إختبار التكامل المتزامن كأسلوب لقياس العلاقات الاقتصادية: دراسة حالة للنموذج النقدي الأساسي لتحديد سعر الصرف في الاقتصاد الجزائري خلال الفترة (1977- 2010)

أ. صحراوي سعيد
أستاذ مساعد أ
جامعة أبو بكر بلقايد – تلمسان–

د. بن حمودة يوسف
أستاذ محاضر
جامعة أبو بكر بلقايد – تلمسان–

ملخص:

تكتسي النماذج النقدية، ومن بينها النموذج النقدي الأساسي، أهمية كبيرة في تحديد أسعار صرف العملات في ظل توجه دول عديدة في الفترة الراهنة نحو إعمال قوى السوق و تحرير التجارة الخارجية وسوق الصرف الأجنبي. ومن ثمّ، تهدف هذه الدراسة إلى اختبار قدرة النموذج النقدي الأساسي على تفسير تحركات سعر صرف الدينار الجزائري/الدولار الأمريكي من خلال اختبار وجود علاقات في المدى الطويل بين سعر الصرف ومتغيرات الإقتصاد الكلي باستخدام أسلوب التكامل المتزامن لجوهانسن Johansen » « Cointégration Test، والذي سيكون محل شرح في الجزء الأول من هذا المقال، وتحديد اتجاه علاقة التأثير بين المتغيرات. وقد دلّ اختبار التكامل المتزامن على وجود علاقة تكامل متزامن بين متغيرة سعر الصرف ومتغيرات الإقتصاد الكلي المدرجة في معادلة النموذج النقدي الأساسي، إضافةً إلى مُخالفة إشارات المعلمات المقدّرة للتوقعات القبلية للنموذج النقدي الأساسي باستثناء معلمة المرونة الخاصة بالطلب على النقود بالنسبة لسعر الفائدة النسبي. وبناءً على نتيجة اختبارات العلاقات السببية استنتجنا عدم وجود علاقات سببية في ذات الإتجاه المتوقع من طرف أصحاب النموذج.

Résumé:

Le modèle monétaire fondamental possède une grande importance en ce qui concerne la détermination des taux de change des monnaies et surtout durant la période actuelle

caractérisée par l'orientation de plusieurs pays vers l'adoption de la doctrine du capitalisme économique et par la libéralisation du commerce international et du marché de change. Dans ce contexte cette recherche tente d'examiner la capacité du modèle monétaire fondamental à expliquer les mouvements du taux de change Dinar algérien/Dollar américain via un test d'existence d'une relation à long terme entre la variable du taux de change et les variables macroéconomiques, en ayant recours à la méthode de Cointégration « *Johansen Cointégration Test* » à laquelle nous allons consacrer une partie au début de cet article. Notre étude a abouti au résultat suivant : Il existe une relation de long terme entre la variable du taux de change et les variables macroéconomiques que comporte le modèle. A partir de là, nous pouvons confirmer la validité du modèle monétaire fondamental par rapport à la réalité de l'économie algérienne, malgré que les résultats du test de causalité (*la méthode de Granger*) soient décevants.

Mots clés : taux de change, le modèle monétaire fondamental, Cointégration.

مقدمة:

لقد عكف الاقتصاديون، مع بداية تبلور تيار فكري مبني على أفكار ومبادئ أصيلة عند الكلاسيكيين في أواخر القرن الثامن عشر، على دراسة وتبسيط الظواهر الاقتصادية من خلال بناء فرضيات وعلاقات سببية بين متغيرات اقتصادية (كعلاقة قيمة النقود بكميتها) في إطار نماذج و نظريات. وفي مراحل لاحقة، ذهب اهتمام الكثير منهم إلى قياس وتقدير هذه العلاقات الاقتصادية، أو بالأحرى التأكد من صحتها، مستخدمين أساليب وطرق إحصائية ورياضية مختلفة، التي بدورها أصبغت الاقتصاد صفة العلم بامتياز، بحيث أصبح يحظى بإمكانية تصديق أو دحض نظرياته بالرجوع إلى المعلومات التاريخية لمختلف المتغيرات التي هي موضوع هذه النظريات. وبذلك لم يعد موضوع التجريب مطروح في علم الاقتصاد.

بهذه العبارات، نكون قد خضنا في جوهر الاقتصاد القياسي، والذي يعتبر اختبار التكامل المتزامن أحد أساليبه المستعملة بشكل كبير في العقود الأخيرة في مجال دراسة وقياس العلاقات الاقتصادية. سنحاول في هذا المقال، بعد مناقشة موضوع اختبار التكامل المتزامن، أن نعطي مثال تطبيقي من صلب النظرية الاقتصادية وسنتطرق في هذا الصدد إلى النموذج النقدي الأساسي لتحديد سعر الصرف، الذي يتضمن تبيان علاقة خاصة بين متغيرة سعر الصرف ومتغيرات الاقتصاد الكلي. وسنستند في تحليلنا هذا إلى بيانات تخص الاقتصاد الجزائري. وعليه يمكن بلورة إشكالية البحث في التساؤل التالي:

ما مدى قدرة النموذج النقدي الأساسي على تفسير تحركات سعر صرف الدينار الجزائري/الدولار الأمريكي و ما مدى إمكانية الإعتماد على أسلوب التكامل المتزامن في التحقق من وجود علاقات في المدى الطويل بين سعر الصرف و متغيرات الإقتصاد الكلي؟

وبهدف تسهيل الوصول إلى إجابة على التساؤل المطروح تم وضع الفرضيات التالية:

- إن النموذج النقدي الأساسي بإمكانه تفسير تحركات سعر صرف الدينار الجزائري/الدولار الأمريكي.
- يمكن الإعتماد على أسلوب التكامل المتزامن في تحليل العلاقات بين سعر الصرف و متغيرات الإقتصاد الكلي في المدى الطويل.

وبهدف الإجابة على الإشكالية المطروحة والتحقق من صحة الفرضيات الموضوعة تم تقسيم هذا البحث إلى جزئين. يعنون الجزء الأول: نظرة عامة حول أدبيات التكامل المتزامن، ويتناول شرحاً مفصلاً لهذا الأسلوب، أما الجزء الثاني فعنون بـ: دراسة قياسية للنموذج النقدي الأساسي لتحديد سعر الصرف، ويشمل عرض الجانب النظري للنموذج النقدي الأساسي، ثم الدّراسات التطبيقية السابقة حول اختباره، ليتم بعد ذلك اختباره في الجزائر، وفي الأخير النتائج المتوصل إليها.

I- نظرة عامة حول أدبيات التكامل المتزامن:

تفترض كل الدراسات التطبيقية منها الاقتصادية التي تستخدم بيانات سلسلة زمنية أن هذه السلسلة مستقرة أو ساكنة. إذ تتحدد صفة الاستقرار تلك ببعض الخصائص الإحصائية. أما إذا كنا بصدد تقدير علاقة انحدار بين عدد من المتغيرات باستخدام بيانات سلسلة زمنية وكانت بيانات السلسلة الزمنية لهذه المتغيرات غير مستقرة فمن الممكن ألا تكون علاقة الانحدار المقدرة بينها معبرة عن علاقة حقيقية وإنما معبرة عن علاقة زائفة، أي يكون الانحدار زائفا *spurious*. ويحدث هذا حتى إذا كان معامل التحديد R^2 للعلاقة المقدرة عاليا نسبيا وقيم t المحسوبة كبيرة.

والسبب في ذلك هو أن التغير في هذه المتغيرات ربما يرجع لمتغير آخر يؤثر فيها جميعا ويجعل تغيراتها متصاحبة أو متزامنة. ولذا فإن العلاقة بينها قد تكون علاقة اقتران أو ارتباط وليست علاقة سببية. ولكن لا يجب أن يفهم مما سبق أنه في كل الحالات التي تكون فيها بيانات السلسلة الزمنية غير مستقرة يكون الانحدار المقدر

بينها زائفا. فبيانات السلسلة الزمنية للمتغيرات المختلفة إذا كانت متكاملة من رتبة واحد يقال أنها متساوية التكامل ومن تم فإن علاقة الانحدار المقدرة بينها لا تكون زائفة. وحتى نختبر ما إذا كان الانحدار المقدَّر من بيانات سلسلة زمنية زائفا أم لا يتعين اختبار ما يسمى بالتكامل المتزامن Cointégration.

1. دراسة إستقرارية السلاسل الزمنية واختبارات الجذر الوحدوي:

1.1 المفهوم والخصائص الإحصائية لصفة استقرار السلسلة:

يمكن تعريف السلسلة الزمنية المستقرة على أنها هي تلك السلسلة الزمنية التي لا تحتوي لا على اتجاه عام ولا على تقلبات موسمية. كما يمكن أن نذكر المعنى أو المدلول التقني للإستقرارية والذي مفاده أن تكون السلسلة الزمنية مستقرة إذا لم يتغير متوسطها وتباينها منهجيا مع الزمن. ومن خلال هذه التعاريف يمكن أن نذكر خصائص استقرار السلسلة الزمنية، حيث تكون السلسلة الزمنية مستقرة إذا توفر:

- ✓ ثبات متوسط القيم عبر الزمن (مستقل عن الزمن):

$$E(y_t) = E(y_{t+m}) = \mu \qquad \forall_t, \forall_m$$

- ✓ ثبات التباين عبر الزمن:

$$Var(y_t) = E(y_t - \mu)^2 = \delta^2 \qquad \forall_t$$

- ✓ التغاير مستقل عن الزمن: أي أن يكون التغاير *covariance* بين قيمتين لنفس المتغير معتمدا على الفجوة الزمنية بين القيمتين وليس على القيمة الفعلية للزمن الذي يحسب عنده التغاير:

$$COV(y_t, y_{t+K}) = \mathrm{E}[(y_t - \mu)(y_{t+K} - \mu] = \gamma_K$$

ويظهر من خلال هذه الخصائص أنه يكون مسار التشويش أبيض ε_t مستقل ويخضع لنفس التوزيع $N(o, \delta_\varepsilon^2)$ مستقرا. إذن تكون سلسلة زمنية مستقرة فقط إذا كانت تحقق مسار مستقر، إذ يستلزم هذا أن السلسلة لا تحتوي لا على اتجاه عام ولا على تقلبات موسمية، وبصفة أكثر عمومية لا يكون أي عامل يتطور عبر الزمن.

2.1 مسارات السلاسل الزمنية:

إنه نادرا ما تحقق الأحداث التاريخية أو الزمنية الاقتصادية مسارات عشوائية مستقرة. ومن أجل تحليل عدم استقرارية السلاسل الزمنية، سنميز بين نوعين من المسارات:

المسار من نوع "TS" "Trend Stationary" والذي يمثل عدم الاستقرارية من نوع Déterministe.

المسار من نوع "DS" "DifferencyStationary" الخاص بالمسارات الغير مستقرة العشوائية.

بصفة عامة، من أجل إرجاع استقرارية مسار من نوع TS، فإن أحسن طريقة هي طريقة المربعات الصغرى العادية، أما فيما يخص مسار من نوع DS، فإنه يجب استعمال ما يسمى بمرشح الاختلافات الأولية la filtre aux différences premières.

3.1 اختبارات الجذر الوحدوي:

إن اختبارات الجذر الوحدوي لا تسمح فقط بالكشف عن وجود صفة عدم الاستقرار، ولكن هي تحدد كذلك نوع عدم الإستقرارية أي المسار من نوع *TS* أو *DS* (الاتجاه المحدد أو العشوائي)، وبالتالي هي تحدد أحسن طريقة لإرجاع السلسلة مستقرة.

أ. إختبار Dickey-Fuller (DF) (1979):

تسمح إختبارات Dickey-Fuller بتوضيح صفة الاستقرار أو عدم الاستقرار لسلسلة زمنية، وهذا عن طريق تحديد اتجاه محدد déterministe أو عشوائي stochastique. ويوجد ثلاث نماذج قاعدية تستخدم في تشكيل هذه الاختبارات. حيث مبدأ هذه الاختبارات بسيط: إذا قبلت الفرضية H_0 $(H_0 : \phi_1 = 1)$ في واحد من النماذج الثلاث، فإن المسار (السلسلة) غير مستقرة.

نموذج الانحدار الذاتي من الرتبة الأولى $AR(1)$ $[1].....X_t = \phi_1 X_{t-1} + \varepsilon_t$

نموذج الانحدار الذاتي مع إدخال حد ثابت $[2]....X_t = \phi_1 X_{t-1} + \beta + \varepsilon_t$

نموذج الانحدار الذاتي مع إدخال حد الاتجاه العام t $[3]..X_t = \phi_1 X_{t-1} + b_t + C + \varepsilon_t$

إذا تحققت الفرضية H_0، فإن السلسلة الزمنية X_t غير مستقرة مهما كان النموذج المأخوذ.

في النموذج الأخير *[3]*، إذا تم قبول $H_1 : \phi_1 \langle 1$ ، وإذا كان المعامل b يختلف عن 0، فإن المسار هو من نوع *TS*، ويمكن إكسابه الإستقرارية عن طريق حساب الراسب مقارنة بالاتجاه المقدر بواسطة طريقة المربعات الصغرى العادية.

ويمكن أن نشير إلى أنه لا يمكن اختبار الفرضية H_0 (مثلا) في ظل القواعد الإحصائية العادية لاختبار الفرضيات (بالأخص توزيع *student* للمعلمة ϕ_1)، ولهذا نستعمل جداول معدة خصيصا بواسطة *Dickey-Fuller*، حيث أن هذه الجداول هي جداول مماثلة لجداول t لـ *Student*. وقد اختار المختصون اختبار القيمة $\hat{\phi}_1 - 1$ في مكان $\hat{\phi}_1$ لأسباب إحصائية. و هذا الأمر لا يعرقل عملية الاختبار، إذ تكتب $X_t = \phi_1 X_{t-1} + \varepsilon_t$ كذلك كما يلي:

$$X_t - X_{t-1} = \phi_1 X_{t-1} - X_{t-1} + \varepsilon_t$$
$$\Delta X_t = (\phi_1 - 1) X_{t-1} + \varepsilon_t$$

إذن فهو نفس الشيء في اختبار الفرضية $H_0 : \phi_1 = 1$ أو $H_0 : \phi_1 - 1 = 0$، ولاختبار مدى استقرار السلسلة نتبع الخطوات التالية:

- نقدر بواسطة طريقة المربعات الصغرى العادية المعلمة ϕ_1 والتي نسميها $\hat{\phi}_1$ ، وهذا بالنسبة للنماذج الثلاث.
- نقوم بحساب $t\hat{\phi}_1$، حيث تساوي هذه الأخيرة $\hat{\phi}$ مقسومة على الانحراف المعياري لها (وهذا بعد تقدير المعاملات والانحرافات المعيارية للنموذج بواسطة *MCO*). كما أن $t\phi_1$ هي بمثابة t لستيودنت.

- إذا كانت $t\hat{\phi}_1$ المحسوبة $\leq t$ الجدولية نقبل الفرضية H_0، أي يوجد جذر وحدوي، والمسار أو السلسلة في هذه الحالة غير مستقرة.

ب. إختبار ADF: Dickey et Fuller Augmentés

يعاني اختبار *Dickey-Fuller* من أربع حدود أو مشاكل، والتي من بينها حالة وجود مشكلة الارتباط الذاتي بالحد العشوائي ε_t ، ومن أجل تصحيح هذا المشكل نميز بين عدة اختبارات براميترية كاختبار *Dickey et Fuller Augmentés* (1981) أو *ADF*، واختبارات غير براميترية لـ *Phillips –Perron* (1988). حيث

سنهتم فقط بالاختبارات الأولى. ترتكز اختبارات *ADF* (في ظل الفرضية العدمية $|\phi_1|\langle 1$) على تقدير النماذج الثلاث القاعدية باستعمال طريقة *MCO* (أو *OLS*):

$$\Delta x_t = px_{t-1} - \sum_{j=2}^{p} \phi_j \Delta x_{t-j+1} + \varepsilon_t \quad \text{..... النموذج [4]}$$

$$\Delta x_t = px_{t-1} - \sum_{j=2}^{p} \phi_j \Delta x_{t-j+1} + C + \varepsilon_t \quad \text{..... النموذج [5]}$$

$$\Delta x_t = px_{t-1} - \sum_{j=2}^{p} \phi_j \Delta x_{t-j+1} + C + bt + \varepsilon_t \quad \text{..... النموذج [6]}$$

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

p: عبارة عن درجة التأخير $p = \phi - 1$

ويجري الاختبار بطريقة مشابهة لاختبارات *DF* البسيطة، وفقط الجداول الإحصائية هي التي تختلف.

ويمكن تحديد قيمة p عن طريق معايير "Akaike" 1979 أو "Schwarz" 1978 أو ننطلق بقيمة هامة نوعا ما لـ p. ونقدر نموذج بـ (p-1) تأخير، ثم بـ (p-2) تأخير، إلى غاية أن يصبح معامل p^{ieme} تأخير ذا مدلول.

2. التكامل المتزامن: *Cointégration*

يعد شرط الاستقرار أساسي في دراسة وتحليل السلاسل الزمنية أما في حالة غياب صفة الاستقرار، فإن علاقة الانحدار المقدرة بين المتغيرات تكون تعبر عن علاقة زائفة. ويحدث هذا حتى وإن كان معامل التحديد R^2 للعلاقة المقدرة عاليا نسبيا وقيم t المحسوبة كبيرة، وهذا راجع لأسباب قد تم التطرق إليها ومن بينها احتواء البيانات الزمنية على عامل الاتجاه *trend* الذي يعكس ظروفا معينة تؤثر على جميع المتغيرات إما في نفس الاتجاه أو في اتجاهات متعاكسة.

لكن لا يجب أن يفهم مما سبق أنه في كل الحالات التي تكون فيها السلسلة الزمنية غير مستقرة يكون الانحدار المقدر بينها زائفا. فبيانات السلسلة الزمنية للمتغيرات المختلفة إذا كانت متكاملة من رتبة واحدة يقال أنها متساوية التكامل، فإذا كانت سلسلتين متساويتا التكامل فإن العلاقة المقدرة بينهما لا تكون زائفة بالرغم من كون السلسلتين الأصليتين غير مستقرتين. ولاختبار ما إذا كان الانحدار المقدر من بيانات سلسلة زمنية زائفا أم لا، يستعمل اختبار التكامل المتزامن ***Cointégration*.**

1.2 مفهوم التكامل المتزامن:

يسمح التكامل المتزامن بنمذجة ديناميكية المدى الطويل لسلسلة زمنية والمسماة بعلاقة التكامل المتزامن وديناميكية المدى القصير الممثلة بواسطة نموذج تصحيح الأخطاء (MCE)، وهذا في آن واحد. والفكرة الجوهرية للتكامل المتزامن هي البحث عن توليفة خطية مستقرة لسلاسل غير مستقرة. فالقاعدة العامة، أنه عندما نجري توليفة خطية لسلاسل زمنية متكاملة من نفس الرتبة الأولى I(1)، فإنه ننتج سلسلة جديدة هي كذلك متكاملة من الرتبة الأولى I(1). إلا أنه من الممكن أن يكون الاتجاه (المسار) العشوائي Stochastique مشترك. ففي هذه الحالة، السلاسل الزمنية تتطور معا. و أكيد أنه يبقى بين هذه السلاسل فارق أوحد لعدم التوازن (راسب)، لكن هذا الأخير هو مستقر. إذن نقول أن المسار trajectoire (للبعد بين السلسلتين) هذه السلاسل متقارب أو نقول كذلك أن السلاسل متكاملة cointégrées.

2.2 خصائص درجة تكامل السلسلة الزمنية:

نقول عن سلسلة زمنية أنها متكاملة من الدرجة أو الرتبة d، إذا استوجب الحصول على الفروق d مرة لتصبح السلسلة الزمنية مستقرة. ونكتب $x_t \to I(d)$.

إذا كانت لدينا سلسلة زمنية X_{1t} مستقرة وسلسلة X_{2t} متكاملة من الدرجة الأولى:

$$x_{1t} \to I(0)$$
$$x_{2t} \to I(1)$$
$$\Rightarrow x_{1t} + x_{2t} \to I(1)$$

إن السلسلة الناتجة $y_t = x_{1t} + x_{2t}$ غير مستقرة بسبب الجمع بين سلسلة ذات اتجاه وسلسلة مستقرة.

إذا كانت لدينا سلسلتين x_{1t} و x_{2t} متكاملتين من الدرجة d:

$$x_{1t} \to I(d)$$
$$x_{2t} \to I(d)$$
$$\Rightarrow x_{1t} + x_{2t} \to I(?)$$

التوليفة الخطية: $\alpha x_{1t} + \beta x_{2t} \to I(?)$

فالنتيجة تعتمد على إشارات المعاملات α, β وعلى تواجد ديناميكية غير مستقرة مشتركة.

ولو أخذنا حالة أخرى:

$$x_{1t} \to I(d)$$
$$x_{2t} \to I(d')$$
$$d' \neq d$$
$$\Rightarrow x_{1t} + x_{2t} \to I(?)$$

يظهر أنه من غير الممكن الإجماع على درجة تكامل السلسلة الناتجة بسبب الجمع بين سلسلتين لهما درجتي تكامل مختلفتين.

3.2 شروط التكامل المتزامن:

نقول عن سلسلتين زمنيتين y_t, x_t أنهما متكاملتين إذا تحقق الشرطين التاليين:

- أن يكون لدى السلستين اتجاه عشوائي من نفس درجة التكامل.
- أن تسمح التركيبة الخطية للسلسلتين للحصول على سلسلة من درجة تكامل أقل.

وهذا معناه:

$$x_t \to I(d)$$
$$y_t \to I(b)$$
$$\Rightarrow \alpha_1 x_t + \alpha_2 y_t \to I(d-b)$$

حيث: $d \geq b \rangle 0$

$$x_t, y_t \to CI(d,b)$$

$[\alpha_1 \alpha_2]$ هو شعاع التكامل المتزامن

في الحالة العامة وبوجود K متغيرات، يكون لدينا:

$$x_{1,t} \to I(d)$$
$$x_{2,t} \to I(d)$$
$$x_{K,t} \to I(d)$$

ونكتب: $x_t = [x_{1,t} x_{2,t} ... x_{K,t}]$

إذَا تواجد شعاع التكامل المتزامن $\alpha = [\alpha_1 \alpha_2 ..... \alpha_K]$ ذو بعد (K,1) كمثلا $\alpha X_t \to I(d-b)$، فإن المتغيرات التي عددها (K) متكاملة وشعاع التكامل المتزامن هو α. و نكتب $X_t \to CI(d,b)$، حيث: $b \rangle 0$.

4.2 نموذج تصحيح الأخطاء:

إن النظرية المعروفة باسم Théorie de représentation de Granger والمعدة في إطار سلاسل زمنية متكاملة من الدرجة الأولى I(1) تضم أو تدمج حضور علاقة التكامل المتزامن بتواجد نموذج تصحيح الأخطاء Modèle à correction d'erreurs. ويبين نموذج تصحيح الأخطاء مسار تصحيح للأبعاد أو الفوارق (écart) بين متغير وقيمته التوازنية الطويلة المدى: فهو يصف المرحلة التي يتجه ويلتقي خلالها متغير هدفه الطويل المدى المحدد بواسطة علاقة التكامل المتزامن.

ندرس الحالة الخاصة التالية: $X_t, y_t \to CI(1,1)$ و $\beta \in [-1,\beta]$ (نضع في الحالة العادية $\beta = -\frac{\alpha_1}{\alpha_2}$

هذا يعني $\beta x_t - y_t \to I(0)$ يمثل شعاع التكامل المتزامن.

في هذه الحالة الخاصة، بفعل أن السلاسل الزمنية متكاملة وغير مستقرة يُرفع مشكل تقدير. إن النوعية الإحصائية الجيدة للنموذج (معامل تحديد R^2 مرتفع والمعاملات إيجابية) هي ناتجة بفعل أن السلاسل غير مستقرة (بما أنها متكاملة). في ظل انحدار مباشر لـ y_t على x_t (عندما $y_t, x_t \to CI(1,1)$)، فإنه يظهر أن استعمال هذا النموذج للتنبؤ هو كارثة، لأن العلاقة الموضحة بهذا الانحدار هي ليست حقيقية، إذ هي ببساطة ناتجة عن علاقة بين مسارين (اتجاهين). إذن المشكل يتمثل من جهة في إخراج العلاقة المشتركة للتكامل المتزامن (الاتجاه المشترك)، ومن جهة أخرى في البحث عن رابط حقيقي بين المتغيرات: هذا هو الهدف لنموذج تصحيح الخطأ (*ECM*). حيث يعتبر هذا التقديم في نفس الوقت نموذج سكوني *statique* ($\beta_1 \Delta x_t$) ونموذج ديناميكي ($\beta_2 (y_{t-1} - \beta x_{t-1})$).و يمكننا أن نمثل العلاقة:

$$\Delta y_t = \beta_1 \Delta x_t + \beta_2 (y_{t-1} - \beta x_{t-1})$$
$$I(0) \qquad I(0) \qquad I(0)$$

يسمح نموذج تصحيح الأخطاء (و هو مسار تعديلي) بإدخال التغيرات أو التذبذبات الناتجة في المدى القصير في علاقة المدى البعيد. و يعبر المعامل β_2 (الذي يجب أن يكون سالبا) عن قوة إرجاع نحو التوازن المدى الطويل.

5.2 إختبار التكامل المتزامن:

يوجد الكثير من الطرق لإختبار التكامل المتزامن، أهمها: اختبار *DF* أو *ADF* للجذر الوحدوي على البواقي (الرواسب résidus) المقدرة بواسطة انحدار التكامل المتزامن، انحدار التكامل المتزامن لديربن واتسون "DurbinWatson" (RCDW) و إختبار التكامل المتزامن لـ جوهانس "Johanson". وسنقتصر هنا على شرح الطريقة الأخيرة.

إختبار التكامل المتزامن لـ *Johansen*:

في سنة 1988طوّر مقاربة متعدّدة للتكامل المتزامن ترتكز على نموذج الانحدار الذاتي(*VAR*). ويقوم جوهانسن بتقدير مصفوفة التكامل المتزامن و إيجاد رتبتها ألّتي تعبر عن رتبة التكامل المتزامن.

وإذا اعتبرنا الشعاع y_t المتعلق بـ N. متغير متكاملين من الدرجة الأولى I (1) فإن:

$$y_t= \phi\, y_{t-1}+\dots \phi_p\, y_{t-1}+ \varepsilon_t \dots\dots\dots\dots [1]$$

حيث: ε_t تشويش أبيض.

ونعيد كتابة المعادلة [1] على شكل نموذج تصحيح الأخطاء:

$$y_t= \pi_1\Delta y_{t-1}+\dots+\pi_{p-1}\Delta y_{t-p+1}-\pi y_{t-p}+\varepsilon_t\Delta \dots\dots\dots\dots [2]$$

أين المصفوفة $(i = 1. . . p)\ \pi_i$ ذات البعد (NxN)

ويلاحظ أن كل متغيرات المعادلة [1] متكاملة من الدرجة 0 باستثناء y_{t-p} المتكاملة من الدرجة (1) مما يخلق عدم توازن في المعادلة و لذا وجب تحقق شرط أن تكون:

$\pi_p x_{t-p}$ متكاملة من الدرجة 0.

و نضع : $\pi_p=\alpha\beta$

حيث: α مصفوفة ذات البعد (Nxr) و الّتي تحتوي على شعاع التكامل المتزامن r.

β مصفوفة ذات البعد (Nxr) الّتي تحتوي على الأوزان المشتركة لشعاع التكامل.

ويمكن إعادة صياغة المعادلة [2] على الشكل التالي:

$$\Delta y_t= \pi_1\Delta y_{t-1}+\dots+\pi_{p-1}\Delta y_{t-p+1}-\beta\alpha x_{t-p}+\varepsilon_t \dots\dots\dots [3]$$

وإختبار جوهان سيعتمد على رتبة المصفوفة π . وقواعد القرار هي كالتالي:

رتبة المصفوفة	النتيجة
$0 = r$	لا توجد علاقة تكامل متزامن
$K = r$	كل المتغيرات مستقرة و لا يمكن إجراء الاختبار
$K - 1 > r > 1$	يوجد علاقة تكامل متزامن بين المتغيرات

الجدول رقم (01): اختبار جوهان

في حالة $K - 1 > r > 1$ يمكن حساب الإحصائية λ_{trace} و التي تعطى بالمعادلة [4]:

$$\lambda_{trace} = -n \sum_{i=r+1}^{k} Ln(1 - \hat{\lambda} i) \quad \text{.....[4]}$$

مع n عدد الملاحظات، r رتبة المصفوفة، k عدد المتغيرات و λi هي قيم المصفوفة π

قيمة λ	الفرضيات	النتيجة
أكبر من القيم الحرجة	$H_1 : r > 0$, $H_0 : r = 0$	نرفض الفرضية H_0 ونمر للإختبار الموالي
أكبر من القيم الحرجة	$H_1 : r > 1$, $H_0 : r = 1$	نرفض الفرضية H_0 ونمر للإختبار الموالي
.	.	.
.	.	.
.	.	.
أكبر من القيم الحرجة	$H_1 : r = k$, $H_0 : r = k-1$	في حالة رفض H_0 أي $r = k$ ، نقول أن المتغيرات مستقرة وبالتالي عدم وجود علاقة تكامل بين المتغيرات.

الجدول رقم (2) نتائج اختبار جوهان

II- النموذج النقدي الأساسي لتحديد سعر الصرف: دراسة قياسية لحالة الجزائر

يعتبر سعر الصرف كأحد أهم الأسعار في الإقتصاد، نظرا لتأثيره القوي على مستوى النشاط الاقتصادي من جوانب عديدة أهمها: الإستثمار، الإنتاج، التصدير، الاستيراد وتدفقات رؤوس الأموال...الخ. وهو أيضا سعر حساس جداً يستجيب لأي تغيرات، خاصةً الحاصلة على مستوى متغيرات الإقتصاد الكلي كالكتلة النقدية، الدخل الحقيقي، معدل الفائدة والتضخم وحتى التغيرات المتوقعة لهذه المتغيرات في الإقتصاد. ولذا فإن سعر الصرف يتغير في الأجل الطويل والأجل القصير، يومياً وعلى مدار الساعة، وهو الأمر الذي جعله ليس مجرد سعر أو نسبة تتحدد بمنهج معين بل تعددت مناهج دراسة تحديده.

تبحث بعض نماذج أو نظريات سعر الصرف في تفسير تطور أسعار الصرف إنطلاقا من معطيات إقتصادية تخص متغيرات الاقتصاد الكلي. و من بين أهم هذه النماذج،النموذج النقدي الأساسي الذي يكتسي أهمية كبيرة في ظل توجه دول عديدة في الفترة الراهنة نحو إعمال قوى السوق و تحرير التجارة الخارجية و سوق الصرف الأجنبي. إذ يرتكز على تحليل و دراسة العلاقة بين الطلب عل النقود و العرض منها، و تأثير هذه العلاقة على تدفقات السلع و الخدمات و رؤوس الأموال من و إلى الخارج، و من ثم على سعر الصرف.

سوف يُقسّم هذا الجزء إلى العناصر التالية: أولاً، عرض الجانب النظري للنموذج النقدي الأساسي، ثم الدّراسات التطبيقية السابقة حول إختبار هذا النموذج، ليعقب ذلك إختباره في الاقتصاد الجزائري، وفي الأخير النتائج المتوصل إليها.

1. المقاربة النقدية لتحديد سعر الصرف:

يتمثل الإطار التحليلي للنموذج النقدي والمتعلق بتفسير ديناميكية سعر الصرف في المقاربة النقدية لميزان المدفوعات. إذ قدمت هذه الأخيرة في السبعينات من طرف اقتصاديين من مدرسة شيكاغو، أهمهم HarryG. Johnson و Jacob A. Frenkel، في كتاب نشر سنة 1976بعنوان « l'approche monétaire de la balance des paiements » . وتعتبر هذه المقاربة في آن واحد كنظرية لتحديد سعر الصرف وكنظرية لتصحيح ميزان المدفوعات. فالهدف الأساسي لهذه المقاربة هو تبيان أن ميزان المدفوعات هو ظاهرة نقدية في اقتصاد عالمي نقدي. و كنتيجة، يصبح سعر الصرف هو كذلك ظاهرة نقدية خالصة.

1.1 فرضيات النماذج النقدية:

- الأصول المالية المحلية والأجنبية ذات بدائل كاملة، في حين يكون غير ذلك بالنسبة للأصول النقدية؛
- تعتبر نظرية تعادل معدلات الفائدة غير المغطاة محققة؛
- تحقق نظرية تعادل القوة الشرائية؛
- حركة تامة لرؤوس الأموال؛
- عرض النقود في كل دولة إنما مفترض أنه يحدد مستقلا بواسطة السلطة النقدية؛
- يمتلك الأعوان الاقتصاديون فقط العملة المحلية.

في صدد دراسة هذه المقاربة يوجد نتيجتين اثنتين. من جهة، يحتوي النموذج على ثلاثة أسواق: سوق العملة المحلية، سوق العملة الأجنبية وسوق الأصول المالية (المحلية والأجنبية). ومن جهة أخرى، حسب قانون "والراس *Walras*" (مؤسس نظرية التوازن الاقتصادي الكلي)، إن حدوث التوازن في كلا السوقين الخاصين بالعملة المحلية والأجنبية يستلزم التوازن في السوق الثالث. وبالتالي تصبح العروض المتعلقة بالأصول غير مناسبة لتحديد سعر الصرف، والسوق النقدي هو أساسا المحدد لسعر الصرف عن طريق العرض والطلب على العملة.

2.1 النموذج النقدي في ظل مرونة السعر: النموذج النقدي الأساسي

بعدما نعرض مختلف المعادلات الأساسية للنموذج النقدي، سنحلل طريقة تحديد سعر الصرف. وفي الأخير سنتعرض لبعض الملاحظات بما في ذلك علاقة فيشر لتوضيح نتيجة هذا النموذج. مع العلم أن المتغيرات معبر عنها باللوغاريتم (مكتوبة بحروف صغيرة).

معادلات النموذج:

تُعرّف المعادلة الأولى للنموذج النقدي توازن السوق النقدي في كل من البلد المحلي والبلد الأجنبي (نضع رمز نجمة * فوق متغيرات البلد الأجنبي).

دالة الطلب على النقود هي كالتالي:

$$M_t = P_t Y_t^{\phi} \exp(-\lambda i_t)$$

يحدث التوازن عندما يكون عرض النقود –الذي يعتبر كمتغير خارجي– يساوي الطلب، أي(يتم التعبير عن المتغيرات باللوغاريتم):

$$m_t^s = p_t + \phi y_t - \lambda i_t \text{.....(5)}$$
$$m_t^{s*} = p_t^* + \phi^* y_t^* - \lambda^* i_t^* \text{.....(6)}$$

حيث:

Y: الدخل الحقيقي، P : مستوى الأسعار، i: مستوى سعر الفائدة (المتغير الوحيد الذي لم يتم التعبير عنه باللوغاريتم أين كان i معبر عنه على شكل دالة أسّية في دالة الطلب على النقود)، m^s: لوغاريتم العرض المحلي للنقود، λ, ϕ: معاملات المرونة الخاصة بالطلب على النقود بالنسبة للدخل ومعدل الفائدة على التوالي. يتوقف الطلب على النقود على مستوى الدخل الحقيقي في الدولة وعلى المستوى العام للأسعار وعلى معدل الفائدة. كما تمكننا فرضية البدائل الكاملة للأصول المالية من كتابة عبارة تعادل معدلات الفائدة غير المغطاة:

$$i_t - i_t^* = S_{t,t+1} - S_t \text{.....(7)}$$

حيث:

$$S_{t,t+1} - S_t = \Delta S^e$$

ΔS^e : هو معدل التدهور المتوقع للعملة المحلية.

تدخل هذه المعادلة عنصر التوقعات في النموذج: فهي توضح الطريقة التي تنتقل بها توقعات الصرف. وتسمح لنا فرضية تجانس السلع باستنتاج معادلة تعادل القوة الشرائية كالتالي:

$$S_t = p_t - p_t^* \text{.....(8)}$$

يمكن إعادة كتابة هذه المعادلة على شكل تكون به المتغيرات متوقعة. فنقول أن معدل التدهور المتوقع للعملة المحلية يساوي فارق التضخم المتوقع بين البلدين:

$$\Delta S^e = \Delta p^e - \Delta p^{*e} \text{.....(8')}$$

تمكننا كل هذه المعادلات من تقديم وشرح ديناميكية أسعار الصرف في النموذج النقدي.

تحديد سعر الصرف:

يمكننا إستخراج المعادلة النقدية الأساسية لتحديد سعر الصرف عن طريق التوفيق بين المعادلتين 5 و6 واستعمال المعادلة 8 كالتالي:

$$S_t = (m^s - m^{s*})_t - \phi(y - y^*)_t + \lambda(i - i^*)_t \text{.....(9)}$$

من أجل تبسيط الدراسة، نفترض أن مرونات الدخل والفائدة الخاصة بالطلب على النقود هي متماثلة (نفسها) في كلا البلدين.

تبين المعادلة 9 أن سعر الصرف التوازني مرتبط بالفوارق النسبية بين كميات النقود التي تدور في الإقتصادين، الدخول الحقيقية ، معدلات الفائدة. ولإظهار ذلك، نفترض حدوث صدمة خارجية على مستوى عرض النقود، الدخل الحقيقي ومعدل الفائدة المحلية على التوالي، مع بقاء المتغيرات الأجنبية ثابتة. في هذه الحالة نستنتج ثلاث خلاصات أساسية للنموذج النقدي:

1. **في الحالة الأولى**، يؤدي ارتفاع عرض النقود الوطني إلى إحداث ارتفاع في مؤشر الأسعار الوطنية (الأسعار مرنة) وتدهور في قيمة العملة الوطنية، وهذا ما تقوم عليه نظرية *PPA*. فمع بقاء الأشياء الأخرى على حالها، يتحدد سعر الصرف عن طريق كمية النقود المتداولة المصدرة من قبل السلطات النقدية؛
2. **في الحالة الثانية**، يؤدي ارتفاع الدخل الحقيقي (الإنتاج) المحلي إلى وجود ارتفاع أو فائض في مستوى الطلب على الأرصدة النقدية الحقيقية، والذي يتم امتصاصه عن طريق تخفيض المستوى العام للأسعار في البلد المحلي. وبالتالي تتحسن العملة المحلية، كما تقضي بذلك نظرية *PPA*؛
3. **في الحالة الثالثة**، يؤدي ارتفاع معدل الفائدة المحلي (ارتفاع تكلفة حيازة النقود) إلى انخفاض الطلب على النقود، ووجود فائض في عرض الأرصدة النقدية الحقيقية (فائض الأرصدة النقدية الحقيقية المحازة)، والذي يتم امتصاصه عن طريق ارتفاع المستوى العام للأسعار في البلد المحلي(لأن الفائض سيدفع بالأعوان إلى الرفع من نفقاتهم). وبالتالي سيؤدي ذلك إلى تدهور قيمة العملة المحلية، كما تقضي ذلك نظرية *PPA*.

ملاحظات:

1. تحصل هذه النتائج في المدى الطويل.
2. يبدو أن النتيجتين الأخيرتين غير منتظرتين أو غير مطابقتين لما نلاحظه وندركه عادة. لكن تفسير النقديين لنتيجتهم المناقضة هو كالتالي:

- فيما يخص النتيجة الثانية: يؤدي ارتفاع الإنتاج (الدخل الحقيقي) المحلي نتيجة حدوث مثلا صدمة خارجية حقيقية تتمثل في مكاسب الإنتاجية في قطاع السلع المتاجرة فيها إلى ارتفاع الطلب على ضرورة زيادة الصفقات من أجل تحصيل أرصدة نقدية حقيقية. بافتراض وجود عرض نقدي ثابت، يظهر أنه سيكون

انخفاض مباشر في مستوى الأسعار من أجل الدفع بارتفاع الأرصدة النقدية الحقيقية المحصلة وهذا بهدف إعادة التوازن لسوق الصرف. وكما تقضي به نظرية تعادل القوة الشرائية، سيرافق هذا الانخفاض الآتي في الأسعار بالبلد المحلي، تحسن هو كذلك آني في قيمة العملة المحلية في سوق الصرف.

- أما في النتيجة الثالثة، فيستند النقديين في تفسيرهم لنتيجتهم إلى علاقة فيشر *Fisher*: يستلزم ارتفاع في معدل الفائدة وجود ارتفاع متوقع على مستوى الأسعار المحلية، وهذا استنادا إلى علاقة فيشر. وبالتالي، ينتج حسب نظرية تعادل القوة الشرائية تدهور في قيمة العملة المحلية. وما يجب أن نعرفه هنا هو أن هذه النتيجة تبدو محتملة الوقوع في المدى الطويل، أين يوجد الوقت الضروري لتحقق قانون فيشر.

2. لمحة عن بعض الدراسات السابقة حول إختبار النماذج النقدية لتحديد سعر الصرف:

تشتمل الأدبيات المتعلقة باختبارات النماذج النقدية على العديد من المقاربات لإجراء هذه الاختبارات. حيث ركز البعض منها على تقدير معادلات النماذج النقدية، خاصة معادلتي النموذج النقدي الأساسي ونموذج *Frankel* لفروق أسعار الفائدة الحقيقية، ويتم بعد ذلك مقارنة تطابق قيم وإشارات معلمات النماذج المقدرة مع الفروض النظرية. فقد تمحورت الدراسات التجريبية الأولى لـ *Frenkel* (1976)، *Bilson*(1978) و *Kohlhagen* (1979) بصفة عامة حول تقدير المعادلة الأساسية للنظرية النقدية على الشكل التالي:

$$St = \beta_0 + \beta_1\left(m_t - m_t^*\right) + \beta_2\left(y_t - y_t^*\right) + \beta_3\left(i_t - i_t^*\right) + \varepsilon_t \ldots\ldots\ldots(10)$$

ولقد وجدت أغلبية هذه الدراسات نتائج موافقة للنموذج النقدي، خاصة في فترات التضخم الجامع. غير أن الاختبارات التي أجريت في الفترة اللاحقة بعد 1978 تقريبا، قد أعطت نتائج مخيبة كثيرا فيما يخص النموذج النقدي الأساسي، إذ نادرا ما توافقت إشارات المعلمات المقدرة مع الإشارات المتوقعة وكذلك توفر النموذج على قدرة تفسيرية ضعيفة إذا أخذنا بعين الاعتبار معامل التحديد (R^2)، كما يظهر الارتباط الذاتي للخطأ الأبيض وجود عوامل مفسرة أخرى غير مدرجة في التحليل.

ومن جهة أخرى، ركزت بعض الاختبارات على استعمال مفهوم التكامل المتزامن، وهذا للبحث عن وجود علاقات للمدى الطويل بين سعر الصرف، الإنتاج، معدل الفائدة والكتلة النقدية والتضخم. وقد ساعد استعمال التكامل المتزامن على إثبات صحة بعض النماذج أو من عدمها.

في إطار اختبار وجود علاقة طويلة المدى بين سعر الصرف و متغيرات الإقتصاد الكلي، الكثير من الدراسات استعملت طريقة "Engel-Granger 1987"ذات الخطوتين في إختبار النماذج النقدية مثل : دراسة Boothe و Glassman(1987)، دراسة Baillie و Selover(1987)، دراسة Wallace McNown(1989)، والتي توصلت إلى عدم رفض الفرضية العدمية التي تقضي بعدم وجود علاقة تكامل متزامن. غير أن الدراسات التي إستعملت طريقة "Johansen"1988 مثل: دراسة MacDonald و Taylor(1993،1994)، McNown و Wallace(1994)، Moosa(1994) ، فقد أظهرت بقوة وجود علاقة تكامل متزامن في ظل النموذج النقدي.

إضافة إلى ذلك، أثبت Goldberg و Frydman أن قصور نموذج سعر الصرف في التنبؤ بحركة سعر الصرف يعود إلى التحكم والتوجيه الإداري لسعر الصرف ومتغيرات الإقتصاد الكلي في المدى الطويل.

3. إختبار النموذج النقدي في الجزائر:

سنقوم في هذا الجزء بإختبار الفترة الممتدة من 1977 إلى 2010، حيث بيانات السلاسل الزمنية لمتغيرات الدراسة هي فصلية، وتم الحصول عليها من جداول الإحصاءات المالية الدولية الفصلية (IFS) التي يصدرها صندوق النقد الدولي ومن البنك العالمي، بنك الجزائر، الديوان الوطني للإحصاء. مع العلم أن حجم العينة المستعملة هو 136 مشاهدة.

1.3 معادلة النموذج:

- معادلة النموذج النقدي في ظل مرونة السعر (نموذج *Frenkel-Bilson*):

$$\log \mathrm{E}_t = \beta_0 + \beta_1\left(\log m_t - \log m_t^*\right) + \beta_2\left(\log y_t - \log y_t^*\right) + \beta_3\left(i_t - i_t^*\right) + \varepsilon_t \ldots\ldots(11)$$

والجدول التالي يمثل مقارنة بين كل الفرضيات الخاصة بالنموذج النقدي الأساسي لتحديد سعر الصرف.

الجدول رقم (4): مقارنة فرضيات نماذج تحديد سعر الصرف لقيم معلمات النموذج

النموذج / المعلمة	β_3
(1976)*Frenkel*	$\beta_3 = 0$
(1978)*Bilson*	$\beta_3 \rangle 0$
(1976)*Dornbusch* لجمود السعر	$\beta_3 \langle 0$
نموذج فروق أسعار الفائدة الحقيقية (1979)*Frankel*	$\beta_3 \langle 0$

Source: Chien-Chung Nieh, Yu-Shan Wang, "ARDL Approach to the Exchange Rate Overshooting in Taiwan", Review of Quantitative Finance and Accounting, 25: 55–71, 2005, p 60

2.3.متغيرات النموذج:

يمكن بيان المتغيرات المستخدمة في تقدير واختبار النموذج النقدي الأساسي في هذه الدراسة على النحو التالي:

1. متغير سعر الصرف (E_t): يعبر مصطلح سعر الصرف المستخدم في الدراسة عن عدد وحدات العملة المحلية اللازمة للحصول على وحدة واحدة من عملة الدولار الأمريكي. ويقصد بسعر الصرف في التقدير أو الاختبار سعر الصرف الاسمي (E_t)، وبعد إدخال اللوغاريتم عليه نرمز له بالرمز (LE أو $logE$).

2. متغير عرض النقود المحلي (m_t): تعبر (m_t) عن الأرصدة النقدية أو المعروض النقدي، حيث تم الأخذ بالمفهوم الواسع لعرض النقود (M_2)، وبعد إدخال اللوغاريتم النيبيري على المتغير، نرمز له بالرمز $log\ m_t$.

3. متغير عرض النقود الأجنبي m_t^* : ويعبر هذا المتغير عن المعروض النقدي في الولايات المتحدة باستخدام المقياس (M_2) أيضا بالدولار الأمريكي.

4. متغير الدخل الحقيقي المحلي (y): تم التعبير عن هذا المتغير باستخدام الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي $RGDP$، وبعد إدخال اللوغاريتم النيبيري يصبح $log\ y$.

5. متغير الدخل الحقيقي الخارجي (y^*): ويعبر عن الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي في الولايات المتحدة الأمريكية.

6. متغير سعر الفائدة المحلي (i): يوجد عدة أنواع من أسعار الفائدة يمكن استخدامها في الدراسة كسعر الفائدة على أذونات الخزانة، سعر الفائدة قصير المدى أو باستخدام سعر الخصم *Discounte Rate*. أما في دراستنا هذه، تم التعبير عن هذا المتغير باستخدام هذا الأخير أي سعر الخصم.

7. متغير سعر الفائدة الأجنبي (i^*): يشير هذا المتغير إلى سعر الخصم في الولايات المتحدة الأمريكية.

مع العلم أنه يرمز إلى متغير المعروض النقدي النسبي بـ: (M)، وإلى الدخل الحقيقي النسبي بـ: (Y)، وإلى سعر الفائدة النسبي بـ: (I).

سنقوم في البداية بتقدير المعادلة المعبرة عن النموذج النقدي الأساسي باستخدام برنامج *Eviews*، حيث استعملنا طريقة المربعات الصغرى العادية (*MCO*) لذلك. واعتمد التقدير الشكل اللوغاريتمي الخطي للدوال المقدرة.

3.3. تقدير معلمات النموذج:

تقدير النموذج الأساسي لسعر الصرف: لقد أدى تقدير النموذج النقدي قي ظل مرونة السعر أو النموذج الأساسي بطريقة المربعات الصغرى العادية للحصول على النتائج التالية:

	β_0	β_1	β_2	β_3
$\ln E = -3.170 + 0.041M - 1.110Y - 0.004I$				
t	(-6.36)	(0.34)	(-21.66)	(-0.46)
prob	(0.000)	(0.737)	(0.000)	(0.645)

$R^2 = 0.91 \quad F = 444.874 \quad DW = 1.728 \quad S.E.R = 0.382$

توضح نتائج تقدير النموذج النقدي الأساسي باستخدام بيانات للجزائر وفي ظل استخدام اختبار (t) أن قيمة المعلمة β_2 هي معنوية، في حين أن قيم المعلمات β_1 وβ_3 غير معنوية.

غير أن إشارة المعلمة β_1 موجبة بما يتفق مع منطق النموذج النقدي الأساسي والتوقعات القبلية وإن كانت قيمتها غير معنوية، ولكنها لا تساوي الواحد، مما يجعلها تخالف فروض النموذج في هذا الجانب. كذلك كانت إشارة المعلمة β_2 سالبة وهو ما يعني تفوق الأثر النقدي للناتج على الأثر الحقيقي، وهو ما يتوافق مع توقع النموذج النقدي. وجاءت إشارة المعلمة β_3 سالبة بما يخالف توقعات النموذج النقدي الأساسي، حيث توقع *Bilson* أن تكون إشارتها موجبة، وإضافة إلى ذلك تقترب قيمتها (0.004) إلى الصفر، مما يدل على أنها تقترب من توقعات *Frenkel*.

ويتضح مما سبق أن هذا النموذج في ظل الاختبارات الإحصائية والقياسية قد تباينت نتائجه مع فروضه النظرية، فضلا عن أن القدرة التفسيرية لهذا النموذج مرتفعة، إذ يدل معامل التحديد R^2 على أن 91% من التغير في سعر الصرف خلال فترة الدراسة يرجع إلى المتغيرات التفسيرية: العرض النقدي النسبي، الدخل الحقيقي النسبي وسعر الفائدة النسبي. إضافة إلى ذلك ومن خلال القيمة المحسوبة للإحصائية F (444.874) (والمعبرة عن إختبار المعنوية الإجمالية للانحدار الممثل للنموذج) التي هي أكبر من القيمة الحرجة الجدولية، فإننا نرفض الفرضية العدمية التي مفادها أن كل معلمات النموذج β_1، β_2، β_3 تساوي صفر في آن واحد.

وللتذكير، يعد شرط الاستقرار أساسي في دراسة وتحليل السلاسل الزمنية أما في حالة غياب صفة الاستقرار، فإن علاقة الانحدار المقدرة بين المتغيرات تكون تعبر عن علاقة زائفة. لكن لا يجب أن يفهم أنه في كل الحالات التي تكون فيها السلاسل الزمنية غير مستقرة يكون الانحدار المقدر بينها زائفا. فبيانات السلاسل الزمنية للمتغيرات المختلفة إذا كانت متكاملة من رتبة واحدة يقال أنها متساوية التكامل، فإذا كانت سلسلتين متساويتا التكامل فإن العلاقة المقدرة بينهما لا تكون زائفة بالرغم من كون السلسلتين الأصليتين غير مستقرتين.

ولاختبار ما إذا كان الانحدار المقدر من بيانات سلاسل زمنية زائفا أم لا يستعمل اختبار التكامل المتزامن *Cointégration*. حيث الفكرة الجوهرية للتكامل المتزامن هي البحث عن توليفة خطية مستقرة لسلاسل غير مستقرة.

إذاً ترتبط صحة النتائج السابقة لتقدير النموذج النقدي الأساسي لسعر الصرف بافتراض استقرار السلاسل الزمنية لكل المتغيرات. ذلك لأن عدم استقرار السلاسل الزمنية للمتغيرات سيؤدي إلى أخطاء في تحديد النماذج القياسية. وبالتالي، فمن المفروض إعادة النظر في تلك النتائج على ضوء منهجية جديدة تقوم على أساس عدم استقرار السلاسل الزمنية، ألا وهي التكامل المتزامن.

4.3. إختبار علاقات التكامل المتزامن:

لاختبار التكامل المتزامن نمر بمرحلتين:

المرحلة الأولى: اختبار درجة تكامل المتغيرات. فأحد الشروط الأساسية للتكامل المتزامن هو أن تكون السلاسل الزمنية متكاملة من نفس الدرجة و إلاّ فإنه لا يمكن أن تكون بينها علاقة تكامل متزامن. في هذه المرحلة نستعمل اختبار ديكاي فولر الصاعد« *Dickey Fuller augmenté » ADF* للجذور الوحدوية.

المرحلة الثانية: تقدير علاقات المدى الطويل. فبعد تحقق الشرط الأول، نقوم بتقدير علاقات المدى الطويل بين متغيرات النموذج بطريقة المربعات الصغرى العادية.

سنقوم هنا بإختبار جوهانسن« Johansen Cointegration Test » لدراسة العلاقة في المدى الطويل، والذي يحدد عدد متجهات التكامل المتزامن. λ_{trace} . حيث في سنة 1988 طوّر مقاربة متعدّدة للتكامل المتزامن ترتكز على نموذج الانحدار الذاتي (VAR). و يقوم جوهانسن بتقدير مصفوفة التكامل المتزامن وإيجاد رتبتها الّتي تعبر عن رتبة التكامل المتزامن.

المرحلة الأولى من إختبار التكامل المتزامن: اختبار الجذر الأحادي لاختبار استقرارية السلاسل الزمنية للمتغيرات نستخدم إختبار "ديكي فولر الصاعد ADF" للجذور الوحدية. وللقيام بهذا الاختبار نستعمل طريقة "OLS" لتقدير النماذج القاعدية الثلاثة التالية الخاصة بكل متغير:

لوغاريتم سعر الصرف "LE":

$$\Delta LE = PLE_{t-1} - \sum_{j=2}^{p} \phi_j \Delta LE_{t-j+1} + \varepsilon_t \text{.....(12)}$$

$$\Delta LE = PLE_{t-1} - \sum_{j=2}^{p} \phi_j \Delta LE_{t-j+1} + C + \varepsilon_t \text{.....(13)}$$

$$\Delta LE = PLE_{t-1} - \sum_{j=2}^{p} \phi_j \Delta LE_{t-j+1} + C + bt + \varepsilon_t \text{.....(14)}$$

المعروض النقدي النسبي "M":

$$\Delta \mathrm{M} = \mathrm{PM}_{t-1} - \sum_{j=2}^{p} \phi_j \Delta \mathrm{M}_{t-j+1} + \varepsilon_t \text{.....(15)}$$

$$\Delta \mathrm{M} = \mathrm{PM}_{t-1} - \sum_{j=2}^{p} \phi_j \Delta \mathrm{M}_{t-j+1} + C + \varepsilon_t \text{.....(16)}$$

$$\Delta \mathrm{M} = \mathrm{PM}_{t-1} - \sum_{j=2}^{p} \phi_j \Delta \mathrm{M}_{t-j+1} + C + bt + \varepsilon_t \text{.....(17)}$$

الدخل النسبي "Y":

$$\Delta \mathrm{Y} = \mathrm{PY}_{t-1} - \sum_{j=2}^{p} \phi_j \Delta \mathrm{Y}_{t-j+1} + \varepsilon_t \text{.....(18)}$$

$$\Delta \mathrm{Y} = \mathrm{PY}_{t-1} - \sum_{j=2}^{p} \phi_j \Delta \mathrm{Y}_{t-j+1} + C + \varepsilon_t \text{.....(19)}$$

$$\Delta \mathrm{Y} = \mathrm{PY}_{t-1} - \sum_{j=2}^{p} \phi_j \Delta \mathrm{Y}_{t-j+1} + C + bt + \varepsilon_t \text{.....(20)}$$

معدل الفائدة النسبي "I":

$$\Delta \mathrm{I} = \mathrm{PI}_{t-1} - \sum_{j=2}^{p} \phi_j \Delta \mathrm{I}_{t-j+1} + \varepsilon_t \ldots\ldots\ldots\ldots(21)$$

$$\Delta \mathrm{I} = \mathrm{PI}_{t-1} - \sum_{j=2}^{p} \phi_j \Delta \mathrm{I}_{t-j+1} + C + \varepsilon_t \ldots\ldots\ldots\ldots(22)$$

$$\Delta \mathrm{I} = \mathrm{PI}_{t-1} - \sum_{j=2}^{p} \phi_j \Delta \mathrm{I}_{t-j+1} + C + bt + \varepsilon_t \ldots\ldots\ldots\ldots(23)$$

حيث أن: $\Delta(\ )$ تفاضل المتغير

مع الأخذ بالفرضيتين الخاصتين باختبار "ADF"

$$\phi_j = 1 \qquad : \mathrm{H}_0$$

$$\left|\phi_j\right| \langle 1 \qquad : \mathrm{H}_1$$

قبول الفرضية H_0 يدل على وجود جذور وحدوية في السلسلة الزمنية وبالتالي عدم استقرار السلسلة. إذ نقدر ϕ_j باستعمال طريقة "OLS" في النماذج الثلاث ونحصل على $t\phi_j$ التي هي مماثلة لإحصائية "$Student$"، فإذا كانت القيمة المحسوبة $t\phi_j$ أكبر من الإحصائية t الجدولية فإننا نقبل الفرضية H_0 ، أي يوجد جذر وحدي والسلسلة غير مستقرة. وأما إذا كانت $t\phi_j$ أصغر من الإحصائية t الجدولية، فإننا نرفض الفرضية العدمية ونقبل الفرضية البديلة، وهو ما يعني أن السلسلة مستقرة.

تبيّن النتائج التي تظهر في الجدول رقم (5) أنّ فقط التفاضلات الثانية للمتغيرات:لوغاريتم سعر الصرف $logE$، العرض النقدي النسبيM ، الدخل الحقيقي النسبي Y، سعر الفائدة النسبي I هي تعبر عن سلاسل زمنية مستقرة عند جميع المستويات، وبالتالي فالسلاسل الزمنية لهذه المتغيرات متكاملة من الدرجة الثانية عند كل المستويات.

المرحلة الثانية من إختبار التكامل المتزامن:

لقد تبيّن من خلال الاختبار السابق لإستقرارية سلاسل متغيرات الدراسة أن كل من المتغيرات التالية: لوغاريتم سعر الصرف، العرض النقدي النسبي، الدخل الحقيقي النسبي وسعر الخصم النسبي، والتي تعبر عن

النموذج النقدي الأساسي، أنها مستقرة من نفس الدرجة (2)، مما يعني إمكانية تكاملها تكاملاً مشتركاً. ولهدا سنقوم هنا بإختبار جوهانسن« *Johansen Cointegration Test* » لدراسة العلاقة بين هذه المتغيرات في المدى الطويل ، حيث يسمح هذا الاختبار بتحديد عدد متجهات التكامل المتزامن. λ_{trace}

لقد تم تحديد عدد التأخرات وفقاً لمعيار "*Akaike*" بـ 4 تأخرات. ومن خلال الجدول (6) نستنتج ما يلي:

في إطار الفرضية الأولى (r =0)، نلاحظ أن القيمة المحسوبة λ_{trace} أكبر من القيمة الحرجة عند مستوى معنوية 5%، وبالتالي نرفض الفرضية العدمية H_0 ونقبل الفرضية البديلة التي تقر بوجود علاقة تكامل متزامن واحدة.

أما في الفرضية العدمية الثانية (r =1)، فالقيمة المحسوبة أصغر من القيمة الحرجة عند مستوى معنوية 5%، وبالتالي نستنتج أنه يوجد علاقة تكامل متزامن واحدة بين متغيرات الدراسة الممثلة في إطار النموذج النقدي الأساسي.

بعد أن توصلنا إلى وجود علاقة تكامل متزامن واحدة بين متغيرات النموذج النقدي الأساسي، نمر إلى المرحلة التالية المتمثلة في تقدير النموذج الشعاعي لتصحيح الخطأ. إذ بواسطة هذا الأخير، يمكننا فحص العلاقة بين مستوي سعر الصرف و متغيرات الاقتصاد الكلي الأخرى المفسرة له في المدى الطويل والقصير.

5.3 تقدير النموذج الشعاعي لتصحيح الخطأ (VECM):

ويبين نموذج تصحيح الأخطاء مسار تصحيح للأبعاد (écart) بين متغير وقيمته التوازنية الطويلة المدى: فهو يصف المرحلة التي يتجه ويلتقي خلالها متغير هدفه الطويل المدى المحدد بواسطة علاقة التكامل المتزامن. أي يسمح نموذج تصحيح الأخطاء (هو مسار تعديلي) بإدخال التغيرات أو التذبذبات الناتجة في المدى القصير في علاقة المدى البعيد.

ومن خلال الجدول (7) فان التقدير النهائي للنموذج الشعاعي لتصحيح الخطأ هو كالتالي:

D(TC) = - 0.0329677925261*(lnE(-1) - 0.589082355968*M(-1) + 1.46221623242*Y(-1) + 0.0236949765873*I(-1) + 2.5305463179) + 0.470117506536*D(lnE(-1)) + 0.146248209623*D(lnE(-2)) + 0.136306924073*D(M(-1)) + 0.00687874538923*D(M(-2)) + 0.0304614465422*D(Y(-1)) + 0.00542178212129*D(Y(-2)) + 0.00098079611826*D(I(-1)) + 0.00713026253119*D(I(-2)) + 0.00763374211637

تشير نتائج نموذج تصحيح الخطأ في المعادلة المقدرة أو في الجدول رقم (7) و في الجزء الأول منه إلى مدى استجابة مستوى سعر الصرف إلى التغير الحاصل في متغيرات الاقتصاد الكلي التي تتضمنها معادلة سعر الصرف للنموذج النقدي الأساسي في المدى الطويل.حيث يلاحظ ما يلي:

إن قيمة المعلمة β_2 المقدرة للتغير في الدخل الحقيقي النسبي هي الأعلى بين الثلاث معلمات تليها معلمات العرض النقدي النسبي ومعدل الفائدة النسبي (β_1، β_3). مما يدل على أنها الأكثر تأثيرا في معادلة سعر الصرف.

إضافة إلى أن كل قيم المعلمات هي معنوية، فإن إشارة المعلمةβ_1سالبة بما لا يتفق مع منطق النموذج النقدي الأساسي والتوقعات القبلية وإن كانت قيمتها معنوية، وكذلك هي لا تساوي الواحد، مما يجعلها تخالف فروض النموذج في هذا الجانب. كذلك كانت إشارة المعلمة β_2 موجبة وهو ما يعني تفوق الأثر الحقيقي للناتج على الأثر النقدي، وهو ما لا يتوافق مع توقع النموذج النقدي. وجاءت إشارة المعلمة β_3 موجبة بما يتفق مع توقعات النموذج النقدي الأساسي، حيث توقع ***Bilson*** أن تكون إشارتها موجبة. إلا أنها تقترب من الصفر، أي تقترب من توقعات ***Frenkel***.

بينما تشير نتائج الجدول رقم (7) في الجزء الثاني منه إلى مدى استجابة مستوى سعر الصرف إلى التغير في المتغيرات المفسّرة في المدى القصير الديناميكي. إذ جاءت إشارات كل المعلمات موجبة، مع ملاحظة أن معدل تأثير سعر الفائدة النسبي على سعر الصرف في فترة العامل مبطأ الثانية تزداد بخلاف تأثير العرض النقدي النسبي والدخل الحقيقي النسبي اللذان ينخفضان خلال فترة العامل المبطأ الثانية.

وعلى الرغم من أن نموذج تصحيح الخطأ يوضح مستوى العلاقة بين سعر الصرف و متغيرات الاقتصاد الكلي في المدى الطويل و القصير، إلاّ أنه لا يستطيع بقدر كاف تعقب إتجاه العلاقات السببية في معادلة سعر الصرف. لذا نحتاج إلى أسلوب إضافي يختبر إتجاه العلاقات السببية بين المتغيرات .

6.3 إختبار إتجاه العلاقات السببية:

سنحاول في هذه المرحلة إختبار اتجاه العلاقات السببية بين لوغاريتم سعر الصرف، العرض النقدي النسبي، الدخل الحقيقي النسبي و سعر الفائدة النسبي، وهذا باستعمال طريقة غرانجر(Granger). ومن شروط استعمال اختبار العلاقات السببية أن تكون المتغيرات المستعملة مستقرة. لذلك سنستعمل في إختباراتنا التفاضلات الثانية لكل متغيرات الدراسة السابقة الذكر.

لاختبار العلاقة السببية سنعتمد على إختبار الفرضية العدمية التي تنص على عدم وجود علاقة سببية بين المتغيرين محل الدراسة، حيث إذا تم رفضها فان هناك علاقة سببية وفي حالة العكس فالمتغيرين مستقلين عن بعضهما البعض. والجدول رقم (8) يوضح لنا نتائج الاختبار.مع العلم أن القيمة الجدولية لإحصائية فيشر (Fisher) هي 2.99.

من الجدول رقم(8)، نلاحظ أن قيم F أصغر من إحصائية فيشر (Fisher) الجدولية عند جميع الفرضيات العدمية ماعدا الفرضيتين :الرابعة و الثامنة، أي هناك علاقة سببية بين لوغاريتم سعر الصرف والدخل الحقيقي النسبي، العرض النقدي النسبي والدخل الحقيقي النسبي حسب الاتجاه التالي:لوغاريتم سعر الصرف يسبب الدخل الحقيقي النسبي و العرض النقدي النسبي يسبب الدخل الحقيقي النسبي. في حين لا يؤثر كل من العرض النقدي النسبي، الدخل الحقيقي النسبي و سعر الفائدة النسبي في سعر الصرف.

الخاتمة:

حاولنا من خلال هذه الدراسة شرح أسلوب إختبار التكامل المتزامن و توضيح مضمون النموذج النقدي الأساسي لتحديد سعر الصرف. ثم قمنا، بالاستناد على هذا الأسلوب، باختبار قدرة هذا النموذج على تفسير تغيرات سعر صرف الدينار الجزائري (دج/دولار أمريكي)، من خلال اختبار وجود علاقات المدى الطويل بين سعر الصرف ومتغيرات الإقتصاد الكلي المدرجة في معدلة هدا النموذج. إضافة إلى اختبار العلاقات السببية بين هذه المتغيرات لإستخلاص طبيعة و إتجاه العلاقة بينها.

توصلنا في بداية الأمر إلى أنه توجد علاقة تكامل متزامن بين متغيرة سعر الصرف ومتغيرات الإقتصاد الكلي المدرجة في معادلة النموذج النقدي الأساسي:العرض النقدي النسبي، سعر الفائدة النسبي والدخل الحقيقي

النسبي في الجزائر. وهذا ما يتوافق مع النموذج النقدي الأساسي الذي يُقرّ بأن هناك علاقة في المدى طويل بين سعر الصرف ومتغيرات الإقتصاد الكلي السابقة الذكر. وهو الأمر الذي يدل على أن متغيرات الإقتصاد الكلي هي جيدة للتنبؤ بسعر الصرف للدينار الجزائري مقابل الدولار الأمريكي.

تَبيّن لنا بعد تقدير النموذج الشعاعي لتصحيح الخطأ أنقيم معلمات النموذج هي معنوية . إلا أنه جاءت إشارة المعلمتين β_1 β_2 مخالفة للتوقعات القبلية للنموذج النقدي الأساسي، أما إشارة المعلمة β_3 فهي موجبة بما يتفق مع توقعات النموذج، حيث توقع *Bilson* أن تكون إشارتها موجبة.

تَبيّن لنا كذلك حسب إختبار سببية غرانجر أنّه لا توجد علاقات سببية بين مستوى سعر الصرف ومتغيرات الإقتصاد الكلي حسب الإتجاه المتوقع. أي لا يُؤثر كل من العرض النقدي النسبي، الدخل الحقيقي النسبي و سعر الفائدة النسبي في سعر الصرف، و هو ما يخالف توقعات النموذج النقدي الأساسي. قد ترجع هذه النتيجة إلى ضعف الطريقة المستعملة (إختبار سببية غرانجر) في إستخراج هذه العلاقات أو إلى وجود متغيرات أخرى تؤثر في سعر صرف الدينار كالتوجيه الإداري له.

الملاحق

الجدول رقم (5): نتائج إختبارات الجدر الوحدي"*ADF*"

المتغيرات	المستويات	التفاضل الأول	التفاضل الثاني
lnE	-1.283011 (1)	-1.346030 (12)	-17.84899* (0)
M	-1.467393 (2)	-1.794834 (12)	-20.18007*(0)
Y	-0.956356 (8)	-0.841762 (11)	-23.77516* (0)
I	-0.946366 (1)	-2.530794 (9)	-17.42319*(0)

الجدول رقم (6): إختبار رتبة التكامل المتزامن (إختبار *Johansen*).

فرضيات العدم	القيم الذاتية *jenvalue*	الأثر λ_{trace}	القيم الحرجة 5%	الإحتمال
r =0	**0.174647**	**48.71561**	**47.85613**	**0.0414**
r =1	**0.121435**	**23.57098**	**29.79707**	**0.2192**
r =2	**0.047636**	**6.611083**	**15.49471**	**0.6233**
r =3	**0.001657**	**0.217270**	**3.841466**	**0.6411**

الجدول رقم (7): نموذج تصحيح الخطأ في المدى الطويل و القصير

المتغيرات	تقدير المعلمات	قيمة *t*لستودنت	الاحتمال
معادلة المدى الطويل			
lnE (-1)	1.000000		
M (-1)	-0.589082	[-7.25993]	(0.08114)
Y (-1)	1.462216	[40.5895]	(0.03602)
I (-1)	0.023695	[3.73307]	(0.00635)
C	2.530546		
معادلة المدى القصير			
D (lnE (-1))	0.470118	[2.45637]	(0.19139)
D (lnE (-2))	0.146248	[0.78764]	(0.18568)
D (M (-1))	0.136307	[0.87006]	(0.15666)
D (M (-2))	0.006879	[0.04498]	(0.15292)
D (Y (-1))	0.030461	[1.11180]	(0.02740)
D (Y (-2))	0.005422	[0.29913]	(0.01812)
D (I (-1))	0.000981	[0.14893]	(0.00659)
D (I (-2))	0.007130	[1.06657]	(0.00669)
C	0.007634	[0.94866]	(0.00805)
R^2	0.164		
F-stat	2.679		

الجدول رقم (8):إختبار العلاقة السببية بين متغيرات النموذج النقدي الأساسي.

الفرضيات العدمية	إحصائية فيشر المحسوبة*F	القيمة الجدولية لإحصائية فيشر عند5%	الاحتمال
D(lnE,2) لا تسب D(M ,2)	0.32988	2.99	0.8574
D(M ,2) لا تسب D(lnE,2)	1.23538	2.99	0.2995
D(lnE,2) لا تسب D(Y,2)	0.37292	2.99	0.8276
D(Y,2) لا تسب D(lnE,2)	9.18654	2.99	2.E-06
D(I,2) لا تسب D(lnE,2)	0.85472	2.99	0.4934
D(lnE,2) لا تسب D(I,2)	0.53015	2.99	0.7138
D(Y,2) لا تسب D(M ,2)	2.00507	2.99	0.0980
M ,2) لا تسب D(Y,2)	4.46529	2.99	0.0021
D(I,2) لا تسب D(M ,2)	0.68960	2.99	0.6005
M ,2) لا تسب D(I,2)	1.07929	2.99	0.3698
D(I,2) لا تسب D(Y,2)	1.07243	2.99	0.3732
D(Y,2) لا تسب D(I,2)	1.39263	2.99	0.2405

المراجع:

عبد القادر محمد عبد القادر عطية، "الاقتصاد القياسي بين النظرية والتطبيق"، الدار الجامعية، الإسكندرية، الطبعة الثانية، 1998

نشأت الوكيل، "التوازن النقدي ومعدل الصرف"، *شركة ناس للطباعة*، الطبعة الأولى، 2006، ص 249-248.291.294.

تومي صالح، "مدخل لنظرية القياس الاقتصادي"، ديوان المطبوعات الجامعية، الجزائر،1999، ص. 173

الشارف عتو، "دراسة قياسية لاستقطاب رأس المال الأجنبي للجزائر في ظل فرضية الركن لنظام سعر الصرف"، مجلة اقتصاديات شمال إفريقيا–العدد السادس، جامعة مستغانم– الجزائر، ص 133.

Allegeret.J.P, « Économie monétaire internationale », *Hachette*, 1ère édition, 1997, p. 134-140

Bourbonnais. Régis, « économétrie », *ed. DUNOD*, Paris, 2005, p. 223-226.229-231

Chien-Chung Nieh, Yu-Shan Wang, «ARDL Approach to the Exchange Rate Overshooting in Taiwan», *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 25: 55–71, 2005

Claudio Araujo, Jean-François Brun, Jean –Louis Combes, « économétrie », *Bréal*, 2004, p. 119-120. 138-140

Damodar N. Gujarati, « économétrie », *De Boeck &Larcier S.A*, 1ère édition, 2004, p. 26

Jae-Kwang Hwang, « Dynamic Forecasting of Monetary Exchange Rate Models : Evidence from Cointegration», *International Advances in Economic Research*, volum7, Number1, 51-64, DOI : 10,2007

Jean-Baptiste Ferrari, « économie financière internationale », *Bréal*, 2000, p. 72-74

Jean-Olivier Hairault, « analyse Macroéconomique », *édition la découverte & Syros*, Paris, 2000, p. 227.

Keith Cuthbertson, «Economie financières quantitative »,*De Boek Université s.a*, 1ere édition, 2000, p. 392-394

MacDonald, R.; Taylor, Mark P. "The Monetary Approach to the Exchange Rate: Rational Expectations, Long-run Equilibrium and Forecasting", *International Monetary Fund Staff papers*, 40, 1993, pp 89-107.

Michel Dupuy, Jean Marie Cardebat, Yves Jegourel,« Finance internationale », *Dunod*, Paris, 2006. P. 94-95

Paul R.krugman, Maurice Obstfeld, «Economie internationale», *de Boeck université*, Paris, Bruxelles, deuxième édition française, 1995, p. 462.