

Analyse en Séries Temporelles des Exportations et Importations au Portugal

Préparé par Maria SANNIKOV
Master 1 *Expertise Économique*
Pour ECUE Séries Temporelles et Prévisions
Prof. Thomas JOBERT
Avril 2021

Table des Matières

| | |
|---|-----------|
| Introduction | 3 |
| Partie 1 : Caractérisation univariée des séries..... | 4 |
| 1.1 Choix du nombre optimal de retards | 5 |
| 1.1.1 Estimation des équations Dickey-Fuller pour les exportations..... | 6 |
| 1.1.2 Estimation des équations Dickey-Fuller pour les importations | 8 |
| Partie 2 : Modélisation multivariée des séries (modèle VAR et causalité au sens de Granger) 10 | |
| 2.1 Causalité au sens de Granger | 10 |
| Partie 3 : Test de cointegration et prévisions | 12 |
| 3.1 Stationnarité du résidu | 12 |
| 3.2 Prévision | 13 |
| Conclusion | 14 |
| Annexe | 15 |

Introduction

Nos données sur les exportations et les importations du Portugal sont issues de la base de données Eurostat. En générale, les exportations sont inférieures aux importations ce qui signifie que le pays possède un déficit commercial important vu la différence entre les deux flux (figure 1 et 2). Malgré quelques moments où la balance était excédentaire, après 2015 nous voyons un retour à une balance déficitaire mais à un niveau moins important comparé au début des années 2000.

Selon la publication officielle du gouvernement portugais sur les statistiques du commerce international, en 2019, l'Espagne était son principal partenaire commercial et la croissance globale des deux flux était principalement due au commerce intra-UE. Généralement, depuis 1995, on observe une croissance régulière avec quelques chocs dû aux crises. Nous observons également une chute quasi-simultané des deux flux lors de la crise financière après le troisième semestre de 2008.

Pour étudier les données de plus près, nous allons d'abord décomposer la série temporelle des exportations et importations pour étudier leurs tendances. Ensuite, nous verrons les fonctions de corrélations pour enfin faire des tests de stationnarité et conclure sur la nature de nos données. Nous procéderons par une caractérisation multivariée des séries pour ensuite faire un test de Co intégration et enfin faire des prévisions.

Partie 1 : Caractérisation univariée des séries

Graphique des Importations et Exportations du Portugal (1995 – 2019)

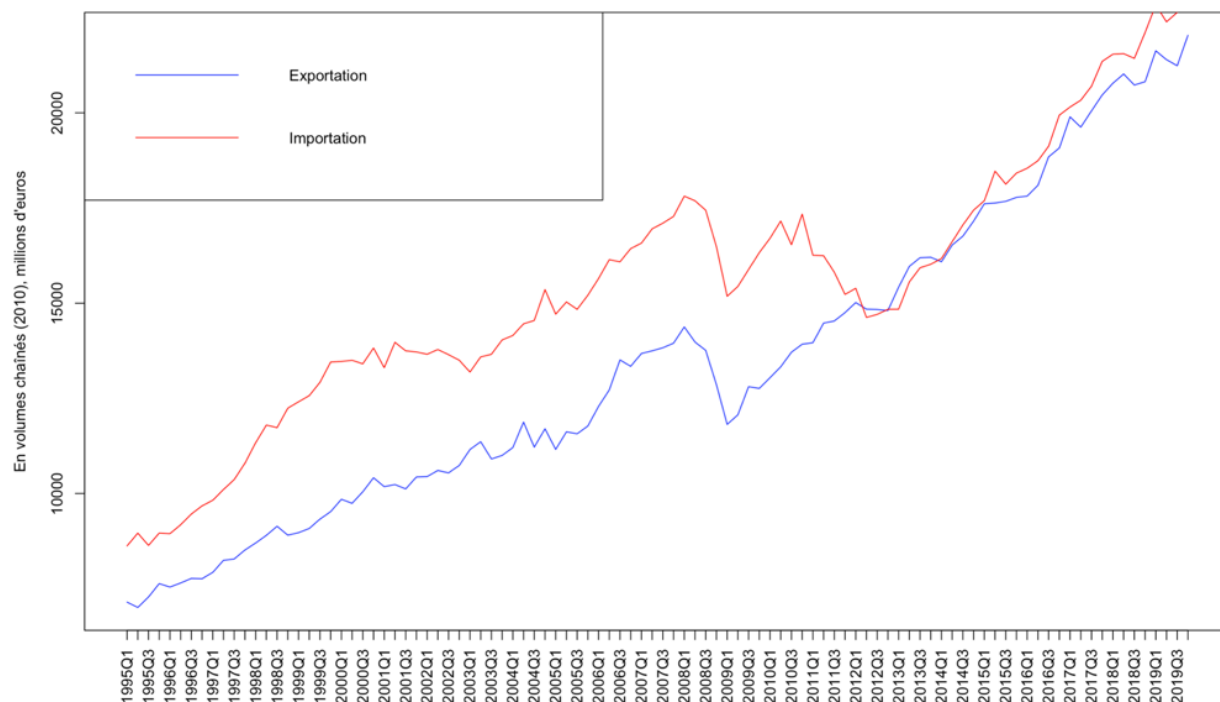


Figure 1 : Représentation graphique des exportations et importations du Portugal entre 1995 et 2019

Graphique des Importations et Exportations du Portugal (1995 – 2019) en différence

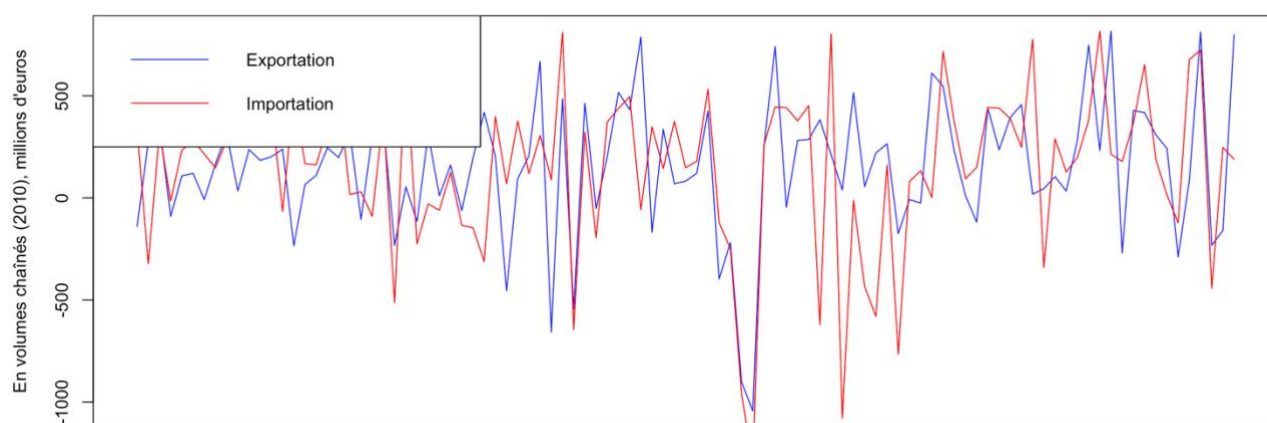


Figure 2 : Représentation graphique des exportations et importations du Portugal en différence 1995 et 2019

Pour pouvoir caractériser les deux séries, nous représentons leurs corrélogrames (annexe 1) dans le but de voir dans quelle mesure les valeurs actuelles des séries sont liées aux valeurs passées. Nos données montrent que la tendance des exportations est une fonction croissante plus ou moins régulière dans le temps, dont la pente moyenne semble également augmenter avec le temps. Nous remarquons aussi une forte décroissance des exportations entre 2005 et 2010, probablement dû à la crise financière.

1.1 Choix du nombre optimal de retards

La statistique de test Dickey-Fuller pour une racine unitaire autorégressive dans un AR (1) avec dérive fournit une preuve supplémentaire que la série pourrait être non-stationnaire. Pour déterminer laquelle des trois équations DF sera utilisée, nous devons spécifier les aspects déterministes à inclure, qui peuvent être aucun (pour aucun élément déterministe), la dérive (*drift*) (pour une constante dans l'équation de test) ou la tendance (à la fois pour une constante et une tendance temporelle). Nous suivons la pratique de la méthode de Perron (annexe 2) consistant à passer des équations de test générales aux équations de test spécifiques :

Nous observons que le résultat n'est pas significatif pour aucun des retards, de ce fait nous allons utiliser le minimum nombre de retards pour les exportations, soit un lag = 1. En faisant pareil pour les importations, Nous voyons que le lag de 2 est le lag optimal.

Nous obtenons les mêmes résultats avec le critère AIC qui nous donne le nombre optimal minimisant le critère d'information (annexe 3). Finalement, le retard optimal pour les exportations est 1 et le retard optimal pour les importations est 2.

1.1.1 Estimation des équations Dickey-Fuller pour les exportations

1. Équation 1 : Test Générale, modèle AR (1) avec tendance et constante

$H_0 : \rho=0$; présence de racine unitaire

$H_a : \rho < 0$

Table 1: Équation de Dickey-Fuller Modèle AR (1) avec tendance et constante

| . dfuller X, trend regress lags(1) | | | | | | |
|---|----------------------------|----------------------|-----------------------|-----------------|----------------------|----------|
| Augmented Dickey-Fuller test for unit root | | | | Number of obs = | | 98 |
| Test Statistic | Interpolated Dickey-Fuller | | | | | |
| | 1% Critical Value | 5% Critical Value | 10% Critical Value | | | |
| Z(t) | -1.173 | -4.044 | -3.452 | -3.151 | | |
| MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.9159 | | | | | | |
| | | | | | | |
| O.X | Coef. | Std. Err. | t | P> t | [95% Conf. Interval] | |
| X | | | | | | |
| L1. | -.0464753 | .0396165 | -1.17 | 0.244 | -.1251348 | .0321843 |
| LD. | .0017917 | .1062814 | 0.02 | 0.987 | -.2092326 | .212816 |
| _trend | 7.748159 | 5.491099 | 1.41 | 0.162 | -3.154546 | 18.65086 |
| _cons | 379.9184 | 262.4215 | 1.45 | 0.151 | -141.1257 | 900.9626 |
| | | | | | | |
| . | | | | | | |
| end of do-file | | | | | | |

Nous observons que la test statistique -1.173 est supérieur aux trois valeurs critiques et la p-value Mackinnon (0.91) est supérieur à 0.05 donc on accepte l'hypothèse H_0 de présence de racine unitaire.

Maintenant que nous avons constaté l'existence d'une racine unitaire, dans le modèle 1' on fait le test sans racine unitaire mais avec constante et un trend. Ici nous voulons savoir s'il y a ou pas une présence d'un trend.

$H_0 : \beta=0$

$H_a : \beta \neq 0$; présence du trend

| delta_x | Coef. | Std. Err. | t | P> t | [95% Conf. Interval] | |
|-----------|-----------|-----------|-------|-------|----------------------|----------|
| deltaX_L1 | -.0250184 | .1040006 | -0.24 | 0.810 | -.2314857 | .1814489 |
| Trend | 1.46235 | 1.203337 | 1.22 | 0.227 | -.9265753 | 3.851275 |
| _cons | 81.64938 | 70.83088 | 1.15 | 0.252 | -58.96771 | 222.2665 |

La p-value du Trend est égale à 0.227 ce qui est supérieur à la valeur critique de 5% ainsi, on ne rejette pas l'hypothèse H_0 ce qui signifie l'absence d'un trend.

Estimons maintenant le modèle 2 afin de tester la présence d'une racine unitaire dans un modèle sans trend :

Table 2: Équation de Dicky-Fuller Modèle AR(1) avec constante

| | | | | | | |
|---|----------------------------|-------------------|--------------------|---------------|----------------------|----------|
| Augmented Dickey-Fuller test for unit root | | | | Number of obs | = | 98 |
| Test Statistic | Interpolated Dickey-Fuller | | | | | |
| | 1% Critical Value | 5% Critical Value | 10% Critical Value | | | |
| Z(t) | 0.927 | -3.513 | -2.892 | -2.581 | | |
| MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.9934 | | | | | | |
| D.X | Coef. | Std. Err. | t | P> t | [95% Conf. Interval] | |
| X | | | | | | |
| L1. | .0080719 | .0087096 | 0.93 | 0.356 | -.0092189 | .0253626 |
| LD. | -.0263345 | .1049386 | -0.25 | 0.802 | -.234664 | .181995 |
| _cons | 49.79862 | 119.4886 | 0.42 | 0.678 | -187.4163 | 287.0135 |

Ici aussi on accepte l'hypothèse de présence d'une racine unitaire (H0) ce qui nous amène au modèle 2' où on va tester la présence d'une constante :

H0 : $\alpha=0$
Ha : $\alpha \neq 0$

| delta_x | Coef. | Std. Err. | t | P> t | [95% Conf. Interval] | |
|-----------|-----------|-----------|-------|-------|----------------------|----------|
| deltaX_L1 | -.0118388 | .1036902 | -0.11 | 0.909 | -.2176621 | .1939845 |
| _cons | 155.0654 | 37.06931 | 4.18 | 0.000 | 81.48345 | 228.6474 |

La constante est statistiquement différente de 0 ainsi on garde la constante :

Exportations ~ I(1) types DS avec dérive.

1.1.2 Estimation des équations Dickey-Fuller pour les importations

Nous allons procéder de la même manière pour les importations, sachant que le lag optimal est 2.

1. Équation 1 : Test Générale, modèle AR (1) avec tendance

Table 3 : Équation de Dicky-Fuller Modèle AR(1) avec tendance et constante

| | | | | | |
|---|-------------------|----------------------------|----------------------|-----------------------|----------------------|
| . dfuller M, trend regress lags(2) | | | | | |
| Augmented Dickey-Fuller test for unit root | | | Number of obs | = | 97 |
| | Test Statistic | Interpolated Dickey-Fuller | | | |
| | | 1% Critical Value | 5% Critical Value | 10% Critical Value | |
| Z(t) | -1.993 | -4.047 | -3.453 | | -3.152 |
| MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.6052 | | | | | |
| D.M | Coef. | Std. Err. | t | P> t | [95% Conf. Interval] |
| M | | | | | |
| L1. | -.0633047 | .0317611 | -1.99 | 0.049 | -.1263849 -.0002245 |
| LD. | .0437371 | .0995415 | 0.44 | 0.661 | -.153961 .2414352 |
| L2D. | .2968414 | .0992605 | 2.99 | 0.004 | .0997015 .4939814 |
| _trend | 6.924464 | 3.681795 | 1.88 | 0.063 | -.387899 14.23683 |
| _cons | 724.9673 | 324.0688 | 2.24 | 0.028 | 81.33876 1368.596 |

Testons donc la présence de racine unitaire dans le modèle 1 : le t test (-1.993) est supérieur aux 3 valeurs critiques ainsi on accepte la présence de racine unitaire (H0).

Nous passons à la régression à la main (sans racine unitaire mais avec trend et constante) afin de tester la présence du trend :

| delta_m | Coef. | Std. Err. | t | P> t | [95% Conf. Interval] | |
|-----------|----------|-----------|------|-------|----------------------|----------|
| deltaM_L1 | .0070212 | .0993733 | 0.07 | 0.944 | -.1903145 | .2043569 |
| deltaM_L2 | .2619317 | .0992522 | 2.64 | 0.010 | .0648364 | .4590269 |
| Trend | .1427559 | 1.42893 | 0.10 | 0.921 | -2.694816 | 2.980328 |
| _cons | 100.7004 | 86.01436 | 1.17 | 0.245 | -70.10704 | 271.5079 |

La p-value du trend est égal à 0.921 ce qui est supérieur à la valeur critique de 0.05, ainsi on ne peut pas rejeter H0 ce qui signifie qu'on rejette la présence d'un trend.

Nous allons tester le modèle suivant afin de tester la présence d'une racine unitaire dans un modèle sans trend.

Table 4 : Équation de Dickey-Fuller Modèle AR (1) avec constante

```

. * Modèle 2
. dfuller M ,regress lags(2)

```

Augmented Dickey-Fuller test for unit root

Number of obs = 97

| Test Statistic | 1% Critical Value | 5% Critical Value | 10% Critical Value |
|----------------|-------------------|-------------------|--------------------|
| Z(t) | -0.659 | -3.514 | -2.581 |

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.8571

| D.M | Coef. | Std. Err. | t | P> t | [95% Conf. Interval] |
|-------|----------|-----------|-------|-------|----------------------|
| M | | | | | |
| L1. | -.008102 | .0122987 | -0.66 | 0.512 | -.0325247 .0163208 |
| LD. | .0141321 | .0996207 | 0.14 | 0.887 | -.1836949 .2119591 |
| L2D. | .2678689 | .0993864 | 2.70 | 0.008 | .0705073 .4652306 |
| _cons | 231.7183 | 192.9416 | 1.20 | 0.233 | -151.4254 614.862 |

Nous acceptons l'hypothèse de présence d'une racine unitaire (H0) ce qui nous amène au modèle 2' ou nous allons tester la présence d'une constante :

| delta_m | Coef. | Std. Err. | t | P> t | [95% Conf. Interval] | |
|-----------|----------|-----------|------|-------|----------------------|----------|
| deltaM_L1 | .0073618 | .0987904 | 0.07 | 0.941 | -.1887888 | .2035125 |
| deltaM_L2 | .2621392 | .0987065 | 2.66 | 0.009 | .066155 | .4581234 |
| _cons | 108.0463 | 44.39617 | 2.43 | 0.017 | 19.89661 | 196.1959 |

H0 : $\alpha=0$

H1 : $\alpha \neq 0$

Vu que nous obtenons un résultat significatif pour la constante (0.017), nous rejetons H0 et acceptons la présence d'une constante.

Pour conclure, les séries des exportations et importations suivent un processus DS avec dérive c'est-à-dire qu'elles sont non-stationnaire. Cependant le processus peut être stationnarisé en utilisant les différences premières.

Partie 2 : Modélisation multivariée des séries (modèle VAR et causalité au sens de Granger)

Avant de passer au modèle VAR, nous testons le nombre de retards nécessaire grâce au test AIC (annexe 4) qui nous indique qu'il faut choisir aucun retard. Cependant nous allons fixer un minimum à 2 retards. Comme nous avons fait dans la partie 1, nous pouvons voir le nombre de retard optimal pour chaque série individuellement. Pour les exportations c'était 1 et pour les importations c'est 2.

Les résultats du modèle VAR (annexe 5) nous permettent de capturer les interdépendances entre les exportations et les importations. Nous pourrions nous intéresser maintenant à l'existence d'une causalité entre les deux séries.

2.1 Causalité au sens de Granger

Nous cherchons à voir s'il existe une causalité au sens de Granger des importations sur les exportations. Avec un retard de deux périodes, on obtient le résultat suivant :

Table 5 : Test de Causalité au sens de Granger avec un retard de 2 périodes

| . vargranger | | | | |
|------------------------------|----------|--------|----|-------------|
| Granger causality Wald tests | | | | |
| Equation | Excluded | chi2 | df | Prob > chi2 |
| delta_m | delta_x | .79152 | 2 | 0.673 |
| delta_m | ALL | .79152 | 2 | 0.673 |
| delta_x | delta_m | 1.5971 | 2 | 0.450 |
| delta_x | ALL | 1.5971 | 2 | 0.450 |

H0 : pas de causalité entre les séries

H1 : causalité entre les séries

Nous observons une p-valeur > 5% ce qui signifie qu'on ne rejette pas l'hypothèse nulle, donc les importations avec un lag = 2 ne causent pas les exportations, au sens de Granger.

En essayant la même chose avec des retards plus grand pour voir si cela affecte le résultat, nous observons que pour tous les retards, les importations ne causent pas les exportations au sens de Granger (annexe 6). Cependant, si maintenant nous nous intéressons sur le fait si les exportations causent les importations au sens de granger, avec un retard de 13 périodes, nous avons un résultat significatif :

Table 6 : Test de Causalité au sens de Granger avec un retard de 13 périodes

| vargranger | | | | |
|------------------------------|----------|--------|----|-------------|
| Granger causality Wald tests | | | | |
| Equation | Excluded | chi2 | df | Prob > chi2 |
| delta_m | delta_x | 25.92 | 13 | 0.017 |
| delta_m | ALL | 25.92 | 13 | 0.017 |
| delta_x | delta_m | 11.225 | 13 | 0.592 |
| delta_x | ALL | 11.225 | 13 | 0.592 |

En faisant le test de Granger, nous voyons que les exportations retardées de 13 périodes influencent, au sens de granger, les importations.

Concernant les importations, nous pouvons conclure qu'au sens de Granger les importations ne causent pas les exportations.

Partie 3 : Test de cointegration et prévisions

Pour voir si on utilise le modèle VECM ou le modèle VAR, nous allons tester la stationnarité du résidu après ayant trouvé notre vecteur candidat (1 ; -0,8) (annexe 7).

3.1 Stationnarité du résidu

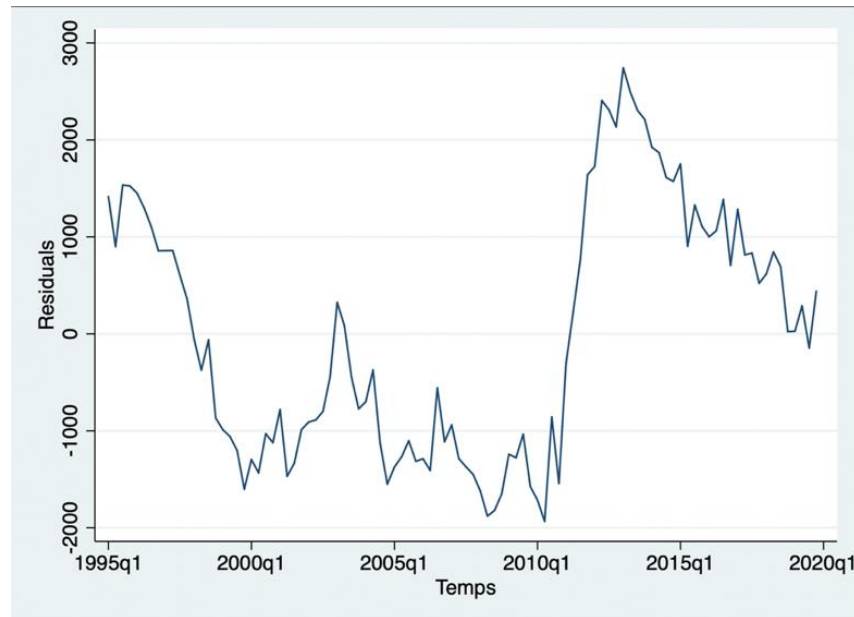


Figure 3 : Graphique de la stationnarité de résidu

Graphiquement et grâce aux corrélogrammes (annexe 9 et 10), il est clair que le résidu n'est pas stationnaire au cours du temps (figure 3). Ensuite, nous testons la stationnarité du résidu en effectuant le test de racine unitaire en le régressant par MCO (annexe 8). Nous observons que le t test (-1.76) est supérieur à la valeur critique tabulée par Engle et Yoo (-3.37) ce qui signifie qu'on accepte l'hypothèse H_0 , c'est-à-dire qu'on accepte la présence d'une racine unitaire, ce qui montre que notre résidu n'est pas stationnaire.

Ainsi on retient le model VAR de la partie 2 pour procéder avec la prévision.

3.2 Prédiction

En fonction des résultats obtenus dans les parties 1 et 2, nous pouvons faire une prédiction à un horizon de 10 périodes des deux séries étudiées (sachant qu'une période correspond à un semestre, notre prédiction correspond à un horizon de deux ans et demi) :

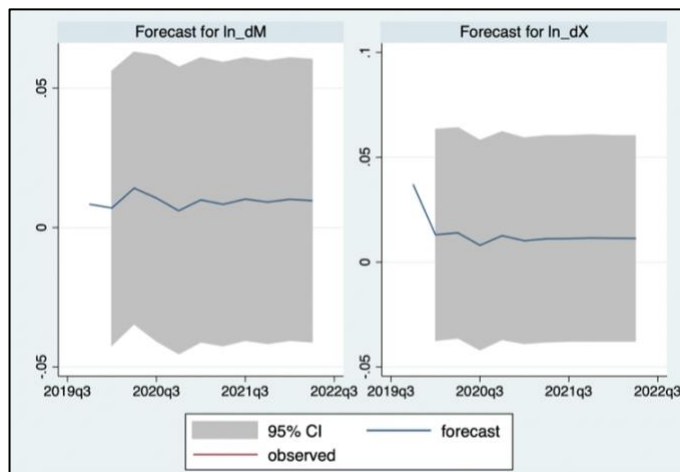


Figure 4: Prédiction des séries différenciées en log

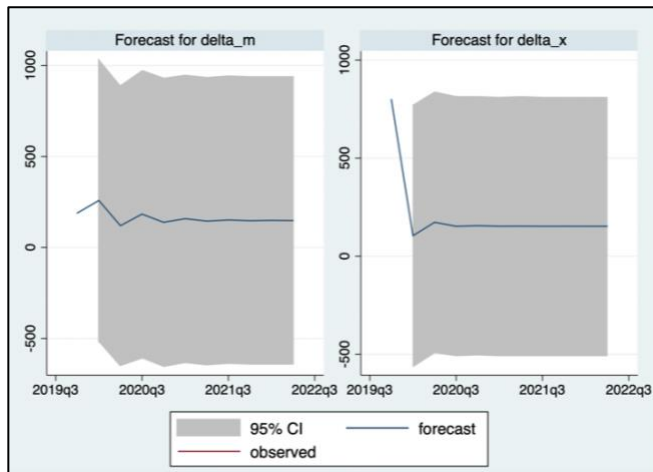


Figure 5: Prédiction des séries différenciées

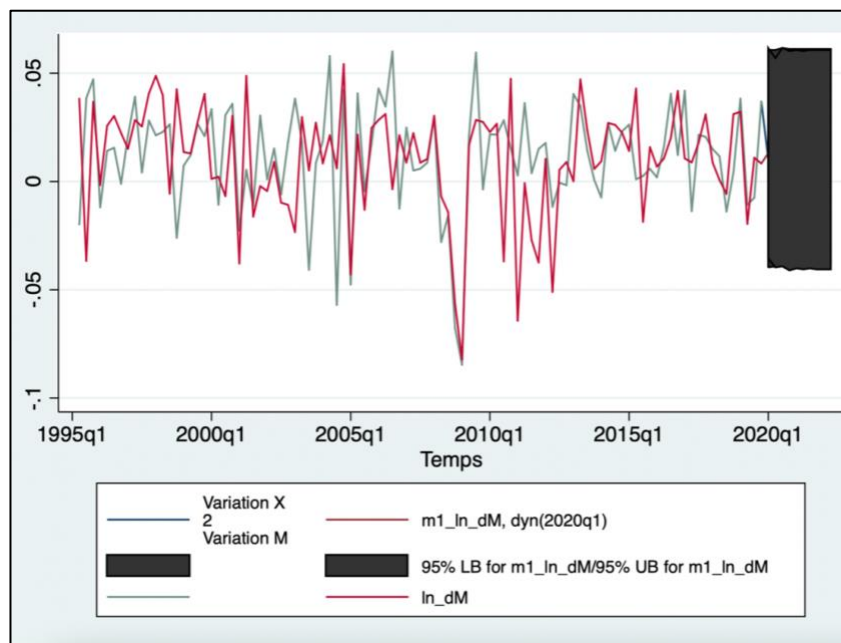


Figure 6: Prédiction des deux séries différenciées avec un intervalle de confiance de 95%

Les prévisions ci-dessus nous montrent que pour les deux séries, les fluctuations ont tendance à s'estomper voire devenir constant pour la série des exportations.

Conclusion

Pour conclure, nous avons vu que nos données sur les exportations et importations sont tout d'abord non-stationnaires puisque selon la définition de ce dernier, la série ne possède pas de moyenne constante et une variance constante à travers les années. Comme une majorité des séries macroéconomiques, les exportations et importations ont tendance à croître avec le temps et donc ne satisfont pas la condition d'avoir une moyenne constante. Après avoir constaté la non-stationnarité des deux séries, pour extraire la tendance déterministe de la série, nous avons procédé par la différence première de la série.

Le test de causalité de Granger nous a permis de voir que, au sens de Granger, les importations ne causent pas les exportations au Portugal.

Enfin, nous avons procédé par la prévision des deux séries. Cependant, la crise sanitaire actuelle nous montre qu'il existe toutefois des chocs imprévisibles qui pourront avoir un impact important sur les données macroéconomiques et donc rendre les prévisions d'aujourd'hui insignifiantes demain. Même si après ces crises les économistes commencent à imaginer des scénarios plus ou moins optimistes pour leurs futures prévisions, il vaudrait mieux probabiliser et imaginer des scénarios plus extrêmes ce que ce pourrait montrer les intervalles de confiance. Pour ce faire, les économistes pourraient davantage adopter les « Words of Estimative Probability » qui sont des termes utilisés par les analystes d'intelligence pour transmettre la probabilité qu'un événement futur se produise comme par exemple visible dans la table 7 ci-dessous.

Table 7 : Kent's Words of Estimative Probability

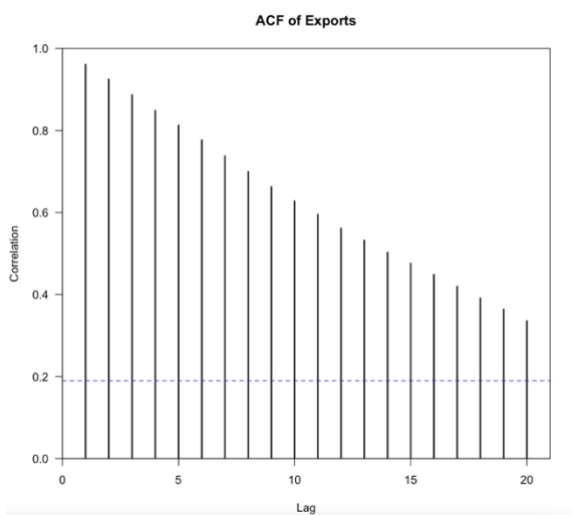
| | | |
|--|------|------------------------|
| Certain | 100% | Give or take 0% |
| <i>The General Area of Possibility</i> | | |
| Almost Certain | 93% | Give or take about 6% |
| Probable | 75% | Give or take about 12% |
| Chances About Even | 50% | Give or take about 10% |
| Probably Not | 30% | Give or take about 10% |
| Almost Certainly Not | 7% | Give or take about 5% |
| Impossible | 0 | Give or take 0% |

Source: [cia.gov](https://www.cia.gov)

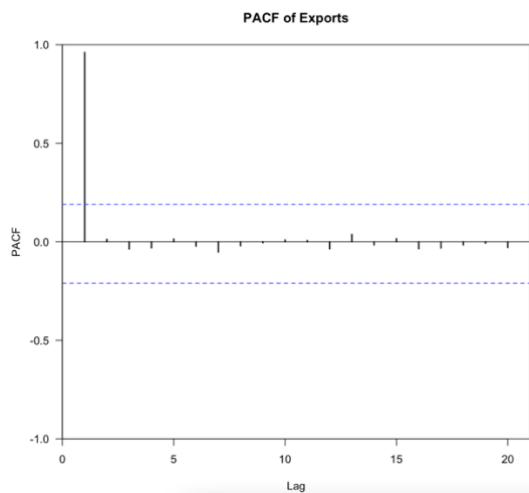
Annexe

1. Corrélogrammes en Niveau/ différence des Exportations/Importations

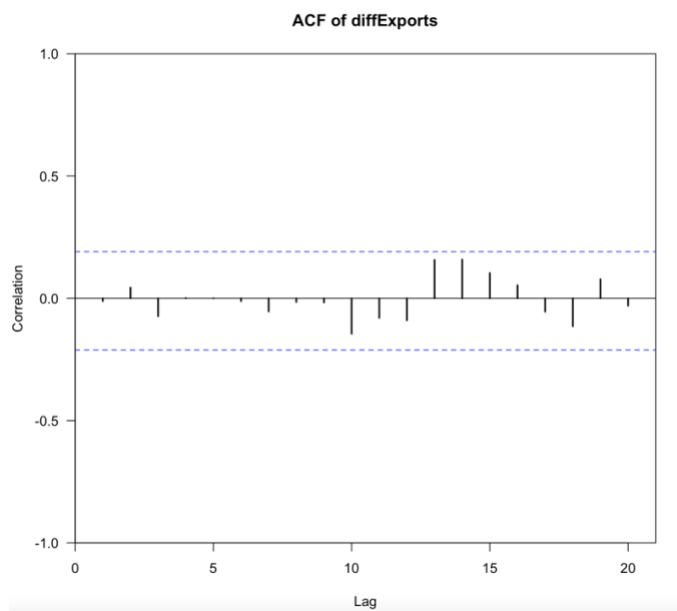
ACF



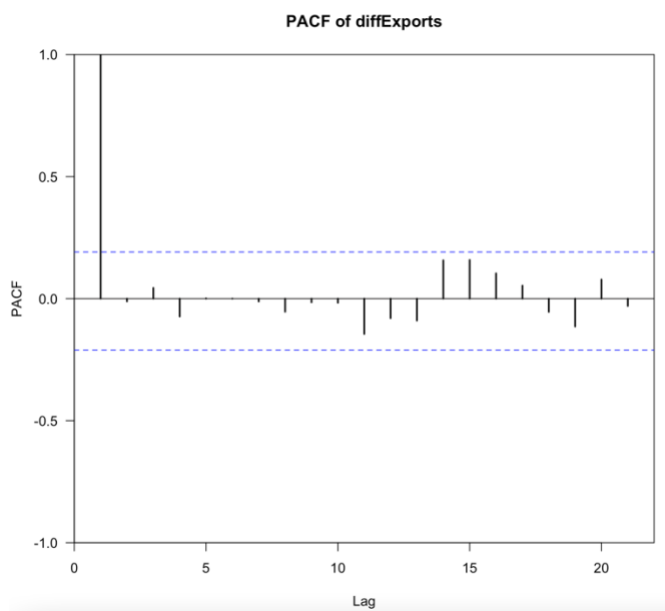
PACF



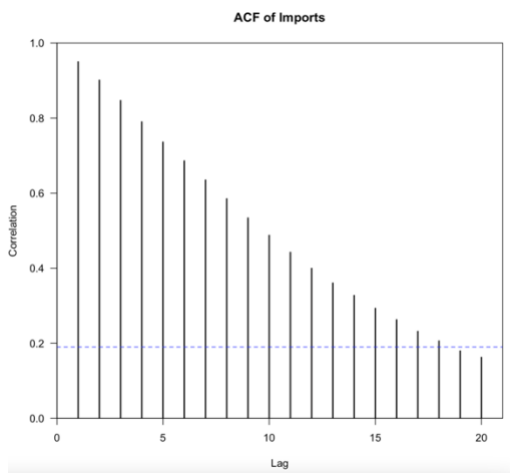
ACF



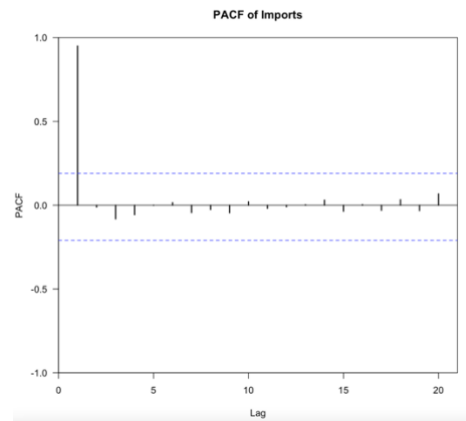
PACF



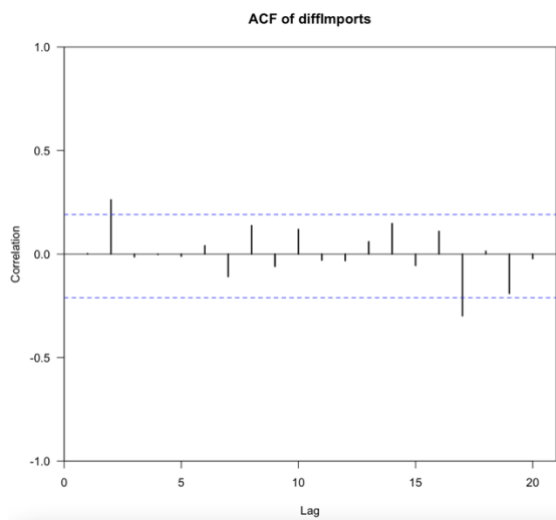
ACF



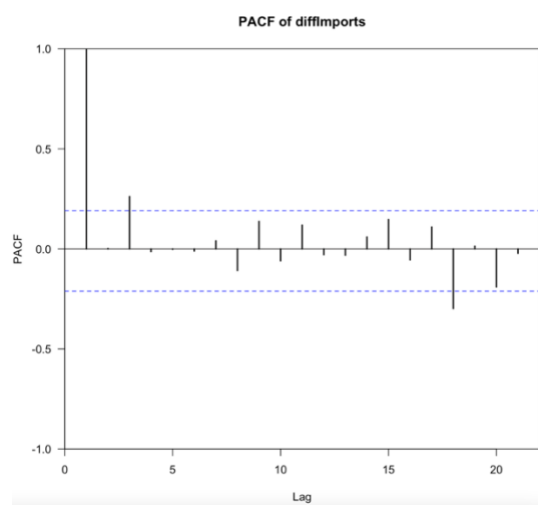
PACF



ACF



PACF



2. Méthode de Perron (résultats)

```
.
. dfuller X, trend regress lags(6)
```

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 93

| Test Statistic | Interpolated Dickey-Fuller | | | |
|-------------------|----------------------------|----------------------|-----------------------|--------|
| | 1% Critical Value | 5% Critical Value | 10% Critical Value | |
| Z(t) | -1.006 | -4.055 | -3.457 | -3.154 |

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.9433

| D.X | Coef. | Std. Err. | t | P> t | [95% Conf. Interval] | |
|--------|-----------|-----------|-------|-------|----------------------|----------|
| X | | | | | | |
| L1. | -.0506725 | .0503618 | -1.01 | 0.317 | -.1508225 | .0494774 |
| LD. | .014513 | .1147058 | 0.13 | 0.900 | -.2135921 | .2426181 |
| L2D. | .0739307 | .1175397 | 0.63 | 0.531 | -.15981 | .3076714 |
| L3D. | -.0748193 | .1207967 | -0.62 | 0.537 | -.3150367 | .1653982 |
| L4D. | .010737 | .117887 | 0.09 | 0.928 | -.2236942 | .2451682 |
| L5D. | .0317646 | .1184502 | 0.27 | 0.789 | -.2037865 | .2673158 |
| L6D. | -.0132617 | .1228542 | -0.11 | 0.914 | -.2575707 | .2310473 |
| _trend | 8.637481 | 6.766531 | 1.28 | 0.205 | -4.818508 | 22.09347 |
| _cons | 379.3861 | 316.0611 | 1.20 | 0.233 | -249.136 | 1007.908 |

```
. dfuller X, trend regress lags(5)
```

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 94

| | | Interpolated Dickey-Fuller | | |
|------|----------------|----------------------------|-------------------|--------------------|
| | Test Statistic | 1% Critical Value | 5% Critical Value | 10% Critical Value |
| Z(t) | -1.093 | -4.053 | -3.456 | -3.154 |

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.9301

| D.X | Coef. | Std. Err. | t | P> t | [95% Conf. Interval] | |
|--------|----------|-----------|-------|-------|----------------------|----------|
| X | | | | | | |
| L1. | -.051552 | .0471442 | -1.09 | 0.277 | -.1452715 | .0421675 |
| LD. | .0148125 | .113334 | 0.13 | 0.896 | -.210488 | .2401131 |
| L2D. | .0726795 | .1148337 | 0.63 | 0.528 | -.1556023 | .3009614 |
| L3D. | -.068692 | .1148471 | -0.60 | 0.551 | -.2970006 | .1596165 |
| L4D. | .0120456 | .1163131 | 0.10 | 0.918 | -.2191772 | .2432684 |
| L5D. | .0290089 | .1162532 | 0.25 | 0.804 | -.2020949 | .2601127 |
| _trend | 8.653679 | 6.397354 | 1.35 | 0.180 | -4.06384 | 21.3712 |
| _cons | 389.0752 | 299.279 | 1.30 | 0.197 | -205.8717 | 984.0221 |

```
. dfuller X, trend regress lags(4)
```

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 95

| | | Interpolated Dickey-Fuller | | |
|------|-------------------|----------------------------|----------------------|-----------------------|
| | Test Statistic | 1% Critical Value | 5% Critical Value | 10% Critical Value |
| Z(t) | -1.069 | -4.051 | -3.455 | -3.153 |

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.9341

| D.X | Coef. | Std. Err. | t | P> t | [95% Conf. Interval] | |
|--------|-----------|-----------|-------|-------|----------------------|----------|
| X | | | | | | |
| L1. | -.0481818 | .0450646 | -1.07 | 0.288 | -.1377382 | .0413746 |
| LD. | .0112613 | .1114244 | 0.10 | 0.920 | -.2101713 | .232694 |
| L2D. | .0682985 | .1108768 | 0.62 | 0.539 | -.152046 | .2886429 |
| L3D. | -.0678703 | .1134475 | -0.60 | 0.551 | -.2933233 | .1575828 |
| L4D. | .009053 | .1143775 | 0.08 | 0.937 | -.2182483 | .2363544 |
| _trend | 8.209091 | 6.146309 | 1.34 | 0.185 | -4.005406 | 20.42359 |
| _cons | 372.9828 | 289.0524 | 1.29 | 0.200 | -201.4481 | 947.4138 |

. dfuller X, trend regress lags(3)

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 96

| | Test Statistic | Interpolated Dickey-Fuller | | |
|------|-------------------|----------------------------|----------------------|-----------------------|
| | | 1% Critical Value | 5% Critical Value | 10% Critical Value |
| Z(t) | -1.130 | -4.049 | -3.454 | -3.152 |

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.9238

| D.X | Coef. | Std. Err. | t | P> t | [95% Conf. Interval] | |
|--------|-----------|-----------|-------|-------|----------------------|----------|
| X | | | | | | |
| L1. | -.0488732 | .0432358 | -1.13 | 0.261 | -.1347687 | .0370223 |
| LD. | .0061088 | .1080971 | 0.06 | 0.955 | -.208645 | .2208626 |
| L2D. | .0665813 | .1096801 | 0.61 | 0.545 | -.1513173 | .28448 |
| L3D. | -.0636667 | .1116881 | -0.57 | 0.570 | -.2855546 | .1582213 |
| _trend | 8.420723 | 5.91717 | 1.42 | 0.158 | -3.334768 | 20.17621 |
| _cons | 371.3533 | 280.4224 | 1.32 | 0.189 | -185.7547 | 928.4613 |

. dfuller X, trend regress lags(2)

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 97

| | Test Statistic | Interpolated Dickey-Fuller | | |
|------|-------------------|----------------------------|----------------------|-----------------------|
| | | 1% Critical Value | 5% Critical Value | 10% Critical Value |
| Z(t) | -1.303 | -4.047 | -3.453 | -3.152 |

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.8872

| D.X | Coef. | Std. Err. | t | P> t | [95% Conf. Interval] | |
|--------|-----------|-----------|-------|-------|----------------------|----------|
| X | | | | | | |
| L1. | -.0536142 | .0411427 | -1.30 | 0.196 | -.1353271 | .0280987 |
| LD. | .0109181 | .1075368 | 0.10 | 0.919 | -.2026593 | .2244956 |
| L2D. | .0640101 | .1083594 | 0.59 | 0.556 | -.1512011 | .2792213 |
| _trend | 8.750454 | 5.674186 | 1.54 | 0.126 | -2.518968 | 20.01988 |
| _cons | 411.3501 | 269.8432 | 1.52 | 0.131 | -124.5818 | 947.282 |

. dfuller X, trend regress lags(1)

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 98

| | Test Statistic | Interpolated Dickey-Fuller | | |
|------|-------------------|----------------------------|----------------------|-----------------------|
| | | 1% Critical Value | 5% Critical Value | 10% Critical Value |
| Z(t) | -1.173 | -4.044 | -3.452 | -3.151 |

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.9159

| D.X | Coef. | Std. Err. | t | P> t | [95% Conf. Interval] | |
|--------|-----------|-----------|-------|-------|----------------------|----------|
| X | | | | | | |
| L1. | -.0464753 | .0396165 | -1.17 | 0.244 | -.1251348 | .0321843 |
| LD. | .0017917 | .1062814 | 0.02 | 0.987 | -.2092326 | .212816 |
| _trend | 7.748159 | 5.491099 | 1.41 | 0.162 | -3.154546 | 18.65086 |
| _cons | 379.9184 | 262.4215 | 1.45 | 0.151 | -141.1257 | 900.9626 |

.
end of do-file

IMPORTATIONS

```
. dfuller M, trend regress lags(6)
```

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = **93**

| | Test Statistic | Interpolated Dickey-Fuller | | |
|------|-------------------|----------------------------|----------------------|-----------------------|
| | | 1% Critical Value | 5% Critical Value | 10% Critical Value |
| Z(t) | -2.011 | -4.055 | -3.457 | -3.154 |

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = **0.5952**

| D.M | Coef. | Std. Err. | t | P> t | [95% Conf. Interval] | |
|--------|------------------|-----------------|--------------|--------------|----------------------|------------------|
| M | | | | | | |
| L1. | -.0768184 | .0381905 | -2.01 | 0.047 | -.1527645 | -.0008723 |
| LD. | .0441281 | .1075315 | 0.41 | 0.683 | -.1697101 | .2579662 |
| L2D. | .317909 | .1076604 | 2.95 | 0.004 | .1038145 | .5320034 |
| L3D. | .0350845 | .1154735 | 0.30 | 0.762 | -.1945471 | .2647162 |
| L4D. | -.0613154 | .1158831 | -0.53 | 0.598 | -.2917616 | .1691309 |
| L5D. | .042439 | .1123675 | 0.38 | 0.707 | -.1810161 | .2658941 |
| L6D. | .1257489 | .1137127 | 1.11 | 0.272 | -.1003813 | .3518791 |
| _trend | 8.242304 | 4.201117 | 1.96 | 0.053 | -.1120773 | 16.59669 |
| _cons | 845.999 | 389.7987 | 2.17 | 0.033 | 70.84141 | 1621.157 |

3. Critere AIC

```
. varsoc delta_x
```

Selection-order criteria
Sample: **1996q2 - 2019q4** Number of obs = **95**

| lag | LL | LR | df | p | FPE | AIC | HQIC | SBIC |
|-----|-----------------|---------------|----------|--------------|----------------|-----------------|----------------|----------------|
| 0 | -687.422 | | | | 115292* | 14.4931* | 14.504* | 14.52* |
| 1 | -687.421 | .00362 | 1 | 0.952 | 117741 | 14.5141 | 14.5358 | 14.5679 |
| 2 | -687.281 | .2783 | 1 | 0.598 | 119896 | 14.5322 | 14.5648 | 14.6129 |
| 3 | -686.95 | .66262 | 1 | 0.416 | 121600 | 14.5463 | 14.5898 | 14.6538 |
| 4 | -686.95 | .00032 | 1 | 0.986 | 124192 | 14.5674 | 14.6217 | 14.7018 |

Endogenous: **delta_x**
Exogenous: **_cons**

```
. varsoc delta_m
```

Selection-order criteria
Sample: **1996q2 - 2019q4** Number of obs = **95**

| lag | LL | LR | df | p | FPE | AIC | HQIC | SBIC |
|-----|-----------------|----------------|----------|--------------|----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| 0 | -704.746 | | | | 166030 | 14.8578 | 14.8687 | 14.8847* |
| 1 | -704.735 | .02193 | 1 | 0.882 | 169525 | 14.8786 | 14.9004 | 14.9324 |
| 2 | -701.42 | 6.6297* | 1 | 0.010 | 161464* | 14.8299* | 14.8625* | 14.9105 |
| 3 | -701.402 | .03644 | 1 | 0.849 | 164840 | 14.8506 | 14.894 | 14.9581 |
| 4 | -701.124 | .55459 | 1 | 0.456 | 167376 | 14.8658 | 14.9201 | 15.0002 |

Endogenous: **delta_m**
Exogenous: **_cons**

4. Test AIC pour le VAR

```
varsoc delta_x delta_m, maxlag(6)
```

Selection-order criteria

Sample: 1996q4 - 2019q4

Number of obs = 93

| lag | LL | LR | df | p | FPE | AIC | HQIC | SBIC |
|-----|----------|--------|----|-------|----------|----------|----------|----------|
| 0 | -1351.17 | | | | 1.5e+10* | 29.1005* | 29.1225* | 29.1549* |
| 1 | -1348.79 | 4.7648 | 4 | 0.312 | 1.5e+10 | 29.1353 | 29.2012 | 29.2987 |
| 2 | -1345.18 | 7.2104 | 4 | 0.125 | 1.6e+10 | 29.1438 | 29.2537 | 29.4161 |
| 3 | -1343.75 | 2.8661 | 4 | 0.580 | 1.6e+10 | 29.199 | 29.3529 | 29.5802 |
| 4 | -1341.83 | 3.8386 | 4 | 0.428 | 1.7e+10 | 29.2437 | 29.4416 | 29.7339 |
| 5 | -1340.63 | 2.4084 | 4 | 0.661 | 1.8e+10 | 29.3038 | 29.5457 | 29.9029 |
| 6 | -1338.19 | 4.8726 | 4 | 0.301 | 1.9e+10 | 29.3375 | 29.6233 | 30.0455 |

Endogenous: delta_x delta_m

Exogenous: _cons

```
. varsoc delta_x
```

Selection-order criteria

Sample: 1996q2 - 2019q4

Number of obs = 95

| lag | LL | LR | df | p | FPE | AIC | HQIC | SBIC |
|-----|----------|--------|----|-------|---------|----------|---------|---------|
| 0 | -687.422 | | | | 115292* | 14.4931* | 14.504* | 14.52* |
| 1 | -687.421 | .00362 | 1 | 0.952 | 117741 | 14.5141 | 14.5358 | 14.5679 |
| 2 | -687.281 | .2783 | 1 | 0.598 | 119896 | 14.5322 | 14.5648 | 14.6129 |
| 3 | -686.95 | .66262 | 1 | 0.416 | 121600 | 14.5463 | 14.5898 | 14.6538 |
| 4 | -686.95 | .00032 | 1 | 0.986 | 124192 | 14.5674 | 14.6217 | 14.7018 |

Endogenous: delta_x

Exogenous: _cons

```
. varsoc delta_m
```

Selection-order criteria

Sample: 1996q2 - 2019q4

Number of obs = 95

| lag | LL | LR | df | p | FPE | AIC | HQIC | SBIC |
|-----|----------|---------|----|-------|---------|----------|----------|----------|
| 0 | -704.746 | | | | 166030 | 14.8578 | 14.8687 | 14.8847* |
| 1 | -704.735 | .02193 | 1 | 0.882 | 169525 | 14.8786 | 14.9004 | 14.9324 |
| 2 | -701.42 | 6.6297* | 1 | 0.010 | 161464* | 14.8299* | 14.8625* | 14.9105 |
| 3 | -701.402 | .03644 | 1 | 0.849 | 164840 | 14.8506 | 14.894 | 14.9581 |
| 4 | -701.124 | .55459 | 1 | 0.456 | 167376 | 14.8658 | 14.9201 | 15.0002 |

Endogenous: delta_m

Exogenous: _cons

5. Modèle VAR

```
. var delta_m delta_x , lags(2/1)
```

Vector autoregression

Sample: 1995q4 - 2019q4 Number of obs = 97
 Log likelihood = -1399.852 AIC = 29.06911
 FPE = 1.44e+10 HQIC = 29.17644
 Det(Sigma_ml) = 1.18e+10 SBIC = 29.33455

| Equation | Parms | RMSE | R-sq | chi2 | P>chi2 |
|----------|-------|---------|--------|----------|--------|
| delta_m | 5 | 394.284 | 0.0774 | 8.135482 | 0.0867 |
| delta_x | 5 | 339.845 | 0.0183 | 1.80652 | 0.7713 |

| | Coef. | Std. Err. | z | P> z | [95% Conf. Interval] |
|----------------|-----------|-----------|-------|-------|----------------------|
| delta_m | | | | | |
| delta_m | | | | | |
| L1. | -.0325459 | .1140775 | -0.29 | 0.775 | -.2561337 .191042 |
| L2. | .2729171 | .1136674 | 2.40 | 0.016 | .050133 .4957012 |
| delta_x | | | | | |
| L1. | .1076283 | .1398773 | 0.77 | 0.442 | -.1665261 .3817827 |
| L2. | -.0476419 | .1399601 | -0.34 | 0.734 | -.3219586 .2266748 |
| _cons | 103.3525 | 46.45022 | 2.23 | 0.026 | 12.31174 194.3933 |
| delta_x | | | | | |
| delta_m | | | | | |
| L1. | .1202939 | .0983266 | 1.22 | 0.221 | -.0724227 .3130105 |
| L2. | .0472868 | .0979731 | 0.48 | 0.629 | -.1447371 .2393106 |
| delta_x | | | | | |
| L1. | -.0888334 | .1205642 | -0.74 | 0.461 | -.3251348 .1474679 |
| L2. | .0013054 | .1206355 | 0.01 | 0.991 | -.2351358 .2377467 |
| _cons | 141.2795 | 40.03675 | 3.53 | 0.000 | 62.80891 219.7501 |

À la main on obtient les mêmes résultats :

```
. reg delta_m deltaX_L1 deltaM_L1 deltaM_L2
```

| Source | SS | df | MS | Number of obs = 97 |
|----------|------------|----|------------|------------------------|
| Model | 1182466.19 | 3 | 394155.396 | F(3, 93) = 2.56 |
| Residual | 14319425.3 | 93 | 153972.315 | Prob > F = 0.0597 |
| | | | | R-squared = 0.0763 |
| | | | | Adj R-squared = 0.0465 |
| Total | 15501891.5 | 96 | 161478.036 | Root MSE = 392.39 |

| delta_m | Coef. | Std. Err. | t | P> t | [95% Conf. Interval] |
|-----------|-----------|-----------|-------|-------|----------------------|
| deltaX_L1 | .1139563 | .141671 | 0.80 | 0.423 | -.1673743 .3952869 |
| deltaM_L1 | -.0393637 | .1147637 | -0.34 | 0.732 | -.2672616 .1885343 |
| deltaM_L2 | .2529789 | .099546 | 2.54 | 0.013 | .0553004 .4506574 |
| _cons | 99.21656 | 45.81427 | 2.17 | 0.033 | 8.238503 190.1946 |

```
. reg delta_x deltaX_L1 deltaM_L1 deltaM_L2
```

| Source | SS | df | MS | Number of obs = 97 |
|----------|------------|----|------------|-------------------------|
| Model | 197875.552 | 3 | 65958.5172 | F(3, 93) = 0.58 |
| Residual | 10625507.5 | 93 | 114252.768 | Prob > F = 0.6314 |
| | | | | R-squared = 0.0183 |
| | | | | Adj R-squared = -0.0134 |
| Total | 10823383 | 96 | 112743.573 | Root MSE = 338.01 |

| delta_x | Coef. | Std. Err. | t | P> t | [95% Conf. Interval] |
|-----------|-----------|-----------|-------|-------|----------------------|
| deltaX_L1 | -.0890068 | .1220374 | -0.73 | 0.468 | -.331349 .1533353 |
| deltaM_L1 | .1204807 | .0988591 | 1.22 | 0.226 | -.0758339 .3167952 |
| deltaM_L2 | .0478331 | .0857503 | 0.56 | 0.578 | -.12245 .2181162 |
| _cons | 141.3928 | 39.46506 | 3.58 | 0.001 | 63.02304 219.7626 |

6. Résultats de la causalité de Granger pour des lags >2

`vargranger`

Granger causality Wald tests

| Equation | Excluded | chi2 | df | Prob > chi2 |
|----------|----------|--------|----|-------------|
| delta_m | delta_x | .72935 | 3 | 0.866 |
| delta_m | ALL | .72935 | 3 | 0.866 |
| delta_x | delta_m | 3.5713 | 3 | 0.312 |
| delta_x | ALL | 3.5713 | 3 | 0.312 |

`vargranger`

Granger causality Wald tests

| Equation | Excluded | chi2 | df | Prob > chi2 |
|----------|----------|--------|----|-------------|
| delta_m | delta_x | 2.8756 | 4 | 0.579 |
| delta_m | ALL | 2.8756 | 4 | 0.579 |
| delta_x | delta_m | 3.3577 | 4 | 0.500 |
| delta_x | ALL | 3.3577 | 4 | 0.500 |

`. vargranger`

Granger causality Wald tests

| Equation | Excluded | chi2 | df | Prob > chi2 |
|----------|----------|--------|----|-------------|
| delta_m | delta_x | 3.9674 | 5 | 0.554 |
| delta_m | ALL | 3.9674 | 5 | 0.554 |
| delta_x | delta_m | 3.7021 | 5 | 0.593 |
| delta_x | ALL | 3.7021 | 5 | 0.593 |

`. vargranger`

Granger causality Wald tests

| Equation | Excluded | F | df | df_r | Prob > F |
|----------|----------|--------|----|------|----------|
| delta_m | delta_x | .78026 | 6 | 80 | 0.5878 |
| delta_m | ALL | .78026 | 6 | 80 | 0.5878 |
| delta_x | delta_m | .77418 | 6 | 80 | 0.5925 |
| delta_x | ALL | .77418 | 6 | 80 | 0.5925 |

7. Vecteur candidat cointégration

`. reg M X`

| Source | SS | df | MS | Number of obs | = | 100 |
|----------|------------|----|------------|---------------|---|--------|
| Model | 1.0645e+09 | 1 | 1.0645e+09 | F(1, 98) | = | 885.73 |
| Residual | 117783102 | 98 | 1201868.39 | Prob > F | = | 0.0000 |
| | | | | R-squared | = | 0.9004 |
| | | | | Adj R-squared | = | 0.8994 |
| Total | 1.1823e+09 | 99 | 11942570.4 | Root MSE | = | 1096.3 |

| M | Coef. | Std. Err. | t | P> t | [95% Conf. Interval] |
|-------|----------|-----------|-------|-------|----------------------|
| X | .8060973 | .0270855 | 29.76 | 0.000 | .752347 .8598475 |
| _cons | 4680.79 | 377.2047 | 12.41 | 0.000 | 3932.24 5429.341 |

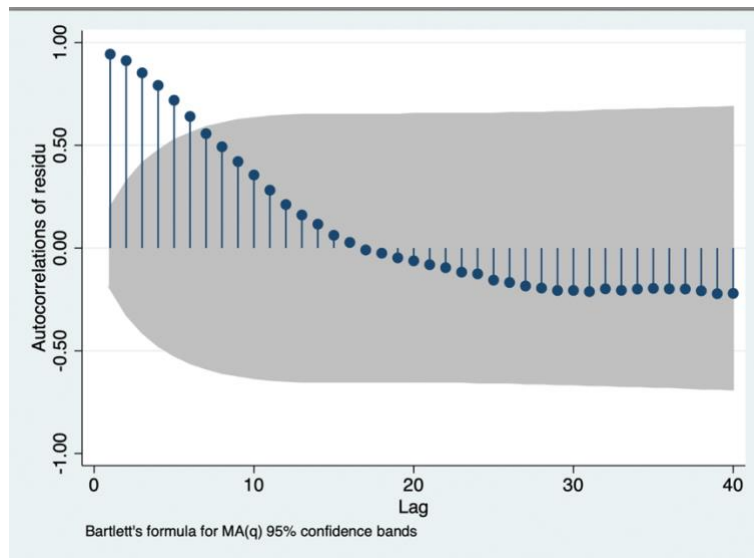
8. Test de cointegration par MCO

`. reg delta_res residu_L1`

| Source | SS | df | MS | Number of obs | = | 99 |
|----------|------------|----|------------|---------------|---|--------|
| Model | 500650.801 | 1 | 500650.801 | F(1, 97) | = | 3.09 |
| Residual | 15737376 | 97 | 162240.99 | Prob > F | = | 0.0821 |
| | | | | R-squared | = | 0.0308 |
| | | | | Adj R-squared | = | 0.0208 |
| Total | 16238026.8 | 98 | 165694.151 | Root MSE | = | 402.79 |

| delta_res | Coef. | Std. Err. | t | P> t | [95% Conf. Interval] |
|-----------|-----------|-----------|-------|-------|----------------------|
| residu_L1 | -.0554194 | .0315482 | -1.76 | 0.082 | -.1180338 .0071951 |
| _cons | -10.10168 | 40.48231 | -0.25 | 0.803 | -90.44786 70.2445 |

9. FAC du résidu :



10. FAP du résidu :

