

اختبارات الجذر الأحادي: دراسة تطبيقية على بعض المتغيرات الاقتصادية الكلية في الجزائر

د. بوشنة يحي
جامعة سيدي بالعباس

د. عدوكة لخضر
جامعة معسكر
adoukal1966@gmail.com

ملخص

تهدف هذه الورقة البحثية الى دراسة اختبارات الجذر الأحادي والمتمثلة أساسا في اختبارات ديكي فولر و اختبارات ديكي فولر المطورة، اختبارات سعيد ديكي، اختبارات فيليبس بيرو، اختبارات هازة فولار واختبارات ديكي بونتيلا للإجابة على اشكالية الاختيار بين النموذجين (TS أو DS) الذي تخضع له السلسلة في التحليل الإحصائي، درسنا استقرارية بعض المتغيرات الاقتصادية الكلية في الجزائر عن طريق اختبارات الجذر الأحادي ل ديكي فولر المعدلة ADF. فوجدنا أن كل المتغيرات غير مستقرة ومتكاملة من الدرجة الأولى (I(1)، وكلها تخضع لنموذج الاستقرارية بالفروقات (DS).
الكلمات المفتاحية : اختبار الجذر الأحادي ، استقرارية السلسلة ، نموذج TS ، نموذج DS ، اختبار ديكي فولر المتطور (ADF)

Résumé

L'objectif de cet article est de présenter les tests de racine unitaire représentés par

Dickey Fuller , Dickey Fuller augmenté , Said Dickey,Phillipe et Perron, Hasza -Fuller et Dickey Pantula. Ces tests consistent à choisir entre les modèles TS où DS qui sont soumis à une série chronologique. Nous avons étudié la stationnarité de certaines variables macro-économiques en Algérie par le test ADF. Nous avons trouvé que toutes les variables sont non stationnaires et intégrés de premier ordre et soumis à un processus DS

Mots clés : Racine unitaire, Stationnarité, Processus TS, Processus DS, ADF

مقدمة

جاءت نماذج السلاسل الزمنية المتعددة وعلى الخصوص نماذج الأشعة الانحدارية الذاتية VAR كبديل للنماذج الاقتصادية البنوية¹. فقد أثبتت الأزمات الاقتصادية التي وقعت في السبعينات (أزمات البترول، العجز العالمي الخ ...) عدم صلاحية التنبؤات الناتجة عن نماذج الاقتصاد القياسي، مما أدى إلى إعادة صياغة وتقدير النماذج البنوية بالجوء إلى دراسات مكثفة وجد مكلفة. و يعتبر سيمس² أول من جاء بفكرة شعاع الانحدار الذاتي VAR كبديل للنماذج البنوية التي تعتمد على المعادلات الآتية وهذا في مقالة الشهير « Macroeconomics and Reality » سنة 1980.

ونماذج شعاع الانحدار الذاتي ما هي إلا تعميم لنماذج الانحدار الذاتي، وشعاع الانحدار الذاتي VAR عبارة عن نظام معادلات بحيث كل متغيرة هي عبارة عن دالة خطية لقيمتها الماضية والقيم الماضية لمتغيرات أخرى بالإضافة إلى قيم عشوائية. لتقدير أي نموذج لابد من دراسة استقرارية المتغيرات المكونة له، للحصول على نتائج جيدة غير مزيفة. المتغيرات أو السلاسل الزمنية المستقرة هي التي لا تتغير مستوياتها عبر الزمن أي عدم وجود اتجاه عام ومركبة فصلية والتي يكون تباينها ثابت عبر الزمن، في حين السلاسل الغير مستقرة تتم عن وجود اتجاه عام، إذا كانت السلسلة ناجمة عن سير غير مستقر سنلجأ إلى جعلها مستقرة ثم نقوم بالنمذجة وتقدير المعالم لهذه المركبة المستقرة.

الإشكال يكمن في وجود مصادر مختلفة لعدم الاستقرارية ولكل مصدر طريقة لمعالجته. فحسب Nelson و Plosser (1982) هناك قسمان للسير الغير مستقر: السير (Time Stationary) TS توافق سير غير مستقر ذو طابع محدد والسير (Differency Stationary) DS توافق سير غير مستقر ذو طابع عشوائي فكلاهما يتصف بسلوك مختلف حيث أن السير TS يعود إلى سابقه قبل صدمة ما في حين السير DS لا يعود أبداً. إن اختيار ما بين السير TS أو DS له انعكاسات ثنائية على الصعيد الإحصائي كما على الصعيد الاقتصادي. من الناحية الإحصائية خصائص الاستقرارية من عدمها للسلاسل المستعملة تحدد طبيعة النمذجة وكذا طرق القياس الاقتصادي المناسبة. من الناحية الاقتصادية ادخال السير DS له أهمية معتبرة بالنسبة للناحية الإحصائية، أخذ بعين الاعتبار عدم الاستقرارية ذات مصدر عشوائي يؤدي إلى إعادة النظر في أشكال التفكيك (نزعة/ مدى)، من ناحية القياس الاقتصادي تحديد ووصف عدم الاستقرارية تعتبر أساسية ولذلك سنهتعمل اختبارات للكشف عن ذلك.

يتم تقدير نماذج الأشعة الانحدارية الذاتية عن طريق المربعات الصغرى العادية أو بطريقة المعقولة العظمى وهذا إذا تحققت فرضية استقرار السلاسل الزمنية، واستقرار السلسلة الزمنية ينجم عنه مقدرات متقاربة ولديها توزيعاً طبيعياً تقاربياً وهذا ما يسمح بإجراء اختبارات على معالم النموذج وإعطاء مجالات ثقة للتنبؤ. ولكن غالباً ما تكون المتغيرات الاقتصادية غير مستقرة، مما يستوجب تحويلها إلى سلاسل مستقرة.

هناك عدة دراسات تقيد بهذه الشروط لاستقرارية السلاسل مثل دراسة بفيردج ونالسون (1981) Beviridge Nelson والذان يقترحان إمكانية تفكيك كل النماذج ARIMA إلى مجموع نزعة عشوائية Tendence stochastique ومركبة مستقرة Composante stationnaire. كما عبرا عن تفكيك السلسلة لمركبات دائمة Tendence permanente ومركبات عابرة Transitoire متناسبة مع الصدمات.

إلا أن معرفة طبيعة مركبة الاتجاه العام يلعب دوراً هاماً عند النمذجة، لأنه في حالة وجود نزعة عشوائية Tendence stochastique يؤدي إلى نموذج انحداري خاطئ وهذا ناتج أساساً على أن المسار يكون غير قابل للعكس وبالتالي عدم وجود شكل نموذج انحدار ذاتي متقارب Convergent. ولهذا اقترح بعض العلماء دراسة الجذر الأحادي Racine unitaire للسلاسل الزمنية واختباره وهذا للحد من السلبات التي تحتويها الطرق الكلاسيكية.

إن تقدير نماذج VAR عن طريق المربعات الصغرى أو بطريقة المعقولة العظمى يركز على فرضية استقرار السلاسل الزمنية، واستقرار السلسلة X_t ينجم عنه مقدرات متقاربة ولديها توزيعا طبيعيا تقريبا وهذا ما يسمح بإجراء اختبارات على معالم النموذج وإعطاء مجالات ثقة التنبؤ. ولكن غالبا ما تكون المتغيرات الاقتصادية غير مستقرة ، مما يستوجب تحويلها إلى سلاسل مستقرة.

و تهدف هذه الورقة البحثية الى دراسة استقرارية السلاسل الزمنية لبعض المتغيرات الاقتصادية في الجزائر باستعمال اختبار الجذر الأحادي

من أجل تحقيق هذا الهدف قسمنا بحثنا الى قسمين ، فتناولنا في القسم الأول اختبارات الجذر الأحادي اما في القسم الثاني فتناولنا فيه دراسة الاستقرارية باستعمال اختبار ديكي فولر المتطور لبعض المتغيرات الاقتصادية الكلية في الجزائر

1 اختبارات الجذر الأحادي : هناك عدة طرق واختبارات للتأكد من استقرارية السلاسل الزمنية. فمنها من يعتمد على شكل التمثيل البياني للسلسلة وذلك بملاحظة ما إذا كان هناك تأثير للزمن على منحى السلسلة (سواء بالنسبة للمتوسط أو للتباين). كما اعتمد بوكس وجنكينز في دراسة الاستقرارية على شكل دالة الارتباط، معتبرين أنه تكون السلسلة الزمنية مستقرة إذا كانت معاملات دالة ارتباطها تؤول بسرعة إلى الصفر كلما كبرت درجة التأخير P .

1.1 اختبارات ديكي فولر (1979) $DICKEY-FULLER^3$: تركز هذه الاختبارات على تقدير ثلاث نماذج مختلفة، كل نموذج عبارة عن مسار انحدار ذاتي من الدرجة الأولى $AR(1)$ (بدون ثابت، بثابت، بثابت ومركبة اتجاه عام خطية).

$$[1] \quad (1 - \Phi_1 L)X_t = \varepsilon_t \Leftrightarrow X_t = \Phi_1 X_{t-1} + \varepsilon_t \quad AR(1) \text{ بدون ثابت}$$

$$[2] \quad (1 - \Phi_1 L)(X_t - \mu) = \varepsilon_t, E(X_t) = \mu \quad AR(1) \text{ بثابت}$$

$$[3] \quad (1 - \Phi_1 L)(X_t - \alpha - \beta t) = \varepsilon_t \quad AR(1) \text{ بثابت ومركبة اتجاه عام خطية}$$

النموذج الأول:

$$[1] \quad (1 - \Phi_1 L)X_t = \varepsilon_t \Leftrightarrow X_t = \Phi_1 X_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\begin{cases} H_0 : \Phi_1 = 1 \\ H_1 : |\Phi_1| < 1 \end{cases} \quad \text{يتم اختبار الفرضيتين:}$$

- إذا كانت H_0 صحيحة يكتب النموذج:

$$[2] \quad (1 - L)X_t = \varepsilon_t \Leftrightarrow X_t = X_{t-1} + \varepsilon_t \Leftrightarrow X_t = X_0 + \sum_{i=1}^t \varepsilon_i$$

هذا النموذج من نوع DS وهو عبارة عن مسار عشوائي بدون ثابت ذو طبيعة عشوائية محضة. يصبح المسار مستقرا بإجراء فروقات من الدرجة الأولى:

$$[3] \quad (1 - L)X_t = \varepsilon_t \Leftrightarrow \Delta X_t = \varepsilon_t$$

- إذا كانت H_1 صحيحة فإن النموذج عبارة عن مسار انحدار ذاتي من الدرجة الأولى $AR(1)$ مستقر.

النموذج الثاني:

$$[4] \quad (1 - \Phi_1 L)(X_t - \mu) = \varepsilon_t$$

$$\Leftrightarrow X_t = \Phi_1 X_{t-1} + c + \varepsilon_t, c = \mu(1 - \Phi_1)$$

$$\begin{cases} H_0 : \Phi_1 = 1 \\ H_1 : |\Phi_1| < 1 \end{cases} \quad \text{يتم اختبار نفس الفرضيتين السابقتين:}$$

- إذا كانت H_0 صحيحة ($\Phi_1 = 1 \Rightarrow c = 0$) يكتب النموذج:

$$[5] \quad X_t = X_{t-1} + \varepsilon_t$$

هذا النموذج من نوع DS وهو عبارة عن مسار عشوائي بدون ثابت ذو طبيعة عشوائية محضة. يصبح المسار مستقرا بإجراء فروقات من الدرجة الأولى:

$$(1-L)X_t = \varepsilon_t \Leftrightarrow \Delta X_t = \varepsilon_t \quad [6]$$

- إذا كانت H_1 صحيحة فإن النموذج عبارة عن مسار انحدار ذاتي من الدرجة الأولى $AR(1)$ مستقر بثابت.

النموذج الثالث:

$$(1-\Phi_1 L)(X_t - \alpha - \beta t) = \varepsilon_t \quad [7]$$

$$\Leftrightarrow X_t = \Phi_1 X_{t-1} + bt + c + \varepsilon_t, \quad c = \alpha(1-\Phi_1) + \Phi_1 \beta, \quad b = \beta(1-\Phi_1)$$

$$\begin{cases} H_0 : \Phi_1 = 1 \\ H_1 : |\Phi_1| < 1 \end{cases} \quad \text{يتم اختبار نفس الفرضيتين السابقتين:}$$

- إذا كانت H_0 صحيحة ($\Phi_1 = 1 \Rightarrow c = \beta, b = 0$) يكتب النموذج:

$$X_t = X_{t-1} + \beta + \varepsilon_t \quad [8]$$

هذا النموذج من نوع DS وهو عبارة عن مسار عشوائي بثابت ولكن بمركبة اتجاه عام ذات طبيعة مختلطة (محددة وعشوائية). يصبح المسار مستقرا بإجراء فروقات من الدرجة الأولى:

$$\Delta X_t = \beta + \varepsilon_t \quad [9]$$

- إذا كانت H_1 صحيحة ويوضع $v_t = X_t - \alpha - \beta t$ يمكن كتابة النموذج كالآتي:

$$X_t = \alpha + \beta t + v_t$$

$$v_t = \frac{1}{1-\Phi_1 L} \varepsilon_t \quad [10]$$

كما هو ملاحظ فإن الحد العشوائي v_t عبارة عن مسار انحدار ذاتي ومتوسطات متحركة ARMA. إذن النموذج عبارة عن مسار TS بمركبة اتجاه عام محددة محضة بخطأ من نوع ARMA، هذا المسار يصبح نموذج انحدار ذاتي من الدرجة الأولى $AR(1)$ مستقر إذا قمنا بالفرق بالنسبة لمركبة الاتجاه العام الخطية المقدرة بطريقة المربعات الصغرى العادية.

1.1.1 كيفية تطبيق اختبار ديكي فولر: تقدير النماذج الثلاثة باستعمال طريقة المربعات الصغرى العادية والحصول

على مقدرات المعالم ولتكن: $\Phi_1^*, \tilde{\Phi}_1, \hat{\Phi}_1$.

- حساب إحصائيات: $n(\Phi_1^* - 1), n(\tilde{\Phi}_1 - 1), n(\hat{\Phi}_1 - 1)$ حيث يمثل n عدد المشاهدات.

- يعطي التقدير بواسطة المربعات الصغرى الإحصائيات $t_{\Phi_1^*}, t_{\tilde{\Phi}_1}, t_{\hat{\Phi}_1}$ حيث:

$$t_{\hat{\Phi}_1} = \frac{\hat{\Phi}_1 - 1}{\hat{\sigma}_{\hat{\Phi}_1}}$$

$$t_{\tilde{\Phi}_1} = \frac{\tilde{\Phi}_1 - 1}{\hat{\sigma}_{\tilde{\Phi}_1}}$$

$$t_{\Phi_1^*} = \frac{\Phi_1^* - 1}{\hat{\sigma}_{\Phi_1^*}}$$

- إذا كانت $t_{\hat{\Phi}_1} > t_{\alpha}$ و $n(\hat{\Phi}_1 - 1) > n(\Phi_1^* - 1)$ يتم قبول H_0 أي يوجد جذر أحادي هذا

بالنسبة للنموذج الأول ومثلا وبنفس الطريقة بالنسبة للنموذجين الآخرين حيث:

t_α و $n(\hat{\Phi}_1 - 1)_\alpha$: القيم المجدولة لديكي فولر.

2.1.1 الاختبارات المكملّة: هذه الاختبارات تخص النموذجين الثاني والثالث. وهي تسمح بمعرفة وجود جذر أحادي وكذا

المسار العشوائي الذي تخضع له السلسلة الزمنية.

أ- النموذج الثاني:

$$X_t = \Phi_1 X_{t-1} + c + \varepsilon_t, c = \mu(1 - \Phi_1) \quad [11]$$

يتم اختبار وجود جذر أحادي أولاً، ثم اختبار الفرضية المكملّة $H_0^1: (c; \Phi_1) = (0; 1)$ ضد الفرضية البديلة (على الأقل أحد المعلمتين يختلف). ويتم حساب إحصائية كالتالي:

$$F_1 = \frac{(SCR_c - SCR_2) / 2}{SCR_2 / (n - 2)}$$

SCR_c : مجموع مربعات البواقي للنموذج [1] المقيد بالفرضية المبدئية، وليكن $SCR_c = \sum_t (X_t - X_{t-1})^2$.

SCR_2 : مجموع مربعات البواقي للنموذج [2] غير المقيد المقدر بطريقة المربعات الصغرى العادية.

n : عدد المشاهدات.

توزيع هذه الإحصائية يشبه توزيع فيشر. ويكون القرار كالتالي:

إذا كانت $F_1 > \Phi_\alpha$ يتم رفض H_0^1 بمستوى معنوية α

Φ_α : القيم المجدولة لديكي فولر.

ب- النموذج الثالث:

$$\begin{aligned} X_t &= \Phi_1 X_{t-1} + bt + c + \varepsilon_t \\ c &= \alpha(1 - \Phi_1) + \Phi_1 \beta \\ b &= \beta(1 - \Phi_1) \end{aligned} \quad [12]$$

بعد اختبار وجود جذر أحادي، يتم اختبار فرضيتين مكملتين: $H_0^2: (c; b; \Phi_1) = (0; 0; 1)$ ضد الفرضية

البديلة (على الأقل أحد المعالم يختلف)، و $H_0^3: (c; b; \Phi_1) = (c; 0; 1)$ ضد الفرضية البديلة (على الأقل أحد

المعالم يختلف). ويتم حساب الإحصائيتين المرافقتين لهاتين الفرضيتين كالتالي:

$$\begin{aligned} F_2 &= \frac{(SCR_c - SCR_2) / 3}{SCR_3 / (n - 3)} \\ F_3 &= \frac{(SCR_c^2 - SCR_3) / 2}{SCR_3 / (n - 3)} \end{aligned}$$

حيث:

SCR_c : مجموع مربعات البواقي للنموذج [1] المقيد بالفرضية المبدئية، وليكن $SCR_c = \sum_t (X_t - X_{t-1})^2$.

SCR_c^2 : مجموع مربعات البواقي للنموذج [2] المقيد بالفرضية المبدئية H_0^3 ، وليكن

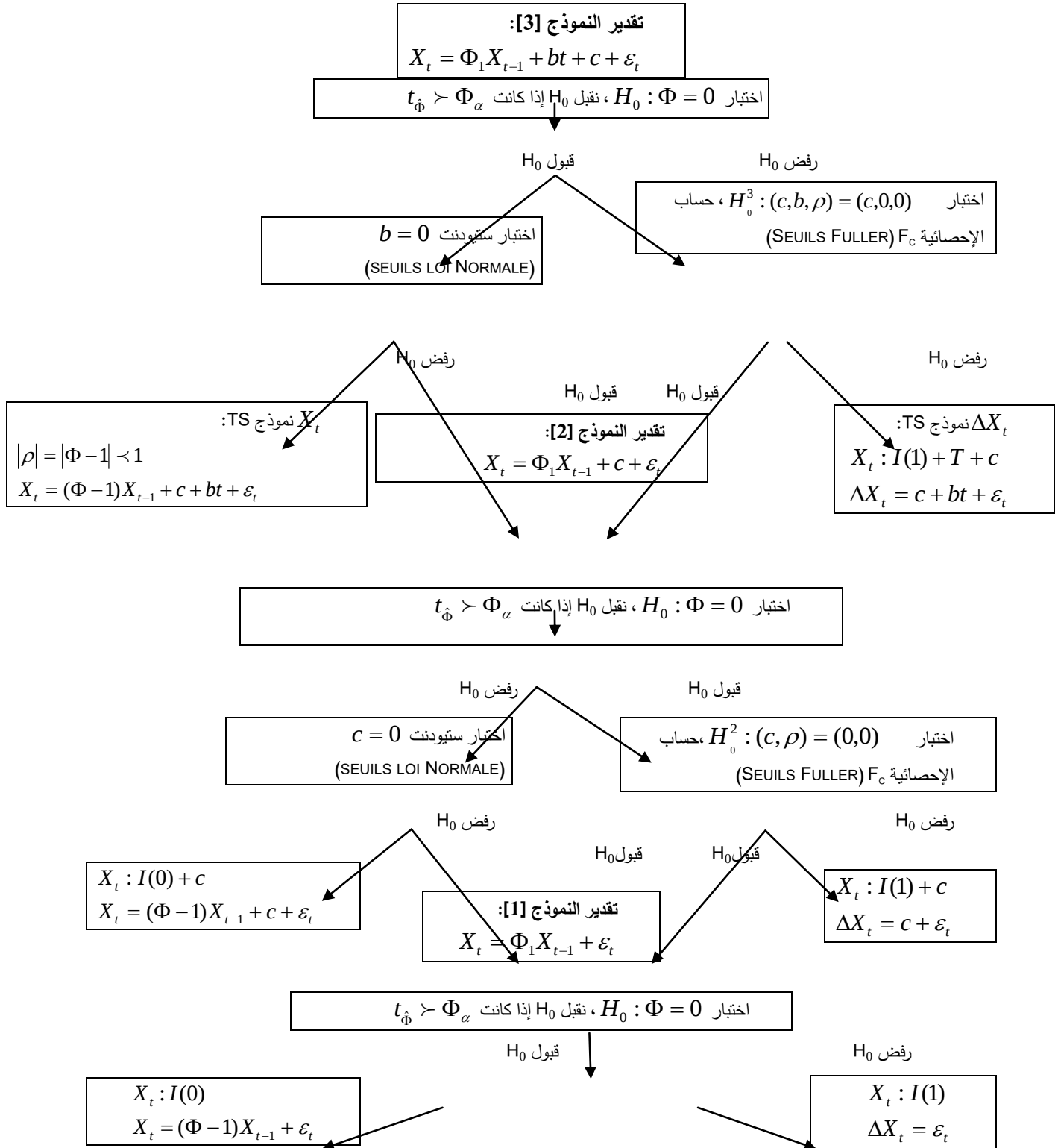
$$SCR_c^2 = \sum_t (X_t - X_{t-1} - \hat{c})^2$$

SCR_2 : مجموع مربعات البواقي للنموذج [3] غير المقيد المقدر بطريقة المربعات الصغرى العادية.

n : عدد المشاهدات.

توزيع هاتين الإحصائيتين يشبه توزيع فيشر. ويتم اتخاذ القرار بنفس الطريقة المتبعة في النموذج السابق. يبين الشكل التالي ملخص لإستراتيجية اختبارات ديكي-فولر⁴:

الشكل 1: إستراتيجية اختبارات ديكي فولر



2.1 اختبارات ديكي فولر المعدلة (1981) AUGMENTED DICKEY-FULLER: في الاختبارات السابقة تم وضع فرضية أن الأخطاء العشوائية عبارة عن تشويش أبيض، في حين هناك إمكانية وجود ارتباط بين الأخطاء ولهذا تم تعديل الاختبارات السابقة وأصبح يطلق عليها اسم اختبارات ديكي فولر المعدلة ADF. وهي تركز على تقدير ثلاث نماذج مختلفة، كل نموذج عبارة عن مسار انحدار ذاتي ولكن من درجة P أكبر من الواحد. $AR(P)$ (بدون ثابت، بثابت، بثابت ومركبة اتجاه عام خطية).

$$[4] \quad \Delta X_t = \rho X_{t-1} - \sum_{j=2}^P \Phi_j \Delta X_{t-j+1} + \varepsilon_t \quad AR(P) \text{ بدون ثابت}$$

$$[5] \quad \Delta X_t = \rho X_{t-1} - \sum_{j=2}^P \Phi_j \Delta X_{t-j+1} + c + \varepsilon_t \quad AR(P) \text{ بثابت}$$

$$[6] \quad \Delta X_t = \rho X_{t-1} - \sum_{j=2}^P \Phi_j \Delta X_{t-j+1} + c + bt + \varepsilon_t \quad AR(P) \text{ بثابت ومركبة اتجاه خطية}$$

حيث:

$$\varepsilon_t \rightarrow i.i.d.(0, \sigma_\varepsilon^2)$$

ويطبق اختبار ADF بنفس طريقة اختبار (DF) وهذا بعد تحديد قيمة درجة التأخير P باستعمال معيار Aic أو Bic...، و يتم هنا اختبار معنوية المعامل ρ ، الثابت c و b .

3.1 اختبار سعيد ديكي (1984) Said Dickey: قاما سعيد وديكي بتعميم اختبارات ADF للنماذج الثلاثة السابقة، وذلك بوضع اختبار أكثر شمول يخص مسار انحدار ذاتي ومتوسطات متحركة ARMA وهذا نظرا لأن العديد من السلاسل الزمنية تتكون من متوسطات متحركة بالرغم من إجراء الفروقات عليها. لتكن السلسلة X عبارة عن مسار انحدار ذاتي بمتوسطات متحركة $ARMA(P, Q)$. فبالنسبة للنموذج الأول (والذي يمكن تعميمه على النموذجين الآخرين) يكون لدينا:

$$\begin{aligned} X_t &= \rho X_{t-1} + v_t \\ (1 - \rho L) X_t &= v_t \\ \rho_1(L) v_t &= \theta(L) \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \rightarrow iid(0, \sigma_\varepsilon^2) \\ \rho_1(L)(1 - \rho L) X_t &= \theta(L) \varepsilon_t, \quad |\rho| \leq 1 \end{aligned}$$

حيث:

$$V_t: \text{مسار عشوائي من نوع } ARMA(P-1, Q)$$

$\rho_1(L)$ و $\theta(L)$: كثيري حدود للتأخير من الدرجة p, q على الترتيب، يحققان شروط الاستقرار والانعكاسية. بما أنه لا يمكن تقدير نموذج ARMA باستعمال طريقة المربعات الصغرى العادية ولهذا لجأ سعيد وديكي إلى تحويل النموذج إلى مسار انحدار ذاتي غير منته $AR(\infty)$ ، وهذا بإتباع الخطوات التالية بالنسبة للنموذج الأول (والتي يمكن تطبيقها على النموذجين الآخرين):

$$\begin{aligned} \rho_1(L)(1 - \rho L) X_t &= \theta(L) \varepsilon_t \\ \Delta X_t &= \Pi X_{t-1} - \sum_{j=2}^{\infty} \Phi_j \Delta X_{t-j+1} + \varepsilon_t \\ \Pi &= \Phi_1 - 1, \quad \varepsilon_t \rightarrow iid(0, \sigma_\varepsilon^2) \end{aligned}$$

حيث:

$$\Pi = \Phi_1 - 1 = (\rho - 1)(1 + \sum_{j=1}^{\infty} d_j) = \frac{(\rho - 1)\rho_1(1)}{\theta(1)}$$

$$\Phi_j = - \left[\rho d_{j-1} + (\rho - 1) \sum_{j=1}^{\infty} d_j \right], \quad j \geq 2$$

و

$$d_0 = 1$$

$$d_1 = \theta_1 - \rho_1$$

$$d_2 = \theta_2 - \rho_2 + \theta_1 \rho_1$$

$$d_3 = \theta_3 - \rho_3 + \theta_2 \rho_1 + \theta_1 \rho_2$$

$$\vdots$$

$$d_j = \sum_{i=1}^{\min(j,q)} \theta_i \rho_{j-i} - \rho_j, \quad j \leq P-1$$

بما أن معامل X_{t-1} يكتب بدلالة $\rho - 1$ فهذا ما يسهل إجراء اختبار وجود جذر أحادي في هذا النموذج. ولكن نلاحظ أن النموذج يحتوي على عدد غير منته من المتغيرات المؤخرة $\Delta X_{t-(j-1)}$ ، ولهذا لجأ سعيد وديكي إلى بتر المجموع غير المنتهي إلى درجة K وهذا بفرض أن الفرضية المبدئية صحيحة أي $\rho = 1$.

$$\Delta X_t = \Pi X_{t-1} - \sum_{j=2}^{K+1} \Phi_j \Delta X_{t-j+1} + \varepsilon_t \quad [13]$$

بوضع $i = j-1$ و $\lambda_i = \Phi_{i+1}$ يمكن كتابة النموذج كالتالي:

$$\Delta X_t = \Pi X_{t-1} - \sum_{j=1}^K \lambda_j \Delta X_{t-j} + \varepsilon_t \quad [14]$$

ويتم اختبار الجذر الأحادي كالتالي:

$$\begin{cases} H_0 : \rho = 1 \\ H_1 : |\rho| < 1 \end{cases}$$

- إذا كانت H_0 صحيحة ($\rho = 1$) فإن:

$$\pi = 0 \text{ و } \Phi_j = -d_{j-1} \Leftrightarrow \lambda_i = -d_i, \quad i = 1, \dots, K$$

$$\Delta X_t = - \sum_{i=1}^K d_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t$$

هذا يعني أن X_t مسار من نوع $AR(K)$ بمتوسط معدوم متكامل من الدرجة الأولى، ولكي يصبح مستقرا يجب إجراء الفروقات من الدرجة الأولى.

- إذا كانت H_1 صحيحة ($|\rho| < 1$) فإن:

$$\Delta X_t = \Pi X_{t-1} - \sum_{j=1}^K \lambda_j \Delta X_{t-j} + \varepsilon_t \quad [15]$$

أي أن X_t مسار من نوع $AR(K+1)$.

وبتقدير معالم المعادلة الأخيرة (π و λ_i) نستطيع اختبار فرضية وجود جذر أحادي وهذا بمقارنة القيمة المحسوبة لسعيد وديكي مع القيمة المجدولة لـ ديكي فولر عند مستوى معنوية α .

لاختيار قيمة التأخير K يمكن استعمال معياري AIC و BIC أو الاعتماد على طريقة اقترحها بيرون (Perron, 1991)، تركز على اختيار قيمة عظمى للتأخير K (K_{MAX}) ثم اختبار معنوية معامل آخر تأخير للفروقات أي λ_K .

إذا كانت: $\lambda_K \neq 0$ معنويا فإن $K = K_{MAX}$ ، أما إذا لم يكن المعامل معنوي أي ($\lambda_K = 0$)، ينقص من قيمة K الواحد أي ($K = K_{MAX} - 1$) ويتم اختبار معنوية المعامل λ وهكذا... حتى يتحصل على قيمة K التي تجعل المعامل λ_i معنويا يختلف معنويا عن الصفر.

4.1 اختبار فيليبس-بيرون (Phillips-Perron (1988): تعتمد الاختبارات السابقة على فرضية أن الأخطاء العشوائية مستقلة ولديها نفس التوزيع (I.I.D)، إلا أن في الواقع التطبيقي قد لا تتحقق هذه الفرضية. لهذا قام Phillips-Perron⁵ بتعميم اختبارات ديكي فولر في حالة أخطاء عشوائية مرتبطة (Autocorrelés) وبتباين غير ثابت (Hétéroscédastiques). يطبق هذا الاختبار عبر مرحلتين:

- تقدير النماذج الثلاثة الأساسية ل ديكي فولر باستعمال طريقة المربعات الصغرى العادية، وحساب الإحصائيات المرافقة لكل نموذج.

- تقدير معامل تصحيح مستخرج من التباينات المشتركة للبواقي المقدرة في المرحلة الأولى. بحيث تعطي هذه التغييرات توزيعات مشابهة لتوزيعات ديكي فولر المعتادة. وتجدر الإشارة إلى أن برامج الإعلام الآلي المتخصصة في السلاسل الزمنية (TSPEVIEWS , RATS) تسمح بالقيام بهذا الاختبار بكل سهولة.

هناك اختبار آخر مستتب من هذا الاختبار ل OULIARIS, PARK ET PHILLIPS يستعمل إذا كانت مركبة الاتجاه العام من شكل كثير حدود متعدد.

هناك اختبارات أخرى مستمدة ومكملة لاختبارات ديكي فولر مثل اختبار ديكي بنتيلا⁶ (1987) Dickey-Pantula والذي يستعمل للتأكد من عدم وجود جذور أحادية أخرى بعد إجراء الفروقات من الدرجة الأولى.

كما توجد اختبارات للجذور الأحادية الفصلية والتي تستعمل في حالة معطيات فصلية، شهرية... مثل اختبارات هازة فولر (1981) HASZA-FULLER، ديكي هازة فولر (1984) Dickey-HASZA-FULLER، اختبار ذو التسمية المختصرة (HEGY) هيجي (1990) (HEGY), ENGEL, GRANGER, YOO (HEGY)، اختبار فرانسس (FRANSES)، واختبار بوليو ميرون (1993).

2 دراسة استقرارية بعض المتغيرات الاقتصادية الكلية في الجزائر: سنحاول دراسة استقرارية بعض المتغيرات الاقتصادية الكلية في الجزائر (أنظر الملحق) وهذا بالاعتماد على اختبار الجذر الأحادي المعدل ل ديكي فولر ADF. كما سبق وأن ذكرنا فإن هذا الاختبار يأخذ بعين الاعتبار إمكانية وجود ارتباط بين الأخطاء العشوائية. لهذا يجب أولاً تحديد درجة التأخير P اللازمة لجعل بواقي التقدير تشويش أبيض (Blanchir les residus)، ثم اختبار وجود جذر أحادي (عدم استقرارية) بإتباع نفس إستراتيجية اختبار ADF البسيط التي شرحناها سابقاً.

1.2 كيفية اختيار درجة التأخير P: هناك عدة طرق لاختيار P من أهمها: طريقة تدنئة معايير المعلومة (Critères d'information) ل بايز مثل SC, AIC الخ...، وطريقة التأكد البعدي (Contrôle ex-post) من عدم وجود ارتباط بين الأخطاء. تعتمد الطريقة الأولى على المقارنة بين عدة نماذج لاختبار ADF بدرجة تأخير مختلفة. ثم اختيار درجة التأخير للنموذج الذي لديه أصغر معيار (SC, AIC)⁷.

أما الطريقة الثانية فما هي إلا أداة للتأكد البعدي من صحة اختيار درجة التأخير P للطريقة الأولى. فإذا أصبحت بواقي التقدير للنموذج المختار تخضع لتشويش أبيض، هذا يعني أن درجة التأخير P مثلى. أما إذا ثبت العكس فهذا يعني أن الأخطاء لا تزال مرتبطة وبالتالي يجب اختيار قيمة أكبر ل P ثم التأكد من عدم ارتباط الأخطاء وهذا باستعمال التمثيل البياني لدالة الارتباط للبواقي (Corrélogramme) أو أحد اختباري Box-Pierce أو Ljung-Box⁸.

2.2. تطبيق اختبارات ADF على مؤشر أسعار الاستهلاك (IPC): من أجل دراسة استقرارية المتغيرة قمنا أولاً بتحديد درجة التأخير P وهذا من أجل تفادي مشكلة ارتباط الأخطاء العشوائية. حيث استعملنا معياري AIC و SC للمفاضلة بين النماذج وقيمة هذين المعيارين تحسب آلياً بعد التقدير بواسطة برنامج الإعلام الآلي للسلاسل الزمنية EVIEWS. بعد تقدير عدة نماذج لاختبار ADF للنماذج الثلاثة (نموذج بثابت ومركبة اتجاه عام، نموذج بثابت، ونموذج بدون ثابت ولا مركبة اتجاه عام)، وذلك باختيار القيمة $P=5$ كقيمة عظمى لدرجة التأخير. تحصلنا على النتائج الملخصة في الجدول رقم 1.

الجدول 1: تحديد درجة التأخير P لمؤشر أسعار الاستهلاك

P	النموذج [3]		النموذج [2]		النموذج [1]	
	AIC	SC	AIC	SC	AIC	SC
5	0.225	0.401	0.240	0.403	0.247	0.379
4	0.221	0.375	0.248	0.380	0.247	0.357
3	0.410	0.541	0.432	0.541	0.432	0.519
2	0.569	0.678	0.502	0.688	0.611	0.676
1	0.555	0.641	0.584	0.649	0.591	0.634
0	0.702	0.766	0.760	0.803	0.792	0.813

كل هذه النماذج بينت أن السلسلة الزمنية P_i غير مستقرة لأن قيمة DF المحسوبة أكبر من القيمة المجدولة عند مستويات معنوية مختلفة. وكما هو ملاحظ في الجدول فإن معياري AIC و SC يأخذان أصغر القيم عندما تكون $P=4$ إلا في حالة واحدة فإن معيار AIC يكون أصغر ما يمكن لما تكون درجة التأخير $P=5$. فقمنا باختيار نموذج بدرجة تأخير $P=4$ لأن النموذج يكون أحسن كلما احتوى على عدد قليل من المعالم المقدرية ويشترط أن تكون بواقي التقدير عبارة عن تشويش أبيض. وللتأكد من صحة هذا الاختيار لدرجة التأخير $P=4$ نستعمل اختبار ارتباط البواقي (التأكد البعدي). بعد تطبيق استراتيجيات اختبارات ADF على النماذج الثلاثة (نموذج بثابت ومركبة اتجاه عام، نموذج بثابت، ونموذج بدون ثابت ولا مركبة اتجاه عام) وبدرجة تأخير $P=4$ تحصلنا على النتائج التالية:

أ- النموذج الثالث: نقوم أولاً بتقدير النموذج الذي يحتوي على ثابت ومركبة اتجاه عام حيث:

$$\Delta P_i = \rho P_{i-1} - \sum_{j=2}^5 \Phi_j \Delta P_{i-j+1} + c + bt + \varepsilon_t$$

حيث:

$$\varepsilon_t \rightarrow i.i.d.(0, \sigma_\varepsilon^2)$$

من خلال تقدير النموذج نلاحظ أن قيمة ستيودنت المحسوبة -2.1983 أكبر من القيم المجدولة لـ DF وهذا من أجل المستويات الثلاثة للمعنوية (5%, 1%, 10%)، ومن هذا نقبل الفرضية المبدئية التي تدل على وجود جذر أحادي أي عدم استقرار السلسلة. يجب التأكد من أن النموذج [3] هو النموذج الملائم. لهذا نلجأ لاختبار الفرضية المكملية (Hypothèse jointe) أي اختبار الفرضية:

$$H_0^3 : (c, b, \rho) = (c, 0, 0)$$

برنامج الإعلام الآلي للسلاسل الزمنية EVIEWS لا يسمح بإجراء هذا الاختبار لهذا نضطر إلى برمجة برنامج إضافي لاختبار وجود مركبة اتجاه عام بعد تطبيق هذا البرنامج تحصلنا على النتائج التالية:

$$F3=2.695, \text{SCR3}=146.978, \text{SCR3c}=153.367, \text{NDL3}=124$$

نقارن قيمة فيشر المحسوبة مع الجدولة كالتالي: بما أن $F3 < \Phi_3 = 6.49$ نقبل الفرضية المبدئية التي تدل على أن معامل مركبة الاتجاه العام معدوم عند مستوى معنوية 5%.

حيث:

F3: القيمة المحسوبة، Φ_3 : القيمة الجدولة ADF.

وبهذا يمكن استنتاج أن النموذج الثالث غير ملائم، لهذا نقوم بالخطوة الموالية:

ب- النموذج الثاني: نقدر النموذج الثاني الذي يحتوي على ثابت فقط حيث:

نحصل على النتائج التالية:

$$\Delta Pi_t = \rho Pi_{t-1} - \sum_{j=2}^5 \Phi_j \Delta Pi_{t-j+1} + c + \varepsilon_t$$

حيث:

$$\varepsilon_t \rightarrow i.i.d.(0, \sigma_\varepsilon^2)$$

نلاحظ أن المتغيرة غير مستقرة. يجب التأكد من ملائمة النموذج الثاني باستعمال الاختبار المكمل التالي:

$$H_0^2 : (c, \rho) = (0, 0)$$

نضع برنامج إضافي لاختبار معنوية الثابت شرط وجود جذر أحادي (Test conditionnel).

بعد تطبيق هذا البرنامج تحصلنا على النتائج التالية:

$$F2=1.002, \text{SCR2}=153.259, \text{SCR2c}=155.718, \text{NDL3}=125$$

نلاحظ أن القيمة المحسوبة أصغر من القيمة الجدولة أي $F2 < \Phi_2 = 4.71$. يمكن استنتاج أن النموذج [2] غير ملائم لهذا نضطر إلى القيام بتقدير النموذج الأول.

ج- النموذج الأول: نقوم بتقدير النموذج الذي لا يحتوي على ثابت ولا مركبة اتجاه عام حيث:

$$\Delta Pi_t = \rho Pi_{t-1} - \sum_{j=2}^5 \Phi_j \Delta Pi_{t-j+1} + \varepsilon_t$$

حيث:

$$\varepsilon_t \rightarrow i.i.d.(0, \sigma_\varepsilon^2)$$

نلاحظ أن القيمة المحسوبة (0.472397) أكبر من الجدولة (الملحق 1.4) مما يدل على وجود جذر أحادي.

من خلال تطبيق استراتيجية اختبارات ديكي فولر المعدلة ADF توصلنا إلى أن المتغيرة Pi غير مستقرة I(1) والنموذج [1] هو النموذج الملائم للسلسلة. وبناء على هذه النتائج يمكن اعتبار المتغيرة Pi عبارة عن مسار انحدار ذاتي AR(5) غير مستقر أي متكامل من الدرجة الأولى I(1) من نوع نموذج DS بدون ثابت ولا مركبة اتجاه عام). بعد تقديره نحصل على المعادلة:

$$Pi_t = Pi_{t-1} + 0.31(Pi_{t-1} - Pi_{t-2}) - 0.14(Pi_{t-2} - Pi_{t-3}) + 0.23(Pi_{t-3} - Pi_{t-4}) + 0.45(Pi_{t-5} - Pi_{t-6}) + \varepsilon_t$$

لجعل هذا المسار مستقر يكفي القيام بفروقات من الدرجة الأولى فنحصل على مسار AR(4) مستقر I(0) معادلته المقدره هي:

$$\Delta Pi_t = +0.31\Delta Pi_{t-1} - 0.14\Delta Pi_{t-2} + 0.23\Delta Pi_{t-3} + 0.45\Delta Pi_{t-5} + \varepsilon_t$$

من خلال اختبار الارتباط الخطي Q,Ljung-Box نستنتج أن الحد العشوائي ε_t عبارة عن تشويش أبيض لأن كل احتمالات إحصائية Quennuille أكبر من 0.05، وهذا ما يبينه أيضا التمثيل البياني لدالة الارتباط للبواقي (Corrélogramme) حيث نلاحظ أن كل معاملات لدالة الارتباط داخل مجال المعنوية. وبالتالي فإن الأخطاء ليست مرتبط وهذا يثبت صحة اختيار قيمة درجة التأخير $P=4$.

3.2 تطبيق اختبارات ADF على معدل البطالة (TCH): قمنا بنفس الخطوات السابقة لاختبار وجود جذر أحادي في السلسلة الزمنية TCH لاختيار درجة التأخير فتحصلنا على النتائج الموضحة في الجدول رقم 2.

الجدول 2: تحديد درجة التأخير P لمعدل البطالة

P	النموذج [3]		النموذج [2]		النموذج [1]	
	AIC	SC	AIC	SC	AIC	SC
5	-1.445	-1.268	-1.453	-1.298	-1.449	-1.316
4	-1.447	-1.293	-1.457	-1.325	-1.457	-1.347
3	-1.445	-1.314	-1.454	-1.345	-1.449	-1.361
2	-1.454	-1.345	-1.463	-1.376	-1.451	-1.386
1	-1.468	-1.382	-1.477	-1.413	-1.460	-1.417
0	-0.552	-0.487	-0.566	-0.523	-0.579	-0.557

كل هذه النماذج بينت أن السلسلة الزمنية TCH غير مستقرة لأن قيمة DF المحسوبة أكبر من القيمة المجدولة عند مستويات معنوية مختلفة. وكما نلاحظ في الجدول فإن معياري AIC و SC يُخذاً أصغر القيم عندما تكون $P=1$ لهذا قمنا باختيار نموذج بدرجة تأخير $P=1$.

أ- النموذج الثالث: قمنا بتقدير النموذج الذي يحتوي على ثابت ومركبة اتجاه عام حيث:

$$\Delta TCH_t = \rho TCH_{t-1} - \sum_{j=2}^2 \Phi_j \Delta TCH_{t-j+1} + c + bt + \varepsilon_t$$

حيث:

$$\varepsilon_t \rightarrow i.i.d.(0, \sigma_\varepsilon^2)$$

لاحظنا أن النموذج غير مستقر من خلال إحصائية ستيودنت المحسوبة، فقمنا بإجراء الاختبار المكمل للفرضية:

$$H_0^3 : (c, b, \rho) = (c, 0, 0)$$

تحصلنا على النتائج التالية:

$$F3=2.9, SCR3=29.064, SCR3c=30.365, NDL3=130$$

بما أن القيمة المحسوبة أقل من المجدولة ($F3 < \Phi_3 = 6.49$) نقبل الفرضية المبدئية التي تدل على عدم وجود مركبة اتجاه عام. لهذا نقدر النموذج الثاني.

ب- النموذج الثاني:

$$\Delta TCH_t = \rho TCH_{t-1} - \sum_{j=2}^2 \Phi_j \Delta TCH_{t-j+1} + c + \varepsilon_t$$

حيث:

$$\varepsilon_t \rightarrow i.i.d.(0, \sigma_\varepsilon^2)$$

النموذج غير مستقر، نختبر الفرضية المكمل:

$$H_0^2 : (c, \rho) = (0, 0)$$

نحصل على:

$$F2=2.66, \text{ SCR2}=29.229, \text{ SCR2c}=30.416 \quad \text{NDL3}=131$$

بما أن $F2 < \Phi_2 = 4.71$ هذا يعني قبول الفرضية المبدئية وانعدام الثابت في النموذج.

ج- النموذج الأول:

$$\Delta TCH_t = \rho TCH_{t-1} - \sum_{j=2}^2 \Phi_j \Delta TCH_{t-j+1} + \varepsilon_t \quad \text{حيث:}$$

$$\varepsilon_t \rightarrow i.i.d.(0, \sigma_\varepsilon^2)$$

نلاحظ أن هذا النموذج غير مستقر.

من خلال النتائج المتحصل عليها يمكن اعتبار السلسلة TCH نموذج انحدار ذاتي من الدرجة الثانية AR(2) وهو غير مستقر I(1) من النوع DS بدون ثابت ولا مركبة اتجاه عام). بعد تقديره نحصل على المعادلة

$$TCH_t = TCH_{t-1} + 0.778(TCH_{t-1} - TCH_{t-2}) + \varepsilon_t$$

لجعل هذا المسار مستقر نقوم بإجراء فروقات من الدرجة الأولى فنحصل على مسار AR(1) مستقر I(0) معادلته المقدرة تكتب بالشكل التالي:

$$\Delta TCH_t = 0.778 \Delta TCH_{t-1} + \varepsilon_t$$

بواقى هذه المعادلة عبارة عن تشويش أبيض وهذا ما أثبتته اختبار Q, Ljung-Box).

4.2 تطبيق اختبارات ADF على الناتج الداخلي الخام (PIB): بعد تقدير عدة نماذج لاختبارات ADF لاحظنا أن معيار SC يأخذ أدنى القيم من أجل درجة التأخير $P=1$ ، في حين أن معيار AIC يكون أصغر ما يمكن لما $P=5$ ، وهذا من خلال النتائج الموضحة في الجدول رقم 3.

الجدول 3: تحديد درجة التأخير P للناتج الداخلي الخام

P	النموذج [3]		النموذج [2]		النموذج [1]	
	AIC	SC	AIC	SC	AIC	SC
6	-8.383	-8.186	-8.351	-8.174	-8.315	-8.196
5	-8.408	-8.231	-8.368	-8.213	-8.370	-8.237
4	-8.341	-8.187	-8.327	-8.195	-8.327	-8.217
3	-8.331	-8.200	-8.306	-8.197	-8.299	-8.212
2	-8.344	-8.236	-8.310	-8.223	-8.307	-8.242
1	-8.361	-8.275	-8.319	-8.254	-8.318	-8.275
0	-7.276	-7.211	-7.289	-7.246	-7.256	-7.235

قمنا أولاً باختبار درجة التأخير $P=1$ وبعد القيام بإستراتيجية اختبارات ADF تحصلنا على النموذج التالي:

$$\Delta PIB_t = 0.0083 + 0.801 \Delta PIB_{t-1} + \varepsilon_t$$

إلا أن بواقى هذا النموذج ليست تشويش أبيض، هذا ما أثبتته اختبار Q, Ljung-Box لأن بعض احتمالات إحصائية Quennuille أقل من 0.05، ومنه فإن الأخطاء لا تزال مرتبطة لهذا قمنا باختبار قيمة أكبر لدرجة التأخير والمتمثلة في $P=5$.

أ- النموذج الثالث: قمنا بتقدير النموذج الذي يحتوي على ثابت ومركبة اتجاه عام حيث:

$$\Delta PIB_t = \rho PIB_{t-1} - \sum_{j=2}^6 \Phi_j \Delta PIB_{t-j+1} + c + bt + \varepsilon_t$$

حيث:

$$\varepsilon_t \rightarrow i.i.d.(0, \sigma_\varepsilon^2)$$

لاحظنا أن النموذج غير مستقر. فقمنا بإجراء الاختبار المكمل للفرضية:

$$H_0^3 : (c, b, \rho) = (c, 0, 0)$$

تحصلنا على النتائج التالية:

$$F3=3.93, SCR3=0.0256, SCR3c=0.0272, NDL3=122$$

بما أن $F3 < \Phi_3 = 6.49$ نقبل الفرضية المبدئية التي تدل على عدم وجود مركبة اتجاه عام. لهذا نقدر النموذج الثاني.

ب- النموذج الثاني:

$$\Delta PIB_t = \rho PIB_{t-1} - \sum_{j=2}^6 \Phi_j \Delta PIB_{t-j+1} + c + \varepsilon_t$$

حيث:

$$\varepsilon_t \rightarrow i.i.d.(0, \sigma_\varepsilon^2)$$

هذا النموذج غير مستقر، نختبر الفرضية المكمل:

$$H_0^2 : (c, \rho) = (0, 0)$$

نحصل على:

$$F2=4.459, SCR2=0.027, SCR2c=0.029, NDL3=123$$

بما أن $F2 < \Phi_2 = 4.71$ هذا يعني قبول الفرضية المبدئية أي أن الثابت معنويا معدوم في النموذج.

ج- النموذج الأول:

$$\Delta PIB_t = \rho PIB_{t-1} - \sum_{j=2}^6 \Phi_j \Delta PIB_{t-j+1} + \varepsilon_t$$

حيث:

$$\varepsilon_t \rightarrow i.i.d.(0, \sigma_\varepsilon^2)$$

نلاحظ أن هذا النموذج غير مستقر.

من خلال النتائج المتحصل عليها يمكن اعتبار السلسلة PIB نموذج انحدار ذاتي من الدرجة السادسة AR(6) وهو غير مستقر من النوع DS بدون ثابت وبدون مركبة اتجاه عام). بعد تقديره نحصل على المعادلة:

$$\begin{aligned} PIB_t = & PIB_{t-1} + 0.905(PIB_{t-1} - PIB_{t-2}) - 0.0016(PIB_{t-2} - PIB_{t-3}) \\ & - 0.000125(PIB_{t-3} - PIB_{t-4}) - 0.341(PIB_{t-4} - PIB_{t-5}) \\ & + 0.24(PIB_{t-5} - PIB_{t-6}) + \varepsilon_t \end{aligned}$$

بما أن معاملات $D(PIB(-2))$ و $D(PIB(-3))$ غير معنوية لهذا قمنا بعدم أخذها في المعادلة المقطرة، فتحصلنا على المعادلة:

$$\begin{aligned} PIB_t = & PIB_{t-1} + 0.905(PIB_{t-1} - PIB_{t-2}) - 0.341(PIB_{t-4} - PIB_{t-5}) \\ & + 0.248(PIB_{t-5} - PIB_{t-6}) + \varepsilon_t \end{aligned}$$

لجعل هذا المسار مستقر نقوم بإجراء فروقات من الدرجة الأولى فنحصل على مسار $AR(5)$ مستقر $I(0)$ معادلته المقدرة تكتب بالشكل التالي:

$$\Delta PIB_t = 0.905\Delta PIB_{t-1} - 0.341\Delta PIB_{t-4} + 0.248\Delta PIB_{t-5} + \varepsilon_t$$

بعد إجراء اختبار Q, Ljung-Box تأكدنا من أن بواقي هذه المعادلة عبارة عن تشويش أبيض.

5.2 تطبيق اختبارات ADF على الكتلة النقدية (M) بعد تقدير عدة نماذج لاختبارات ADF لاحظنا أن معياري SC و AIC يأخذان أدنى القيم من أجل درجة التأخير لما $P=3$ ، وهذا من خلال النتائج الموضحة في الجدول رقم 4.

الجدول 4: تحديد درجة التأخير P للكتلة النقدية

P	النموذج [3]		النموذج [2]		النموذج [1]	
	AIC	SC	AIC	SC	AIC	SC
5	-6.893	-6.716	-6.865	-6.710	-6.859	-6.726
4	-6.902	-6.748	-6.879	-6.747	-6.866	-6.760
3	-6.916	-6.785	-6.885	-6.776	-6.866	-6.779
2	-6.883	-6.774	-6.856	-6.770	-6.817	-6.752
1	-6.881	-6.784	-6.861	-6.776	-6.834	-6.769
0	-6.890	-6.785	-6.876	-6.833	-6.846	-6.825

فقمنا بتطبيق اختبارات ADF بنفس الطريقة السابقة، حصلنا على النتائج التالية:

أ- النموذج الثالث:

بعد تقدير النموذج الثالث الذي يحتوي على ثابت ومركبة اتجاه عام لاحظنا أن النموذج غير مستقر.

$$\Delta LM_t = \rho LM_{t-1} - \sum_{j=2}^4 \Phi_j \Delta LM_{t-j+1} + c + bt + \varepsilon_t$$

حيث:

$$\varepsilon_t \rightarrow i.i.d.(0, \sigma_\varepsilon^2)$$

فقمنا بإجراء الاختبار المكمل للفرضية:

$$H_0^3 : (c, b, \rho) = (c, 0, 0)$$

تحصلنا على النتائج التالية:

$$F3=4.06, \text{ SCR3}=0.119, \text{ SCR3c}=0.127 \quad \text{NDL3}=126$$

بما أن $F3 < \Phi_3 = 6.49$ نقبل الفرضية المبدئية التي تدل على عدم وجود مركبة اتجاه عام. لهذا نقدر النموذج الثاني.

ب- النموذج الثاني:

$$\Delta LM_t = \rho LM_{t-1} - \sum_{j=2}^4 \Phi_j \Delta LM_{t-j+1} + c + \varepsilon_t$$

حيث:

$$\varepsilon_t \rightarrow i.i.d.(0, \sigma_\varepsilon^2)$$

النموذج غير مستقر، نختبر الفرضية المكمل:

$$H_0^2 : (c, \rho) = (0, 0)$$

نحصل على:

$$F2=12.43, \text{SCR2}=0.125, \text{SCR2c}=0.149 \quad \text{NDL3}=127$$

بما أن $F2 > \Phi_2 = 4.71$ هذا يعني رفض الفرضية المبدئية أي أن الثابت غير معدوم وبالتالي فإن النموذج الثاني مقبول معنويا.

كنتيجة لهذه الاختبارات يمكن اعتبار السلسلة LM نموذج انحدار ذاتي من الدرجة الرابعة AR(4) وهو غير مستقر I(1) من النوع DS بثابت و بدون مركبة اتجاه عام). بعد تقديره (الملحق 4.4) نحصل على المعادلة:

$$LM_t = LM_{t-1} + 0.083(LM_{t-1} - LM_{t-2}) - 0.105(LM_{t-2} - LM_{t-3}) + 0.219(LM_{t-3} - LM_{t-4}) + 0.1044 + \varepsilon_t$$

لجعل هذا المسار مستقر نقوم بإجراء فروقات من الدرجة الأولى فنحصل على مسار AR(3) مستقر I(0) معادلته المقدره تكتب بالشكل التالي:

$$\Delta LM_t = 0.083\Delta LM_{t-1} - 0.105\Delta LM_{t-2} + 0.219\Delta LM_{t-3} + 0.1044 + \varepsilon_t$$

بواقى هذه المعادلة عبارة عن تشويش أبيض وهذا ما أثبتته اختبار Q, Ljung-Box.

6.2 تطبيق اختبارات ADF على معدل سعر الصرف (ER): قمنا بتقدير عدة نماذج لاختبارات ADF لاحظنا أن معياري

SC و AIC يأخذان أدنى القيم من أجل درجة التأخير $P=1$ ، وهذا من خلال النتائج الموضحة في الجدول رقم 5.

الجدول 5: تحديد درجة التأخير P معدل سعر الصرف

P	النموذج [3]		النموذج [2]		النموذج [1]	
	AIC	SC	AIC	SC	AIC	SC
5	-5.514	-5.338	-5.493	-5.338	-5.505	-5.368
4	-5.535	-5.381	-5.515	-5.383	-5.523	-5.413
3	-5.554	-5.423	-5.532	-5.422	-5.541	-5.453
2	-5.574	-5.465	-5.544	-5.457	-5.554	-5.489
1	-5.577	-5.490	-5.545	-5.480	-5.556	-5.513
0	-5.495	-5.430	-5.452	-5.409	-5.463	-5.442

كل هذه النماذج بينت أن السلسلة الزمنية LER غير مستقرة لأن قيمة DF المحسوبة أكبر من القيمة المجدولة عند مستويات معنوية مختلفة. قمنا باختيار نموذج بدرجة تأخير $P=1$.

أ- النموذج الثالث: قمنا بتقدير النموذج الذي يحتوي على ثابت ومركبة اتجاه عام حيث:

$$\Delta LER_t = \rho LER_{t-1} - \sum_{j=2}^2 \Phi_j \Delta LER_{t-j+1} + c + bt + \varepsilon_t$$

حيث:

$$\varepsilon_t \rightarrow i.i.d.(0, \sigma_\varepsilon^2)$$

نلاحظ أن النموذج غير مستقر. قمنا بإجراء الاختبار المكمل للفرضية:

$$H_0^3 : (c, b, \rho) = (c, 0, 0)$$

تحصلنا على النتائج التالية:

$$F3=3.15, \text{SCR3}=0.477, \text{SCR3c}=0.500 \quad \text{NDL3}=130$$

بما أن القيمة المحسوبة أقل من المجدولة ($F3 < \Phi_3 = 6.49$) نقبل الفرضية المبدئية التي تدل على عدم وجود مركبة اتجاه عام. لهذا نقدر النموذج الثاني.

ب- النموذج الثاني:

$$\varepsilon_t \rightarrow i.i.d.(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad \text{حيث:}$$

النموذج غير مستقر، نختبر الفرضية المكملية:

$$H_0^2 : (c, \rho) = (0, 0)$$

نحصل على:

$$F2=2.91, \text{ SCR2}=0.500, \text{ SCR2c}=0.522 \quad \text{NDL3}=131$$

بما أن $F2 < \Phi_2 = 4.71$ هذا يعني قبول الفرضية المبدئية وانعدام الثابت في النموذج.

ج- النموذج الأول:

$$\Delta LER_t = \rho LER_{t-1} - \sum_{j=2}^2 \Phi_j \Delta LER_{t-j+1} + \varepsilon_t$$

حيث:

$$\varepsilon_t \rightarrow i.i.d.(0, \sigma_\varepsilon^2)$$

أثبت الاختبار أن هذا النموذج غير مستقر.

من خلال النتائج المتحصل عليها يمكن اعتبار السلسلة LER نموذج انحدار ذاتي من الدرجة الثانية AR(2) وهو غير مستقر I(1) من النوع DS بدون ثابت ولا مركبة اتجاه عام). بعد تقديره نحصل على المعادلة:

$$LER_t = LER_{t-1} + 0.332(LER_{t-1} - LER_{t-2}) + \varepsilon_t$$

لجعل هذا المسار مستقر نقوم بإجراء فروقات من الدرجة الأولى فنحصل على مسار AR(1) مستقر I(0) معادلته المقدرة تكتب بالشكل التالي:

$$\Delta LER_t = 0.332 \Delta LER_{t-1} + \varepsilon_t$$

بواقى هذه المعادلة عبارة عن تشويش أبيض وهذا ما أثبتته اختبار Q, Ljung-Box .

الخاتمة

ان دراسة بناء النماذج وتحليلها أعطت للسلاسل الزمنية أهمية كبيرة و دورها الفعال في استخدامها في التخطيط الاقتصادي، و تعد دراسة الجذر الأحادي من المواضيع المهمة في كثير من التطبيقات التي تعتمد على البيانات الزمنية . فهو موضوع ذو أهمية تطبيقية وحيوية في التحليل القياسي حيث ان الاستدلال للمتغيرات غير المستقرة يعطي نتائج مضللة ، إذ تكون العلاقة بين المتغيرات غير المستقرة ليست حقيقة و إنما مضللة وهذا ما يسمى بالانحدار الزائف أو المضلل وهناك العديد من الطرق الإحصائية المستخدمة لاختبار الاستقرار (اختبار جذر الوحدة)، والمتمثلة أساسا في اختبارات ديكي فولر و اختبارات ديكي فولر المطورة، اختبارات سعيد ديكي، اختبارات فيليبس بيرو، اختبارات هال واختبارات ديكي بونتيلا فقد اعتمدنا في الجانب التطبيقي على اختبار ADF والذي يعد من الاختبارات الأكثر دقة والأوسع انتشارا والأكثر استعمالا في الدراسات التجريبية ، و يهدف هذا الاختبار إلى فحص خواص السلسلة الزمنية لكل متغير من متغيرات الدراسة و معرفة نوع النموذج (TS أو DS) الذي تخضع له السلسلة في التحليل الإحصائي.

درسنا استقرارية بعض المتغيرات الاقتصادية الكلية في الجزائر، والمتمثلة في الناتج الداخلي الخام، مؤشر أسعار الاستهلاك، الكتلة النقدية، معدل سعر الصرف ونسبة البطالة عن طريق اختبارات الجذر الأحادي ل ديكي فولر المعدلة ADF. فوجدنا أن كل المتغيرات غير مستقرة ومتكاملة من الدرجة الأولى (I(1))، وكلها تخضع لنموذج الاستقرار بالفروقات (DS). و هذا ما يقودنا للقول بأن تأثير الصدمات الطرفية يمكن أن يكون له تأثير دائم على مستوى السلسلة المدروسة.

التهميش

- ¹Bresson G, Pirotte A, (1995) , Econométrie des séries temporelles , PUF, P225-226.
²Sims Christopher, (1980) : « Macroeconomies and reality », Econometrica N°1 Vol 48
³Bourbonnais R., (1998) ,Analyse des séries temporelles en économie , PUF Paris
⁴Bourbonnais R., (1998) : op. cité
⁵Philips P.C.B. ; Perron P, (1986) ,Testing for unit root in time series regression , Biometrika,75, p347-353
⁶Dickey D. , Pantula S., Determining the order differencing in autoregressive processes, Journal of business Economic and Statistics.
⁷Bourbonnais R., (1998), op cité, p251
⁸Bourbonnais R., (1998) , op.cité, p21

المراجع

- 1- Bourbonnais R., (1998) : «Analyse des séries temporelles en économie » PUF Paris.
- 2- Bourbonnais R., Terraza M., (1998) : « Econométrie », Dunod Paris.
- 3- Bresson G., Pirotte A., (1995) : « Econométrie des séries temporelles », PUF ,Paris.
- 4- Clément E., Germain, (1993) : « Var et prévisions conjoncturelles », Annales d'économie et de statistique N°32, pp113-135.
- 5- Darné O., (2001): « Analyse de vraisemblance de la cointégration saisonnière pour des données mensuelles », LAMETA CNRS, Montpellier1.
- 6- Dickey D. , Pantula S., « Determining the order differencing in autoregressive processes »; Jornal of business Economic and Statistics.
- 7- Doz C., Malgrange P., (1992) : « Modèle Var et prévision à court terme », économie et prévision N°106, 1992 – 5, PP 109-122.
- 8- Fuller W., (1976) : « Introduction to statistical time series », Wiley, N.W.
- 9- Gourieroux C., Monfort A., (1990) : « Series temporelles et modèles dynamiques » Economica.
- 10- Hamilton J.D.,(1994) : « Time series analysis », Princeton
- 11- Henni A., (1987) : « Monnaie, crédit et financement en Algérie (1962-1987) », CREAD.
- 12- Hurlin C.,(2001) : « Econométrie appliquée ; Series temporelles », UFR Economie Appliquée.
- 13- Lardic S., Mignon V., (2002) « Econométrie des séries temporelles macroéconomiques et financières », Economica.
- 14- Perron P, Campbell J.Y., (1992) : « Racines unitaires en macro-économie : le cas multidimensionnel », annales d'économie et de statistique N°27.
- 15- Philips P.C.B. ; Perron P, (1986) : «Testing for unit root in time series regression », Biometrika,75.
- 16- Sims C., (1980) : « Macroéconomics and reality » , Econometrica, N°1 Vol 48.
- 17- Temmar H., (1984) : « les explications théoriques de l'inflation » OPU, Alger.