

تحديد سعر الصرف الحقيقي التوازني للدينار الجزائري (1980-2015)

The determination of the equilibrium real exchange rate of the Algerian Dinar (1980-2015)

د. بن زاير مبارك

جامعة طاهري محمد، بشار، الجزائر
benzairmebarek@yahoo.fr

د. بنوجعفر عائشة

جامعة طاهري محمد، بشار، الجزائر
benoudjafer.aicha@gmail.com

تاريخ القبول: 2018/05/16

تاريخ الاستلام: 2017/11/03

الملخص:

الغرض من هذه الورقة هو تقدير سعر الصرف الحقيقي التوازني في الجزائر خلال الفترة 1980-2015، ومن أجل هذا سوف نستخدم طريقة التكامل المتزامن من أجل معرفة ما إذا كانت هناك علاقة في الأجل الطويل بين سعر الصرف الحقيقي التوازني ومحدداته.

النتائج التي توصلنا إليها أظهرت أن كل زيادة ب 01 % في قيمة معدلات التبادل التجاري، الانفتاح التجاري، الإنفاق الحكومي وصافي الأصول الخارجية ستؤدي إلى انخفاض سعر الصرف الحقيقي التوازني بنسبة 0.969811 %، 1.822099 %، 1.457032 %، 0.017892 % على التوالي، أما كل زيادة بنسبة 01 % في قيمة الفروق الإنتاجية، سعر البترول الحقيقي ستؤدي إلى ارتفاع سعر الصرف الحقيقي التوازني بنسبة 5.181921 %، 0.925974 % على التوالي.

الكلمات المفتاحية: سعر الصرف الحقيقي، سعر الصرف الحقيقي التوازني، محددات سعر الصرف الحقيقي التوازني، دينار جزائري، تكامل متزامن.

Abstract:

The aim of this paper is to estimate the equilibrium real exchange rate (ERER) in Algeria, from 1980 to 2015 by applying co-integration method in order to see whether there is a long run relationship between the ERER and its fundamentals.

Our findings showed that every increase of 01% in the terms of trade, openness of trade, government spending and net foreign assets would lead to a decline in the real exchange rate by 0.969811 %, 1.822099%, 1.457032%, and 0.017892% respectively.

In addition, every increase of 01% in productivity differentials and oil's real price would increase the real exchange rate by 5.181921% and 0.925974% respectively.

Key Words: Real exchange rate, Equilibrium real exchange rate, Fundamentals of the equilibrium real exchange rate, Algerian dinar, Cointegration method.

JEL Classification: F31.

مرسل المقال: بنوجعفر عائشة (benoudjafer.aicha@gmail.com).

المقدمة:

يعد التقدير الدقيق لسعر الصرف الحقيقي التوازني بمثابة حجر الزاوية لأي دولة تتبنى إدارة سياسة اقتصادية كلية ذات توجه خارجي، فعدم توافق القيمة الاسمية لسعر الصرف الرسمي ومستواها التوازني سيؤدي إلى وجود سعر مغالى فيه، أي مقوم أكبر من قيمته الحقيقية والذي يؤدي إلى حدوث عدم توازن في الاقتصاد الكلي مع ضعف الأداء الاقتصادي.

فحدوث تغيير في سعر الصرف الاسمي، قد لا يعطي صورة كاملة عن مدى التغيير الذي يحدث في القدرة التنافسية الدولية للبلد موضع الاهتمام.

ويتفق الاقتصاديون على أن سعر الصرف الحقيقي هو مفتاح السعر النسبي في النظام الاقتصادي، وأن أي تغير فيه له العديد من التأثيرات على الأداء الاقتصادي بصفة عامة وعلى النمو الاقتصادي بصفة خاصة من خلال التأثير على التجارة الخارجية وحركات رؤوس الأموال والاستثمار وهيكل ومستوى الإنتاج والاستهلاك.

كما يتفق الاقتصاديون على أن الاختيار الصحيح لسياسة سعر الصرف يعتبر أمراً ضرورياً لتحقيق النمو والاستقرار الاقتصادي كما أن تصحيح أي انحراف في سعر الصرف الحقيقي يعتبر شرطاً ضرورياً أيضاً -ولكن ليس كافياً- لتحسين الأداء الاقتصادي.

ومن هنا فإنه من الأهمية بما كان دراسة مفهوم سعر الصرف الحقيقي التوازني والتعرض لمحدداته ثم أهم النماذج المفسرة لسلوكه.

إشكالية الدراسة: من خلال ما سبق يمكننا صياغة إشكالية الدراسة في السؤال المحوري التالي:

ما هو المستوى الأمثل لسعر الصرف الحقيقي للدينار الجزائري مقابل الدولار الأمريكي؟

وبناء عليه تتفرع هذه الإشكالية الرئيسية إلى مجموعة من الأسئلة الفرعية:

- ما المقصود بسعر الصرف الحقيقي؟
- ما هي أهم المفاهيم المتعلقة بسعر الصرف الحقيقي التوازني؟
- ما هي أهم النظريات والنماذج التي عاجلت سعر الصرف الحقيقي التوازني؟
- فيما تتمثل محددات سعر الصرف الحقيقي التوازني للدينار إن الجزائري مقابل الدولار الأمريكي؟
- فرضيات الدراسة: إن معالجة هذا البحث يفرض علينا وضع بعض الفرضيات، والتي هي:
- سعر الصرف الحقيقي التوازني للدينار الجزائري لا يستجيب لقوى السوق (أي قوى العرض والطلب) بل يتغير وفقاً لقرارات إدارية.

- هناك العديد من المتغيرات الاقتصادية لها تأثير على أسعار الصرف الحقيقية وتقريبها من مستواها التوازني.

أهمية الدراسة: يعتبر سعر الصرف من أهم المتغيرات الاقتصادية، و تعكس تحركاته في معظم الحالات، مدى جودة الأداء الاقتصادي الداخلي و الخارجي معاً، لذلك تسعى معظم الحكومات إلى انتهاج سياسات تهدف إلى ضمان

استقرار سعر صرف عملاتها وتقريبها من مستواها التوازني لتجنب دولها التقلبات الحادة التي تمر بها العملات من فترة لأخرى، ويتعاطف هذا الدور في الدول النامية لأن معظم هذه الدول تعاني من انفتاح اقتصادياتها بشكل كبير ومن عجز في موازين مدفوعاتها مما يجعلها عرضة للأزمات والمشاكل الخارجية، مما ينعكس سلبا على درجة الاستقرار المحلي فيها.

حدود الدراسة: لكي يكون تحليل الدراسة دقيقا، حددت دراسة الموضوع في إطار زمني ومكاني، حيث حصرت الدراسة في الجزائر قصد الوصول إلى قدر كبير المعلومات حول الموضوع محل الدراسة، أما الحدود الزمنية لهذه الدراسة فتمتد من 1980-2015 حسب توفر الإحصائيات عن متغيرات الدراسة، وعلى العموم فهي فترة كافية ومناسبة للدراسات القياسية.

1. الجزء النظري للدراسة

1.1. مفاهيم عامة حول سعر الصرف الحقيقي التوازني

أ. **سعر الصرف الحقيقي:** يمثل نسبة سعر السلعة في الاقتصاد المحلي بالعملة المحلية على سعر السلعة في السوق العالمية بالعملة المحلية (جعفري، 2012، صفحة 17).

كما يعرف على أنه سعر السلع القابلة للتجارة مقسوما على سعر السلع غير قابلة للتجارة معبرا عن السعيرين بعملة مشتركة. وعمليا يتم حساب هذا المعدل بضرب أسعار السلع القابلة للتجارة **Tradable** مقومة بالعملة الأجنبية في معدل الصرف الاسمي ثم القسمة على أسعار السلع غير القابلة للتجارة **non tradable** مقومة بالعملة المحلية (متولي، 2010، الصفحات 116-117):

$$RER = \frac{p_{tradable} f \times EX}{p_{nontradable} h}$$

ويعبر سعر الصرف الحقيقي عن الوحدات من السلع الأجنبية اللازمة لشراء وحدة واحدة من السلع المحلية وبالتالي يقيس القدرة على المنافسة، ويفيد المتعاملين الاقتصاديين في اتخاذ قراراتهم، فمثلا: ارتفاع مداخيل الصادرات بالتزامن مع ارتفاع تكاليف إنتاج الدول المصدرة بنفس المعدل، لا يدفع إلى التفكير في زيادة الصادرات لأن هذا الارتفاع في العوائد لا يؤدي إلى أي تغيير في أرباح المصدرين، وإن ارتفعت مداخيلهم الاسمية بنسبة عالية (قدي، 2003، صفحة 104).

وعليه فسعر الصرف الحقيقي يعكس المقدار الحقيقي لانخفاض أو ارتفاع سعر الصرف لعملة ما أي القوة الشرائية لها (الراوي، 1985، صفحة 07).

إذن يربط سعر الصرف الحقيقي بين الأرقام القياسية للأسعار وسعر الصرف الاسمي ويكتب وفق الصيغة الآتية (الصادق، 1999، الصفحات 45-46):

$$TCR = \frac{P}{E \cdot P^*}$$

أو

$$TCR = E \cdot \frac{P^*}{P}$$

أو بصيغة أخرى:

حيث:

P : المستوى العام للأسعار في الاقتصاد المحلي؛ P^* : المستوى العام للأسعار في الاقتصاد الأجنبي؛

E : سعر الصرف الاسمي في الاقتصاد الأجنبي؛ TCR : سعر الصرف الحقيقي.

ب. سعر الصرف الحقيقي التوازني:

هناك من يعرف سعر الصرف الحقيقي التوازني على أنه سعر الصرف المتسق مع التوازن الاقتصادي الكلي، أي أن سعر الصرف التوازني يمثل توازن مستديم لميزان المدفوعات عندما يكون الاقتصاد ينمو بمعدل طبيعي. وهو بالتالي سعر الصرف الذي يسود في بيئة اقتصادية غير مختلة.

إن الصدمات الاسمية (النقدية) المؤقتة تؤثر على سعر الصرف الحقيقي وتبعده عن مستواه التوازني، بالإضافة إلى أن الصدمات الحقيقية تؤثر على المستوى التوازني. ولهذا فإنه من الضروري تحديد هذا المستوى التوازني ومن ثم تفسير مجراه، ويعتمد تحديد سعر الصرف التوازني على معرفة كيفية تغير سعر الصرف الحر مع تغيرات الوضع الاقتصادي (الأساسيات)، وبالتالي تحديد كيفية تأثير هذه الأساسيات على سعر الصرف ومنه تكون مؤشرات لسعر الصرف التوازني (العباس، 2003، صفحة 07).

أما حسب Edwards فسعر الصرف التوازني هو نسبة لسعر السلع الداخلة في التجارة إلى السلع غير الداخلة في التجارة، بحيث أنه بحالة وجود قيم توازنية مثلى في المدى الطويل لبعض المتغيرات مثل الأسعار الدولية، الضرائب، تدفقات رؤوس الأموال أو التكنولوجيا فإن ذلك سيؤدي إلى حدوث توازن داخلي وخارجي في نفس الوقت. ويتطلب التوازن الداخلي توازن كل من السوق السلعية وسوق العمل في الأجلين القصير والطويل والذي يفترض تواجده تحقيق معدل البطالة غير المؤدي إلى تسارع التضخم، بينما يتطلب التوازن الخارجي توافق القيمة المخصومة للحساب الجاري الحالي والمستقبلي مع تدفقات رؤوس الأموال المتوقعة في الأجل الطويل والقابل للاستمرار (الصادق، 2002، صفحة 167).

من خلال التعريف يمكن استنتاج مجموعة من خصائص سعر الصرف الحقيقي التوازني تتمثل في:

- أولاً، سعر الصرف الحقيقي التوازني ليس عدداً أو قيمة ثابتة، فعندما يكون هناك تغير في قيمة المتغيرات التي تؤثر على التوازن الداخلي والخارجي للاقتصاد، فهذا سيؤدي إلى إحداث تغير في قيمة سعر الصرف الحقيقي التوازني، فمثلاً سعر الصرف الحقيقي اللازم لتحقيق التوازن لن يكون نفسه في حالة انخفاض الأسعار العالمية للسلع عنه في حالة ارتفاعها.

ومنه يمكن القول أن سعر الصرف الحقيقي التوازني نفسه هو عبارة عن مجموعة من المتغيرات (الرسوم الجمركية على الواردات، الضرائب على الصادرات، أسعار الفائدة الحقيقية، الرقابة على رؤوس الأموال...)، هذه المتغيرات تعرف بأساسيات سعر الصرف الحقيقي التوازني ("The real exchange fundamentals").

- ثانياً، سعر الصرف الحقيقي التوازني لن يتأثر فقط بالقيم الحالية للأساسيات بل أيضاً بقيمها المستقبلية (S.Edwards, 1988, p. 24).

- ثالثاً، ليس هناك سعر صرف حقيقي توازني واحد بل بالأحرى هو عبارة عن مسار يتطور على مر الزمن، ففي غياب صدمات سعر الصرف، سعر الصرف الحقيقي يتجه نحو قيمته التوازنية (Mourad, 2015، صفحة 33).

أما روبنسون (Robinson 1947) فكتب أن سعر الصرف التوازني ما هو إلا فكرة خيالية، حيث لا يمكن تحديد أياً من سعر الصرف، سعر الفائدة، مستوى الطلب الفعال أو مستوى الأجور بمنأى عن الآخر حيث يتفاعل كل من هذه المتغيرات ويؤثر في الآخر (الصادق، 1999، صفحة 165).

2.1. نظرة موجزة حول أهم الأدبيات المفسرة بسعر الصرف الحقيقي التوازني:

من بين المناهج المحددة لسعر الصرف التوازني وأكثرها شعبية مفهوم تعادل القوى الشرائية (PPA) التي تم تحليلها من قبل الاقتصادي السويدي "غوستاف كاسل" سنة (1923) بعد الحرب العالمية الأولى، و تنص هذه الأخيرة على فكرة أن سعر التعادل بين عملتين يتحدد عندما تتعادل القوة الشرائية لعملة كل دولة في سوقها الداخلية مع قوتها الشرائية في سوق دولة أخرى و ذلك بعد تحويلها إلى عملة هذه الأخيرة و فق السعر الصرف الذي يحقق هذا التعادل، و مع ذلك، فإن أهمية PPP كقيمة توازنية على المدى الطويل لسعر الصرف قد ضعفت نظرياً بشكل كبير بعد ظهور أفكار (Balassa 1964) و تجريبياً بعد أعمال (Dickey et Fuller 1981) على اختبارات جذور الوحدة و أعمال (Engel et Grange 1987) على التكامل المشترك.

و على العموم فإن دراسة سلوك سعر الصرف التوازني عرفت نهضة جديدة بعد التحلي عن نظام بريتون وودز، فخلال هذه الفترة العديد من الدراسات سواء النظرية منها أو التجريبية بدأت تداع على نطاق واسع في الأدبيات الاقتصادية الدولية و قد تطورت حقول البحث من دراسة أسعار الصرف الاسمية إلى تحليل أسعار الصرف الحقيقية، فمنذ سنة 1970 وإلى غاية منتصف الثمانينات، الدراسات النظرية ركزت أساساً على إيجاد محددات أسعار الصرف الاسمية، فمن ناحية اهتم الباحثون بسلوك سعر الصرف في الأجل الطويل و على هذا المستوى لم يكن هناك أي تقدم حقيقي، و من جهة أخرى، حاول الباحثون نمذجة سلوك سعر الصرف في المدى القصير استناداً على النماذج النقدية التي تنص على التكامل المالي مثل نظرية تكافؤ أسعار الفائدة (غير المغطاة) و أحياناً على نظرية تعادل القوى الشرائية مع المرور بنماذج المحفظة، و كل هذه النماذج كانت لها ميزة التأكيد على تأثير تحركات رؤوس الأموال لغرض المضاربة و بالتالي دور التوقعات لتقلبات معدلات الصرف في المدى القصير.

وفي سنة 1983 أظهر Meese and Rogoff أنه يمكن التنبؤ بشكل أفضل بتطورات معدلات الصرف للدولار من 1982-1985 بدلا من مجرد سعي احتمال بسيط.

ومنذ التسعينات، ظهر العديد من النماذج والمقاربات لعل أهمها: مقارنة (1994) Williamson لسعر الصرف التوازني الأساسي FEER التي تعرف الصرف التوازني الأساسي على أنه سعر الصرف المتسق مع التوازن الداخلي والخارجي، حيث يتحقق التوازن الداخلي عندما يكون الاقتصاد يعمل بمستوى إنتاج يتميز بالعمالة الكاملة (التشغيل الكامل) وبمعدل تضخم منخفض، أما التوازن الخارجي فهي الحالة التي تكون فيها وضعية الحساب الجاري مستدامة.

بالإضافة إلى مقارنة سعر الصرف التوازني السلوكي BEER بواسطة (1997) MacDonald ثم (1999) Clark et MacDonald و التي تقترح نمذجة عامة تكمن في إعادة نمذجة مجموعة المتغيرات الأساسية التي تستطيع التأثير على سعر الصرف الحقيقي في المدى الطويل (حدود التبادل، إنتاجية العمل، أسعار البترول، مخزون الأصول الخارجي الصافي، معدل البطالة...). ثم البحث عن علاقة التكامل المشترك (Cointegration) بين سعر الصرف RER و المتغيرات الأساسية.

أما مقارنة سعر الصرف الحقيقي الطبيعي NATREX بواسطة (1994) J. Stein فقد عرفت سعر الصرف الحقيقي الطبيعي على أنه سعر الصرف الحقيقي الذي يضمن توازن ميزان المدفوعات في غياب العوامل الدورية (الإنتاج الكامل) كالتدفقات في رؤوس الأموال في الأجل القصير والتغيرات في احتياطات الصرف.

وفي سنة 1994 أثبت إبراهيم البدوي Elbadawi أن سعر الصرف الحقيقي التوازني في المدى الطويل غير ثابت مع مرور الوقت، أي أن تعريف سعر الصرف الحقيقي التوازني المقترح من طرف Edwards لا يوضح تأثير التطور المتوقع لمبدأ الأساسيات، وبالتالي فإن نموذج Elbadawi يسمح بمعرفة المسار الزمني الحقيقي لأسعار الصرف الحالية وتقديرها في المدى الطويل يعتمد على تصحيح ديناميكية تعدي لسعر الصرف الحقيقي نحو سعر الصرف التوازني.

وفي سنة 1999 اعتمدت Coudert على أثر بلاسا والديون لتحديد سعر الصرف التوازني في الدول الناشئة، أما Cashin and al ففي سنة 2003 قاموا بتطوير سعر صرف توازني على المدى الطويل بالنسبة للبلدان المصدرة للسلع الأساسية، ووجدوا أن الأسعار الحقيقية للسلع وسعر الصرف الحقيقي يتحركان معا على المدى الطويل.

2. الجزء التطبيقي للدراسة

1.2. التعريف بمتغيرات الدراسة: من أجل تحديد سعر الصرف الحقيقي الذي يحقق التوازن الداخلي والخارجي في الجزائر في آن واحد، سنعتمد على النموذج المقترح من طرف (1989) Edwards ونموذج Cashin and al الذي يفترض أن الاقتصاد صغير ومفتوح يعتمد على إنتاج نوعين من السلع: سلع موجهة للتصدير (النفط في حالة الجزائر) و سلع غير القابلة للتجارة، سنعتمد على المعادلة التالية التي تصف القيمة التوازنية لسعر الصرف الحقيقي في المدى الطويل باعتبارها دالة في المتغيرات الأساسية كما يلي:

$$\text{Log(REER)} = \beta_0 + \beta_1 (\text{Dpro}) + \beta_2 \text{Log(TOT)} + \beta_3 \text{Log(Open)} + \beta_4 \text{log(Roil)} \\ + \beta_5 (\text{Nfa}) + \beta_6 \text{log(Gov)} + \varepsilon_t$$

حيث:

- **REER**: سعر الصرف الحقيقي الفعلي وهو محسوب بمؤشر الأسعار (2010=100) البيانات مأخوذة من إحصائيات صندوق النقد الدولي وقاعدة بيانات الإحصاءات المالية الدولية (IFS/FMI).

- **Dpro**: الفروق الإنتاجية بين القطاع المنتج للسلع الموجهة للتصدير والقطاع المنتج للسلع غير المتاجر بها، والفروق الإنتاجية بين القطاعات غير التجارية المحلية والأجنبية.

وكتعويض لهذين المتغيرين سنستخدم معدل النمو الحقيقي للناتج المحلي الإجمالي (GDP) في الجزائر، تم الحصول عليه من بيانات البنك الدولي.

- **TOT**: معدلات التبادل التجاري و التي تعرف على أنها النسبة بين الأسعار العالمية لصادرات البلد وأسعار وارداته (مقدرة بالأسعار الحالية للدولار الأمريكي) أي $\left(\frac{P_x}{P_m}\right)$ ، تم حسابها من طرف الباحث بالاعتماد على إحصائيات منظمة الأمم المتحدة (UNCTAD).

- **Open**: درجة الانفتاح التجاري و تحسب بالنسبة بين مجموع الصادرات و الواردات إلى إجمالي الناتج الوطني الخام $\left(\frac{x+m}{GDP}\right)$ تم حسابه من طرف الباحث بالاعتماد على قاعدة بيانات الإحصائيات المالية الدولية IFS.

- **Roil**: السعر الحقيقي للنفط، و يعكس شروط التبادل التجاري أو أسعار المواد الأولية، و على أساس أن النفط هو السلعة رقم واحد في صادرات الجزائر ممثلا بنسبة تفوق الـ 95% فإنه يعتبر الطرف الأكثر فعالية في التجارة الخارجية، و يحسب عن طريق خفض مؤشر سعر البرنت البريطاني حسب مؤشر سعر وحدة الصادرات المصنعة للدول المتقدمة، تم الحصول عليه من بيانات الأمم المتحدة (stat UNCTAD).

- **GOV**: الإنفاق الحكومي كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي، تم الحصول على بياناته بالاعتماد على إحصائيات البنك الدولي.

- **NFA**: الأصول المالية الخارجية كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي يستعمل كمتغير كوكيل عن التدفقات الصافية لرؤوس الأموال (NKI) تم الحصول على بياناته بالاعتماد على بيانات البنك الدولي.

2.2. تحديد سعر الصرف الحقيقي التوازني للدينار الجزائري:

أ. اختبار استقرارية السلاسل الزمنية (الجذر الأحادي): إن الشرط الضروري لإجراء اختبار التكامل المتزامن هو أن تكون السلاسل الزمنية المختبرة مستقرة، أي عدم وجود جذر أحادي بهذه السلاسل.

وبما أن معظم السلاسل الزمنية للمتغيرات الاقتصادية تتصف بخاصية عدم الاستقرار فسوف نقوم أولاً باختبار هذه السلاسل وتحديد درجة استقرارها وهذا باستخدام اختبار (Dickey Fuller Augmented)

حيث نقوم باختبار الفرضية التالية: $H_0: \phi_1 = 1$

ويكون القرار الإحصائي كالتالي:

- إذا كانت $t_{tab} < t_{\phi j}$: نقبل الفرضية العدمية H_0 : أي أن السلسلة الزمنية غير مستقرة و ذلك لوجود جذر أحادي.

- إذا كانت $t_{tab} > t_{\phi j}$: نرفض الفرضية العدمية H_0 : أي أن السلسلة الزمنية لا يوجد بها جذر أحادي، و بالتالي فهي مستقرة.

وبين الجدول رقم (01) نتائج اختبار ADF لجميع السلاسل الزمنية للمتغيرات المستعملة في النموذج مع إدخال اللوغاريتم، وكانت النتائج على النحو التالي:

الجدول (01): نتائج اختبار جذر الوحدة لمتغيرات النموذج

مستوى المعنوية	عند الفرق الأول		عند المستوى		المتغيرة
	القيم الجدولة	القيم المحسوبة لاختبار (ADF)	القيم الجدولة	القيم المحسوبة لاختبار (ADF)	
% 1	4.262735-	-4.258840	4.262735-	-1.109840	Lreer
% 5	3.552973-		3.552973-		
% 10	3.209642-		3.209642-		
% 1	2.636901-	-6.207613	2.636901-	-1.259532	Dpro
% 5	1.951332-		1.951332-		
% 10	1.610747-		1.610747-		
% 1	4.252879-	-5.236820	4.243644-	-2.138358	Lroil
% 5	3.548490-		3.544284-		
% 10	3.207094-		3.204699-		
% 1	4.262735-	-5.187284	4.243644-	-2.060372	Ltot
% 5	3.552973-		3.544284-		
% 10	3.209642-		3.204699-		
% 1	4.252879-	-4.560325	3.632900-	1.743331	Nfa
% 5	3.548490-		2.948404-		
% 10	3.207094-		2.612874-		
% 1	4.252879-	-4.179952	4.252879-	-2.452407	Lgov
% 5	3.548490-		3.548490-		
% 10	3.207094-		3.207094-		
% 1	3.639407-	-4.053438	-3.632900	-1.563069	Lopen
% 5	2.951125-		-2.948404		
% 10	2.614300-		-2.612874		

المصدر: مخرجات برنامج Eviews 06

نلاحظ من خلال الجدول أعلاه أن قيم ($t_{\phi j}$) المحسوبة أصغر من القيم الحرجة الجدولية بالنسبة لجميع متغيرات الدراسة عند جميع المستويات المعنوية (01%)، (05%) و (10%) مما يعني رفض الفرضية العدمية (H_0) أي عدم وجود جذور وحدوية وبالتالي استقرار السلسلة الزمنية عند الفرق الأول.

ب. استقرارية سلسلة البواقي: بما أن السلاسل الزمنية لسعر الصرف الحقيقي الفعلي، شروط التبادل التجاري، الإنتاجية، الإنفاق الحكومي، سعر البترول الحقيقي مستقرة عند الفرق الأول، عندها لا بد من دراسة استقرارية البواقي عند المستوى بواسطة اختبار ADF للمعادلة بعد تقديرها بطريقة المربعات الصغرى العادية (OLS) حيث:

إذا كانت $t_{tab} > t_{\phi j}$: نرفض الفرضية العدمية (H_0) : أي أن سلسلة البواقي غير مستقرة.

إذا كانت $t_{tab} < t_{\phi j}$: نقبل الفرضية العدمية (H_0) : أي أن سلسلة البواقي مستقرة.

باستعمال برنامج «EViews 06» نحصل على نتائج اختبار (ADF) لسلسلة البواقي الممثلة في الجدول (02):

الجدول 02: نتائج اختبار (ADF) لسلسلة البواقي

Null Hypothesis: RESID01 has a unit root		
Exogenous: None		
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.611235	0.0007
Test critical values:	1% level	-2.632688
	5% level	-1.950687
	10% level	-1.611059
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

المصدر: مخرجات برنامج Eviews 06

حسب النتائج المتحصل عليها فإن السلسلة الزمنية لبواقي المعادلة هي ساكنة عند مستوى معنوية 05%، وهذا يعني وجود تكامل متزامن بين المتغيرات وأن هناك علاقات طويلة الأجل.

ج. اختبار فترة الإبطاء المثلى *Optimum lags*: تقاس فترة التباطؤ الزمني بالفترة التي يظهر منها أثر متغير ما على متغير آخر وتتحدد هذه الفترة بالإجابة عن السؤال التالي: كم يتأخر ظهور أثر متغير ما على متغير آخر؟ وتعد مرحلة اختيار عدد فترات الإبطاء من أهم المراحل لأنها تؤثر بالدرجة الأولى على نتائج التقديرات، هذا من جهة، ومن جهة أخرى يستحسن تحديد عدد فترات الإبطاء إلى أقل ما يمكن في حالة عينات صغيرة كدراستنا هذه (علاوي، 2014، صفحة 269) ولتحديد عدد فترات التباطؤ الزمني، سيتم الاعتماد على معياري

Hannan-Quinn ومعیار Schwarz information criterion و Akaike information criterion و *Final prediction error*، وتختار هذه المؤشرات الفترة التي تكون فيها أقل قيم لهذه المؤشرات، بالإضافة إلى معيار الاختبار المعدل لنسبة الإمكان (sequential modified LR test statistic) الذي يختبر فرضية أن معاملات فترات التباطؤ الزمني مجتمعة غير مفسرة إحصائياً باستخدام (X^2) انطلاقاً من أكبر عدد فترات الإبطاء الزمني ويتوقف عند الفترة التي تكون معاملاتها مفسرة، ونتائج هذا الاختبار موضحة في الجدول رقم (03):

الجدول 03: اختبار تحديد عدد فترات التباطؤ الزمني

VAR Lag Order Selection Criteria					
Endogenous variables: NFA LTOT LREER LROIL LOPEN LGOV DPRO					
Exogenous variables: C					
Date: 05/09/17 Time: 20:57					
Sample: 1980 2015					
Included observations: 34					
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC
0	-34.42836	NA	2.70e-08	2.436962	2.751213
1	174.7965	319.9910	2.32e-12	-6.988030	-4.474024*
2	240.7756	73.74132*	1.26e-12*	-7.986799*	-3.273038
* indicates lag order selected by the criterion					
LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)					
FPE: Final prediction error					
AIC: Akaike information criterion					
SC: Schwarz information criterion					
HQ: Hannan-Quinn information criterion					

المصدر: مخرجات برنامج Eviews 06

وتشير نتائج الاختبار إلى أن عدد التأخرات التي يجب أن يتضمنها النموذج هي فترتي إبطاء (02).
 د. علاقات السببية على المدى القصير: سببية غرانجر "Granger": لمعرفة التأثير الذي يمكن أن تحدثه متغيرة على متغيرة أخرى، نقوم باختبار السببية والذي قدمه Granger سنة 1969، والذي يسمح بمعرفة أي المتغيرين يؤثر في الآخر، حيث يركز الاختبار على العلاقة الديناميكية الموجودة بين السلاسل الزمنية، حيث إذا كانت Y_{1t} و Y_{2t} سلسلتين زمنيتين تعبران عن تطور ظاهرتين اقتصاديتين مختلفتين عبر الزمن t ، وكانت السلسلة Y_{1t} تحتوي على المعلومات التي من خلالها يمكن تحسين التوقعات بالنسبة للسلسلة Y_{2t} ، في هذه الحالة نقول أن Y_{1t} تسبب Y_{2t} ، إذن نقول عن متغيرة أنها سببية إذا كانت تحتوي على معلومات تساعد على تحسين التوقع لمتغيرة أخرى. ويستخدم اختبار Granger في التأكد من مدى وجود علاقة تغذية مرتدة أو استرجاعية Feedback أو علاقة تبادلية بين متغيرين، وذلك في حالة وجود بيانات سلسلة زمنية (شيخي، 2011، الصفحات 276-278).

الجدول رقم 04: اختبار سببية Granger

Pairwise Granger Causality Tests			
Date: 05/13/17 Time: 16:39			
Sample: 1980 2015			
Lags: 2			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DPRO does not Granger Cause LREER	34	1.89014	0.1692
LREER does not Granger Cause DPRO		0.29987	0.7432
LTOT does not Granger Cause LREER	34	1.25892	0.2990
LREER does not Granger Cause LTOT		1.12755	0.3376
LOPEN does not Granger Cause LREER	34	2.25689	0.1228
LREER does not Granger Cause LOPEN		5.02774	0.0133
NFA does not Granger Cause LREER	34	0.00074	0.9993
LREER does not Granger Cause NFA		1.18027	0.3215
LROIL does not Granger Cause LREER	34	0.43889	0.6490
LREER does not Granger Cause LROIL		2.40669	0.1079
LGOV does not Granger Cause LREER	34	0.72408	0.4933
LREER does not Granger Cause LGOV		0.09050	0.9137
LTOT does not Granger Cause DPRO	34	2.23983	0.1246
DPRO does not Granger Cause LTOT		2.49677	0.0999
LOPEN does not Granger Cause DPRO	34	2.85130	0.0740
DPRO does not Granger Cause LOPEN		0.62397	0.5428
NFA does not Granger Cause DPRO	34	0.59594	0.5577
DPRO does not Granger Cause NFA		0.58375	0.5642
LROIL does not Granger Cause DPRO	34	0.60889	0.5508
DPRO does not Granger Cause LROIL		0.92358	0.4085
LGOV does not Granger Cause DPRO	34	0.02380	0.9765
DPRO does not Granger Cause LGOV		1.18831	0.3191
LOPEN does not Granger Cause LTOT	34	1.05880	0.3599
LTOT does not Granger Cause LOPEN		1.08595	0.3509
NFA does not Granger Cause LTOT	34	0.07957	0.9237
LTOT does not Granger Cause NFA		2.25112	0.1234
LROIL does not Granger Cause LTOT	34	1.07774	0.3536
LTOT does not Granger Cause LROIL		1.70473	0.1995
LGOV does not Granger Cause LTOT	34	2.20015	0.1289

LTOT does not Granger Cause LGOV		1.23380	0.3060
NFA does not Granger Cause LOPEN	34	2.38698	0.1097
LOPEN does not Granger Cause NFA		1.17916	0.3219
LROIL does not Granger Cause LOPEN	34	0.25906	0.7735
LOPEN does not Granger Cause LROIL		1.50750	0.2383
LGOV does not Granger Cause LOPEN	34	0.34419	0.7117
LOPEN does not Granger Cause LGOV		0.39627	0.6764
LROIL does not Granger Cause NFA	34	3.02508	0.0641
NFA does not Granger Cause LROIL		5.13388	0.0123
LGOV does not Granger Cause NFA	34	2.08494	0.1426
NFA does not Granger Cause LGOV		0.22904	0.7967
LGOV does not Granger Cause LROIL	34	0.38924	0.6811
LROIL does not Granger Cause LGOV		1.04486	0.3646

المصدر: مخرجات برنامج Eviews 06

وحسب النتائج المبينة في الجدول رقم (04) فقد تم قبول الفرضية العدمية بالنسبة لجميع المتغيرات المستقلة:

أي أنها لا تتسبب في تغيرات المتغير التابع (*LREER*)، وهذا الأخير لا يتسبب في تغيراتها هو الآخر.

باستثناء متغيرة الانفتاح التجاري فقد تم رفض الفرضية العدمية أي أن المتغير التابع (*LREER*) يؤثر في متغير الانفتاح التجاري وهذا بالنظر إلى القيم الاحتمالية (*Prob*) التي وجدناها أصغر من مستوى المعنوية 0.05 (05%) وهذا حسب اختبار غرانجر للسببية.

٥. اختبار التكامل المتزامن لـ *Johanson*: بما أن السلاسل الزمنية لمتغيرات الدراسة متكاملة من الدرجة الأولى، وسلسلة البواقي متكاملة من الدرجة (0) فإنه يمكن اختبار وجود علاقة ما بين المتغيرات في المدى الطويل وهذا من خلال اختبار التكامل المتزامن لـ *Johanson* والذي تظهر نتائجه في الجدول التالي:

الجدول رقم 05: نتائج اختبار *Johanson* للتكامل المتزامن

نتائج اختبار الأثر *Trace*

Date: 05/09/17 Time: 20:59				
Sample (adjusted): 1983 2015				
Included observations: 33 after adjustments				
Trend assumption: Linear deterministic trend				
Series: DPRO LGOV LOPEN LREER LROIL LTOT NFA				
Lags interval (in first differences): 1 to 2				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.925415	267.6069	125.6154	0.0000
At most 1 *	0.902542	181.9449	95.75366	0.0000
At most 2 *	0.673070	105.1099	69.81889	0.0000
At most 3 *	0.581440	68.21561	47.85613	0.0002
At most 4 *	0.523892	39.47480	29.79707	0.0028
At most 5	0.359938	14.98517	15.49471	0.0595
At most 6	0.007874	0.260883	3.841466	0.6095
Trace test indicates 5 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level				
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level				
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				

المصدر: مخرجات برنامج *Eviews 06*

من خلال الجدول (05) نلاحظ أن القيمة المحسوبة *Trace Statistic* أكبر من القيمة الحرجة عند

$$\lambda_{trace} > Critical \cdot Value$$

مستوى معنوية 5 % أي أن:

وبالتالي نرفض الفرضية العدمية H_0 والتي تفيد بعدم وجود علاقة تكامل متزامن بين سعر الصرف الحقيقي الفعلي ومحدداته بمستوى دلالة 05 % لكل من:

- عدم وجود تكامل متزامن *None*.

- وجود متجه واحد على الأكثر *At most 1*.

- وجود 02 متجهات على الأكثر.

- وجود 03 متجهات على الأكثر.

- وجود 04 متجهات على الأكثر.

مما يعني وجود 05 متجهات على الأكثر للتكامل المتزامن.

و. تقدير العلاقة في المدى الطويل: بعد التأكد من وجود علاقات طويلة المدى بين المتغيرات سننمر إلى تقدير هذه العلاقة التوازنية طويلة المدى بطريقة المربعات الصغرى *OLS* حيث تحصلنا على معادلة الانحدار وفق الصيغة التالية:

$$\begin{aligned} \text{Log}(\text{REER}) = & 1.490441 + 5.181921 * (\text{DPRO}) - 0.969811 * \text{Log}(\text{TOT}) - \\ & 1.822099 * \text{Log}(\text{OPEN}) + 0.925974 * \text{Log}(\text{ROIL}) - 0.017892 * (\text{NFA}) - \\ & 1.457032 * \text{Log}(\text{GOV}) \end{aligned}$$

ونائج التقدير موضحة في الجدول التالي:

الجدول 06: نتائج تقدير العلاقة في المدى الطويل

Dependent Variable: LREER				
Method: Least Squares				
Date: 05/09/17 Time: 20:41				
Sample: 1980 2015				
Included observations: 36				
LREER=C(1)+C(2)*DPRO+C(3)*LTOT+C(4)*LOPEN+C(5)*LROIL+C(6)*NFA+C(7)*LGOV				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-1.490441	0.973584	-1.530880	0.1366
C(2)	5.181921	1.873017	2.766616	0.0098
C(3)	-0.969811	0.180830	-5.363112	0.0000
C(4)	-1.822099	0.303139	-6.010764	0.0000
C(5)	0.925974	0.133167	6.953464	0.0000
C(6)	-0.017892	0.002766	-6.469423	0.0000
C(7)	-1.457032	0.399754	-3.644820	0.0010
R-squared	0.856061	Mean dependent var	5.063049	
Adjusted R-squared	0.826280	S.D. dependent var	0.540976	
S.E. of regression	0.225477	Akaike info criterion	0.031470	
Sum squared resid	1.474358	Schwarz criterion	0.339376	
Log likelihood	6.433548	Hannan-Quinn criter.	0.138937	
F-statistic	28.74569	Durbin-Watson stat	1.002555	
Prob(F-statistic)	0.000000			

المصدر: مخرجات برنامج *Eviews 06*

يمكن تفسير نتائج انحدار معادلة الانحدار على المدى الطويل كالتالي:

- معامل التحديد المعدل ($\bar{R}^2 = 0.826280$) معناه أن المتغيرات المفصلة المستعملة في هذا النموذج تفسر تغيرات سعر الصرف الحقيقي الفعلي بنسبة 82.6280% والباقي أي حوالي تعني أن المتغير التابع مفسر بعوامل أخرى لم تؤخذ بعين الاعتبار في النموذج وتدخل ضمن المتغيرة العشوائية أو حد الخطأ.
- معنوية النموذج: نلاحظ أن $\text{Prob}(F\text{-statistic}) = 0.000000$ وهي أقل من 0.05 (5% حد الخطأ) ما يعني أن النموذج ككل ذو دلالة إحصائية.

- معامل الحد الثابت موجب ويساوي (1.490441-) أي أنه إذا كانت متغيرات الدراسة كلها معدومة فلو غار يتم سعر الصرف سيقدر ب (1.490441-)، وهو غير معنوي من الناحية الإحصائية.
- معامل الفروقات الإنتاجية معنوي وموجب ويقدر ب (5.181921) مما يدل على وجود علاقة طردية بين سعر الصرف الحقيقي والمتغير المذكور فكل زيادة بنسبة 01% في قيمة *DPRO* ستؤدي إلى ارتفاع سعر الصرف الحقيقي بنسبة (5.181921%)، وهذه النتيجة تتوافق مع ما جاءت به النظرية الاقتصادية، ففي الواقع هذا المتغير مقتبس من أثر *balassa-Samuelson* والذي يشير إلى تحسن الإنتاجية سيؤدي إلى رفع الأجر في القطاع غير التجاري مما يؤدي إلى ارتفاع سعر الصرف الحقيقي التوازي، كما أن تحسن مداخيل الجزائر نتيجة تحسن أسعار النفط في العشرية الأخيرة - قبل أن يبدأ في الانخفاض في آخر سنتين من فترة الدراسة - ساهم في رفع قدرتها التنافسية مع شركائها التجاريين.
- معامل معدلات التبادل التجاري معنوي وسالب ويقدر ب (-0.969811) مما يدل على وجود علاقة سلبية بين سعر الصرف الحقيقي والمتغير المذكور فكل زيادة بنسبة 01% في قيمة *TOT* ستؤدي إلى انخفاض سعر الصرف الحقيقي بنسبة 0.969811%، وهذه النتيجة لا تتوافق مع النظرية الاقتصادية، فالتحسن في معدلات التبادل التجاري في ميزان المدفوعات من المفترض أن يترتب عليه ارتفاع في سعر الصرف الحقيقي التوازي، لكن النتيجة المتحصل عليها عكس ذلك مما يعني أن الدينار الجزائري يتغير ويتحدد وفقا لقرارات إدارية.
- معامل الانفتاح التجاري سالب ويقدر ب (-1.822099) مما يدل على وجود علاقة سلبية بين سعر الصرف الحقيقي والمتغير المذكور فكل زيادة بنسبة 01% في قيمة الانفتاح التجاري ستؤدي إلى انخفاض سعر الصرف الحقيقي بنسبة 1.822099%. وهذا يتوافق مع ما تنص عليه النظرية الاقتصادية، وما يلاحظ أن مؤشر الانفتاح التجاري يعرف انخفاضا متواصلا في السنوات الأخيرة بسبب الانخفاض المحسوس في قيمة الصادرات بسبب انخفاض أسعار البترول العالمية مما يؤكد على أن النمو الاقتصادي في الجزائر يتأثر بالصدمات الخارجية بشكل كبير بسبب اعتماده على العائدات البترولية وضعف الجهاز الإنتاجي، كما أن سعر الصرف الحقيقي الفعلي عرف انخفاضا محسوسا رغم ضعف قيمة الصادرات مما يعني مجددا أن الدينار الجزائري يتغير وفقا لقرارات إدارية.
- معامل الإنفاق الحكومي معنوي وسالب ويقدر ب (-1.457032) مما يدل على وجود علاقة سلبية بين سعر الصرف الحقيقي والمتغير المذكور فكل زيادة بنسبة 01% في قيمة الإنفاق الحكومي ستؤدي إلى انخفاض سعر الصرف الحقيقي بنسبة 1.457032%، وهي نتيجة لا تتوافق مع ما تنص عليه النظرية الاقتصادية، فزيادة الإنفاق الحكومي نتيجة تحسن أسعار النفط في الأسواق العالمية ستؤدي إلى زيادة الواردات من السلع الاستهلاكية والرأسمالية والخدمات الأجنبية مما يعني زيادة عرض الدينار الجزائري، أما الطلب عليه فباعتبار أن 95% من الصادرات تتمثل في المحروقات والتي تصدر بالدولار، فالصادرات خارج المحروقات لها تأثير ضعيف جدا على الطلب على الدينار الجزائري، ومنه فمن المفترض أن زيادة الإنفاق الحكومي ستؤدي إلى ارتفاع سعر الصرف الحقيقي (انخفاض قيمة

العملة) لكن النتيجة المتحصل عليها تثبت مرة أخرى أن سعر صرف الدينار الجزائري لا يستجيب لقوى العرض والطلب بل يتغير وفقا لقرارات إدارية.

- معامل انحدار سعر البترول الحقيقي معنوي من الناحية الإحصائية، وموجب ويقدر بـ (0.925974) مما يعني وجود علاقة طردية بين سعر الصرف الحقيقي والمتغير المذكور فكل زيادة بنسبة 01 % في سعر البترول الحقيقي ستؤدي إلى ارتفاع سعر الصرف الحقيقي التوازني بنسبة (0.925974%)، وهذه النتيجة تتوافق مع النظرية الاقتصادية والواقع الاقتصادي حيث يهيمن قطاع المحروقات على إيرادات الجزائر بسبب تدهور القطاع الخاص والبنية التحتية الاقتصادية والجهاز الإنتاجي، وعليه من الضروري البحث عن بديل لعجلة النمو عوضا عن قطاع النفط، ويعتبر التنوع الاقتصادي عنصرا هاما وخطوة هاما نحو الاتجاه الصحيح.

- معامل انحدار الأصول الخارجية الصافية معنوي سالب ويقدر بـ (-0.017892) مما يعني وجود علاقة سلبية بين سعر الصرف الحقيقي والمتغير المذكور فكل زيادة بنسبة 01 % في الأصول الخارجية الصافية ستؤدي إلى انخفاض سعر الصرف الحقيقي بنسبة (0.017892%)، وهذه النتيجة تتعارض مع ما جاءت به النظرية الاقتصادية والتي تنص على أن زيادة تدفق الأصول الخارجية ستؤدي إلى تحسن حساب رأس المال في ميزان المدفوعات اعتمادا على الفارق بين سعر الفائدة المحلي والأجنبي مما يترتب عليه ارتفاع سعر الصرف الحقيقي التوازني.

الخاتمة:

لقد حاولنا من خلال هذه الورقة تحديد سعر الصرف الحقيقي التوازني للدينار الجزائري مقابل الدولار الأمريكي بالاعتماد على النموذج المقترح من طرف (Edwards (1989 ونموذج *Cashin and al* ، وقد توصلنا إلى ما يلي:

اختبار الفرضيات:

1. فيما يخص الفرضية الأولى: والتي تنص على أن سعر الصرف الحقيقي التوازني للدينار الجزائري يتغير وفق القرارات الإدارية ولا يستجيب لقوى السوق، فقد أثبتت الدراسة صحة هذه الفرضية، فقد لاحظنا أن سعر الصرف الحقيقي يتغير سواء بالارتفاع أو الانخفاض وفقا لما كانت تراه السلطات النقدية مناسبا وبما يتوافق مع الواقع الاقتصادي، بمعنى أن سعر الصرف في الجزائر لا يتغير بشكل حر وفق قوى العرض والطلب.

2. فيما يخص الفرضية الثانية: والتي تنص على تأثير بعض المتغيرات الاقتصادية على سعر الصرف الحقيقي التوازني فقد تم التأكد من صحتها، حيث أثبتت الدراسة أن كل زيادة بـ 01 % في قيمة *TOT*، *Open*، *Gov*، *Nfa* ستؤدي إلى انخفاض سعر الصرف الحقيقي التوازني بنسبة 0.969811%، 1.822099%، 1.457032%، 0.017892% على التوالي.

أما كل زيادة بنسبة 01 % في قيمة *Roil*، *DPRO* ستؤدي إلى ارتفاع سعر الصرف الحقيقي التوازني بنسبة 5.181921%، 0.925974% على التوالي.

النتائج:

- أظهرت نتائج اختبار ADF أن متغيرات النموذج القياسي كلها غير مستقرة عند المستوى الأول Level، وبعد استخدام طريقة الفروقات من الدرجة الأولى أصبحت السلاسل مستقرة من الدرجة الأولى.

- أظهرت نتائج اختبار فترة الإبطاء المثلى أن عدد التأخرات التي يجب أن يتضمنها النموذج هي فترة إبطاء واحدة (1).

- وفيما يتعلق باختبار التكامل المتزامن أظهر اختبار التكامل المتزامن لـ *Johansen* أنه تم رفض الفرضية العدمية H_0 والتي تفيد بعدم وجود علاقة تكامل متزامن بين سعر الصرف الحقيقي الفعلي ومحدداته بمستوى دلالة 05 %، ووجود 05 متجهات على الأكثر للتكامل المتزامن.

- تقدير العلاقة بين متغيرات النموذج في المدى الطويل أظهرت وجود تأثير واضح سلمي ومعنوي لمتغيرات معدلات التبادل التجاري، الانفتاح التجاري، الإنفاق الحكومي، صافي الأصول الخارجية، على سعر الصرف الحقيقي الفعلي، أما متغيرات الفروق الإنتاجية وسعر البترول الحقيقي فتأثيرها كان موجبا ومعنويا على المتغير التابع.

المراجع المستعملة:

- *Madouni M., (2015). Le mésalignement du taux de change réel. Thèse pour obtenir le grade de docteur, discipline : Sciences économiques Université de Tlemcen.*
- *S.Edwards .(1988). The determination of equilibrium real exchange rate. Ucla working paper Number 508.*

• بلقاسم العباس. (2003). سياسات سعر الصرف. سلسلة دورية تعنى بقضايا التنمية في الأقطار العربية: العدد الثالث والعشرون-نوفمبر/تشرين الثاني السنة الثانية.

• متولي. عبد القادر السيد. (2010). الاقتصاد الدولي: النظرية والسياسات. عمان، الأردن: دار الفكر.

• قدي. عبد المجيد. (2003). المدخل إلى السياسات الاقتصادية الكلية. الجزائر: ديوان المطبوعات الجامعية.

• شفيق. علاء، سالم عبد الحسين سالم الراوي. (1985). أثر تغيرات سعر الصرف الحقيقي (الفعال) للدولار

الأمريكي على العائدات النفطية لبلدان الخليج العربي للفترة (1971-1982). مجلة الاقتصاد العربي ، العدد (3-4).

• الصادق. علي توفيق. (1999). القدرة التنافسية للاقتصاديات العربية في الأسواق العالمية. أبو ظبي. : صندوق النقد العربي.

• الصادق. علي توفيق. (2002). نظم وسياسات سعر الصرف. أبو ظبي، الامارات العربية المتحدة. : صندوق النقد العربي.

- جعفري عمار. (2012). اشكالية اختيار نظام الصرف الملائم في ظل التوجه الحديث لأنظمة الصرف الدولية دراسة حالة نظام الصرف في الجزائر للفترة 1990-2010. مذكرة تدخل ضمن متطلبات نيل شهادة الماجستير في العلوم الاقتصادية: تخصص اقتصاد دولي. جامعة محمد خيضر. بسكرة.
- علاوي كامل. الفتلاوي كاظم. الزبيدي. حسن لطيف. (2014). القياس الاقتصادي: النظرية والتحليل. دار الصفاء للطباعة للنشر والتوزيع. عمان.
- شيخي محمد. (2011). طرق الاقتصاد القياسي محاضرات وتطبيقات. الحامد للنشر والتوزيع.