

RELATIONS COMMERCIALES EXTERIEURES A L'ERE DE LA PANDEMIE DU COVIDE-19 : CAS DU MAROC

FOREIGN TRADE RELATIONS IN THE AGE OF THE PANDEMIC COVIDE-19: CASE OF MOROCCO

Chaimae El Rhzaoui

Chercheuse en science économiques
Laboratoire de recherche : Compétitivité et Performance des Entreprises
FSJES - souissi
Université Mohammed V - Rabat
chaimae.elrhzaoui@um5s.net.ma

Pr. Khariss Mohammed

Professeur d'Enseignement Supérieur
FSJES – Souissi
Université Mohammed V – Rabat

Pr. Badreddine Chegri

Professeur Chercheur
FSJES – Souissi
Université Mohammed V - Rabat

Résumé :

L'économie mondiale assiste à un choc sans précédent qui a causé un chamboulement de tout un système économique. Sous l'appellation de Covid-19, la pandémie a lesté la croissance mondiale, en plus du drame humain dont de nombreux pays ont été témoin. Sous cette donne ambivalente et assez délicate, Le maintien de l'équilibre macroéconomique est et sera de mise en cette situation inopinée. Il constitue par ailleurs, la pierre angulaire de tout plan de réajustement.

C'est dans ce sens, que nous allons essayer à travers cet article de mettre en exergue l'impact de la pandémie sur la balance commerciale, variable touchée de plein fouet par ce choc. Pour ce faire une étude prévisionnelle a été préconisée afin d'anticiper la tendance des exportations et des importations du Maroc, notamment avec les trois pays avec lesquels le Maroc a enregistré une évolution de ses relations commerciales, à savoir ; la Turquie, le Sénégal, la côte d'ivoire. Afin de mener à bien notre étude, nous allons utiliser le taux de change effectif réel comme instrument

permettant de prévoir les deux variables, exportations et importations.

Ce travail a permis de mettre en exergue, deux phases distinctes de la prévision de la tendance des deux variables susmentionnées : en situation de crise et en l'absence de cette dernière. les prévisions de l'évolution de ces deux variables seront conçues par des tests de causalité au sens de Granger. Toutefois, en cas d'absence d'impact nous allons recourir à d'autres méthodes aboutissant aux prévisions recherchées : la méthode de Box et Jenkins, (modèle ARMA) et /ou d'autres méthodes alternatives pouvant nous permettre de faire des prévisions pour les exportations/importations du Maroc concernant les trois pays en question.

Mots clés : Balance commerciale, Échanges commerciaux, Taux de change, taux de change effectif réel.

Abstract:

The world economy has witnessed an unprecedented shock that has turned an entire economic system upside down. Called Covid-19, the pandemic has ballasted global growth, in addition to the human tragedy that many countries have witnessed. Under this ambivalent situation, maintaining the macroeconomic balance is and will be required in this unexpected situation. It is also the cornerstone of any readjustment plan.

It is in this sense that we will try through this article to highlight the impact of the pandemic on the trade balance, a variable hit hard by this shock. To do this, a forecast study was recommended in order to anticipate the trend of Morocco's exports and imports, in particular with the three countries with which Morocco has recorded changes in its trade relations, namely; Turkey, Senegal, the Ivory Coast. In order to carry out our study, we will use the real effective exchange rate as an instrument for forecasting the two variables, exports and imports.

This work has made it possible to highlight two distinct phases of forecasting the trend of the two aforementioned variables: in a crisis situation and in the absence thereof. the forecasts of the evolution of these two variables will be designed by causality tests in the sense of Granger. However, in the absence of impact, we will resort to other methods leading to the forecasts sought: the Box method and Jenkins, (ARMA model) and / or other alternative methods that can allow us to make forecasts for Morocco's exports / imports for the three countries in question.

Keywords: Trade balance, Trade, Exchange rate, real effective exchange rate.

Introduction

A l'aune de la pandémie covid19, plusieurs pays se sont vus contraints de maîtriser la situation que cela, soit au niveau sanitaire ou économique. Les plans de relance n'ont cessé de foisonner sur l'autel décisionnel des pays du monde entier, dans le seul et unique espoir d'éviter les effets pernicioeux de cet imprévu. Ainsi, les maillons forts du système économique mondial ont assisté au calfeutrage de leur économie, le Maroc n'a pas non plus été épargné. Les retombées de covid -19 se sont vite fait ressentir dans les jours succédant la propagation de la pandémie. Un pays dont l'activité économique dépend des économies extérieures ne peut que représenter des signaux alarmant au niveau de sa situation économique.

Cependant, Les principales branches et moteurs de l'économie nationale, étaient affrontées à un arrêt forcé de leurs activités, s'ajoutant à cela des entreprises ont plongé dans l'engrenage de l'insolvabilité tandis que d'autres ont préféré d'emprunter le chemin de la dissolution de leur affaire. Face à ce cataclysme, l'état Marocain n'a pas lésiné à mettre en place des plans de secours. Un fond spécial a été mis en place pour subvenir aux besoins de la population la plus vulnérable ainsi qu'aux entreprises en difficulté. Dans le même sillage, le gouvernement a décidé de tirer sur la ligne de liquidité du FMI pour faire face aux chocs exogènes ayant un impact et sur la balance commerciale et sur les réserves en devises, d'où un prêt de 3 Milliard de dollars a été mobilisé pour rééquilibrer le compte courant ainsi que d'appuyer et oxygéner l'économie nationale. Afin de mieux cerner la situation ainsi que son impact sur l'économie nationale, il convient de se poser la question suivante :

Dans quelle mesure les effets de la pandémie covid-19 impacteront- ils le sort de la tendance de la balance commerciale ?

Pour répondre à cette question centrale de notre travail, nous avons utilisé le taux de change effectif réel comme variable pour prévoir la tendance de la balance commerciale.

Eu égard de ce qui précède , L'objectif de cet article est donc ,de réaliser une prévision trimestrielle à savoir le trimestre (2,3,4) de l'année 2020 des exportations et importations du Maroc concernant les trois pays en question, ainsi que de jauger la situation du commerce internationale à l'ère de la pandémie tout en se référant à la théorie pour justifier et appuyer au mieux nos commentaires justifiant ainsi l'impact de cet imprévu .Avant de présenter l'étude prévisionnelle , une esquisse concernant la revue de littérature ainsi que la description des variables sera présentée dans ce qui suit .

Impact du taux de change sur le commerce extérieur : Esquisse théorique

La question liée à l'impact du taux de change sur le commerce international a fait couler beaucoup d'encre, et a retenu l'attention de plusieurs chercheurs. Des économistes et analystes financiers ont

mis en évidence cette relation : Hooper et Kohlhagen (1978), Cushman (1983), FMI (1984) et Kenen et Rodrik (1984), Akhtar et Hilton (1984), Thursby et Thursby (1985), Koray et Lastrapes (1989), Pozo (1992), Chowdhury (1993), Arize (1995), Arize et Slottje (2000). La plupart des résultats de ces études sont considérées comme contradictoires et ont fait l'objet de plusieurs controverses.

Hooper et Kohlhagen (1978) se sont penchés sur la relation sous l'angle de l'incertitude, autrement dit le comportement des agents est caractérisé par une certaine aversion au risque du moment où les contrats sont exclusivement libellés dans la devise de l'exportateur ou de l'importateur, d'où la relation négative entre la variabilité du taux de change et le commerce international.

Une hypothèse alternative a été développée par De Grauwe (1988), selon lui la variabilité du taux de change peut impacter le commerce international, ajoutant à cela, au long terme, la volatilité des taux de change réel peut causer des pressions protectionnistes qui réduiraient la croissance du commerce international. De Grauwe a ajouté à son analyse qu'un exportateur ayant un degré élevé d'aversion au risque aura tendance à s'impliquer davantage sur les marchés étrangers. Une autre analyse critique a été menée par Willet (1986), montre une défaillance vis-à-vis le modèle traditionnel théorique et l'hypothèse d'aversion au risque des importateurs et des exportateurs. Il met le point sur les effets de la diversification des firmes et de leurs caractéristiques en réponse à la variation du taux de change et son impact sur les décisions d'exportations.

Cependant une panoplie de recherches, développées par Franke (1986), Viaene et De Vries (1987), Sercu (1988).

Viaene et De Vries (1987) peu convaincus par les arguments susmentionnés, ont élaboré des modèles plus formels, s'appuyant sur l'existence du crédit et des pratiques de facturation en devises. Ils évoquent aussi la notion des économies peu développées là où les agents ne recourent pas au marché à terme. Toutefois, le modèle de Viaene et De Vries est peu fondé et ne génère pas des arguments perçant sur la relation entre la variabilité du taux de change et le commerce international. Les travaux de Franke (1986) et Sercu (1988) présentent, quant à eux une approche qui diffère des autres et une panoplie de recherche très intéressantes. Franke (1986) propose un modèle dynamique à long terme où il exclut la notion d'aversion au risque pour les agents économiques. Toutefois, il avance que le niveau des échanges est tributaire de la variabilité du taux de change sur les marchés des changes.

I) Détermination du Modèle expérimental des prévisions de la tendance de la balance commerciale : Cadre méthodologique

L'étude prévisionnelle sera assujettie aux étapes suivantes : (i) Etude de la saisonnalité ; (ii) Examen et résultat de la stationnarité ; (iii) test de causalité au sens de Granger ; (iv) Modélisation. Nous discuterons très brièvement, dans ce qui suit les étapes susmentionnées .

i) Étude de la saisonnalité des variables :

Après avoir abouti à la dessaisonnalisation des variables, des boxplots seront de mise pour chacune des variables, étape à travers laquelle nous allons soulever la présence ou non de différence au niveau des moyennes et des dispersions par trimestre. Toutefois, une absence de différence entre les boxplots (ANNEXE A) est enregistrée au niveau de tous les trimestres . Ainsi, nous déduisons qu'il n'y a pas une présence de saisonnalité au niveau des variables étudiées, donc l'examen de la stationnarité des variables pourra être entamer.

ii) Test et résultats de la stationnarité des variables :

Pour examiner la stationnarité, nous avons recouru au test de racine unitaire, plus précisément, le test de Dickey Fuller Augmenté (1981).

Pour le cas de la Turquie , nous avons testé l'hypothèse : $H_0 : b = 0$ contre $H_1 : b \neq 0$

On a abouti à la statistique de Student relatif au coefficient du trend est $t_b = 4.46 > t_{tabulé}$.D'où le rejet de cette hypothèse (H_0), autrement dit, la tendance est **significative**. le modèle 3 sera toujours notre référence , mais on testera l'hypothèse $H_0 : \rho = 0$ ou $\phi_1 = 1$.

Le test nous mène à constater que la statistique du test s'écrit comme $t_{\hat{\rho}} = -5.158 < t_{tabulée} = -3.46$.Donc, on rejette l'hypothèse (H_0) correspondante. D'après la stratégie du test de Dickey et Fuller, **on conclut que la variable « exportation » est un processus de type TS et ce , concernant le cas de la Turquie.**

Les résultats de tous les tests de stationnarité (Annexe B.1) sont résumés dans le tableau ci-dessous :

Pays	Variables	Type de processus
<i>Turquie</i>	<i>Exportation</i>	TS
	<i>Importation</i>	DS
<i>Italie</i>	<i>Exportation</i>	Stationnaire
	<i>Importation</i>	DS
<i>Sénégal</i>	<i>Exportation</i>	TS
	<i>Importation</i>	DS
<i>Cote d'ivoire</i>	<i>Exportation</i>	TS
	<i>Importation</i>	Stationnaire
	<i>Taux de change</i>	DS

Tableau : Test de stationnarité

iii) Étude de la causalité :

Avant de passer à l'étape de la modélisation, le test de causalité au sens de Granger se précinise1 a1 ce niveau afin de jauger la relation de causalité entre d'un côté les exportations et le taux de change et d'un autre côté les importations et le taux change.

Le test s'écrit comme suit :

H0 : X ne cause pas Y VS H1 : X cause Y.

Il est à noter que ces tests portent sur des variables stationnarisées pour éviter que les résultats soient erronés.

On va tester les hypothèses suivantes :

H0 : le taux dechange ne cause pas exportatios et importations

VS

H1 : le taux de change cause les exportations et impotations

❖ Cas de la Turquie

Pairwise Granger Causality Tests
Date: 07/08/20 Time: 11:30
Sample: 1998Q1 2020Q4
Lags: 1

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
T_E_R_IPC1 does not Granger Cause EXPORTATION	87	0.13243	0.7168
EXPORTATION does not Granger Cause T_E_R_IPC1		0.05627	0.8131

Pairwise Granger Causality Tests
Date: 07/08/20 Time: 11:21
Sample: 1998Q1 2020Q4
Lags: 5

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
T_E_R_IPC1 does not Granger Cause IMPORTATION1	83	0.16912	0.9732
IMPORTATION1 does not Granger Cause T_E_R_IPC1		1.89430	0.1059

❖ Cas du Sénégal

Pairwise Granger Causality Tests
Date: 07/08/20 Time: 15:42
Sample: 1998Q1 2020Q4
Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
T_E_R_IPC1 does not Granger Cause EXPORTATION1	86	0.11590	0.8907
EXPORTATION1 does not Granger Cause T_E_R_IPC1		1.03278	0.3607

Pairwise Granger Causality Tests
Date: 07/08/20 Time: 15:50
Sample: 1998Q1 2020Q4
Lags: 3

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
T_E_R_IPC1 does not Granger Cause IMPORTATION1	85	1.69737	0.1744
IMPORTATION1 does not Granger Cause T_E_R_IPC1		0.77540	0.5112

❖ Cas de la Cote d'ivoire :

Pairwise Granger Causality Tests
Date: 07/08/20 Time: 16:15
Sample: 1998Q1 2020Q4
Lags: 1

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
T_E_R_IPC1 does not Granger Cause EXPORTATION1	87	2.11833	0.1493
EXPORTATION1 does not Granger Cause T_E_R_IPC1		0.06440	0.8003

Pairwise Granger Causality Tests
Date: 07/08/20 Time: 16:29
Sample: 1998Q1 2020Q4
Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
T_E_R_IPC1 does not Granger Cause IMPORTATION	86	0.27594	0.7596
IMPORTATION does not Granger Cause T_E_R_IPC1		0.39504	0.6749

On remarque que les p-values se rapportant aux exportations et importations de la Turquie, du Sénégal, et de la côte d'ivoire sont respectueusement égales à $0.7168 > 5\%$; $0.9732 > 5\%$, $0.8907 > 5\%$; $0.1744 > 5\%$, $0.1493 > 5\%$; $0.7596 > 5\%$. Donc, on accepte l'hypothèse H_0 , Pour les trois pays. On peut donc constater, **que le taux de change effectif réel ne cause ni les exportations ni les importations**, alors la méthode de Box et Jenkins (modèle ARIMA) sera de mise en cette situation.

iv) Modélisation : Méthode de Box et Jenkins :

La méthode de Box Jenkins (1976) permet d'analyser les séries chronologiques à partir de leurs caractéristiques afin de déterminer des modèles ARIMA les plus adaptés à représenter la variable étudiée. Cette méthode consiste dans un premier temps, à identifier un modèle adéquat pour la série. Cette étape est la plus délicate et la plus importante du moment où on doit tester et la saisonnalité et la stationnarité des variables.

Après la stationnarisation, des variables, l'identification des modèles ARMA se fait à partir des corrélogrammes simple et le corrélogramme partiel¹. La seconde étape, elle vise à l'estimation des modèles ARMA possibles pour la série stationnarisée. la troisième étape quant à elle, est orientée vers l'évaluation du model, à travers les tests sur les coefficients des modèles, le diagnostic des résidus (tests d'autocorrélation des résidus, tests d'homoscédasticité des erreurs).

Nous allons suivre ces différentes étapes pour effectuer la prévision des exportations et des importations concernant les trois pays en question.

- ❖ **Cas de la Turquie**
- **Concernant les exportations :**

Sachant que la variable exportations est non stationnaire et de type TS. Nous allons d'abord stationnariser la série en enlevant la tendance. Ainsi le résidu issu du modèle avec tendance sera modélisé en utilisant un modèle ARMA.

Le modèle global est formulé comme suit :

$$export_t = c + bt + e_t$$

Avec $e_t = a + \phi_1 e_{t-1} + u_t$ où u_t suit un bruit blanc.

¹ Lorsque le corrélogramme d'une série décroît lentement et que le corrélogramme partiel présente les premiers termes p non nuls (p = 3 premiers termes au maximum) et les autres termes nuls, le modèle à retenir sera un modèle autorégressif AR(p) (ou ARMA(p,0)). Cependant lorsque le corrélogramme d'une série a ses premiers termes q non nuls (q = 3 premiers termes au maximum), et le corrélogramme partiel décroît lentement, le modèle à retenir pour les prévisions sera un modèle moyenne mobile d'ordre q.

Les résultats du modèle de régression de la tendance sont les suivants :

```
Coefficients:
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) -2.604e+02  1.449e+01 -17.98  <2e-16 ***
time(log_expTurq) 1.394e-01  7.211e-03  19.33  <2e-16 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
```

Les coefficients de régression de la tendance sont significatifs au seuil de 5%. Ainsi les résidus de ce modèle constitueront la série stationnarisée. On identifiera donc le modèle ARMA le plus approprié.

Après l'estimation de plusieurs modèles ARMA pour la variable stationnarisée (résidu du modèle de régression de la tendance), nous avons retenu un modèle ARMA (1,0), c'est-à-dire un modèle AR (1) (modèle autorégressif d'ordre 1).

Les résultats du modèle (AR 1) sont les suivants :

```
Coefficient(s):
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
ar1          0.325629   0.100500   3.24  0.00119 **
intercept -0.002593   0.043531  -0.06  0.95251
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
```

Le modèle estimé s'écrit comme suit :

$$e_t = 0.33 * e_{t-1} - 0.0025$$

Test d'autocorrélation des résidus du modèle AR (1) :

En utilisant le test de Box-Pierce, on aboutit aux résultats suivants :

```
Box-Pierce test

data: arma10$residuals
X-squared = 14.843, df = 20, p-value = 0.7853
```

On remarque que la p-value = 0.7853 > 5%, donc on ne peut pas rejeter l'hypothèse (H0). Chose qui veut dire que les erreurs ne sont pas autocorrélées.

Examen de l'homoscédasticité des erreurs :

A travers l'analyse du graphique (ci-dessous) des résidus du modèle (test d'homoscédasticité) des erreurs², on constate que la variance est constante dans le temps. En effet les résidus fluctuent

² Lorsqu'il y'a plusieurs modèles concurrents adéquats pour la même série, on retiendra celui qui présente les critères AIC ou BIC les plus faibles. Après la rétention d'un modèle, on effectuera la prévision de la série à l'aide du modèle retenu.

autour de leur moyenne de façon quasiment identique.

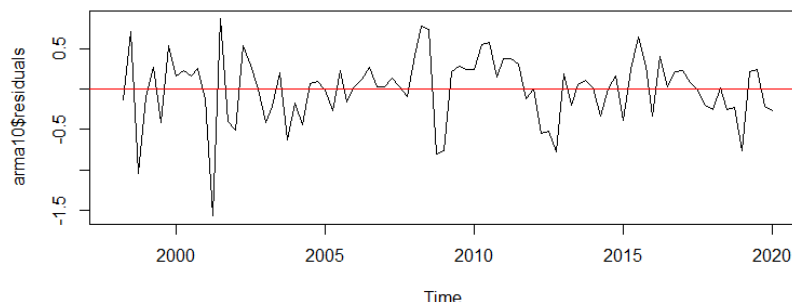


Figure 1 : L'examen de l'homoscédasticité des erreurs

➤ **Prévisions : Cas de la Turquie**

Prévisions	Prévisions 2020	Prévisions 2020
Trimestre1	-	1 345 096 943
Trimestre2	1 328 773 521	1 441 706 027
Trimestre3	1 382 279 897	1 498 172 447
Trimestre4	1 255 323 620	1 379 451 700

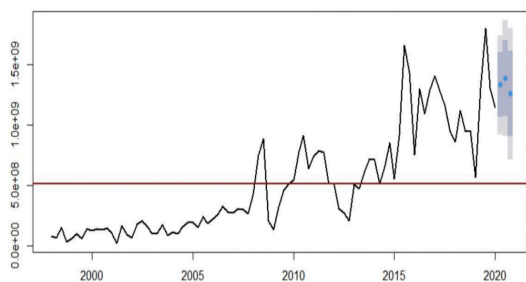


Figure 2 : Prévisions des exportations – scénario1

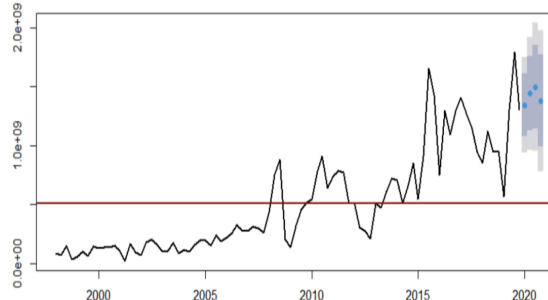


Figure 3 : Prévisions des exportations – scénario2

- Les exportations vers la Turquie ont enregistré une légère augmentation puis diminuent. En l'absence de la pandémie [scénario2], elles ont enregistré une amélioration au niveau du deuxième, troisième et quatrième trimestre par rapport à la période de la pandémie [scénario1]. On peut donc, constater que covid-19 a eu un impact sur la tendance des exportations, autrement dit la Turquie aura besoin de plus de lire pour la même quantité importée chose qui ne sera pas dans son intérêt, d'où la réticence d'importer des produits en provenance du Maroc. Une autre hypothèse peut être évoquée liée à la contraction de la production qui est d'ailleurs tributaire en premier lieu de la perturbation des chaînes et des processus logistiques, de transport et d'approvisionnement.

➤ **Concernant les importations**

Comme la variable « importations » n'est pas stationnaire et qu'elle est de type DS, nous pouvons

utiliser un modèle ARIMA pour effectuer des prévisions pour cette variable. On a remarqué également que la variance de cette variable n'est pas constante dans le temps ; raison pour laquelle nous allons utiliser le logarithme de cette variable qui a une variance constante dans le temps.

Après avoir estimé plusieurs modèles ARIMA, nous sommes arrivés à la conclusion de retenir le modèle ARIMA (3, 1,0) qui correspond à un modèle autorégressif intégré d'ordre 3. Le modèle est formulé de la façon suivante :

$$\Delta import_{(t)} = \phi_1 \Delta import_{(t-1)} + \phi_2 \Delta import_{(t-2)} + \phi_3 \Delta import_{(t-3)} + \varepsilon_t$$

▪ Résultat du model estimé

```
Call:
arima(x = log_impTurq_ts, order = c(3, 1, 0))
Coefficients:
          ar1          ar2          ar3
-0.2177    -0.3127    -0.2607
s.e.      0.1028     0.0998     0.1031
sigma^2 estimated as 0.03515:  log likelihood
= 22.26,    aic = -36.52
```

Le modèle estimé s'écrit comme suit :

$$import_{(t)} = import_{(t-1)} - 0.2177 * \Delta import_{(t-1)} - 0.3127 * \Delta import_{(t-2)} - 0.2607 * \Delta import_{(t-3)}$$

Test d'autocorrélation des résidus :

En utilisant le test d'autocorrélation de Box-Pierce, on trouve les résultats suivants :

```
Box-Pierce test

data:  residu1
X-squared = 24.221, df = 20, p-value =
0.2329
```

On remarque que la p-value = 0.2329 est supérieur au seuil de 5%, donc on ne peut pas rejeter l'hypothèse (H0). Autrement dit, il n'y a pas de présence d'autocorrélation des erreurs.

Test d'homoscédasticité des erreurs :

En utilisant le test de Breush Pagan, on aboutit aux résultats suivants :

```
studentized Breusch-Pagan test

data:  reg310
BP = 1.0149, df = 3, p-value = 0.7976
```

On remarque que la p-value = 0.7976 est supérieur au seuil de 5%, donc on ne peut pas rejeter l'hypothèse (H0). Les erreurs sont donc homoscédastiques.

Après cet enchainement de test, notre modèle peut faire l'objet de prévisions.

Prévisions	Prévisions 2020	Prévisions 2020
Trimestre1	-	6 358 056 033
Trimestre2	6 671 202 796	6 456 172 478
Trimestre3	6 161 785 333	5 934 438 676
Trimestre4	6 648 068 019	6 395 511 019

➤ Prévisions

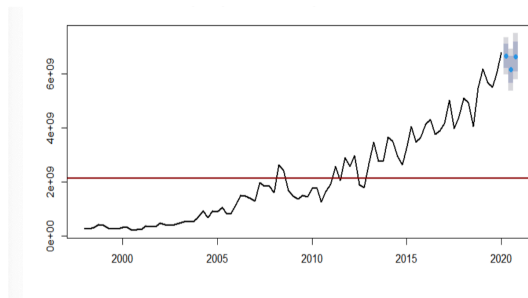


Figure 4 : Prévisions des importations – scénario1

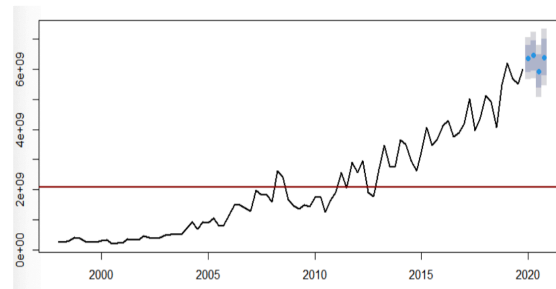


Figure 5 : Prévisions des importations – scénario2

La trend des importations au niveau des trois derniers trimestres , provenant de la Turquie a enregistré une augmentation en situation de crise par rapport à la situations normale .une situation controversée mais du spécialement aux contrats à termes conclu bien avant l'avènement de la pandémie et d'où la livraison a coïncidé avec la situation de la pandémie, en plus de cela cette situation peut être expliquée par l'accord de libre-échange conclu entre les deux pays et dont la Turquie bénéficie le plus , explique cette tendance à la hausse des importations.

Cas du Sénégal

■ Concernant les exportations

La variable « exportations » est non stationnaire et de type TS, donc nous allons procéder à la stationnarisation. Ainsi que l'élimination du résidu issu du modèle avec tendance tout en s'appuyant sur le modèle ARMA.

Le modèle de la tendance est formulé comme suit :

$$export_t = c + bt + e_t \text{ Avec } e_t : \text{erreur du modèle.}$$

Les résultats du modèle de régression de la tendance sont comme suit :

```

Coefficients:
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) -4.348e+10  3.248e+09  -13.39  <2e-16 ***
time(expSene_ts)  2.175e+07  1.617e+06   13.45  <2e-16 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

```

Les coefficients du modèle de régression sont significatifs. Nous allons à présent de trouver un

moyen pour modéliser la série stationnarisée (résidu du modèle de régression de la tendance) à l'aide d'un modèle ARMA. Toutefois le corrélogramme simple de la série stationnarisée se comporte comme un bruit blanc³. Les termes sont pratiquement nuls (voir corrélogramme ci-dessous). Pour confirmer que le résidu du modèle de régression se comporte comme un bruit blanc, nous avons effectué un test d'autocorrélation des résidus à l'aide du test de Box Pierce. La p-value du test (voir résultats ci-dessous) est égale à 0.3637 qui est largement supérieure à 5%. D'où les résidus du modèle de la tendance sont non autocorrélés. Dans ce cas la tendance à elle seule suffit d'effectuer les prévisions.

```
Box-Pierce test
data: regTrend_expSene$residuals
X-squared = 0.82499, df = 1, p-value = 0.3637
```

Les résidus suivent non seulement un bruit blanc, mais suivent approximativement une loi normale. On peut le constater à travers l'histogramme des résidus ci-dessous.

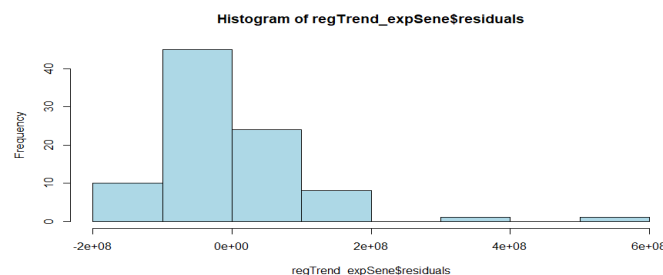


Figure 6 : Histogramme des résidus

Ainsi, nous allons utiliser le modèle de régression de la tendance estimé précédemment pour effectuer les prévisions des exportations du Maroc vers le Sénégal.

➤ Prévisions

Prévisions	Prévisions 2020	Prévisions 2020
Trimestre1	-	255 396 314
Trimestre2	506 677 875	308 807 447
Trimestre3	439 389 357	237 497 166
Trimestre4	535 152 859	329 085 461

Les exportations ont fléchi en situation de covid-19, enregistrant ainsi un différentiel de plus

³ Un processus $\{\varepsilon_t, \text{ avec } t = 1, \dots, n\}$ est dit bruit blanc si les variables $\varepsilon_1, \varepsilon_2, \dots, \varepsilon_n$ sont indépendants et identiquement distribués avec une moyenne $E(\varepsilon_t) = 0$. Cela implique que les variables ont toutes la même variance σ^2 et $\text{cov}(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = 0$ pour tout $i \neq j$. Lorsque ces variables suivent également une distribution normale (c'est-à-dire $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$), la série (ou le processus) est dite bruit blanc gaussien.

de deux millions de dirham. Cette situation peut être expliquée par les contrats à terme qui ont peaufiné la valeur des exportations, en plus de l'accord de libre échange et de la relation historique liant les deux pays, prouve ce renforcement du commerce extérieur en faveur de l'Afrique subsaharienne, particulièrement le Sénégal».

❖ **Cas du Sénégal :**

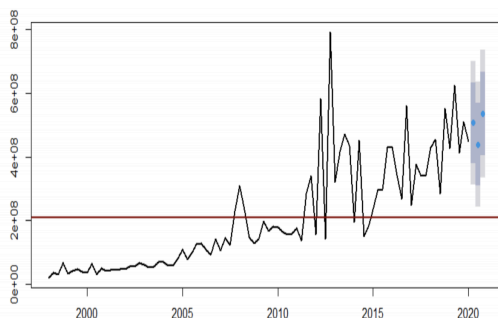


Figure 7 : Prévision des exportations – scénario1

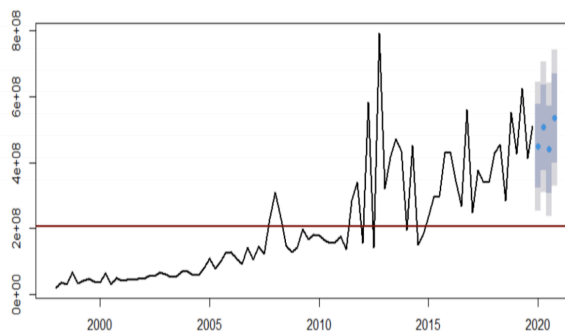


Figure 8 : Prévisions des exportations – scénario2

Concernant les importations

La variable « importations » du Maroc à partir du Sénégal est non stationnaire et c'est un processus de type DS. Nous allons essayer de la modéliser à l'aide d'un modèle ARIMA. Après plusieurs estimations, le modèle ARIMA (1,1,1) est le plus adéquat pour la prévision des importations du Maroc en provenance du Sénégal.

Le modèle est formulé comme suit :

Résultats du modèle estimé

$$\Delta import_{(t)} = \phi_1 \Delta import_{(t-1)} + \theta_1 \varepsilon_{(t-1)} + \varepsilon_{(t)} \quad \text{Ou encore}$$

$$import_{(t)} = import_{(t-1)} + \phi_1 \Delta import_{(t-1)} + \theta_1 \varepsilon_{(t-1)} + \varepsilon_{(t)}$$

- $\varepsilon_{(t-1)}$: correspond au choc à l'instant $t - 1$.
- θ_1 Correspond au coefficient du choc à l'instant -1 .

On suppose que l'erreur ε_t suit un bruit blanc.

```
Call:
arima(x = impSene_ts, order = c(1, 1, 1))

Coefficients:
          ar1      ma1
        -0.2133 -0.6512
s.e.      0.1274  0.0904

sigma^2 estimated as 5.096e+13: log likelihood = -1514.03, aic = 3034.06
>
```

Le modèle estimé s'écrit ainsi comme suit :

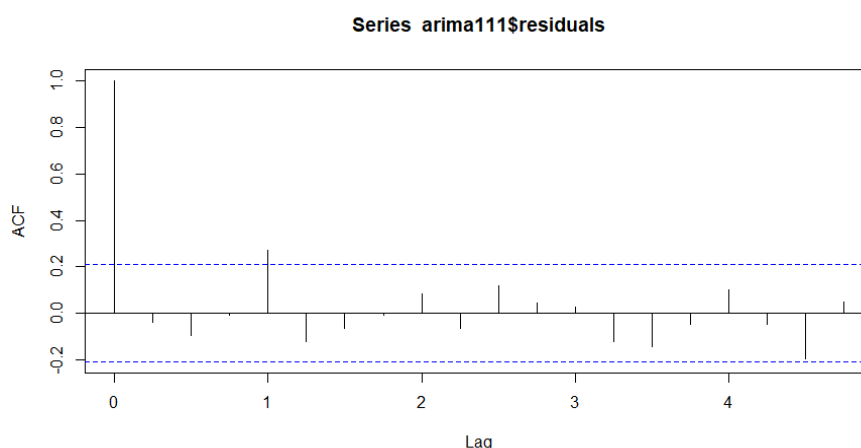
$$\text{import}_{(t)} = \text{import}_{(t-1)} - 0.2133 * \Delta \text{import}_{(t-1)} - 0.6512 * \varepsilon_{(t-1)} + \varepsilon_{(t)}$$

Tous les coefficients sont significatifs au seuil de 5%.

Examen d'autocorrélation des résidus du modèle estimé :

Pour identifier la présence d'autocorrélation des erreurs, une autre méthode consiste à examiner le corrélogramme de la fonction d'autocorrélation des erreurs. Lorsque la plupart des coefficients ne sont pas significatifs (valeurs des coefficients ne dépassant pas la bande de l'intervalle de confiance), on conclut qu'il n'y a pas autocorrélation des erreurs. D'après le corrélogramme ci-dessous, on remarque que les résidus ne sont pas autocorrélés. En effet, la plupart des coefficients ne dépassent pas la bande d'intervalle de confiance.

**Corrélogramme illustrant
la bande l'intervalle de
confiance.**



Test d'homoscédasticité des erreurs :

Une autre manière d'identifier si la variance des résidus est constante dans le temps, consiste à examiner le graphique des résidus du modèle. On remarque à travers le graphique ci-dessous que la variance des résidus est approximativement constante dans le temps. En effet, le graphique

démontre a approximativement des fluctuations similaires autour de la moyenne des résidus.

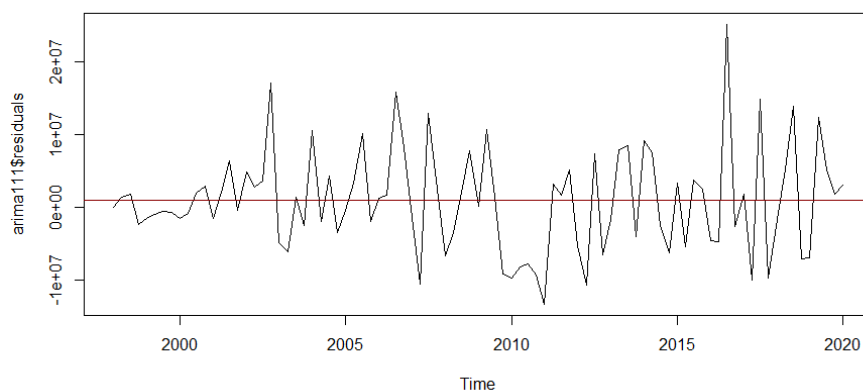


Figure 9 : Graphique des résidus

➤ Prévisions

Prévisions	Prévisions 2020	Prévisions 2020
Trimestre1	-	24 269 226
Trimestre2	12 815 836	25 326 274
Trimestre3	18 155 632	31 285 573
Trimestre4	10 020 582	23 715 375

❖ Cas du Sénégal :

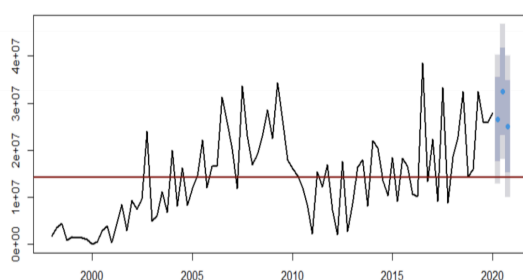


Figure 10 : Prévisions des importations – scénario1

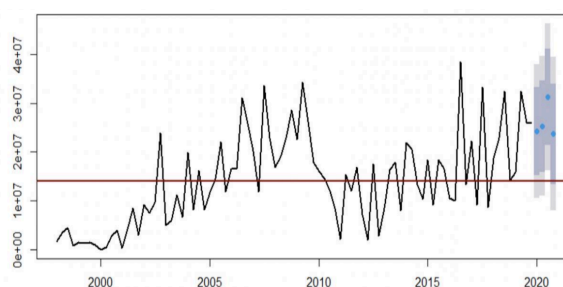


Figure 11 : Prévisions des importations – scénario2

Quoique le Sénégal fait partie de la zone CFA tout comme la côte d'ivoire , la situation n'a pas pu être la même ,vue que le Maroc a privilégié l'approvisionnement en matière énergétique tel que le (pétrole raffiné ,élément incontournable pour bon nombre de secteurs), en dépit bien évidemment des autres produits facilement substituables provenant du Sénégal .

- ❖ Cas de la Côte d'ivoire
 - Concernant les exportations

la variable 'exportations' est non stationnaire et de type TS. Nous allons d'abord stationnariser la série en enlevant la tendance. Ainsi que le résidu issu du modèle avec tendance sera modélisé en utilisant un modèle ARMA.

Le modèle global est formulé comme suit :

$$export_t = c + bt + e_t$$

Avec $e_t = a + \phi_1 e_{t-1} + u_t$ où u_t suit un bruit blanc.

```
Coefficients:
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) -2.129e+02  1.410e+01 -15.09  <2e-16 ***
time(log_expCote) 1.152e-01  7.021e-03  16.40  <2e-16 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
```

Après l'estimation de plusieurs modèles ARMA pour la variable stationnarisée, nous avons retenu un modèle ARMA (1,0), c'est-à-dire un modèle AR (1) (modèle autorégressif d'ordre 1).

```
Coefficient(s):
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
ar1          0.534886    0.087252   6.13 8.77e-10 ***
intercept -0.007275    0.036373  -0.20  0.841
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
```

Le modèle estimé s'écrit comme suit :

$$e_t = 0.53 * e_{t-1} - 0.0072$$

Test d'autocorrélation des erreurs du modèle ARMA

Le test de Box-Pierce fournit les résultats suivants :

```
Box-Pierce test

data: arma10$residuals
X-squared = 19.098, df = 20, p-value = 0.5155
```

On remarque que la p-value = 0.5155 est supérieure au seuil de 5%, donc on ne peut pas rejeter l'hypothèse (H0). D'où les erreurs du modèle ARMA ne sont pas autocorrélées.

Examen d'homoscédasticité des erreurs

En examinant le graphique(ci-dessous) des résidus du modèle ARMA estimé, on remarque que la variance des erreurs est approximativement constante dans le temps.

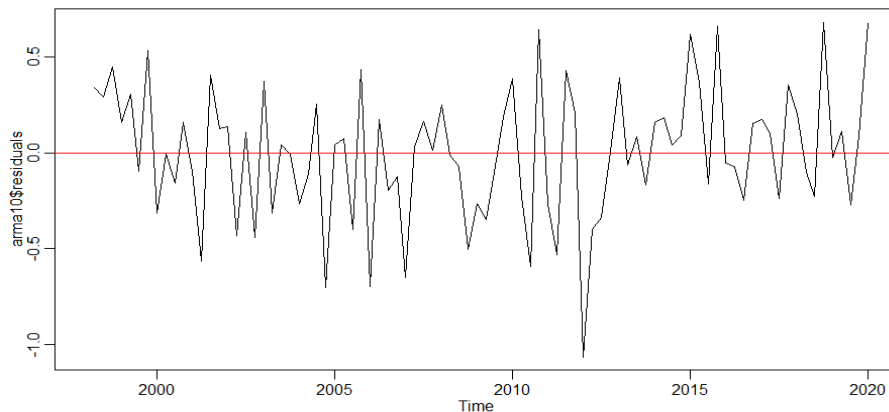


Figure 12 : Résidus du modèle ARMA

➤ **Prévisions**

Prévisions	Prévisions 2020	Prévisions 2020
Trimestre1	-	3898 439 438
Trimestre2	500 263 559	364 414 771
Trimestre3	438 034 009	227 460 933
Trimestre4	560 499 996	421 049 221

❖ **Cas de la côte d'ivoire :**

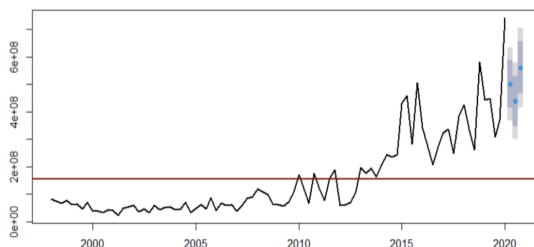


Figure 13 : Prévisions des exportations – scénario1

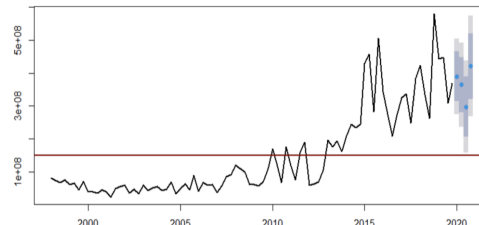


Figure 14 : Prévision des exportations – scénario2

Les exportations du Maroc vers la côte d'ivoire ont augmenté, situation expliquée en plus des contrats à termes conclu entre les deux pays, sachant que les transactions sont libellées en euro et ce dernier a enregistré une chute de sa valeur, cette situation a constitué une aubaine pour la côte d'ivoire et a pu tirer profit de cette situation en acquérant plus de produit pour la même quantité d'euro.

• **Concernant la variable « importations »**

La variable « importations » du Maroc à partir de la Côte d'ivoire est stationnaire. Par conséquent, nous allons tenter d'utiliser un modèle ARMA pour effectuer les prévisions de cette variable.

Le modèle est formulé comme suit :

$$\text{import}_{(t)} = c + \phi_1 \text{import}_{(t-1)} + \theta_1 \varepsilon_{(t-1)} + \theta_2 \varepsilon_{(t-2)} + \varepsilon_t$$

Avec,

- import_t : est la valeur des importations à l'instant t .
- $\text{import}_{(t-1)}$: correspond à la valeur des importations à l'instant $t - 1$
- $\varepsilon_{(t-1)}$: correspond au choc à l'instant $t - 1$.
- $\varepsilon_{(t-2)}$: choc à l'instant $t - 2$.
- ϕ_1, θ_1 et θ_2 Sont respectivement les coefficients associés à $\text{import}_{(t-1)}$, à $\varepsilon_{(t-1)}$ Et à $\varepsilon_{(t-2)}$.
- ε_t : correspond au terme d'erreur du modèle.

Résultats du modèle estimé

```
Call:
arma(x = impCote_ts, order = c(1, 2))

Coefficient(s):
      ar1      ma1      ma2  intercept
2.430e-01 -1.003e-01 1.148e-01 2.854e+07
> |
```

Ainsi le modèle estimé s'écrit comme suit :

$$\text{import}_{(t)} = 28543075 + 0.243 * \text{import}_{(t-1)} - 0.1 * \theta_1 \varepsilon_{(t-1)} + 0.114 * \theta_2 \varepsilon_{(t-2)}$$

Test d'autocorrélation des erreurs :

Pour tester l'autocorrélation des erreurs, nous allons utiliser le test de Box-Pierce. Les résultats du test sont les suivants :

```
Box-Pierce test

data: arma12$residuals
X-squared = 18.799, df = 20, p-value =
0.5349
```

On remarque que la p-value = 0.5349 est supérieure au seuil de 5%, donc on ne peut pas rejeter l'hypothèse H_0 . Donc les erreurs ne sont pas autocorrélées.

Examen de l'homoscédasticité des erreurs :

Pour diagnostiquer l'homoscédasticité des erreurs, nous avons effectué le graphe des résidus du modèle pour voir si la variance est constante dans le temps. On remarque à travers le graphique ci-dessous que la variance est approximativement constante dans le temps. En effet, le graphique présente des fluctuations approximativement similaires autour de la moyenne des résidus du modèle estimé.

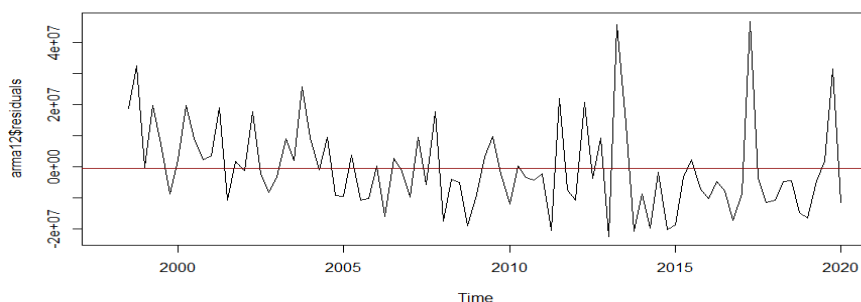


Figure 15 : Graphique des fluctuations des résidus

Comme les erreurs ne sont pas autocorrélées et ont une variance constante, il peut faire l'objet de prévisions des importations.

➤ Prévisions

Prévisions	Prévisions 2020	Prévisions 2020
Trimestre1	-	2 818 078
Trimestre2	47 840 212	17 225 431
Trimestre3	44 400 084	12 230 815
Trimestre4	43 100 579	9 226 131

❖ Cas de la côte d'ivoire :

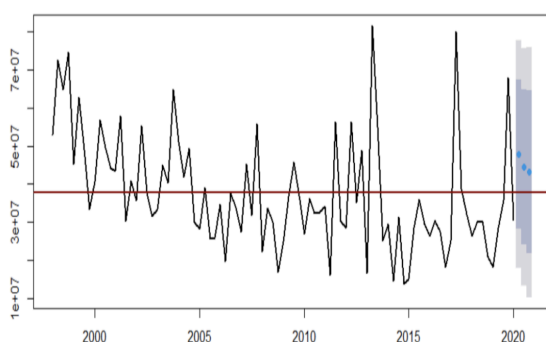


Figure 16 : Prévisions des importations – scénario1

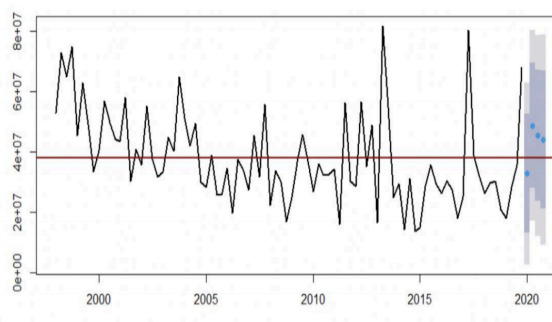


Figure 17 : Prévisions des importations – scénario2

Les importations du Maroc ont adopté une allure haussière, cette dernière est expliquée par la forte demande du Maroc pour les matières énergétique élément incontournable pour plusieurs secteurs.

Sachant que la monnaie de facturation est libellée en euro, qui a subi un chute de sa valeur, la demande pour les produits énergétique en provenance de la cote d'ivoire s'est vue augmentée,

laissant ainsi une différence fulgurante par rapport aux valeurs des importations en l'absence de la pandémie.

Réflexion

Selon le communiqué trimestriel de l'office des changes, se rapportant aux Résultats des échanges extérieurs à fin mars 2020. « Les échanges commerciaux de marchandises sont marqués par une régression, par rapport à la même période de 2019, tant au niveau des importations qu'au niveau des exportations. En effet, les importations enregistrent une baisse de 4,3% ou -5,3 Mds DH passant à 118,4 Mds DH fin mars 2020 contre 123,7 Milliards de dirhams au titre de la même période de 2019. De même, les exportations diminuent de 10,5% ou -8Mds DH atteignant une valeur de 68,3 Mds DH en 2020 contre 76,3 Mds DH une année auparavant.»

A travers l'étude si dessus, on a essayé de mettre la lumière sur l'impact de la pandémie sur le commerce extérieur du Maroc, notamment avec les trois pays en question, et voir si cette régression soulevée au niveau du rapport de l'office des changes persistera pour les trimestres à venir, ou bien l'allure de l'évolution des échanges commerciaux épousera une autre forme autre que celle rencontrée au premier trimestre. Les résultats auxquels on a pu aboutir prouvent que quoique la pandémie était la cause du ralentissement d'une panoplie d'activités génératrices de revenu, mais elle a été accompagnée par des perturbations au niveaux des prix du baril causant ainsi une chute de la valeur de l'euro, c'est à ce niveau-là que plusieurs pays ont pu profiter et tirer profit de la situation en s'approvisionnant avec un moindre coût notamment les pays importateurs de pétrole, tel est le cas du Maroc.

Conclusion :

Le but de cet article visait à jauger le degré d'impact du Virus sur relations commerciales du Maroc avec trois pays de la zone de la zone de libre-échange. Pour atteindre cet objectif, on a recouru aux tests de causalité au sens de Granger afin de les intégrer dans les modèles prévisionnels. Ces derniers ont montré que le taux de change effectif réel ne cause en aucun cas, ni les exportations, ni les importations du Maroc avec les pays en question. Une deuxième piste a été empruntée, c'est celle du modèle de prévision selon la méthode de Box et Jenkins. Cependant, Les prévisions retrouvées varient de pays en pays, voir même faussés par le choc exogène (la pandémie). Cette situation ne peut qu'être attribuée à d'autres variables telles que, les facteurs d'offre à savoir : la qualité et la variété des produits d'exportations, la technologie, le niveau de production nationale et même la politique commerciale.

Certes, les retombées de ce choc ne passeront pas inaperçues, elles auront pour conséquence, la prolifération d'un nouvel ordre mondial conduite par d'autres instruments d'ajustement afin de compenser les pertes et donner un nouvel élan aux moteurs économiques .Reste à savoir l'allure qu'adoptera la reprise du système économique mondial notamment celle du Maroc.

Tout au long de ce travail notre objectif était d'effectuer les prévisions pour les exportations et les importations du Maroc concernant quatre pays à savoir la Turquie, l'Italie, le Sénégal et la Côte d'Ivoire. Pour ce faire nous avons voulu utiliser le taux de change comme variable déterminant permettant de prévoir les exportations et les importations. Toutefois les tests de Causalité au sens de Granger ont montré que le taux de change n'influence pas (pas d'impact) à la fois les exportations et les importations concernant ces quatre pays. Raison pour laquelle, nous avons fait recours à la méthode de Box et Jenkins pour effectuer nos prévisions.

Bibliographie

Régis Bourbonnais, Michel Terraza, « *Analyse des séries temporelles* »

Paul S.P. Cowpertwait & Andrew V. Metcalfe, " *Introductory Time Series with R* "

David S. Stoffer & Robert H. Shumway, " *Time Series Analysis and Its Applications* "

Banque Al-Maghrib, (2020), " *Rapport sur la politique monétaire* ", N° 54/2020,

Banque Al-Maghrib, 29 mars 2020, *Mesures prises par pour le soutien à l'économie et au système bancaire*, Ateliers Presse ,

Banque Al-Maghrib, 15 avril 2020, *instruments de politique monétaire, lettre circulaire*.

Benassy-Quèrè A et Mignon V, *Pétrole et dollar. (Novembre 2005)*, : *un jeu à double sens* , n°250,.

Corden, W.M., 1993. *Exchange rate policies for developing countries*, *The Economic Journal* 103, PP.-198-207.

Office des changes, Mars 2020, *Résultats des échanges extérieurs*, .

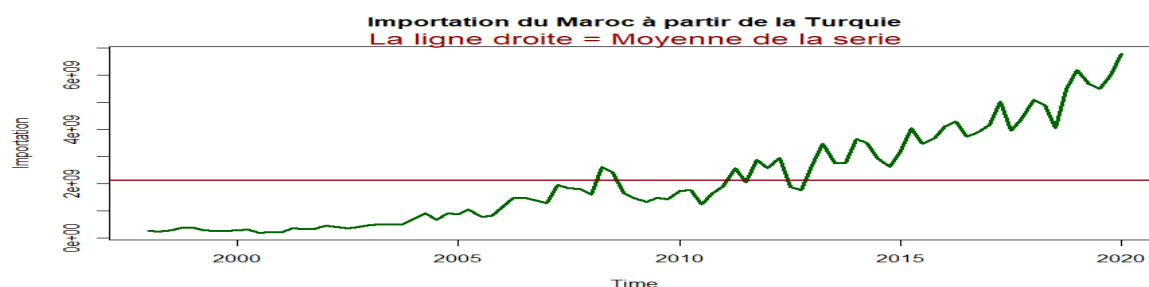
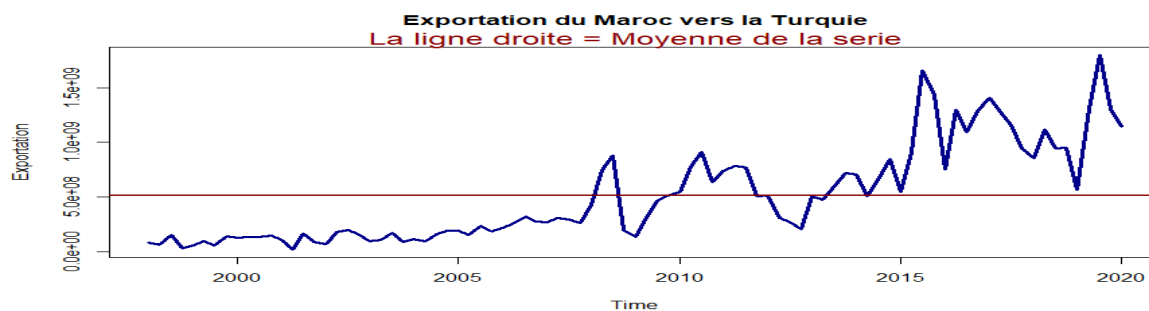
Office des changes, (2019). *Commerce extérieur, rapport annuel*,

NBER Working Paper, *Real Exchange Rate in the Developing Countries. Concept and measurement*,

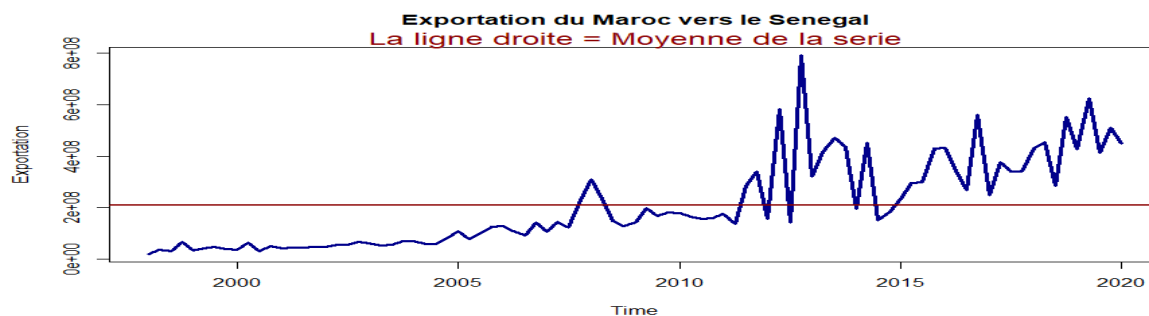
National Bureau of Economic Research n°2950, Cambridge, Massachussetts.

Annexes

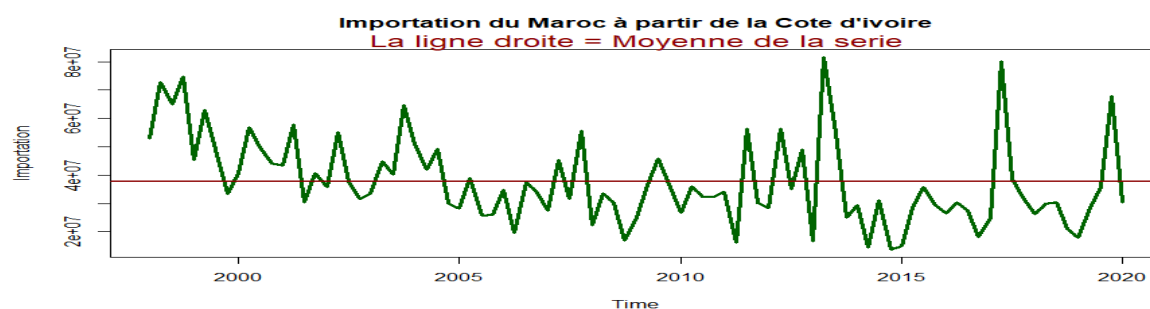
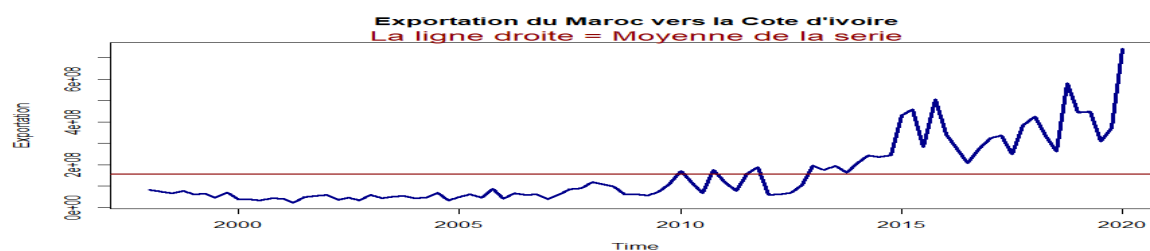
Annexes A : Les graphiques des variables (exportations et importations, taux de change) concernant les 4 pays



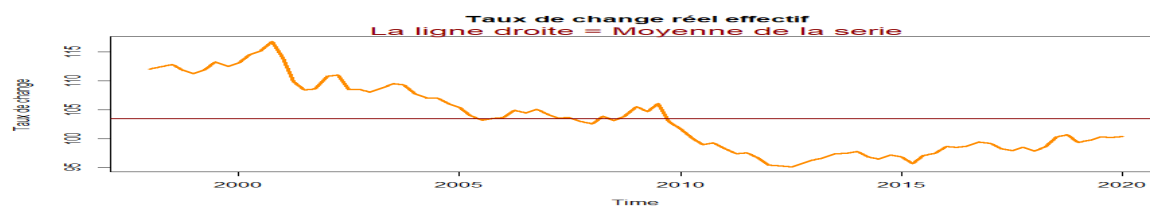
❖ Cas du Sénégal :



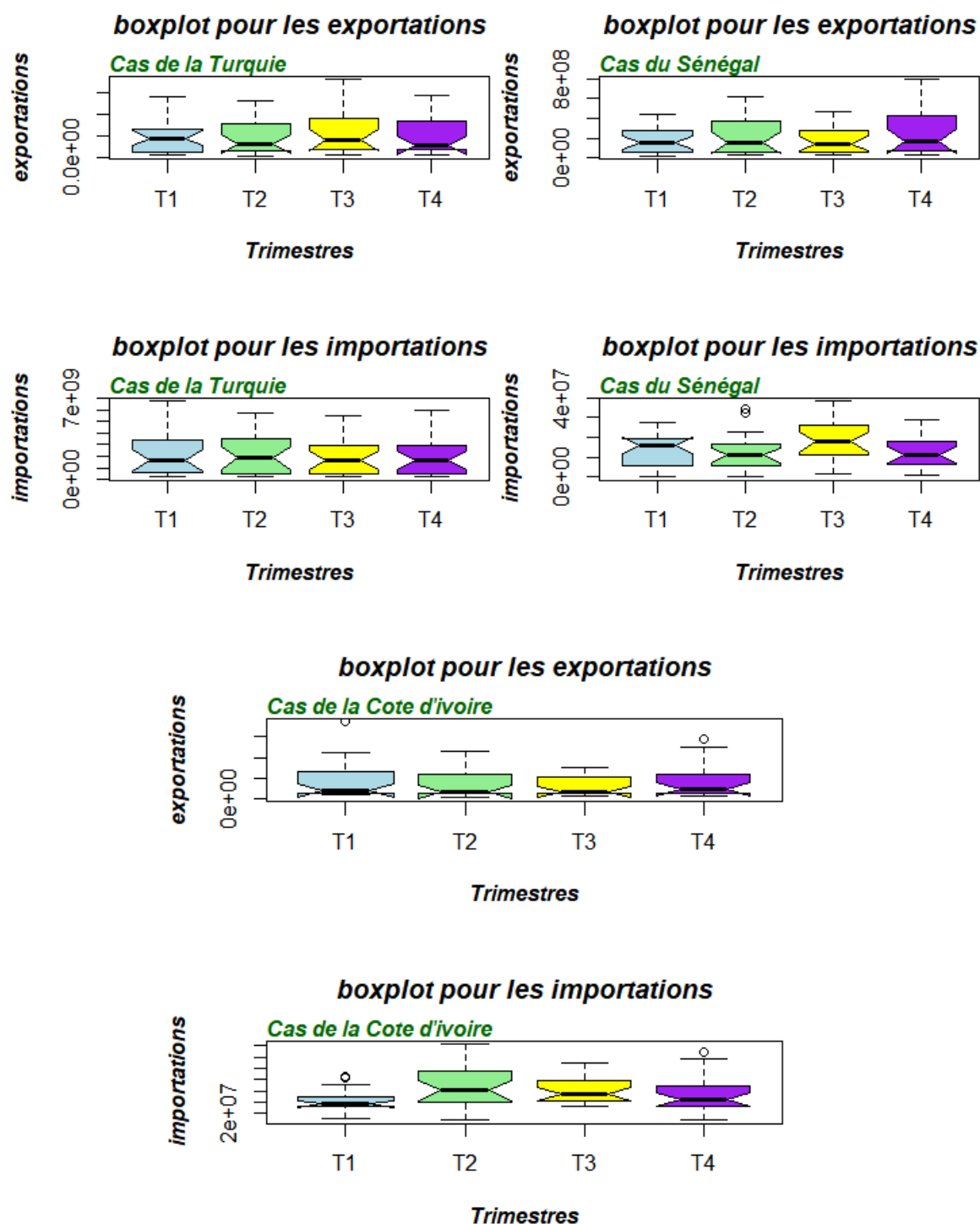
❖ Cas de la cote d'ivoire :

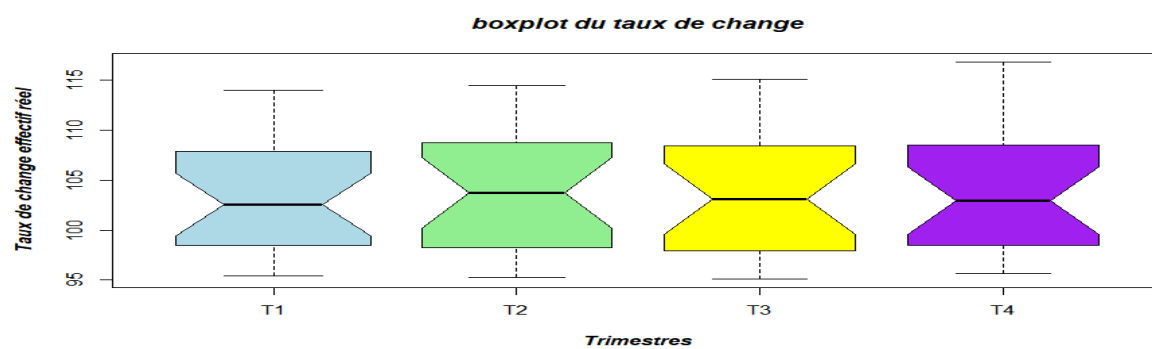


Graphique du taux de change :



Annexe B : Boxplot des variables (importations et exportations) concernant tous les quatre pays.



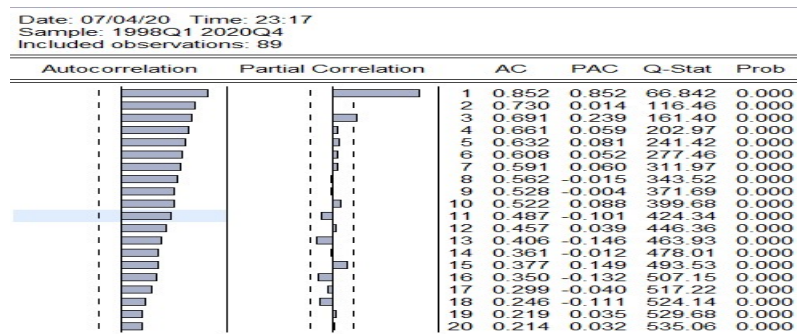


Annexe C: Examen de stationnarité des variables

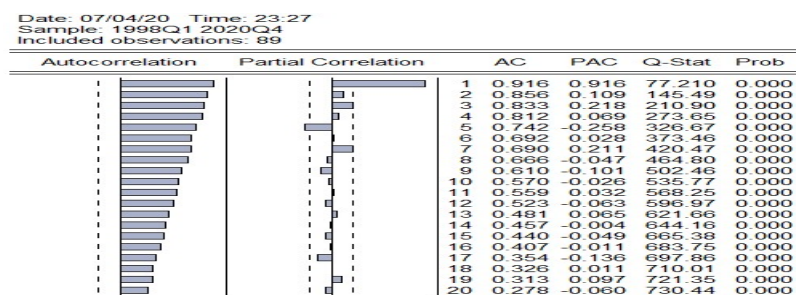
Annexe C.1 : les corrélogrammes des variables

❖ Cas de la Turquie :

• Corrélogramme des exportations :

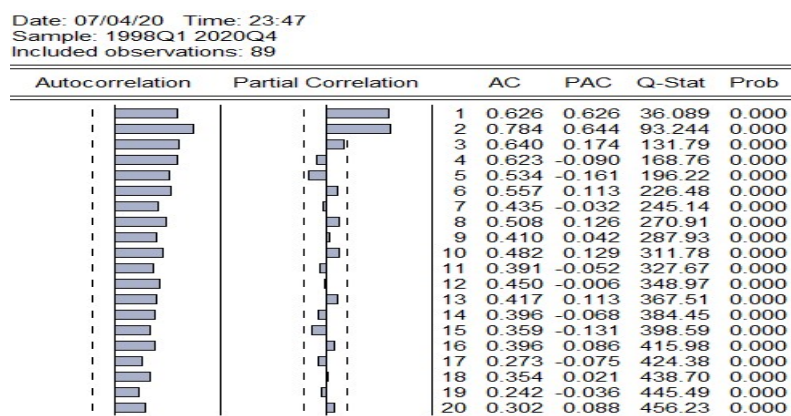


• Corrélogramme des importations











































❖ Cas de la Cote d'Ivoire :

• Corrélogramme des exportations :



- **Corrélogramme des importations**

Date: 07/04/20 Time: 23:48
Sample: 1998Q1 2020Q4
Included observations: 89

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.468	0.468	20.130	0.000
		2 0.511	0.374	44.428	0.000
		3 0.465	0.209	64.787	0.000
		4 0.555	0.307	94.083	0.000
		5 0.338	-0.108	105.12	0.000
		6 0.367	-0.027	118.29	0.000
		7 0.313	-0.030	127.98	0.000
		8 0.322	0.003	138.37	0.000
		9 0.199	-0.060	142.39	0.000
		10 0.270	0.073	149.86	0.000
		11 0.161	-0.066	152.55	0.000
		12 0.148	-0.065	154.85	0.000
		13 0.041	-0.123	155.02	0.000
		14 0.010	-0.175	155.03	0.000
		15 -0.023	-0.028	155.09	0.000
		16 0.016	0.101	155.12	0.000
		17 -0.051	0.059	155.41	0.000
		18 -0.137	-0.121	157.54	0.000
		19 -0.066	0.055	158.04	0.000
		20 0.012	0.159	158.06	0.000

Annexe C.2 : Test de stationnarité des variables

- ❖ **Cas de la Turquie :**

- **Concernant la variable « exportations »**

Null Hypothesis: EXPORTATION has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=8)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.158687	0.0003
Test critical values:		
1% level	-4.065702	
5% level	-3.461686	
10% level	-3.157121	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(EXPORTATION)
Method: Least Squares
Date: 07/05/20 Time: 22:19
Sample (adjusted): 1998Q2 2020Q1
Included observations: 88 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
EXPORTATION(-1)	-0.472372	0.091568	-5.158687	0.0000
C	-56536097	44036908	-1.283834	0.2027
@TREND("1998Q1")	6922203.	1550817.	4.463585	0.0000
R-squared	0.238673	Mean dependent var		12058018
Adjusted R-squared	0.220759	S.D. dependent var		2.23E+08
S.E. of regression	1.97E+08	Akaike info criterion		41.06976
Sum squared resid	3.30E+18	Schwarz criterion		41.15422

- **Concernant la variable « importations »**

- 1) **Étape 1 du test : Estimation du modèle 3**

Null Hypothesis: IMPORTATION has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 4 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.052796	0.9302
Test critical values:		
1% level	-4.071006	
5% level	-3.464198	
10% level	-3.158586	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(IMPORTATION)
Method: Least Squares
Date: 07/06/20 Time: 10:38
Sample (adjusted): 1999Q2 2020Q1
Included observations: 84 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IMPORTATION(-1)	-0.100346	0.095314	-1.052796	0.2957
D(IMPORTATION(-1))	-0.326206	0.140623	-2.319712	0.0230
D(IMPORTATION(-2))	-0.418445	0.134875	-3.102460	0.0027
D(IMPORTATION(-3))	-0.267697	0.126007	-2.124462	0.0368
D(IMPORTATION(-4))	0.283164	0.117458	2.410770	0.0183
C	-1.18E+08	1.12E+08	-1.054747	0.2948
@TREND("1998Q1")	9791011.	5924200.	1.652714	0.1026

2) Étape 2 : Estimation du modèle 2 :

Null Hypothesis: IMPORTATION has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 3 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	2.765218	1.0000
Test critical values:		
1% level	-3.509281	
5% level	-2.895924	
10% level	-2.585172	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(IMPORTATION)
Method: Least Squares
Date: 07/06/20 Time: 10:52
Sample (adjusted): 1999Q1 2020Q1
Included observations: 85 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IMPORTATION(-1)	0.072379	0.026175	2.765218	0.0071
D(IMPORTATION(-1))	-0.569771	0.107856	-5.282717	0.0000
D(IMPORTATION(-2))	-0.676439	0.097587	-6.931625	0.0000
D(IMPORTATION(-3))	-0.464861	0.104783	-4.436398	0.0000
C	30315866	65225181	0.464788	0.6433

3) Étape 3 : estimation du modèle 1

Null Hypothesis: IMPORTATION has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 4 (Automatic - based on SIC, maxlag=8)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	3.140794	0.9995
Test critical values:		
1% level	-2.592782	
5% level	-1.944713	
10% level	-1.614233	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(IMPORTATION)
Method: Least Squares
Date: 07/06/20 Time: 11:16
Sample (adjusted): 1999Q2 2020Q1
Included observations: 84 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IMPORTATION(-1)	0.060645	0.019309	3.140794	0.0024
D(IMPORTATION(-1))	-0.455249	0.119596	-3.806546	0.0003
D(IMPORTATION(-2))	-0.517459	0.122590	-4.221037	0.0001
D(IMPORTATION(-3))	-0.329655	0.121385	-2.715791	0.0081
D(IMPORTATION(-4))	0.244672	0.115982	2.109562	0.0381

❖ Cas du Sénégal :

- Concernant la variable « exportations »

1) Étape du test : Estimation du modèle 3

Null Hypothesis: EXPORTATION has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.152944	0.0078
Test critical values:		
1% level	-4.066981	
5% level	-3.452292	
10% level	-3.157475	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(EXPORTATION)
Method: Least Squares
Date: 07/06/20 Time: 12:47
Sample (adjusted): 1998Q3 2020Q1
Included observations: 87 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
EXPORTATION(-1)	-0.598574	0.144132	-4.152944	0.0001
D(EXPORTATION(-1))	-0.457834	0.097386	-4.701238	0.0000
C	-19385989	20201716	-0.959621	0.3400
@TREND("1998Q1")	3370907.	868829.5	3.879825	0.0002

• Concernant la variable « importations »

1) Étape1 du test : Estimation du modèle 3 :

Null Hypothesis: IMPORTATION has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 3 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.814530	0.6891
Test critical values:		
1% level	-4.069631	
5% level	-3.463547	
10% level	-3.158207	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(IMPORTATION)
Method: Least Squares
Date: 07/06/20 Time: 13:09
Sample (adjusted): 1999Q1 2020Q1
Included observations: 85 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IMPORTATION(-1)	-0.245401	0.135242	-1.814530	0.0734
D(IMPORTATION(-1))	-0.696586	0.142986	-4.871703	0.0000
D(IMPORTATION(-2))	-0.525996	0.137590	-3.822931	0.0003
D(IMPORTATION(-3))	-0.376673	0.105133	-3.582809	0.0006
C	2072996.	1776782.	1.166714	0.2468
@TREND("1998Q1")	48895.58	39614.26	1.234293	0.2208

2) Étape2 du test : Estimation du modèle 2 :

Null Hypothesis: IMPORTATION has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 3 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.331255	0.6118
Test critical values:		
1% level	-3.509281	
5% level	-2.895924	
10% level	-2.585172	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(IMPORTATION)
Method: Least Squares
Date: 07/06/20 Time: 13:23
Sample (adjusted): 1999Q1 2020Q1
Included observations: 85 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IMPORTATION(-1)	-0.140560	0.105584	-1.331255	0.1869
D(IMPORTATION(-1))	-0.775277	0.128404	-6.037789	0.0000
D(IMPORTATION(-2))	-0.577189	0.131618	-4.385329	0.0000
D(IMPORTATION(-3))	-0.400886	0.103624	-3.868651	0.0002
C	2846420.	1668052.	1.706434	0.0918

3) étape 3 du test : Estimation du modèle 1 :

Null Hypothesis: IMPORTATION has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 3 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	0.403146	0.7977
Test critical values:		
1% level	-2.592452	
5% level	-1.944666	
10% level	-1.614261	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(IMPORTATION)
Method: Least Squares
Date: 07/06/20 Time: 13:29
Sample (adjusted): 1999Q1 2020Q1
Included observations: 85 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IMPORTATION(-1)	0.019686	0.048832	0.403146	0.6879
D(IMPORTATION(-1))	-0.892897	0.109607	-8.146332	0.0000
D(IMPORTATION(-2))	-0.652128	0.125532	-5.194929	0.0000
D(IMPORTATION(-3))	-0.436627	0.102676	-4.252458	0.0001

❖ **Cas de la cote d'ivoire :**

• **Concernant la variable « exportations »**

1) **Étape 1 du test : Estimation du modèle 3 :**

Null Hypothesis: EXPORTATION has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)				
		t-Statistic	Prob.*	
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3.807659	0.0206	
Test critical values:	1% level	-4.065702		
	5% level	-3.461686		
	10% level	-3.157121		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(EXPORTATION)				
Method: Least Squares				
Date: 07/06/20 Time: 14:14				
Sample (adjusted): 1998Q2 2020Q1				
Included observations: 88 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
EXPORTATION(-1)	-0.389047	0.102175	-3.807659	0.0003
C	-25929059	16497236	-1.571721	0.1197
@TREND("1998Q1")	2055810.	535086.4	3.842014	0.0002

• **Concernant la variable « importations »**

2) **Étape 1 du test : Estimation du modèle 3 :**

Null Hypothesis: IIMPORTATION has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)				
		t-Statistic	Prob.*	
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-8.046115	0.0000	
Test critical values:		1% level	-4.065702	
		5% level	-3.461686	
		10% level	-3.157121	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(IIMPORTATION)				
Method: Least Squares				
Date: 07/06/20 Time: 14:36				
Sample (adjusted): 1998Q2 2020Q1				
Included observations: 88 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IIMPORTATION(-1)	-0.864131	0.107397	-8.046115	0.0000
C	-41077656	5990446.	6.857195	0.0000
@TREND("1998Q1")	-193166.9	64007.88	-3.017862	0.0034

3) **Étape 2 du test : Estimation du modèle 2 :**

Null Hypothesis: IMPORTATION has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)				
			t-Statistic	Prob. *
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-7.130890	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.506484		
	5% level	-2.894716		
	10% level	-2.584529		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(IMPORTATION)				
Method: Least Squares				
Date: 07/06/20 Time: 14:57				
Sample (adjusted): 1998Q2 - 2020Q1				
Included observations: 88 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IMPORTATION(-1)	-0.738692	0.103590	-7.130890	0.0000
C	27729567	4226229.	6.561303	0.0000

Test de stationnarité de la variable « taux de change effectif réel »

4) Étape 1 du test : Estimation du modèle 3 :

Null Hypothesis: T_E_R_IPC has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.246546	0.8941
Test critical values:		
1% level	-4.065702	
5% level	-3.461686	
10% level	-3.157121	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(T_E_R_IPC)
Method: Least Squares
Date: 07/06/20 Time: 15:10
Sample (adjusted): 1998Q2 2020Q1
Included observations: 88 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
T_E_R_IPC(-1)	-0.054176	0.043461	-1.246546	0.2160
C	5.769083	4.895856	1.178360	0.2419
@TREND("1998Q1")	-0.006684	0.009980	-0.669658	0.5049

Étape 2 du test : Estimation du modèle 2 :

Null Hypothesis: T_E_R_IPC has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=8)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.426031	0.5661
Test critical values:		
1% level	-3.506484	
5% level	-2.894716	
10% level	-2.584529	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(T_E_R_IPC)
Method: Least Squares
Date: 07/06/20 Time: 15:20
Sample (adjusted): 1998Q2 2020Q1
Included observations: 88 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
T_E_R_IPC(-1)	-0.028307	0.019850	-1.426031	0.1575
C	2.795864	2.056529	1.359506	0.1775

1) Étape 3 du test : Estimation du modèle 1 :

Null Hypothesis: T_E_R_IPC has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=8)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.213911	0.2046
Test critical values:		
1% level	-2.591505	
5% level	-1.944530	
10% level	-1.614341	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(T_E_R_IPC)
Method: Least Squares
Date: 07/06/20 Time: 15:25
Sample (adjusted): 1998Q2 2020Q1
Included observations: 88 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
T_E_R_IPC(-1)	-0.001363	0.001123	-1.213911	0.2281