



Analyse de la non stationnarité d'une série chronologique par les tests de racine unitaire : application au produit intérieur brut de l'Algérie durant la période 1962-2019

Analysis of the non-stationarity of a time series by unit root tests: application to the gross domestic product (GDP) of Algeria during the period 1962-2019

Setti Hamid *1, Metnaoui M'hamed², Hacine Yahia³

¹ Université Ibn-Khaldoun, Tiaret (Algérie), hamid.setti@univ-tiaret.dz

² Université Hassiba Ben Bouali Chlef (Algérie), M.METNAOUI@univ-chlef.dz

³ Université Ibn-Khaldoun, Tiaret (Algérie), hacine.yahia@univ-tiaret.dz

Reçue (date) : 13/09/2021

modifié (date) : 29/12/2021

Accepté (date) : 03/06/2022

Résumé: L'objectif principal de ce travail est l'étude du phénomène de la non stationnarité qui se présente dans de nombreuses séries chronologiques en macro-économie (produit intérieur brut, consommation, inflation, exportations, importations ...etc). Et comme l'hypothèse de stationnarité est une condition nécessaire à l'étude de toute série temporelle, nous avons essayé de présenter à travers ce travail et avec une façon approfondie une typologie et une analyse du phénomène de la non stationnarité ainsi qu'une synthèse de quelques différents tests formels pour la détection et l'extraction de ce phénomène éventuelle d'une série chronologique. Ces tests ont été appliqués sur la série du produit intérieur brut de l'Algérie durant la période 1962-2019. L'étude n'a pas pu rejeter l'hypothèse nulle de la non stationnarité et de la racine unitaire, elle a abouti que cette série est issue d'un processus non stationnaire, et intégrée du premier ordre $I(1)$. C'est donc bien un processus DS sans dérive que l'on peut présenter par une pure marche aléatoire: $PIB_DZA_1962_2019_t = PIB_DZA_1962_2019_{t-1} + \mu_t$

Mots clés: non stationnarité, racine unitaire, séries temporelles, stationnarité, processus DS, processus TS

Abstract: This study was aimed as main to treat the phenomenon of non-stationarity which occurs in many chronological series in macroeconomics (gross domestic product, consumption, inflation, exports, imports, etc.). In addition, since the stationarity hypothesis is a necessary condition for the study of any time series, we have presented through this work and in an in-depth manner a typology and an analysis of the phenomenon of non-stationarity as well as a synthesis of some various formal tests for the detection and extraction of this possible phenomenon from a time series. These tests were applied to the series of the gross domestic product (GDP) of Algeria during the period 1962-2019. The study could not reject the null hypothesis of non-stationarity and unit root, it concluded that this series being the result of a non-stationary process, and integrated of the first order. It is therefore indeed a DS process without drift that can be presented by a pure random walk: $PIB_DZA_1962_2019_t = PIB_DZA_1962_2019_{t-1} + \mu_t$

Keywords: non stationarity, unit root, time series, stationarity, DS process, TS process

Code JEL Classification : C32, C41

* Auteur correspondant

Introduction:

De nombreuses séries chronologiques en macro-économie (produit intérieur brut, consommation, inflation, exportations, importations,...etc) affichent une tendance à croître dans le temps, donc elles ne satisfont plus le phénomène de stationnarité, en plus la plupart des études empiriques des séries chronologiques révèlent qu'une grande partie de ces séries sont non stationnaire. Cette constatation a donné naissance, il y a plusieurs années, à une littérature volumineuse et très importante sur l'étude du phénomène de la non stationnarité. La présence de ce phénomène dans une série temporelle est une condition nécessaire à toute étude économétrique de cette série, car l'absence de cette propriété ou caractère nous amène à des résultats économétriques fallacieuses, c'est pour cela nous devons transformer les séries pour les rendre stationnaires avant de les utiliser dans les régressions et les études statistiques et économétriques. Donc il est devenu nécessaire de savoir et connaître d'une façon approfondie le phénomène de la non stationnarité ainsi que les différents tests formels pour la détection et l'extraction de ce phénomène éventuelle d'une série chronologique. La question principale qui se pose et qui forme la problématique de ce travail est la suivante :

Quels sont les principaux tests de la non stationnarité et Comment les utiliser pour détecter et vérifier la présence du phénomène de stationnarité ou non?

La réponse sur cette question est l'objectif de ce travail. Ce dernier sera subdivisé en quatre parties ou sections. A travers la première, nous avons présenté des généralités sur la non stationnarité. Dans la seconde section de ce travail nous avons essayé de présenter une synthèse des principaux tests de la racine unitaire et les plus utilisés dans les travaux empiriques. Dans la troisième section nous avons appliqué ces tests sur la série des données du produit intérieur brut de l'Algérie durant la période 1962-2019, pour vérifier la non stationnarité du processus générateur de données et connaître la nature de cette non stationnarité pour adopter la méthode de stationnarisation appropriée, ce qui nous amène à tirer quelques remarques et conclusions à travers la quatrième et dernière section de ce travail.

1. Généralités sur la non stationnarité

Les études empiriques économétriques et statistiques des séries chronologiques révèlent que la plupart des séries économiques sont non stationnaire, c'est-à-dire le processus qui les décrit ne vérifie plus les conditions de la définition d'un processus stationnaire du second ordre. (Gourieroux & Monfort, 1990) De plus la théorie standard de l'inférence statistique en économétrie classique repose sur l'hypothèse que les données utilisées sont non stationnaire. Il existe plusieurs définitions possibles de la stationnarité, mais une définition intuitive et simple est la suivante : une variable stationnaire a une moyenne constante et une variance constante à travers les observations. Dans le cas des séries chronologiques, il s'agit d'une moyenne et d'une variance constantes à travers le temps. Egalement, il faut que la dépendance entre deux observations soit reliée à leurs positions relatives dans la série et non à leurs positions absolues. (Patrik, 2010) Cela se traduit par les conditions suivantes:

1. $E(Y_t) = \mu$ indépendant du temps
2. $Var(Y_t) = \gamma(0) = \sigma^2$ indépendant du temps
3. $Cov(Y_t, Y_{t-k}) = \gamma(k)$ ne dépendant plus du temps

Ceci nous conduit à définir deux types de non stationnarité selon que c'est plutôt la condition portant sur le moment d'ordre 1 qui n'est pas vérifiée (non stationnarité déterministe) ou les conditions portant sur les moments du second ordre qui ne sont pas vérifiées (non stationnarité stochastique). (Lardic & Mignon, 2002)

1.1 Non stationnarité déterministe

On dit que le processus Y_t est caractérisé par une non stationnarité déterministe, ou encore que le processus Y_t est de type TS (Trend stationary) s'il peut s'écrire sous la forme suivante:

$$Y_t = f(t) + Z_t$$

Tel que :

- $f(t)$: est une fonction qui dépend du temps.
- Z_t : est un processus stationnaire.

1.2 Non stationnarité stochastique

On dit que le processus Y_t est caractérisé par une non stationnarité stochastique, ou encore que le processus Y_t est de type DS (Difference stationary) si le processus différencié une fois $(1-L)Y_t$ est stationnaire. On parle aussi de processus intégré d'ordre 1, on note $Y_t - I(1)$:

$$(1-L)Y_t = Z_t, \text{ Stationnaire} \Rightarrow Y_t = Y_{t-1} + Z_t$$

2. Les tests de la non stationnarité

Il existe plusieurs tests relatifs à la détection de la non stationnarité. Nous aborderons les plus utilisés dans les travaux empiriques, à savoir les tests présentés par Dickey et Fuller, soit sous la forme simple ou sous la forme augmentée, ces deux tests représentent le premier fruit des recherches sur les tests de la non stationnarité. Additivement aux tests cités au-dessus on trouve le test de Phillips et Perron.

2.1. Le test de Dickey-Fuller simple et sa stratégie d'application (Bourbonnais, 2018)

En 1979 Dickey et Fuller ont présenté un test de la non stationnarité (de racine unitaire) noté **DF** qui est largement utilisé et répandu est le test de racine unitaire. Ce test est fondé sur l'estimation de trois modèles, chacun représentant un processus AR d'ordre 1 mais avec des formes différentes de la tendance déterministe (nulle, constante ou linéaire), ces modèles sont les suivants:

1. $\Delta Y_t = \phi Y_{t-1} + \mu_t \dots\dots\dots(01)$
2. $\Delta Y_t = \phi Y_{t-1} + c + \mu_t \dots\dots\dots(02)$
3. $\Delta Y_t = \phi Y_{t-1} + c + \beta t + \mu_t \dots\dots\dots(03)$

Ce test adopte comme hypothèse nulle la présence de racine unitaire, soit la non stationnarité stochastique. Le test consiste à tester l'hypothèse nulle $H_0 : \phi = 0$ (présence de racine unitaire, non stationnarité) contre l'hypothèse alternative $H_1 : \phi < 0$ (absence de racine unitaire, stationnarité).

$H_0 : \phi = 0$ Présence de racine unitaire, non stationnarité

$H_1 : \phi < 0$ Absence de racine unitaire, stationnarité

Le principe général de la stratégie de ce test est le suivant :

Première phase: On commence par tester la racine unitaire à partir du modèle le plus général, à savoir le troisième modèle incluant une constante et une tendance. On teste alors la présence d'une racine unitaire dans le processus en testant la nullité du paramètre ϕ de la variable endogène retardée, à l'aide d'une statistique de Student t_{ϕ} , on compare la réalisation de cette statistique avec la valeur critique VC^3 tabulés par Dickey & Fuller ou McKinnon. Dans la mesure où les valeurs critiques sont négatives, La règle de décision est la suivante:

- Si la valeur calculée de la t-statistique associée à ϕ c-à-d. t_{ϕ} est supérieure à la valeur critique VC^3 on accepte l'hypothèse nulle H_0 de non stationnarité et on rejette l'hypothèse alternative H_1 de stationnarité.
- Si la valeur calculée de la t-statistique associée à ϕ c-à-d. t_{ϕ} est inférieure à la valeur critique VC^3 on rejette l'hypothèse nulle H_0 de non stationnarité et on accepte l'hypothèse alternative H_1 de stationnarité

On passe à vérifier par un test approprié que le modèle 3 retenu est le bon modèle c-à-d. on cherche à vérifier que si la spécification du modèle 3 était une spécification compatible avec les données. La vérification que le modèle 3 est le modèle approprié se passe comme suit :

1. Cas où $H_0 : \phi = 0$ est rejetée: rejeter l'hypothèse de racine unitaire

Dans ce cas on teste la nullité du coefficient β de la tendance par un simple test de student c-a-d. tester l'hypothèse nulle $H_0^2 : \beta = 0$ (l'absence de la tendance) contre l'hypothèse alternative $H_1^2 : \beta \neq 0$ (la présence de la tendance).

- Si l'on accepte l'hypothèse nulle H_0^2 , cela signifie que la présence de la tendance est rejeter, donc le modèle 3 n'est pas le modèle approprié pour tester la présence de la racine unitaire. C'est pour cela on doit refaire le test de la racine unitaire à partir du modèle 2 qui contient qu'une constante, c-à-d. aller à la deuxième phase
- Si l'on rejette l'hypothèse nulle H_0^2 , cela signifie que le modèle 3 est le bon modèle pour tester la racine unitaire, puisque la présence de la tendance n'est pas rejeter. Dans ce cas on conclut que la racine unitaire est rejetée, la série est de type TS, du fait de la présence de la tendance.

2. Cas où $H_0 : \phi = 0$ est acceptée: accepter l'hypothèse de racine unitaire

Dans ce cas on teste ainsi la nullité de la tendance, conditionnellement à la présence de racine unitaire, par un test de Fisher de l'hypothèse jointe $\phi = 0$ et $\beta = 0$, c-a-d. tester l'hypothèse nulle $H_0^3 : (c, \beta, \phi) = (c; 0, 0)$ contre l'hypothèse alternative H_1^3 . la statistique de test notée F_{Cal}^3 se calcule suivant la relation suivante:

$$F_{Cal}^3 = \frac{(SCR_{3,c} - SCR_3) / 2}{SCR_3 / (T - 3)}$$

Tel que:

- SCR_3 : représente la somme carré des résidus du modèle 3 non contraint, c-à-d. le modèle $\Delta Y_t = \phi Y_{t-1} + c + \beta t + \mu_t$
- $SCR_{3,c}$: représente la somme carré des résidus du modèle 3 contraint sous H_0^3 , c-à-d. le modèle $\Delta Y_t = c + \mu_t$
- ❖ Si $F_{Cal}^3 \leq F_{Tab}^{\alpha\%}$ on accepte l'hypothèse nulle H_0^3 , le coefficient β de la tendance est nul, donc le modèle 3 n'est pas le bon pour tester la présence de la racine unitaire. C'est pour cela on doit effectuer à nouveau le test de la racine unitaire à partir du modèle 2 c-à-d. aller à la deuxième phase
- ❖ Si $F_{Cal}^3 > F_{Tab}^{\alpha\%}$ on rejette l'hypothèse nulle H_0^3 , le coefficient de la tendance n'est pas nul, cela signifie que le modèle 3 est le modèle approprié pour tester la racine unitaire, et la série est intégrée d'ordre 1.

Remarque:

Uniquement lorsque le coefficient β de la tendance est nul, on passe à la deuxième phase et refaire à nouveau le test de non stationnarité à partir du modèle 2 qui comporte uniquement une constante.

Deuxième phase (étape): On teste présence de la racine unitaire (la non stationnarité) dans le processus à partir du modèle 2 incluant uniquement une constante. On teste alors la nullité du paramètre ϕ à l'aide d'une statistique de Student t_ϕ , on compare la réalisation de cette statistique avec la valeur critique VC^2 tabulés par Dickey & Fuller ou McKinnon. La règle de décision est la suivante:

- Si la valeur calculée de la t-statistique associée à ϕ c-à-d. $t_{\hat{\phi}}$ est supérieure à la valeur critique VC^2 on accepte l'hypothèse nulle H_0 de non stationnarité et on rejette l'hypothèse alternative H_1 de stationnarité.
- Si la valeur calculée de la t-statistique associée à ϕ c-à-d. $t_{\hat{\phi}}$ est inférieure à la valeur critique VC^2 on rejette l'hypothèse nulle H_0 de non stationnarité et on accepte l'hypothèse alternative H_1 de stationnarité

On passe à vérifier par un test approprié que le modèle 2 retenu est le bon modèle c-à-d. on cherche à vérifier que si la spécification du modèle 2 était une spécification compatible avec les données. La vérification que le modèle 2 est le modèle approprié se passe comme suit :

1. Cas où $H_0 : \phi = 0$ est rejetée: rejeter l'hypothèse de racine unitaire.

Dans ce cas on teste la nullité de la constante c par un simple test de student c-à-d. tester l'hypothèse nulle $H_0^2 : c = 0$ contre l'hypothèse alternative $H_1^2 : c \neq 0$.

- Si l'on accepte l'hypothèse nulle H_0^2 , cela signifie que la présence de la constante est rejeter, donc le modèle 2 n'est pas le modèle approprié pour tester la présence de la racine unitaire. C'est pour cela on doit refaire le test de la racine unitaire à partir du modèle 1 qui ne contient ni constante ni tendance, c-à-d. aller à la troisième phase
- Si l'on rejette l'hypothèse nulle H_0^2 , cela signifie que le modèle 2 est le bon modèle et le modèle approprié pour tester la racine unitaire, puisque la présence de la constante n'est pas rejeter. Dans ce cas on conclut que la racine unitaire est rejetée, la série est stationnaire intégrée d'ordre zéro, $I(0)+c$.

2. Cas où $H_0 : \phi = 0$ est acceptée: accepter l'hypothèse de racine unitaire

Dans ce cas on teste ainsi la nullité de la constante c , conditionnellement à la présence de racine unitaire, par un test de Fisher de l'hypothèse jointe $\phi = 0$ et $c = 0$, c-à-d. tester l'hypothèse nulle $H_0^2 : (c; \phi) = (0, 0)$ contre l'hypothèse alternative H_1^2 . La statistique de test notée F_{Cal}^2 se calcule suivant la relation suivante:

$$F_{Cal}^2 = \frac{(SCR_{2,c} - SCR_2) / 2}{SCR_2 / (T - 2)}$$

Tel que:

- SCR_2 : représente la somme carré des résidus du modèle 2 non contraint, c-à-d. le modèle $\Delta Y_t = \phi Y_{t-1} + c + \mu_t$
- $SCR_{2,c}$: représente la somme carré des résidus du modèle 2 contraint sous H_0^2 , c-à-d. le modèle $\Delta Y_t = c + \mu_t$
- ❖ Si $F_{Cal}^2 \leq F_{Tab}^{\alpha\%}$ on accepte l'hypothèse nulle H_0^2 , la constante c est nul, donc le modèle 2 n'est pas le bon pour tester la présence de la racine unitaire. C'est pour cela on doit effectuer à nouveau le test de la racine unitaire à partir du modèle 1 c-à-d. aller à la troisième phase
- ❖ Si $F_{Cal}^2 > F_{Tab}^{\alpha\%}$ on rejette l'hypothèse nulle H_0^2 , la constante c n'est pas nul, cela signifie que le modèle 2 est le modèle approprié pour tester la racine unitaire, et la série est intégrée du premier ordre, $I(1)+c$

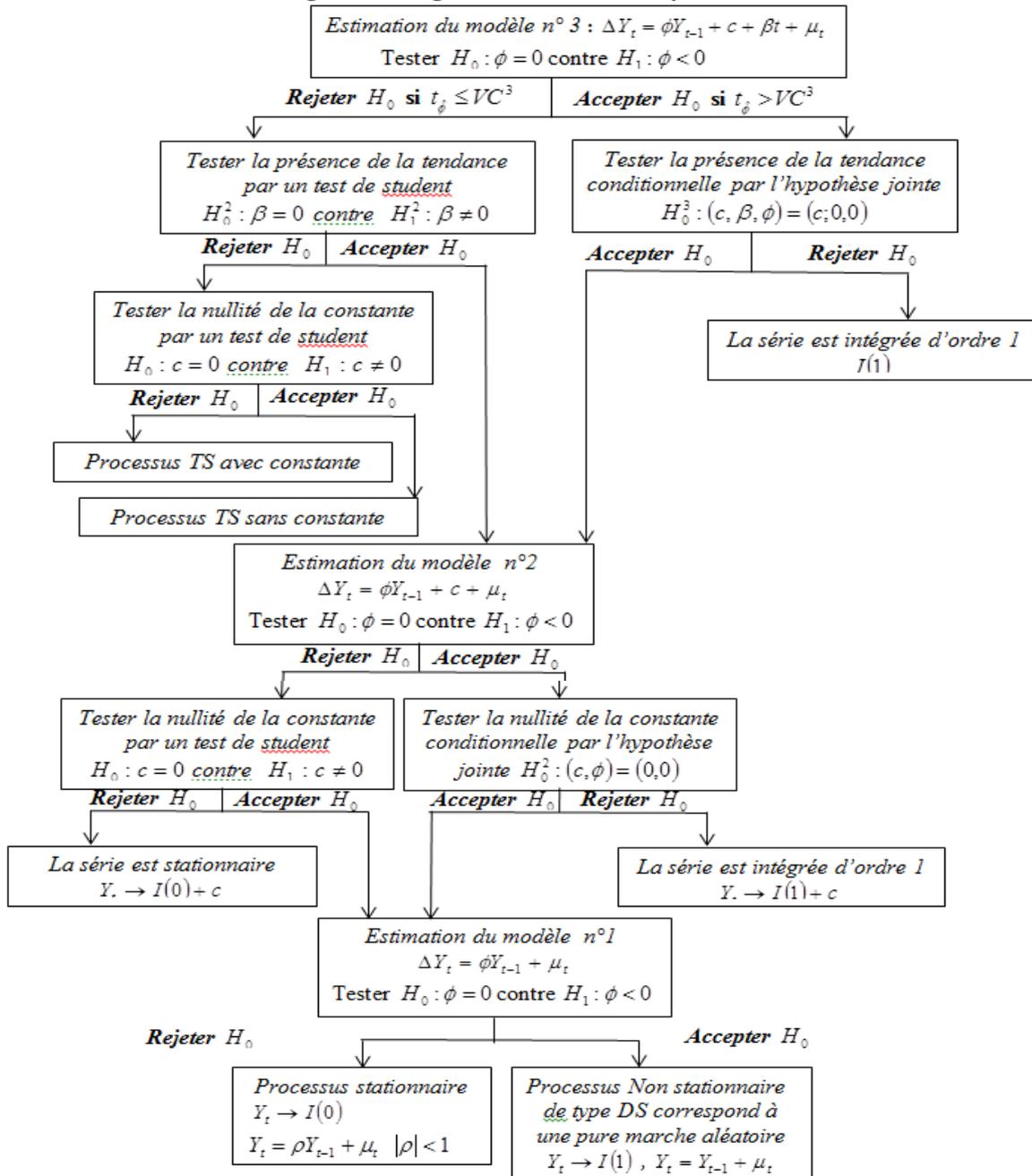
Troisième phase: On teste la non stationnarité (la présence de racine unitaire) à partir du modèle 1 sans tendance et sans constante. On teste alors la nullité du paramètre ϕ à l'aide d'une

statistique de Student t_{ϕ} , on compare la réalisation de cette statistique avec la valeur critique VC^1 tabulés par Dickey & Fuller ou McKinnon.

- Si la valeur calculée de la t-statistique associée à ϕ c-à-d. t_{ϕ} est supérieure à la valeur critique VC^1 on accepte l'hypothèse nulle H_0 de non stationnarité. Dans ce cas le processus est non stationnaire de type DS, la série est intégrée d'ordre 1 $Y_t \rightarrow I(1)$ qui correspond à une pure marche aléatoire $Y_t = Y_{t-1} + \mu_t$.
- Si la valeur calculée de la t-statistique associée à ϕ c-à-d. t_{ϕ} est inférieure à la valeur critique VC^1 on rejette l'hypothèse nulle H_0 . Dans ce cas le processus est stationnaire, la série est intégrée d'ordre 0, $Y_t \rightarrow I(0)$, $Y_t = \rho Y_{t-1} + \mu_t$ avec $|\rho| < 1$.

Le déroulement de la stratégie du test est reporté sur la figure suivante:

Fig.1. Stratégie de test de Deckey-Fuller



Source: (Rakotoarimana, 2010)

2.2 Le test de Deckey-Fuller augmenté et sa stratégie (Terraiza & Bourbonnais , 2016)

Il arrive parfois que les résidus ε_t du modèle de Dickey - Fuller soient autocorrélés, donc il est nécessaire de tenir compte de l'éventuelle autocorrélation de ces résidus lors de la construction des tests de racine unitaire. Parmi les approches qui prennent en considération cette éventuelle autocorrélation, on cite l'approche développée et proposer en 1988 par Pierre Perron et Peter Phillips et celle proposée par Dickey et Fuller en 1979 nommée test de Dickey - Fuller Augmenté noté **ADF**. Ce dernier permet de tester la stationnarité de la série prenant en compte l'autocorrélation des perturbations ε_t . Donc Le test de Dickey-Fuller Augmenté est une version améliorée du test de Dickey-Fuller simple, par l'introduction dans les modèles du test des valeurs retardées de la série destinées à corriger une éventuelle autocorrélation du terme d'erreur. Le test ADF est fondé sur l'estimation des trois modèles suivants:

$$\begin{aligned} 1. \quad \Delta Y_t &= \phi Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \rho_j \Delta Y_{t-j} + \mu_t \dots\dots\dots (04) \\ 2. \quad \Delta Y_t &= \phi Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \rho_j \Delta Y_{t-j} + c + \mu_t \dots\dots\dots (05) \\ 3. \quad \Delta Y_t &= \phi Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \rho_j \Delta Y_{t-j} + c + \beta t + \mu_t \dots\dots\dots (06) \end{aligned}$$

La stratégie du test de Dickey Fuller Augmenté est strictement identique à celle du test de Dickey Fuller Simple. On applique la stratégie séquentielle du test de Dickey Fuller Simple aux modèles (04), (05) et (06) en commençant par le modèle (06) bien sûr. L'application de ce test nécessite en première phase le choix du nombre de retard optimal.

- Le choix du nombre de retards optimal (Hurlin, 2001)

Le choix du nombre de retard optimal est très important lors de l'application du test de Dickey - Fuller Augmenté, car l'inclusion d'un nombre insuffisant de retards peut affecter le niveau du test, tandis que l'introduction d'un nombre trop-élevé de retards réduit le nombre de degrés de liberté et donc la puissance du test, c-à-d. qu'il y a une racine unitaires alors que notre processus est stationnaire. Pour déterminer le nombre optimal de retard noté P , nous procédons à la minimisation des deux critères d'informations, le critère d'Akaike et le critère de Schwarz.

2.3. Le test de Phillips-Perron (Bresson & Pirotte, 1995)

Pour prendre en compte et en considération l'éventuelle autocorrélation des résidus, en 1988 Pierre Perron et Peter Phillips ont développé et présenter un test robuste noté **PP**, qui prend en compte les erreurs auto-corrélées et hétéroscedastique à la fois. Ce test est basé sur une correction ou modification non paramétrique des statistiques de Dickey-Fuller pour prendre en compte l'auto-corrélation des résidus. La procédure du test de Phillips-Perron consiste à tester l'hypothèse de racine unitaire dans les trois modèles suivants:

$$\begin{aligned} 1. \quad \Delta Y_t &= \phi Y_{t-1} + c + \beta t + \mu_t \\ 2. \quad \Delta Y_t &= \phi Y_{t-1} + c + \mu_t \\ 3. \quad \Delta Y_t &= \phi Y_{t-1} + \mu_t \end{aligned}$$

Avant d'estimer les différents modèles avec le test **PP**, nous devons déterminer le paramètre de troncature, pour cela **Schwert** propose d'utiliser deux valeurs de l notées l_4 et l_{12} .

$$l_4 = l_{12} = \text{Int} \left[12 \times \left(\frac{T}{100} \right) \wedge \left(\frac{1}{4} \right) \right]$$

- T : représente le nombre d'observations totales.
- $\text{Int}[Y]$: désigne la partie entière de Y .

NEWET et WEST ont quant à eux proposé de choisir l tel que :

$$\text{Int} \left[4 \times \left(\frac{T}{100} \right) \wedge \left(\frac{2}{9} \right) \right]$$

Cependant on retient en général $l = T \wedge \left(\frac{1}{4}\right)$; on aurait donc $l = 3.49$.

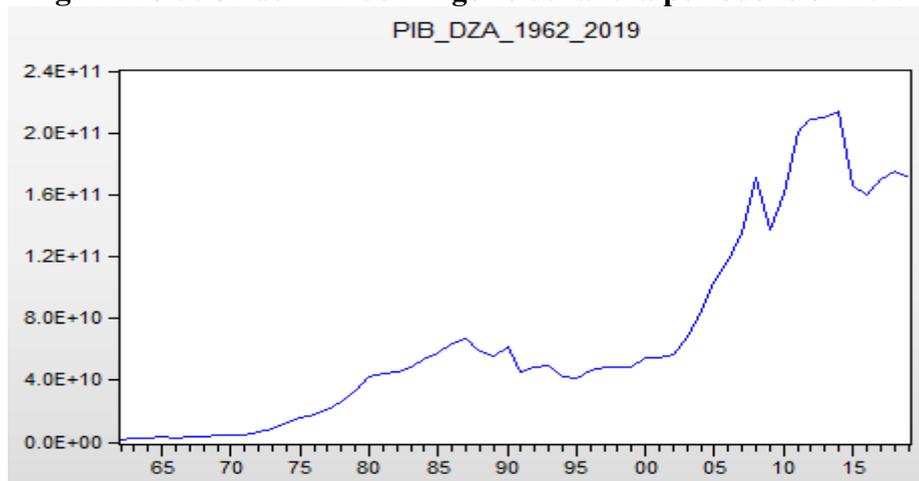
La statistique de test de Phillips-Perron noté PP est une statistique de student corrigée de la présence d'autocorrélation par la prise en compte et en considération d'une estimation de la variance à long terme de ε_t robuste à la présence d'autocorrélation et d'hétéroscédasticité. La distribution asymptotique de la statistique de student corrigée et la même que celle de DF

3. Application

3.1. Présentation de la série

Le produit intérieur brut (PIB) est l'indicateur le plus retenu pour évaluer la production de biens et services d'un pays pendant une année. Il illustre l'importance de l'activité économique d'un pays. Cependant, la valeur du PIB en dollars courants peut être trompeuse de plusieurs manières, en particulier lors de comparaisons entre deux ou plusieurs années. D'abord, parce qu'elle peut être gonflée à cause de l'inflation ou l'inverse à cause de la déflation. C'est pour cela que l'on a souvent recours au PIB en dollars constants. On doit aussi tenir compte de la population; il est alors utile d'examiner le même indicateur par habitant. Enfin, pour des comparaisons internationales plus adéquates on doit examiner la donnée formulée en PPA (parité pouvoir d'achat). Pour l'ensemble de la période d'étude 1962-2019, on enregistre une moyenne annuelle de 67 036 429 109,18. Le changement enregistré entre la première et la dernière année est de 6182 %. C'est en 2019 qu'on enregistre la valeur la plus élevée 171 091 289 782,24 et c'est en 1962 qu'on enregistre la valeur la plus basse 2001468867.73. La figure ci-dessous représente la courbe d'évolution du PIB en Algérie durant la période d'étude.

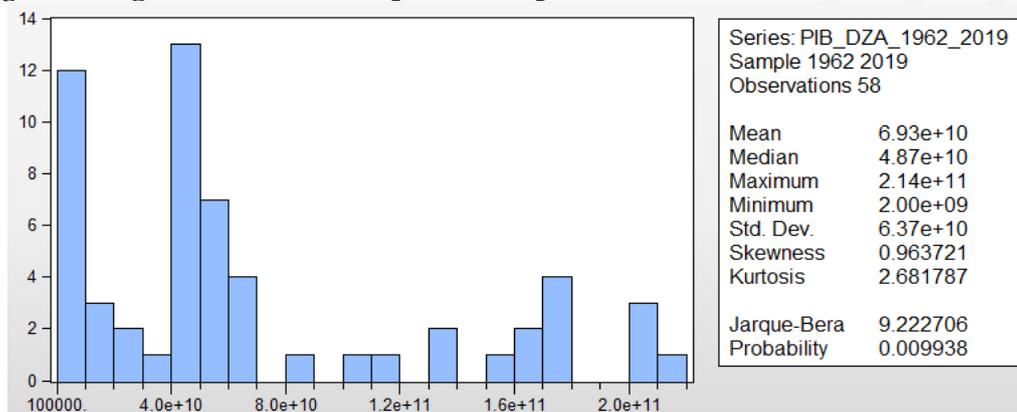
Fig.2. Evolution du PIB de l'Algérie durant la période 1962-2019



Source: sorties d'Eviews9

3.2 Etude de Statistiques descriptives

Fig.3. Histogramme et Statistiques descriptives de la série PIB_DZA_1962_2019



Source: sorties d'Eviews9

La figure 3 représente l'histogramme de la série *PIB_DZA_1962_2019*, cette dernière représente le produit intérieur brut de l'Algérie durant la période 2000-2019 qui représente la période d'étude. Eviews fournit de nombreux éléments afin d'étudier notre série. Nous pouvons tout d'abord observer que la valeur minimale de la série est de $2.00E+09$, la valeur maximale est de $2.14E+11$. On voit aussi de la moyenne de notre série est de $6.93E+10$ est proche de l'écart type que est de $6.37E+10$. Il existe d'autres informations que nous pouvons les interpréter, la normalité de la distribution des observations de la série ; en effet, nous savons très bien que pour une loi normale, le coefficient d'asymétrie noté Skewness doit être égale à zéro et le coefficient d'aplatissement noté Kurtosis doit être égale à trois. Ici dans notre cas on peut constater que la valeur prise par le coefficient d'asymétrie qui est égale à 0.963721 est un peu loin de la valeur zéro. Cependant la valeur du coefficient d'aplatissement est égale à 2.681787 ce qui est donc largement différent de la valeur trois. Cela laisse présager que la distribution des observations de la série du produit intérieur brut de l'Algérie durant la période d'étude 1962-2019 ne suivent plus une loi normale. Pour confirmer cette idée nous disposons de la statistique de J-B dont le test a pour vocation de synthétiser les tests de symétrie et d'apprentissage, et de sa probabilité associée. Sachant que la probabilité fournie notée *P-Value*, correspond à la probabilité de se tromper en rejetant l'hypothèse nulle (les données suivent la loi normale), dans notre cas la valeur la statistique de *Jacque Berra* égale à 0.009938 et qui est strictement inférieure à un seuil $\alpha = 5\% = 0.05$ donc on rejette l'hypothèse nulle de normalité de distribution des observations de notre série et on accepte l'hypothèse alternative.

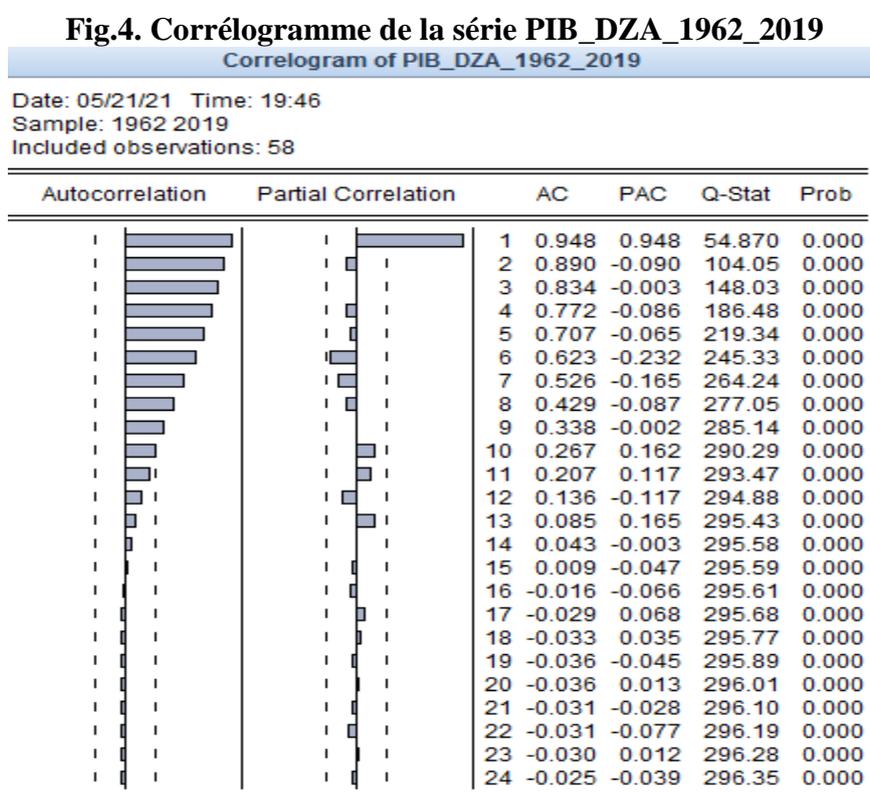
3.3. Analyse des fonctions d'autocorrélation simple et d'autocorrélation partielle

On va tester l'hypothèse nulle H_0 la série n'est pas stationnaire contre l'hypothèse alternative H_1 la série est stationnaire c-a-d.

$$H_0 : \rho_i = 0$$

$$H_1 : \rho_i \neq 0$$

Les résultats du test sont présentés par le corrélogramme figurant dans la figure 4 ci-dessous:



Source: sorties d'Eviews9

Le premier graphique représente les autocorrélations simples d'ordre $h = 1, \dots, 24$ et le deuxième les autocorrélations partielles d'ordre $h = 1, \dots, 24$. Toutefois, il convient de faire remarquer que l'analyse du corrélogramme de la série peut donner une première indication sur la nature de la série. Ici la fonction d'autocorrélation simple permet de mesurer le coefficient d'autocorrélation de la valeur du produit intérieur brut avec la valeur du produit intérieur brut de l'année précédente. Sur ce graphique nous pouvons observer une décroissance lente et progressive des autocorrélations ce qui caractérise bien un processus non stationnaire. Par ailleurs, nous pouvons nous appuyer sur les valeurs prises par la statistique *LJUNG-BOX* et la probabilité critique qui lui est associée. Nous remarquons que les probabilités critiques associées à cette statistique sont toujours nulles, cela signifie que l'on a 0% de chances de rejeter à tort l'hypothèse nulle de nullité des coefficients d'autocorrélations, donc sont inférieures au seuil de $\alpha = 5\%$ et par conséquent toutes les autocorrélations sont significativement différentes de zéro. Ce qui confirme encore une fois que notre série étudiée n'est pas stationnaire. En plus on n'a pas tous les coefficients d'autocorrélation simple et les coefficients d'autocorrélation partielle sont à l'intérieur de la zone ou l'intervalle de confiance délimitée par les pointillés, alors la série n'est pas stationnaire. Nous vérifions par la suite cette affirmation par l'application des tests de non stationnarité appropriés cités au-dessus.

3.4. Application des tests de non stationnarité.

Nous avons mis en évidence la non stationnarité de notre série étudiée *PIB_DZA_1962_2019* par l'étude et l'analyse du corrélogramme de la série. Maintenant nous allons utiliser les tests de DF (ou DFA) qui nous permet de détecter la non-stationnarité de processus et d'identifier la nature de cette non stationnarité (TS ou DS). Sachant que la différence entre DF et DFA reste dans le nombre de retards optimal (Lag Length) noté P retenus. Si ce nombre de retards P est égal à zéro, alors nous allons faire le test de Dickey Fuller simple. Si P est différent de zéro nous appliquons le test Dickey Fuller augmenté.

3.4.1. Choix du nombre (ordre) de retards optimal

Le choix du nombre de retard optimal est très important lors de l'application du test de Dickey - Fuller Augmenté, car l'inclusion d'un nombre insuffisant de retards peut affecter le niveau du test, tandis que l'introduction d'un nombre trop-élevé de retards réduit le nombre de degrés de liberté et donc la puissance du test, c-à-d. qu'il y a un racine unitaire alors que notre processus est stationnaire. Pour déterminer le nombre optimal de retard noté P , nous procédons à la minimisation des deux critères d'informations, le critère d'Akaike et le critère de Schwarz, pour ce faire avec EVIEWS, nous allons pratiquer le test de racine unitaire pour les trois modèles spécifiés par Dickey - Fuller et pour les différents retards allant de $P = 0$ à $P_{\max} = 5$.

Table n1. Choix du nombre optimal de Retards

	Modèle 1		Modèle 2		Modèle 3	
	AIC	SIC	AIC	SIC	AIC	SIC
$P=0$	49.37731	49.41316	49.41316	49.45006	49.35065	49.45818
$P=1$	49.42521	49.49755	49.42674	49.53524	49.39322	49.53789
$P=2$	49.47802	49.58751	49.47849	49.62448	49.44924	49.63172
$P=3$	49.48091	49.62824	49.48115	49.66531	49.42805	49.64904
$P=4$	49.53603	49.72191	49.53563	49.75868	49.48806	49.74829
$P=5$	49.58662	49.81176	49.58837	49.85103	49.54880	49.84899

Source: sorties d'EvIEWS9

D'après le tableau n1 ci-dessus relatif au choix du nombre optimal de retards, on remarque que le critère d'AKAIKE conduit à un retard optimal $P^* = 0$ pour l'ensemble des modèles 1,2 et 3, tandis que le critère de SCHWARZ lui aussi conduit à un retard optimal $P^* = 0$ pour les trois modèles. Dans ce cas où $P = 0$ est retenue. Comme le nombre optimal de retards noté P^* égal à zéro, il convient de procéder au test de DICKEY - FULLER simple noté DF.

3.4.2. Test de DICKEY FULLER Simple

3.4.2.1. Le test DF sur le modèle n°3 incluant une constante et une tendance

Suivant la stratégie du test DF, la première phase consiste à commencer par estimer le modèle numéro trois, nous rappelons que ce dernier se présente comme un modèle avec une constante et une tendance, $\Delta Y_t = \phi Y_{t-1} + c + \beta t + \mu_t$. On teste alors la présence d'une racine unitaire en testant l'hypothèse nulle $H_0 : \phi = 0$ (non stationnarité) contre l'hypothèse alternative $H_1 : \phi < 0$ (stationnarité). en se référant aux valeurs tabulées par DICKEY & FULLER. Dans la mesure où les valeurs critiques sont négatives, la règle de décision est la suivante :

- si la valeur calculée de la t-statistique associée à ϕ est inférieure à la valeur critique, on rejette l'hypothèse nulle de non stationnarité.
- si la valeur calculée de la t-statistique associée à ϕ est supérieure à la valeur critique, on accepte l'hypothèse nulle de non stationnarité.

Pour effectuer ce test sous le logiciel Eviews, on clique sur la série, puis sur l'onglet View, puis sur l'onglet Unit Root Test. Apparaît alors une boîte de dialogue dans lequel on choisit le type Augmented Dickey Fuller, le test au niveau (*in level*), on inclut une constante et une tendance (*Trend and Intercept*) et l'on choisit un nombre de termes en différences retardés (*Lagged Difference*) égal à zéro. Cette procédure nous donne la valeur des réalisations des estimateurs des MCO des différents paramètres (ϕ, c, β) du modèle 3 ainsi que les statistiques de Student associées aux tests de nullité de ces paramètres. Ce qui nous intéresse ici plus particulièrement c'est bien entendu la statistique de Student t_{ϕ} associée à la variable endogène retardée PIB_DZA_1962_2019(-1). Les résultats de l'affichage pour la série PIB_DZA_1962_2019 est reproduit sur la figure 5 ci-dessous.

**Fig.5. Test de racine unitaire ADF sur la série PIB_DZA_1962_2019
-Modèle: n°3-**

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on PIB_DZA_1962_2019				
Null Hypothesis: PIB_DZA_1962_2019 has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=0)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-1.767386	0.7074
Test critical values:				
	1% level		-4.127338	
	5% level		-3.490662	
	10% level		-3.173943	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(PIB_DZA_1962_2019)				
Method: Least Squares				
Date: 05/30/21 Time: 11:19				
Sample (adjusted): 1963 2019				
Included observations: 57 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PIB_DZA_1962_2019(-1)	-0.099622	0.056367	-1.767386	0.0828
C	-1.89E+09	3.70E+09	-0.509867	0.6122
@TREND("1962")	3.99E+08	2.13E+08	1.870958	0.0668

Source: sorties d'Eviews9

D'après les résultats figurant sur la figure 5, on remarque que la réalisation de la statistique de student $t_{\phi} = -1.767386$ (cette valeur est en outre reportée en haut de l'affichage (Augmented Dickey Fuller test Statistic)) est strictement supérieure à la valeur critique qui est

égale à -3.490662 au seuil de 5%. Par conséquent, on accepte donc l'hypothèse H_0 de non stationnarité et de racine unitaire. Ensuite, conformément à la stratégie de test, nous allons procéder aux deux tests d'hypothèses jointes: $H_0^3 : (c, \beta, \phi) = (c, 0, 0)$ et $H_0^2 : (c, \beta, \phi) = (0, 0, 0)$, et cela pour vérifier que le modèle numéro 3 à partir duquel nous avons fait le test est bien le bon modèle et le modèle approprié. Pour cela on teste la nullité du coefficient de la tendance conditionnellement à la présence d'une racine unitaire : c'est le test de l'hypothèse jointe suivante:

$$H_0^3 : (c, \beta, \phi) = (c, 0, 0)$$

Nous allons devoir calculer la statistique de Fisher associée à H_0^3

$$F_{Cal}^3 = \frac{(SCR_{3,\alpha} - SCR_3) / 2}{SCR_3 / (T - 3)}$$

- SCR_3 : représente la somme carré des résidus du modèle 3 non contraint estimé par les MCO.
- $SCR_{3,\alpha}$: représente la somme carré des résidus du modèle 3 contraint sous H_0^3 .

Malheureusement ce test d'hypothèse jointe n'est pas disponible et n'est pas préprogrammé sur Eviews, c'est pour cela on passe au mode commande et on insert un programme qui permet de calculer la valeur de la statistique de test (statistique de Fisher) F_{Cal}^3 associée à H_0^3 .

```
SMPL 1962 2019
GENR PIB = PIB_DZA_1962_2019 - PIB_DZA_1962_2019(-1)
LS PIB C @TREND(1) PIB_DZA_1962_2019(-1)
SCALAR SCR3=@SSR
SCALAR NDL=@REGOBS - @NCOEF
LS PIB C
SCALAR SCR3C=@SSR
SCALAR F3= ((SCR3C- SCR3)/2)/( SCR3/NDL)
```

La valeur de la statistique de Fisher $F_{Cal}^3 = 1.77808$. Cette valeur est à comparer avec la valeur critique qui est égale à 3.41. Comme la réalisation de F_{Cal}^3 est inférieure au seuil critique, on accepte l'hypothèse nulle de la nullité du coefficient de la tendance conditionnellement à la présence d'une racine unitaire. Maintenant nous allons continuer l'étude sur le modèle 3, en procédant au test de la deuxième hypothèse jointe: $H_0^2 : (c, \beta, \phi) = (0, 0, 0)$. Nous allons devoir calculer la statistique de Fisher associée à H_0^2

$$F_{Cal}^2 = \frac{(SCR_\alpha - SCR_3) / 3}{SCR_3 / (T - 3)}$$

- SCR_α : représente la somme carré des résidus du modèle 3 contraint sous H_0^2 .

La valeur de la statistique de Fisher F_{Cal}^2 peut être obtenue à l'aide du programme suivant:

```
SMPL 1962 2019
GENR PIB = PIB_DZA_1962_2019 - PIB_DZA_1962_2019(-1)
LS PIB C @TREND(1) PIB_DZA_1962_2019(-1)
SCALAR SCR3=@SSR
SCALAR NDL=@REGOBS - @NCOEF
LS PIB C
SCALAR SCRC=@SUMSQ(PIB)
```

$$|| \text{SCALAR } F2 = ((\text{SCRC} - \text{SCR3})/3) / (\text{SCR3}/\text{NDL})$$

La valeur de la statistique de Fisher $F_{Cal}^2 = 2.29515$. Cette valeur est à comparer avec la valeur critique qui est égale à 3.41. Comme la réalisation de F_{Cal}^2 est inférieure au seuil critique, on accepte l'hypothèse nulle.

L'acceptation des deux hypothèses jointes $H_0^3 : (c, \beta, \phi) = (c, 0, 0)$ et $H_0^2 : (c, \beta, \phi) = (0, 0, 0)$ signifie que le test de non stationnarité pratiqué sur le modèle 3 doit être remis en cause. Il faut donc recommencer ce test à partir du modèle incluant uniquement une constante.

3.4.2.2. Le test DF sur le modèle n°2 incluant uniquement une constante

Nous rappelons que le modèle numéro 2 se présente comme un modèle avec une constante uniquement, $\Delta Y_t = \phi Y_{t-1} + c + \mu_t$. On teste alors la présence d'une racine unitaire en testant l'hypothèse nulle $H_0 : \phi = 0$ (non stationnarité) contre l'hypothèse alternative $H_1 : \phi < 0$ (stationnarité). Pour effectuer ce test il suffit de cliquer sur la série, puis sur l'onglet *View*, puis sur l'onglet *Unit Root Test*. Apparaît alors une boîte de dialogue dans lequel on choisit le type *Augmented Dickey Fuller*, le test au niveau (*in level*), on inclut uniquement une constante (*Intercept*) et l'on choisit un nombre de termes en différences retardés (*Lagged Difference*) égal à zéro. Le résultat de l'affichage pour la série *PIB_DZA_1962_2019* est reproduit sur la figure 6 ci-dessous.

Fig.6. Test de racine unitaire ADF sur la série PIB_DZA_1962_2019 -Modèle n° 2-

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on PIB_DZA_1962_2019				
Null Hypothesis: PIB_DZA_1962_2019 has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=0)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-0.230776	0.9279
Test critical values:	1% level		-3.550396	
	5% level		-2.913549	
	10% level		-2.594521	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(PIB_DZA_1962_2019)				
Method: Least Squares				
Date: 05/30/21 Time: 11:35				
Sample (adjusted): 1963 2019				
Included observations: 57 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PIB_DZA_1962_2019(-1)	-0.006162	0.026700	-0.230776	0.8183
C	3.38E+09	2.45E+09	1.379767	0.1732

Source: sorties d'Eviews9

D'après les résultats figurant sur la figure 6, on remarque que la réalisation de la statistique de student $t_{\phi} = -0.230776$ est supérieure à la valeur critique qui est égale à -2.913549 au deuil de 5%. Par conséquent, on accepte donc l'hypothèse H_0 de non stationnarité et de racine unitaire. Maintenant Il faut à nouveau évaluer la validité de notre diagnostic en vérifiant que le modèle n°2 à partir duquel nous avons fait le test de racine unitaire est bien le "bon" modèle et le modèle approprié. Pour cela on teste la nullité du coefficient de la constante conditionnellement à la présence d'une racine unitaire. On effectue le test d'hypothèse jointe: $H_0^2 : (c, \phi) = (0, 0)$. Nous allons devoir calculer la statistique de Fisher associée à H_0^2

$$F_{Cal}^2 = \frac{(SCR_C - SCR_2) / 2}{SCR_2 / (T - 2)}$$

- SCR_C : représente la somme carré des résidus du modèle 2 non contraint estimé par les MCO.
- SCR_2 : représente la somme carré des résidus du modèle 2 contraint sous H_0^2 .

La valeur de la statistique de Fisher F_{Cal}^2 peut être obtenue à l'aide du programme suivant:

```
SMPL 1962 2019
GENR PIB = PIB_DZA_1962_2019 - PIB_DZA_1962_2019(-1)
LS PIB C PIB_DZA_1962_2019(-1)
SCALAR SCR2 = @SSR
SCALAR NDL = @REGOBS - @NCOEF
SCALAR SCRC=@SUMSQ(PIB)
SCALAR F2= ((SCRC- SCR2)/2)/( SCR2/NDL)
```

La valeur de la statistique de Fisher $F_{Cal}^2 = 1.61888$. Cette valeur est à comparer avec la valeur critique qui est égale à 3.41. Comme la réalisation de F_{Cal}^2 est inférieure au seuil critique, on accepte l'hypothèse nulle de la nullité du coefficient de la tendance conditionnellement à la présence d'une racine unitaire. Ceci signifie que le test de non stationnarité pratiqué avec les seuils asymptotiques incluant une constante c-à-d. modèle n°2 doit être remis en cause. Il faut donc recommencer ce test à partir du modèle n°1 sans constante et sans tendance.

3.4.2.3. Le test DF sur le modèle n°1 sans constante ni tendance

Pour le modèle n°1: $\Delta Y_t = \phi Y_{t-1} + \mu_t$, il nous suffit de procéder au test de la racine unitaire à travers le test l'hypothèse nulle $H_0 : \phi = 0$ (non stationnarité) contre l'hypothèse alternative $H_1 : \phi < 0$ (stationnarité). Pour effectuer ce test il suffit de cliquer sur la série, puis sur l'onglet *View*, puis sur l'onglet *Unit Root Test*. Apparaît alors une boîte de dialogue dans lequel on choisit le type *Augmented Dickey Fuller*, le test au niveau (*in level*), on exclut la constante et la tendance (*None*) et l'on choisit un nombre de termes en différences retardés (*Lagged Difference*) égal à zéro. Le résultat de l'affichage pour la série *PIB_DZA_1962_2019* est reproduit ci-dessous.

Fig.7. Test de racine unitaire ADF sur la série PIB_DZA_1962_2019 Modèle n° 1

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on PIB_DZA_1962_2019				
Null Hypothesis: PIB_DZA_1962_2019 has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=0)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			1.145790	0.9333
Test critical values:				
	1% level		-2.606163	
	5% level		-1.946654	
	10% level		-1.613122	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(PIB_DZA_1962_2019)				
Method: Least Squares				
Date: 05/30/21 Time: 11:22				
Sample (adjusted): 1963 2019				
Included observations: 57 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PIB_DZA_1962_2019(-1)	0.020913	0.018252	1.145790	0.2568

Source: sorties d'Eviews9

D'après les résultats figurant sur le graphique G07, on remarque que la réalisation de la statistique de student $t_{\phi} = +1.145790$ est supérieure à la valeur critique qui est égale à

-1.946654 au seuil de 5%. Par conséquent, on accepte donc l'hypothèse H_0 de non stationnarité et de racine unitaire.

Finalement, selon le test de Dickey Fuller simple, on conclut que notre série est issue d'un processus non stationnaire, et intégrée d'ordre 1 $\Rightarrow I(1)$. C'est donc bien un processus DS sans dérive que l'on peut présenter par une pure marche aléatoire :

$$PIB_DZA_1962_2019_t = PIB_DZA_1962_2019_{t-1} + \mu_t$$

Maintenant nous allons procéder au test de PHILLIPS - PERRON, afin de voir si nos conclusions sont exactes.

3.4.3. Test de PHILLIPS - PERRON

Avant d'estimer les différents modèles avec le test de PHILLIPS PERRON, nous devons déterminer le paramètre de troncature, pour cela SCHWERT propose d'utiliser deux valeurs de l , notées l_4 et l_{12} :

$$l_4 = l_{12} = \text{Int} \left[12 \times \left(\frac{T}{100} \right) \wedge \left(\frac{1}{4} \right) \right]$$

- T : représente le nombre d'observations totales.
- $\text{Int}[Y]$: désigne la partie entière de Y .

NEWET et WEST ont quant à eux proposé de choisir l tel que :

$$\text{Int} \left[4 \times \left(\frac{T}{100} \right) \wedge \left(\frac{2}{9} \right) \right]$$

Cependant on retient en général $l = T \wedge \left(\frac{1}{4} \right)$; on aurait donc $l = 3.49$. Nous allons procéder au

test de PHILLIPS PERRON pour les 3 modèles, nous suivrons la procédure habituelle et commencerons par le modèle le moins contraint, le modèle n°3, pour finir avec le modèle le plus contraint, le modèle n°1.

3.4.3.1. Le test de PHILLIPS - PERRON sur le modèle n°3

Le résultat de l'affichage pour la série $PIB_DZA_1962_2019$ est reproduit sur la figure 8 ci-dessous.

Fig.8. Test de racine unitaire PHILLIPS - PERRON sur la série $PIB_DZA_1962_2019$ - Modèle n° 3

Phillips-Perron Unit Root Test on PIB_DZA_1962_2019				
Null Hypothesis: PIB_DZA_1962_2019 has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Bandwidth: 4 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel				
			Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic			-1.955373	0.6125
Test critical values:				
	1% level		-4.127338	
	5% level		-3.490662	
	10% level		-3.173943	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Residual variance (no correction)			1.43E+20	
HAC corrected variance (Bartlett kernel)			1.84E+20	
Phillips-Perron Test Equation				
Dependent Variable: D(PIB_DZA_1962_2019)				
Method: Least Squares				
Date: 05/30/21 Time: 11:32				
Sample (adjusted): 1963 2019				
Included observations: 57 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PIB_DZA_1962_2019(-1)	-0.099622	0.056367	-1.767386	0.0828
C	-1.89E+09	3.70E+09	-0.509867	0.6122
@TREND("1962")	3.99E+08	2.13E+08	1.870958	0.0668

Source: sorties d'EvIEWS9

Suivant les résultats figurants sur la figure 8, on remarque que $t_{\hat{\phi}} = -1.767386$ est supérieure à la valeur critique qui est égale à -3.490662 au seuil de 5%. Par conséquent, nous acceptons donc l'hypothèse H_0 de non stationnarité et de racine unitaire. Maintenant nous allons nous intéresser au modèle n°2

3.4.3.2. Le test de PHILLIPS - PERRON sur le modèle n°2

Le résultat de l'affichage pour la série *PIB_DZA_1962_2019* est reproduit sur la figure 9 ci-dessous.

Fig.9. Test de racine unitaire PHILLIPS-PERRON la série PIB_DZA_1962_2019 Modèle2

Phillips-Perron Unit Root Test on PIB_DZA_1962_2019				
Null Hypothesis: PIB_DZA_1962_2019 has a unit root				
Exogenous: Constant				
Bandwidth: 3 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel				
			Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic			-0.322859	0.9145
Test critical values:				
	1% level		-3.550396	
	5% level		-2.913549	
	10% level		-2.594521	
*Mackinnon (1996) one-sided p-values.				
Residual variance (no correction)				1.52E+20
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				1.76E+20
Phillips-Perron Test Equation				
Dependent Variable: D(PIB_DZA_1962_2019)				
Method: Least Squares				
Date: 05/30/21 Time: 11:44				
Sample (adjusted): 1963 2019				
Included observations: 57 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PIB_DZA_1962_2019(-1)	-0.006162	0.026700	-0.230776	0.8183
C	3.38E+09	2.45E+09	1.379767	0.1732

Source: sorties d'Eviews9

On remarque que $t_{\hat{\phi}} = -0.230776$ est supérieure à la valeur critique qui est égale à -2.913549 au seuil de 5%. Par conséquent, nous acceptons donc l'hypothèse H_0 de non stationnarité et de racine unitaire. Nous allons maintenant nous intéresser au modèle n°1

3.4.3.3. Le test de PHILLIPS - PERRON sur le modèle n°1

Le résultat de l'affichage pour la série *PIB_DZA_1962_2019* est reproduit sur la figure 10 ci-dessous.

Fig.10. Test de racine unitaire PHILLIPS - PERRON sur la série PIB_DZA_1962_2019 Modèle n° 1

Phillips-Perron Unit Root Test on PIB_DZA_1962_2019				
Null Hypothesis: PIB_DZA_1962_2019 has a unit root				
Exogenous: None				
Bandwidth: 3 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel				
			Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic			0.973849	0.9107
Test critical values:			-2.606163	
	1% level		-1.946654	
	5% level		-1.613122	
	10% level			
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Residual variance (no correction)			1.57E+20	
HAC corrected variance (Bartlett kernel)			1.85E+20	
Phillips-Perron Test Equation				
Dependent Variable: D(PIB_DZA_1962_2019)				
Method: Least Squares				
Date: 05/30/21 Time: 11:45				
Sample (adjusted): 1963 2019				
Included observations: 57 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PIB_DZA_1962_2019(-1)	0.020913	0.018252	1.145790	0.2568

Source: sorties d'Eviews9

On remarque que $t_{\hat{\phi}} = +1.145790$ est supérieure à la valeur critique qui est égale à -1.946654 au seuil de 5%. Par conséquent, nous acceptons donc l'hypothèse H_0 de non stationnarité et de racine unitaire. Donc la série de test que nous venons d'exécuter coïncident avec l'ensemble de nos résultats obtenues par les tests de DICKEY - FULLER. Notre série étudiée est donc non stationnaire. Il s'agit d'un processus DS sans dérive $\Rightarrow I(1)$.

Conclusion

Ce travail avait pour objectif de présenter les principaux tests et les plus utilisés dans les études empiriques économétriques et statistiques, pour détecter la présence ou l'absence du phénomène de la non stationnarité. En plus, nous avons appliqué ces tests sur la série des données du produit intérieur brut de l'Algérie durant la période 1962-2019, et cela pour vérifier la non stationnarité du processus générateur de données et connaître la nature de cette non stationnarité pour adopter la méthode de stationnarisation appropriée. Ce travail abouti aux résultats suivants :

- Le modèle numéro trois 3 avec constante et avec tendance est le modèle approprié pour effectuer le test de la non stationnarité sur les données de la série étudiée.
- Les tests Dickey-Fuller et Phillips-Perron L'étude n'ont pas pu rejeter l'hypothèse nulle de la non stationnarité et de la racine unitaire, cette série est donc non stationnaire.
- Les deux tests ont conclu que notre série est issue d'un processus non stationnaire, et intégrée d'ordre un $I(1)$. C'est donc bien un processus DS sans dérive que l'on peut présenter par une pure marche aléatoire :

$$PIB_DZA_1962_2019_t = PIB_DZA_1962_2019_{t-1} + \mu_t$$

Nous pouvons donner une et une seule recommandation est la suivante:

- Il faut mieux et bien comprendre la littérature sur le sujet de la non stationnarisation et d'effectuer les propres tests d'hypothèses dans le cadre des travaux empiriques.

Référence :

Lardic , S., & Mignon, V. (2002). Econométrie des séries temporelles macroéconomiques et financières. Paris, France: Economica.

Bourbonnais, R. (2018). Econométrie : Cours et exercices corrigés. Paris, France: Dunod.

Bresson , G., & Pirotte, A. (1995). Econométrie des séries temporelles. Paris, France: Donod.

Gourieroux, C., & Monfort, A. (1990). Series temporelles et modèles dynamiques. Paris, France: Economica.

Hurlin, C. (2001). Series temporelles. Paris, France: Economica.

Patrik, C. (2010). Econométrie: méthode et application. Paris, France: La découverte.

Rakotoarimanana, T. (2010). Econométrie Appliquée: Outil de prévision et Application sur EViews. Paris, France: Dunod.

Terraza, M., & Bourbonnais , R. (2016). Analyse des séries temporelles. Paris, France: Dunod.

Bibliographie

1. Crépon Patrik (2010), Econométrie: méthode et application, Edition La découverte, Paris, France.
2. Michel Terraza et Régis Bourbonnais (2016), Analyse des séries temporelles, Edition Dunod, Paris, France.
3. Régis Bourbonnais (2018), Econométrie : Cours et exercices corrigés, Edition Dunod, 11eme Edition, Paris, France.
4. Bresson G., Pirotte A. (1995), Econométrie des séries temporelles, Edition Dunod, Paris, France.
5. Gourieroux C. et Monfort A. (1990), Series temporelles et modèles dynamiques, Edition Economica, Paris, France.
6. Hurlin C. (2001), Econométrie appliquée ; Series temporelles, Edition Economica, Paris, France.
7. Lardic S., Mignon V. (2002), Econométrie des séries temporelles macroéconomiques et financières, Edition Economica, Paris, France.
8. Philips P.C.B. ; Perron P, (1986) : «Testing for unit root in time series regression », *Biometrika*,75.
9. Tsiriheriniaina Rakotoarimanana (2010), Econométrie Appliquée: Outil de prévision et Application sur EViews, Edition Dunod, Paris, France