 ; Uc = 1.07211

Nous devons donc comparer les ces 3 paramètres entre les 2 estimations, les résultats sont récapitulés ci-dessous :

ESTIMATION	UM	US	UC
ESTIMATION 1	0.000111607	0.00546875	1.71208
ESTIMATION 2	0.000268254	0.004628571	1.07211

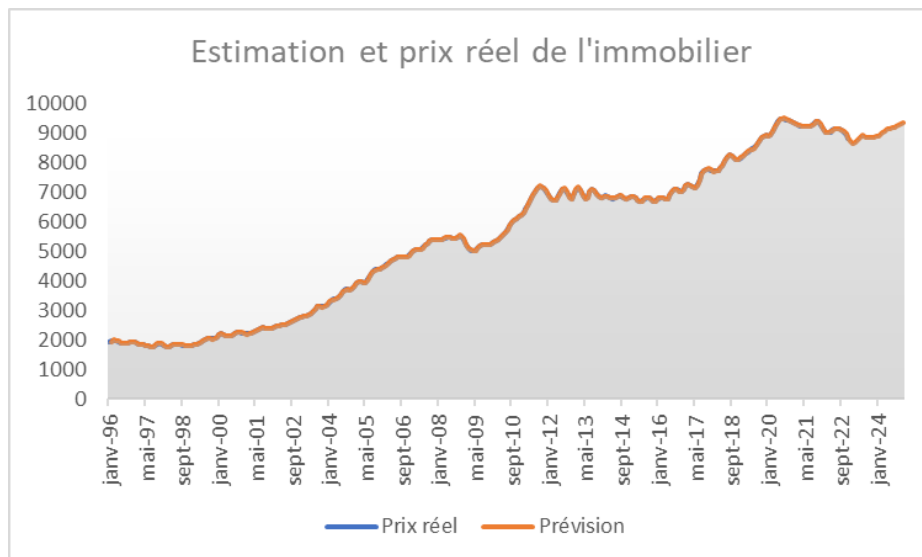
Donc selon les résultats, l'estimation qui rassemble les meilleurs résultats est la seconde. Cependant, on estime qu'ici, seul le paramètre "Um" compte, ainsi nous choisirons l'estimation qui minimise le paramètre "Um" (selon le cours).

C. Délogarisation de l'estimation

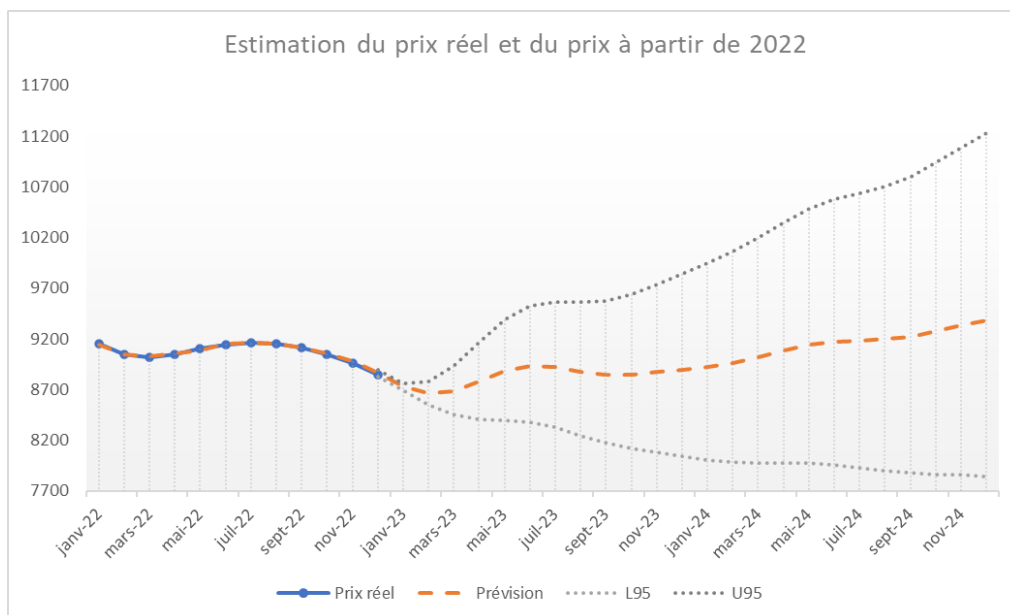
Dans cette partie finale, nous allons simplement délogariser la première estimation afin d'avoir une idée de la "progression réelle" des prix.

La méthodologie est simple, nous n'allons pas la détailler ici.

Nous avons donc le graphique complet ci-dessous :



Comme nous pouvons le remarquer, la prévision semble être superposée. Notre modèle réussi à prévoir les fortes baisses avec une certaine précision. Nous avons effectué un second graphique qui montre de plus près l'estimation :



Ainsi comme nous pouvons le constater, la prévision sous-estime le prix de l'immobilier, en moyenne notre modèle sur estime le prix de 0.37 € au m², nous avons également réalisé un graphique montrant la différence entre les 2 ([disponible ici](#)). Cette différence est extrêmement faible si l'on compare avec notre ordre de grandeur, l'estimation est d'une très bonne qualité.

VI. Conclusion

Cette conclusion sera l'opportunité de revenir sur les différents points abordés ainsi que de réaliser une note finale au vu des résultats de notre étude. Nous avons donc estimé la progression du prix du m² standardisés des appartements anciens dans le 18^{ème} arrondissement de Paris. Pour cela nous nous sommes servis de la méthode de Box & Jenkins, permettant de réaliser des prévisions sur des séries temporelles.

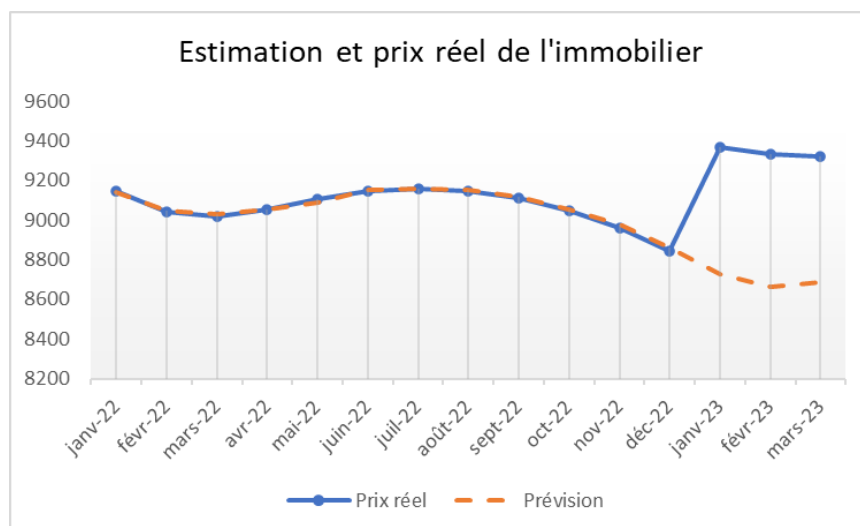
Puis, nous avons analysé la stationnarité des données, moyenne, variance, ACF et PACF de 3 séries : données brut, différence première et différence seconde. Lors de l'étude de la stationnarité, nous avons conclu qu'il faudrait faire 2 estimations, l'une en différence première et l'autre en différence seconde car nos ACF n'étaient pas stationnaires.

Nous avons donc réalisé 2 estimations séparément, puis nous les avons comparées à l'aide du coefficient d'inégalité de Theil, ce qui nous a permis de retenir l'estimation en différence première.

Dans une dernière partie, nous avons délogarisé l'estimation afin d'avoir la prévision en prix réel, à l'issue de cette délogarisation nous avons constaté un écart de différence entre la prévision et la valeur réelle de 0.37 €, ce qui est très faible.

Comme dit précédemment, il semble que la baisse passagère ne durera que jusqu'au premier trimestre 2023, avant de repartir à la hausse, jusqu'à atteindre environ 9400 € au T4 2024. Cependant, nous devons garder à l'esprit que la méthode de Box & Jenkins n'est faite que pour des prévisions de court terme.

En faisant de plus amples recherches, nous avons réussi à trouver les chiffres au premier trimestre 2023¹⁵, données que nous n'avions pas avant de réaliser cette étude. Nous allons donc réaliser une comparaison avec cette dernière valeur et notre estimation pour voir si notre prévision colle à la réalité. Le prix de l'immobilier au premier trimestre 2023 est de 9340 € dans la réalité. Pour pouvoir le comparer avec la réalité, nous allons transformer cette nouvelle série (de trimestre en mois) comme lors de la [première partie](#).



¹⁵ « Un nouveau référentiel des prix pour les communes: le prix "standardisé" », *Chambre de Paris*, 26 février 2018. http://paris.notaires.frog_url : <http://paris.notaires.fr/fr/presse/focus-immobilier/un-nouveau-referentiel-des-prix-pour-les-communes-le-prix-standardise> (consulté le 21 juillet 2023).

Comme nous pouvons le constater, le prix réel progresse énormément entre les 2 périodes. Cela est lié à l'outil permettant de transformer les données trimestrielles en données mensuelle. En effet, il semblerait que ce dernier modifie légèrement les données lorsqu'il opère la transformation. La comparaison des 2 "prix réel" [est disponible en annexe](#), nous pouvons clairement constater une différence entre les 2 valeurs alors qu'elles sont censées être parfaitement égale.

Pour finir, nous pouvons quand même considérer que si nous faisons confiance à notre estimation, nous recommandons aux investisseurs d'attendre la fin du premier trimestre 2023 pour investir dans un appartement ancien dans le 18ème car atteignant un prix au plus bas, avant de repartir à la hausse. De plus, nous pouvons dire que la baisse du prix à tout de même été prédite par notre modèle, à voir si au deuxième trimestre 2023, les prix repartent à la hausse.

Pour rendre ce travail plus complet, nous pourrions refaire une estimation sans réaliser la transformation qui a modifié notre échantillon, afin de voir si notre estimateur aurait été plus précis, quant à la prédiction au premier trimestre 2023.

VII. Bibliographie

- [1] « Activités en immobilier », *Wikipédia*. 14 mai 2023. Consulté le : 21 juillet 2023. [En ligne]. Disponible sur : https://fr.wikipedia.org/w/index.php?title=Activit%C3%A9s_en_immobilier&oldid=204237915
- [2] « Prix des logements anciens et loyers – Revenus et patrimoine des ménages | Insee ». <https://www.insee.fr/fr/statistiques/5371271?sommaire=5371304> (consulté le 21 juillet 2023).
- [3] « Prix des logements anciens - Insee Première - 1297 ». <https://www.insee.fr/fr/statistiques/1281297> (consulté le 21 juillet 2023).
- [4] « Un nouveau référentiel des prix pour les communes : le prix "standardisé" », *Chambre de Paris*, 26 février 2018. http://paris.notaires.frog_url : <https://drive.google.com/file/d/1Ak7tZLVOxHYEaxyMBXY3hDQEuSEQcs24/view?usp=sharing> (consulté le 21 juillet 2023).
- [5] « Un nouveau référentiel des prix pour les communes : le prix "standardisé" », *Chambre de Paris*, 26 février 2018. http://paris.notaires.frog_url : <http://paris.notaires.fr/fr/presse/focus-immobilier/un-nouveau-referentiel-des-prix-pour-les-communes-le-prix-standardise> (consulté le 21 juillet 2023).
- [6] J. Dano, « Préviation économétrique ARIMA Méthode de Box&Jenkins », Guide pratique et théorique, p.1 – 61, 2023
- [7] « Stationnarité d'une série temporelle », *Wikipédia*. 18 novembre 2022. Consulté le : 21 juillet 2023. [En ligne]. Disponible sur : https://fr.wikipedia.org/w/index.php?title=Stationnarit%C3%A9_d%27une_s%C3%A9rie_temporelle&oldid=198769847

- [8] « PROC EXPAND : PROC EXPAND Statement: SAS/ETS(R) 9.2 User's Guide ». https://support.sas.com/documentation/cdl/en/etsug/60372/HTML/default/viewer.htm#etsug_expand_sect015.htm (consulté le 21 juillet 2023).
- [9] « Test de Phillips-Perron », *Wikipédia*. 24 octobre 2022. Consulté le : 21 juillet 2023. [En ligne]. Disponible sur : https://fr.wikipedia.org/w/index.php?title=Test_de_Phillips-Perron&oldid=198059777
- [10] S. Prabhakaran, « KPSS Test for Stationarity », *Machine Learning Plus*, 2 novembre 2019. <https://www.machinelearningplus.com/time-series/kpss-test-for-stationarity/> (consulté le 21 juillet 2023).
- [11] J. Brunel, « Prévoir la demande de transport de marchandises à long terme : estimation économétrique du couplage transport/économie, le cas des traversées alpines », Thèse de doctorat, Lyon 2, 2007. Consulté le : 21 juillet 2023. [En ligne]. Disponible sur : <https://theses.fr/2007LYO22009>
- [12] « Variance (mathématiques) », *Wikipédia*. 12 juillet 2023. Consulté le: 21 juillet 2023. [En ligne]. Disponible sur : [https://fr.wikipedia.org/w/index.php?title=Variance_\(math%C3%A9matiques\)&oldid=205943200](https://fr.wikipedia.org/w/index.php?title=Variance_(math%C3%A9matiques)&oldid=205943200)
- [13] B. Hobijn, P. H. Franses, et M. Ooms, « Generalizations of the KPSS-test for stationarity », *Statistica Neerlandica*, vol. 58, n° 4, p. 483-502, nov. 2004, doi : 10.1111/j.1467-9574.2004.00272.x.
- [14] PeterBe, « How to calculate the ACF and PACF for time series », *Cross Validated*, 27 octobre 2020. <https://stats.stackexchange.com/q/493807> (consulté le 21 juillet 2023).
- [15] « Un nouveau référentiel des prix pour les communes : le prix "standardisé" », *Chambre de Paris*, 26 février 2018. http://paris.notaires.frog_url : <http://paris.notaires.fr/fr/presse/focus-immobilier/un-nouveau-referentiel-des-prix-pour-les-communes-le-prix-standardise> (consulté le 21 juillet 2023).

VIII. Annexes

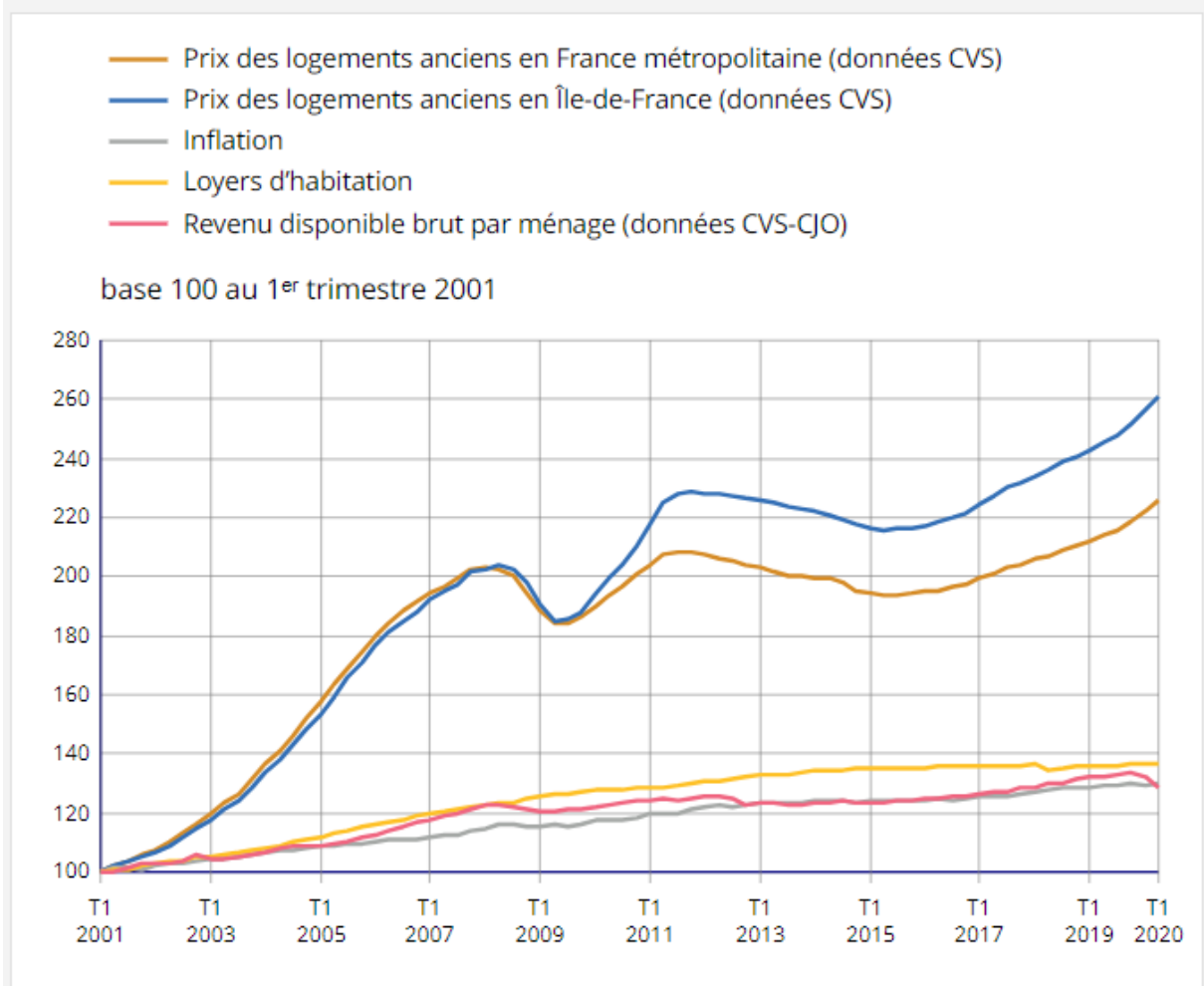
Autres ressources téléchargeables :

- Les consignes : https://drive.google.com/file/d/1XAIEFtic20j0_20W_EaAc60Gx7UCirRP/view?usp=sharing
- Le code (permission requise) : <https://drive.google.com/file/d/1zDABONY6uxEemtaZK4J-UEFCPv1JJC51/view?usp=sharing>
- Prix de l'immobilier en région parisienne (Excel) : https://docs.google.com/spreadsheets/d/1krlUgOAn5T3klgXuEoeEiWR-i_ZUDPoE/edit?usp=sharing&oid=118087692705218831279&rtpof=true&sd=true

- Base utilisée pour la prévision : https://docs.google.com/spreadsheets/d/1aZ-aTSTMhov2c9GN_Hd-aCfglpQWtQ4/edit?usp=sharing&ouid=118087692705218831279&rtpof=true&sd=true
- Base utilisée pour le calcul du RMSE : <https://docs.google.com/spreadsheets/d/1Gd3AatRv0HM8q8Pj08MbemH0hpldpwvE/edit?usp=sharing&ouid=118087692705218831279&rtpof=true&sd=true>
- Estimation finale délogarisé : https://docs.google.com/spreadsheets/d/1MU7dv2-b5noyVAHjPpTa1_Q0Gpc97qGa/edit?usp=sharing&ouid=118087692705218831279&rtpof=true&sd=true

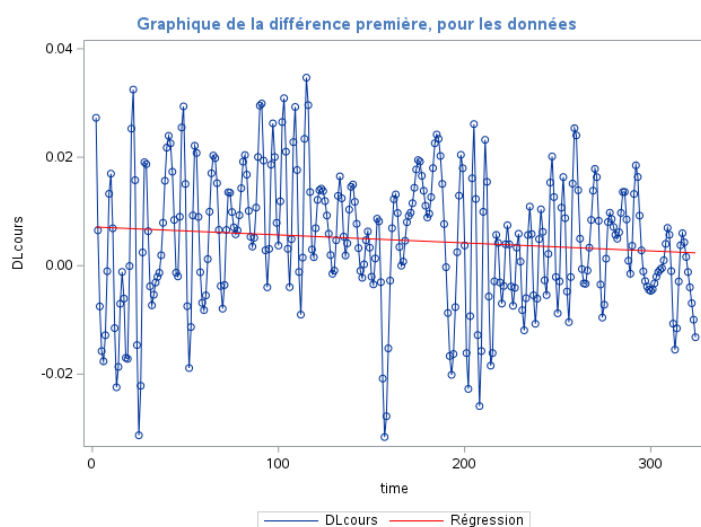
[Graphique de l'Indice des prix des logements anciens, des loyers et des prix à la consommation \(inflation\), et revenu disponible brut par ménage :](#)

Figure 1 - Indice des prix des logements anciens, des loyers et des prix à la consommation (inflation), et revenu disponible brut par ménage



Source : « Prix des logements anciens et loyers – Revenus et patrimoine des ménages | Insee ». <https://www.insee.fr/fr/statistiques/5371271?sommaire=5371304> (consulté le 21 juillet 2023).

Courbe de tendance et Test KPSS & Phillips pour les données en différence première :



La procédure AUTOREG

Valeurs estimées des moindres carrés ordinaires			
SSE	0.04739481	DFE	322
MSE	0.0001472	Racine MSE	0.01213
SBC	-1928.6751	AIC	-1932.4527
MAE	0.0096505	AICC	-1932.4403
MAPE	685.463515	HQC	-1930.9447
Durbin-Watson	0.5062	R carré total	0.0000

Test de la racine unitaire de Phillips-Perron

Type	Retards	Rho	Pr < Rho	Tau	Pr < Tau
Moyenne zér	3	-98.2370	<.0001	-7.3807	<.0001
Moyenne simp	3	-111.3875	0.0016	-7.8528	<.0001
Tendance	3	-112.4217	0.0007	-7.8822	<.0001

Test de stationnarité KPSS

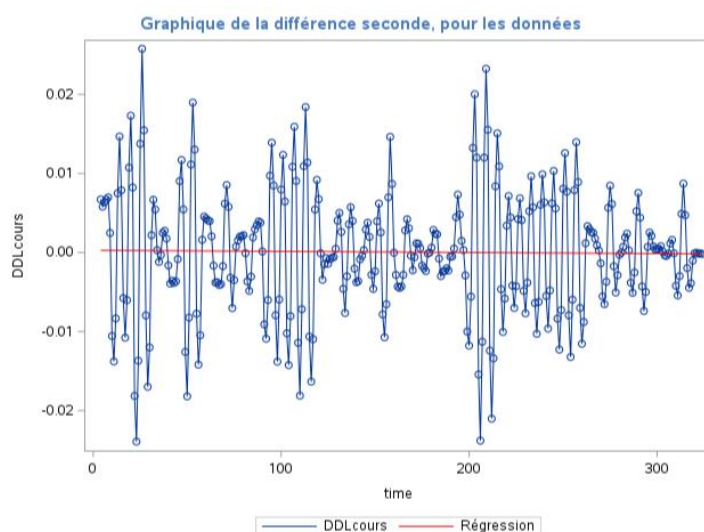
Type	Retards	Eta	Pr > Eta
Moyenne simp	16	0.2765	0.1573
Tendance	16	0.1282	0.0802

KERNEL=NW, SCHW=12

Paramètres estimés

Variable	DDL	Estimation	Erreur type	Valeur du test t	Approx Pr > t
Intercept	1	0.004743	0.000675	7.03	<.0001

Courbe de tendance et Test KPSS & Phillips pour les données en différence seconde :



La procédure AUTOREG

Valeurs estimées des moindres carrés ordinaires			
SSE	0.01927332	DFE	320
MSE	0.0000802	Racine MSE	0.00778
SBC	-2203.5424	AIC	-2207.3138
MAE	0.00592237	AICC	-2207.3013
MAPE	105.790643	HQC	-2205.8079
Durbin-Watson	0.9318	R carré total	0.0000

Test de la racine unitaire de Phillips-Perron

Type	Retards	Rho	Pr < Rho	Tau	Pr < Tau
Moyenne zér	3	-135.0522	<.0001	-9.5439	<.0001
Moyenne simp	3	-135.0531	0.0016	-9.5271	<.0001
Tendance	3	-135.0673	0.0007	-9.5103	<.0001

Test de stationnarité KPSS

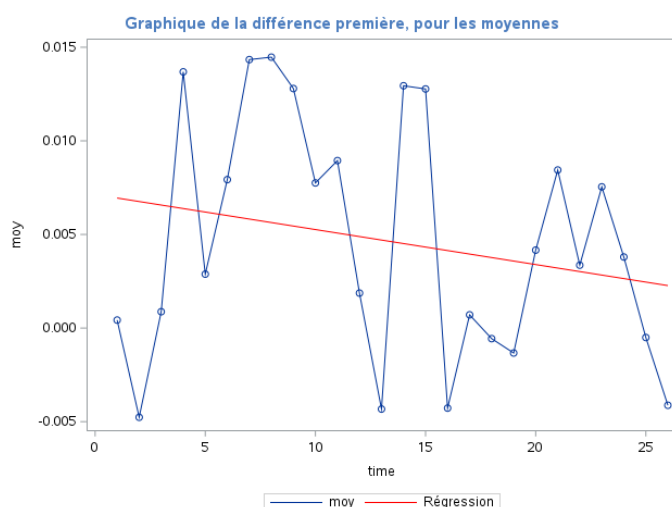
Type	Retards	Eta	Pr > Eta
Moyenne simp	16	0.0786	0.7004
Tendance	16	0.0414	0.7008

KERNEL=NW, SCHW=12

Paramètres estimés

Variable	DDL	Estimation	Erreur type	Valeur du test t	Approx Pr > t
Intercept	1	0.0000546	0.000433	0.13	0.8998

Courbe de tendance et Test KPSS & Phillips pour les moyennes en différence première :



La procédure AUTOREG

Valeurs estimées des moindres carrés ordinaires			
SSE	0.0010113	DFE	25
MSE	0.0000405	Racine MSE	0.00636
SBC	-188.97708	AIC	-188.23518
MAE	0.00545675	AICC	-188.08851
MAPE	232.488075	HQC	-187.87289
Durbin-Watson	1.2637	R carré total	0.0000

Test de la racine unitaire de Phillips-Perron

Type	Retards	Rho	Pr < Rho	Tau	Pr < Tau
Moyenne zér	1	-10.0761	0.0199	-2.4472	0.0164
Moyenne simp	1	-16.6244	0.0110	-3.2407	0.0285
Tendance	1	-16.9330	0.0599	-3.3872	0.0751

Test de stationnarité KPSS

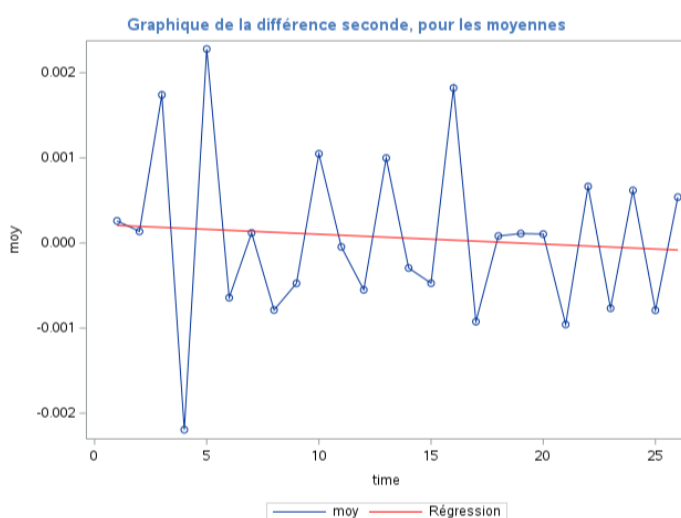
Type	Retards	Eta	Pr > Eta
Moyenne simp	8	0.2051	0.2583
Tendance	8	0.1364	0.0656

KERNEL=NW, SCHW=12

Paramètres estimés

Variable	DDL	Estimation	Erreur type	Valeur du test t	Approx Pr > t
Intercept	1	0.004607	0.001247	3.69	0.0011

Courbe de tendance et Test KPSS & Phillips pour les moyennes en différence seconde :



La procédure AUTOREG

Valeurs estimées des moindres carrés ordinaires			
SSE	0.00002445	DFE	25
MSE	9.7799E-7	Racine MSE	0.0009889
SBC	-283.75876	AIC	-285.01686
MAE	0.00074223	AICC	-284.85019
MAPE	95.2527456	HQC	-284.65457
Durbin-Watson	3.3241	R carré total	0.0000

Test de la racine unitaire de Phillips-Perron

Type	Retards	Rho	Pr < Rho	Tau	Pr < Tau
Moyenne zér	1	-40.3036	<.0001	-11.8573	<.0001
Moyenne simp	1	-40.3317	<.0001	-11.7552	0.0002
Tendance	1	-40.6004	<.0001	-12.1801	0.0002

Test de stationnarité KPSS

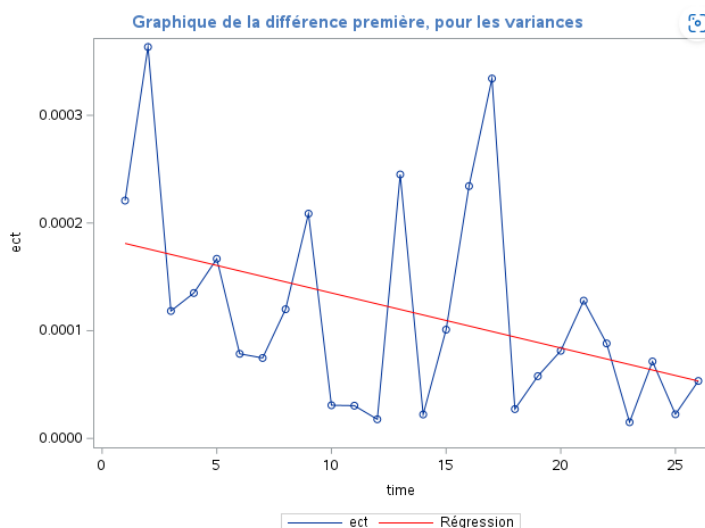
Type	Retards	Eta	Pr > Eta
Moyenne simp	8	0.2363	0.2071
Tendance	8	0.1454	0.0531

KERNEL=NW, SCHW=12

Paramètres estimés

Variable	DDL	Estimation	Erreur type	Valeur du test t	Approx Pr > t
Intercept	1	0.0000621	0.000194	0.32	0.7515

Courbe de tendance et Test KPSS & Phillips pour les variances en différence première :



La procédure AUTOREG

Valeurs estimées des moindres carrés ordinaires			
SSE	2.36598E-7	DFE	25
MSE	9.46383E-9	Racine MSE	0.0000973
SBC	-404.34735	AIC	-405.60545
MAE	0.0000758	AICC	-405.43878
MAPE	148.139482	HQC	-405.24316
Durbin-Watson	1.5972	R carré total	0.0000

Test de la racine unitaire de Phillips-Perron

Type	Retards	Rho	Pr < Rho	Tau	Pr < Tau
Moyenne zér	1	-7.4181	0.0499	-2.3265	0.0218
Moyenne simp	1	-19.5896	0.0035	-4.0534	0.0042
Tendance	1	-23.3925	0.0062	-4.4911	0.0075

Test de stationnarité KPSS

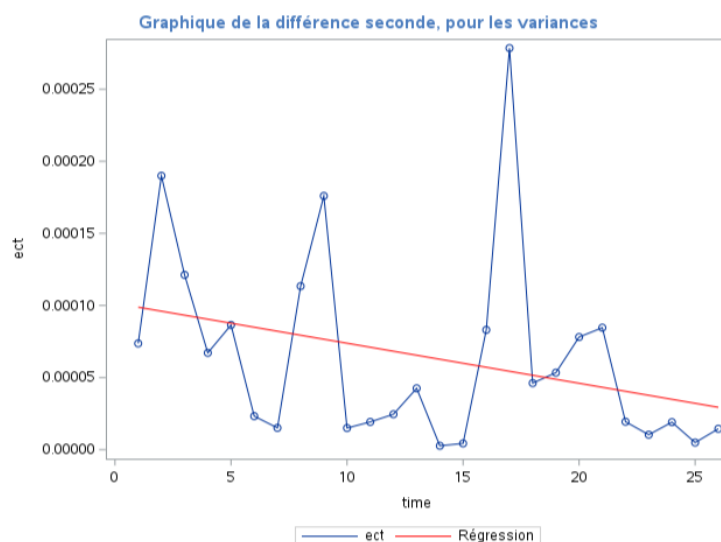
Type	Retards	Eta	Pr > Eta
Moyenne simp	8	0.3640	0.0895
Tendance	8	0.1151	0.1108

KERNEL=NW, SCHW=12

Paramètres estimés

Variable	DDL	Estimation	Erreur type	Valeur du test t	Approx Pr > t
Intercept	1	0.000117	0.0000191	6.14	<.0001

Courbe de tendance et Test KPSS & Phillips pour les variances en différence seconde :



La procédure AUTOREG

Valeurs estimées des moindres carrés ordinaires			
SSE	1.12799E-7	DFE	25
MSE	4.51197E-9	Racine MSE	0.0000672
SBC	-423.60667	AIC	-424.86476
MAE	0.00004978	AICC	-424.6981
MAPE	307.950474	HQC	-424.50248
Durbin-Watson	1.5149	R carré total	0.0000

Test de la racine unitaire de Phillips-Perron

Type	Retards	Rho	Pr < Rho	Tau	Pr < Tau
Moyenne zér	1	-9.4390	0.0248	-2.4464	0.0164
Moyenne simp	1	-19.5807	0.0035	-3.7485	0.0089
Tendance	1	-21.9448	0.0109	-4.0519	0.0196

Test de stationnarité KPSS

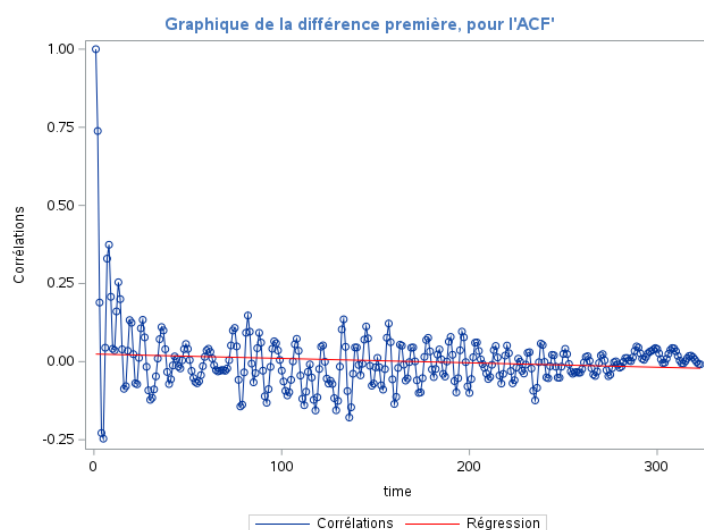
Type	Retards	Eta	Pr > Eta
Moyenne simp	8	0.3396	0.1046
Tendance	8	0.1325	0.0721

KERNEL=NW, SCHW=12

Paramètres estimés

Variable	DDL	Estimation	Erreur type	Valeur du test t	Approx Pr > t
Intercept	1	0.0000641	0.0000132	4.86	<.0001

Courbe de tendance et Test KPSS & Phillips pour l'ACF en différence première :



La procédure AUTOREG

Valeurs estimées des moindres carrés ordinaires			
SSE	3.22200847	DFE	322
MSE	0.01001	Racine MSE	0.10003
SBC	-565.85817	AIC	-569.63582
MAE	0.05728012	AICC	-569.62336
MAPE	106.743816	HQC	-568.12783
Durbin-Watson	0.4556	R carré total	0.0000

Test de la racine unitaire de Phillips-Perron

Type	Retards	Rho	Pr < Rho	Tau	Pr < Tau
Moyenne zér	3	-139.5350	<.0001	-12.1305	<.0001
Moyenne simp	3	-139.1270	0.0016	-12.1124	<.0001
Tendance	3	-139.2777	0.0007	-12.0038	<.0001

Test de stationnarité KPSS

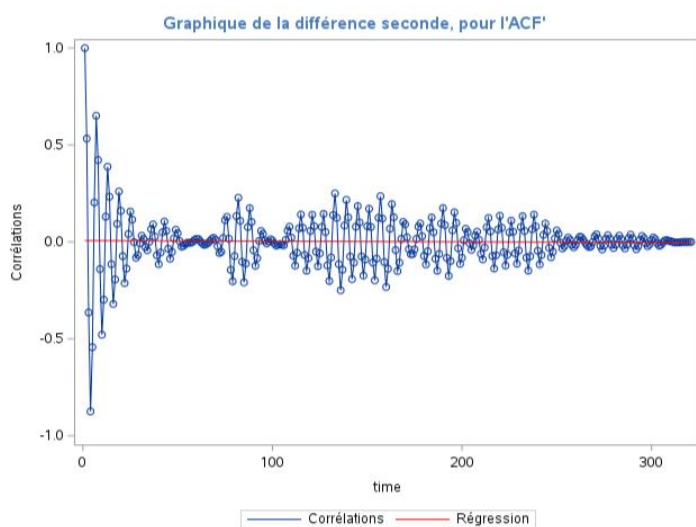
Type	Retards	Eta	Pr > Eta
Moyenne simp	16	0.3803	0.0918
Tendance	16	0.2409	0.0059

KERNEL=NW, SCHW=12

Paramètres estimés

Variable	DDL	Estimation	Erreur type	Valeur du test t	Approx Pr > t
Intercept	1	0.001548	0.005568	0.28	0.7811

Courbe de tendance et Test KPSS & Phillips pour l'ACF en différence seconde :



La procédure AUTOREG

Valeurs estimées des moindres carrés ordinaires			
SSE	6.08388599	DFE	320
MSE	0.01901	Racine MSE	0.13788
SBC	-356.29207	AIC	-360.06351
MAE	0.08280247	AICC	-360.05087
MAPE	119.941009	HQC	-358.55787
Durbin-Watson	0.8743	R carré total	0.0000

Test de la racine unitaire de Phillips-Perron

Type	Retards	Rho	Pr < Rho	Tau	Pr < Tau
Moyenne zér	3	-159.6951	<.0001	-11.8869	<.0001
Moyenne simp	3	-159.5700	0.0016	-11.8446	<.0001
Tendance	3	-159.1960	0.0007	-11.8155	<.0001

Test de stationnarité KPSS

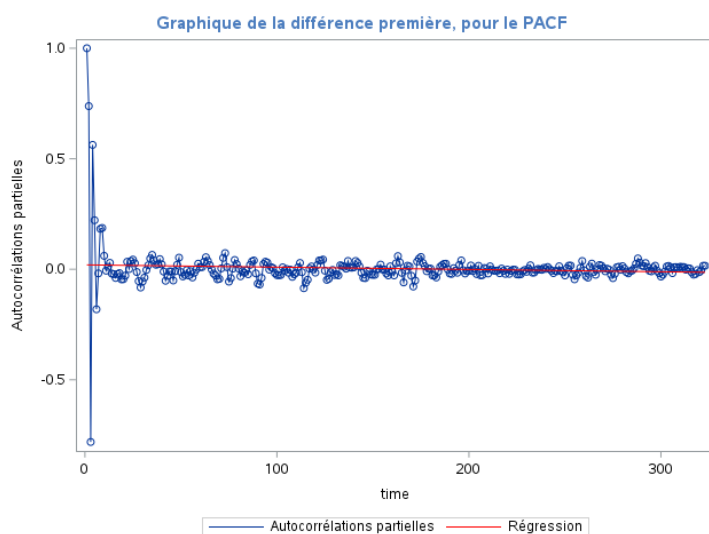
Type	Retards	Eta	Pr > Eta
Moyenne simp	16	0.1137	0.5221
Tendance	16	0.0584	0.4669

KERNEL=NW, SCHW=12

Paramètres estimés

Variable	DDL	Estimation	Erreur type	Valeur du test t	Approx Pr > t
Intercept	1	0.001558	0.007696	0.20	0.8397

Courbe de tendance et Test KPSS & Phillips pour le PACF en différence première :



La procédure AUTOREG

Valeurs estimées des moindres carrés ordinaires			
SSE	2.8378841	DFE	322
MSE	0.00881	Racine MSE	0.09388
SBC	-806.88455	AIC	-810.6622
MAE	0.03229388	AICC	-810.64974
MAPE	120.502948	HQC	-809.1542
Durbin-Watson	1.6684	R carré total	0.0000

Test de la racine unitaire de Phillips-Perron

Type	Retards	Rho	Pr < Rho	Tau	Pr < Tau
Moyenne zér	3	-274.9112	<.0001	-26.3545	<.0001
Moyenne simp	3	-274.8491	0.0016	-26.2882	<.0001
Tendance	3	-275.9286	0.0007	-26.2837	<.0001

Test de stationnarité KPSS

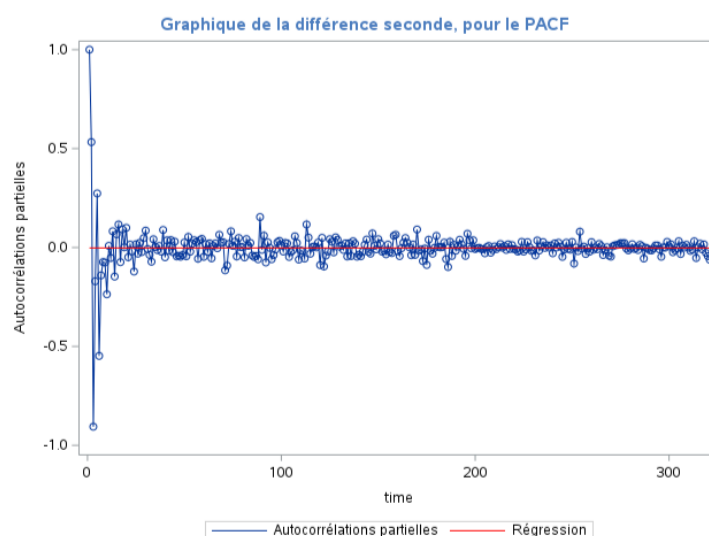
Type	Retards	Eta	Pr > Eta
Moyenne simp	16	0.3430	0.1024
Tendance	16	0.1520	0.0454

KERNEL=NW, SCHW=12

Paramètres estimés

Variable	DDL	Estimation	Erreur type	Valeur du test t	Approx Pr > t
Intercept	1	0.003017	0.005223	0.58	0.5639

Courbe de tendance et Test KPSS & Phillips pour le PACF en différence seconde :



La procédure AUTOREG

Valeurs estimées des moindres carrés ordinaires			
SSE	3.06619513	DFE	320
MSE	0.00958	Racine MSE	0.09789
SBC	-576.24221	AIC	-580.01365
MAE	0.04028492	AICC	-580.00111
MAPE	147.369038	HQC	-578.50781
Durbin-Watson	1.6483	R carré total	0.0000

Test de la racine unitaire de Phillips-Perron

Type	Retards	Rho	Pr < Rho	Tau	Pr < Tau
Moyenne zér	3	-282.9174	<.0001	-23.0670	<.0001
Moyenne simp	3	-281.9284	0.0016	-23.2321	<.0001
Tendance	3	-280.3118	0.0007	-23.4053	<.0001

Test de stationnarité KPSS

Type	Retards	Eta	Pr > Eta
Moyenne simp	16	0.0356	0.9543
Tendance	16	0.0356	0.7893

KERNEL=NW, SCHW=12

Paramètres estimés

Variable	DDL	Estimation	Erreur type	Valeur du test t	Approx Pr > t
Intercept	1	-0.002367	0.005484	-0.43	0.6651

Sortie SAS de la première estimation, avec et sans le paramètre 135 :

Estimation du maximum de vraisemblance						Estimation du maximum de vraisemblance					
Paramètre	Estimation	Erreur type	Valeur du test t	Approx Pr > t	Retard	Paramètre	Estimation	Erreur type	Valeur du test t	Approx Pr > t	Retard
MU	0.0052987	0.0013939	3.80	0.0001	0	MU	0.0049987	0.0010878	4.60	<.0001	0
MA1,1	0.30856	0.07618	4.05	<.0001	2	MA1,1	0.34817	0.06477	5.38	<.0001	2
MA1,2	0.27896	0.07106	3.93	<.0001	11	MA1,2	0.37738	0.06127	6.16	<.0001	11
MA1,3	0.25807	0.05589	4.62	<.0001	30	MA1,3	0.26091	0.05081	5.14	<.0001	30
MA1,4	0.15440	0.07021	2.20	0.0279	135	AR1,1	2.37408	0.02886	82.27	<.0001	1
AR1,1	2.36286	0.03498	67.55	<.0001	1	AR1,2	-2.13498	0.03861	-55.29	<.0001	2
AR1,2	-2.10735	0.04614	-45.68	<.0001	2	AR1,3	1.60613	0.04500	35.69	<.0001	4
AR1,3	1.56523	0.05462	28.66	<.0001	4	AR1,4	-1.12880	0.04053	-27.84	<.0001	5
AR1,4	-1.08644	0.04874	-22.29	<.0001	5	AR1,5	0.27675	0.01366	20.26	<.0001	7
AR1,5	0.25399	0.01644	15.45	<.0001	7						

Estimation constante	0.000062
Estimation variance	3.54E-6
Erreur type Valeur estimée	0.001881
AIC	-3110.81
SBC	-3073.04
Nombre de résidus	323

Variable d'analyse : error_squared
Moyenne
5.899257E-6

Estimation constante	0.000033
Estimation variance	3.584E-6
Erreur type Valeur estimée	0.001893
AIC	-3111.46
SBC	-3077.46
Nombre de résidus	323

Variable d'analyse : error_squared
Moyenne
5.9054489E-6

Sortie SAS de la seconde estimation, avec et sans le paramètre 156 :

Estimation du maximum de vraisemblance						Estimation du maximum de vraisemblance					
Paramètre	Estimation	Erreur type	Valeur du test t	Approx Pr > t	Retard	Paramètre	Estimation	Erreur type	Valeur du test t	Approx Pr > t	Retard
MU	4.86292E-6	7.82085E-6	0.62	0.5341	0	MU	8.12547E-6	0.00001021	0.80	0.4260	0
MA1,1	0.70750	0.05243	13.49	<.0001	2	MA1,1	0.67198	0.05154	13.04	<.0001	2
MA1,2	0.18734	0.04866	3.85	0.0001	11	MA1,2	0.19222	0.05318	3.61	0.0003	11
MA1,3	0.14026	0.04673	3.00	0.0027	78	MA1,3	0.13580	0.05232	2.60	0.0094	78
MA1,4	-0.14045	0.06592	-2.13	0.0331	156	AR1,1	0.80013	0.03375	23.71	<.0001	1
AR1,1	0.78584	0.03295	23.85	<.0001	1	AR1,2	-1.38279	0.04068	-33.99	<.0001	3
AR1,2	-1.39967	0.04004	-34.95	<.0001	3	AR1,3	0.76735	0.04105	18.69	<.0001	4
AR1,3	0.75366	0.03965	19.01	<.0001	4	AR1,4	-0.48138	0.03672	-13.11	<.0001	6
AR1,4	-0.50117	0.03612	-13.88	<.0001	6	AR1,5	0.07955	0.02202	3.61	0.0003	13
AR1,5	0.08071	0.02163	3.73	0.0002	13						

Estimation constante	6.228E-6
Estimation variance	3.394E-6
Erreur type Valeur estimée	0.001842
AIC	-3101.53
SBC	-3063.82
Nombre de résidus	321

Variable d'analyse : error_squared
Moyenne
5.9054489E-6

Estimation constante	9.89E-6
Estimation variance	3.569E-6
Erreur type Valeur estimée	0.001889
AIC	-3093.85
SBC	-3059.9
Nombre de résidus	321

Variable d'analyse : error_squared
Moyenne
3.9227414E-6

Sortie SAS pour trouver les paramètres du coefficient d'inégalité de Theil lors de la première estimation :

Statistiques simples							
Variable	N	Moyenne	Ec-type	Somme	Minimum	Maximum	Libellé
Lcours	323	8.45190	0.55383	2730	7.47040	9.15962	
FORECAST	323	8.45188	0.55397	2730	7.46656	9.16054	Prévision pour Lcours

Coefficients de corrélation de Pearson, N = 323 Proba > r sous H0: Rho=0		
	Lcours	FORECAST
Lcours	1.00000	0.99999 <.0001
FORECAST Prévision pour Lcours	0.99999 <.0001	1.00000

Variable	Libellé	N	Moyenne	Ec-type	Minimum	Maximum
FORECAST	Prévision pour Lcours	323	8.4518804	0.5539735	7.4665578	9.1605414
Lcours		323	8.4518994	0.5538253	7.4704003	9.1596178

Estimation constante	0.000033
Estimation variance	3.584E-6
Erreur type Valeur estimée	0.001893
AIC	-3111.46
SBC	-3077.46
Nombre de résidus	323

Obs.	Cours	Classe	time	Lcours	DLcours	DDLcours	Um	Us	Uc	total
1	1910.7980911	A	1	7.55528	.	.	.000111607	.00546875	1.71208	1.71766
2	1963.6178179	A	2	7.58254	0.027268	.	.000111607	.00546875	1.71208	1.71766
3	1976.4626599	A	3	7.58906	0.006520	.	.000111607	.00546875	1.71208	1.71766
4	1961.6694379	A	4	7.58155	-0.007513	0.006715	.000111607	.00546875	1.71208	1.71766
5	1931.0217022	A	5	7.56580	-0.015747	0.006709	.000111607	.00546875	1.71208	1.71766

Sortie SAS pour trouver les paramètres du coefficient d'inégalité de Theil lors de la seconde estimation :

Statistiques simples							
Variable	N	Moyenne	Ec-type	Somme	Minimum	Maximum	Libellé
Lcours	322	8.45460	0.55255	2722	7.47040	9.15962	
FORECAST	322	8.45473	0.55309	2722	7.46189	9.16503	Prévision pour Lcours

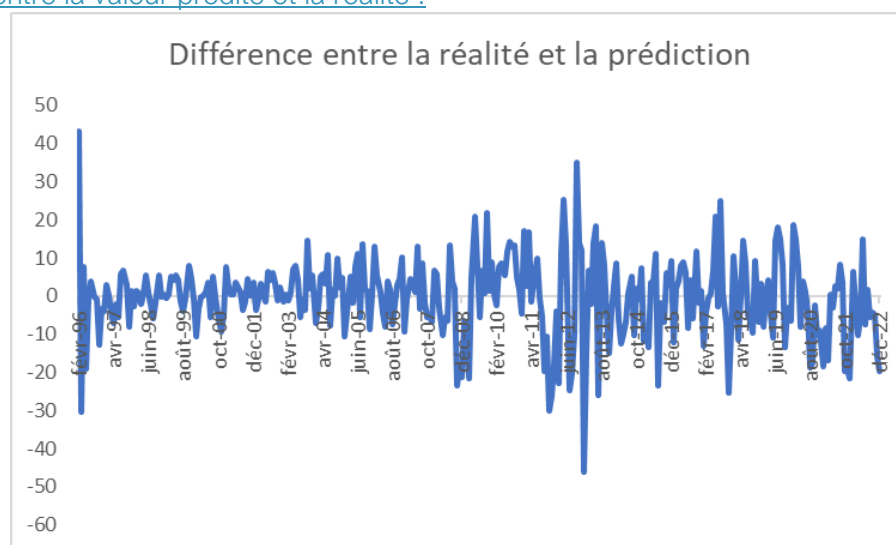
Coefficients de corrélation de Pearson, N = 322 Proba > r sous H0: Rho=0		
	Lcours	FORECAST
Lcours	1.00000	0.99989 <.0001
FORECAST Prévision pour Lcours	0.99989 <.0001	1.00000

Variable	Libellé	N	Moyenne	Ec-type	Minimum	Maximum
FORECAST	Prévision pour Lcours	322	8.4547311	0.5530882	7.4618877	9.1650288
Lcours		322	8.4545993	0.5525543	7.4704003	9.1596178

Estimation constante	0.000108
Estimation variance	0.000063
Erreur type Valeur estimée	0.007966
AIC	-2182.58
SBC	-2144.84
Nombre de résidus	322

Obs.	Cours	Classe	time	Lcours	DLcours	DDLcours	Um	Us	Uc	total
1	1910.7980911	A	1	7.55528	.	.	.000268254	.004628571	1.06721	1.07211
2	1963.6178179	A	2	7.58254	0.027268	.	.000268254	.004628571	1.06721	1.07211
3	1976.4626599	A	3	7.58908	0.006520	.	.000268254	.004628571	1.06721	1.07211
4	1981.6694379	A	4	7.58155	-0.007513	0.006715	.000268254	.004628571	1.06721	1.07211

Différence entre la valeur prédite et la réalité :



Comparaison des transformation (from qtr to month) :

