

تطبيق نموذج أشعة تصحيح الخطأ VECM لدراسة العلاقة بين سعر الصرف الفعلي الاسمي والتضخم الشهري في الجزائر خلال الفترة 1980_2020
The Application of vector error correction model VECM to study the relationship between the nominal actual exchange rate and monthly inflation in Algeria during the period (1980_2020)

عبد المجيد بوساق، مخبر مستقبل الاقتصاد الجزائري خارج المحروقات، جامعة بومرداس،

a.boussag@univ-boumerdes.dz

فريد برارة، جامعة بومرداس، brarafarid@hotmail.fr

تاريخ الاستلام: 2020/04/08 تاريخ القبول: 2020/06/27 تاريخ النشر: 2021/06/03

ملخص:

تهدف هذه الورقة البحثية إلى دراسة العلاقة بين سعر الصرف الفعلي الاسمي ومعدل التضخم خلال الفترة الممتدة من جانفي 1980 إلى غاية جانفي 2020، وقد توصلت النتائج إلى وجود علاقة سببية في اتجاه واحد تسري من سعر الصرف الفعلي الاسمي نحو معدل التضخم، كما بينت الدراسة وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغيرين مما يسمح بتطبيق نموذج أشعة تصحيح الخطأ VECM.

الكلمات المفتاحية: سعر الصرف الفعلي الاسمي؛ معدل التضخم؛ نموذج VECM.

تصنيف JEL: C01، E31.

Abstract: This research paper aims to study the relationship between the nominal effective exchange rate and the rate of inflation during the period from January 1980 to January 2020. The study results showed a causal relationship in one direction that applies from the nominal effective exchange rate towards the rate of inflation. In addition, the study showed a Long-term equilibrium relationship between the two variables allowing the application of a vector error correction model VECM.

keyword: nominal effective exchange rate; inflation rate; VECM model.

JEL classification code: C01, E31.

المؤلف المرسل: عبد المجيد بوساق، a.boussag@univ-boumerdes.dz

1. مقدمة.

لقد حظيت ظاهرة التضخم بمكانة هامة في أوساط النظريات والدراسات الاقتصادية، إذ يعتبر التحكم في ظاهرة التضخم من أهداف حكومات مختلف بلدان العالم سواء المتقدمة منها أو النامية، وقد كان مصدر قلق كبير لصناع القرار وخبراء الاقتصاد، هذا القلق يتأتى من أهمية إبراز الأسباب التي تقف وراء ظاهرة التضخم سواء كانت اقتصادية، اجتماعية أو

سياسية، ونظراً لأهمية التضخم في مسار النظام الاقتصادي، نتيجة للعلاقة بينه وبين جملة من المتغيرات الاقتصادية، والتي من بينها سعر الصرف.

إن استقرار سعر الصرف في مختلف دول العالم المعاصر وخاصة النامية منها، بات يمثل أهمية متزايدة في الاقتصاديات الدولية، بل وفي حياة المجتمعات من مختلف جوانبها الاقتصادية والاجتماعية والثقافية والسياسية، ويعد استقرار سعر الصرف من أولويات السياسة النقدية في مختلف الدول، وذلك لأن هذا الاستقرار يوفر أساساً البيئية المناسبة للاستثمار، وجذب المدخرات والمحافظة على استقرار الأسعار.

ففي ظل قصور الطاقة التمويلية نتيجة التقلبات التي يشهدها سوق النفط عجزت الجزائر بإمكانياتها المحدودة ومواردها الذاتية عن مواجهة الزيادة المستمرة في النفقات العامة، مما نتج عنه عجز مستمر في موازنتها العامة، وعمدت إلى تمويل هذا العجز بالاعتماد على كل من تخفيض قيمة العملة والإصدار النقدي، إن هذه الأساليب لم تحقق هدفها في تغطية هذا العجز، بل أدت إلى تدني كبير في قيمة العملة الوطنية أمام باقي العملات الأجنبية، مما أدى إلى ارتفاع متزايد في المستوي العام للأسعار، ومن خلال هذه الاختلالات فإن الجزائر تواجه تحديات اقتصادية كبيرة في تحديد السياسة الاقتصادية الملائمة في مثل هذه الظروف.

الإشكالية:

من جملة الأفكار السابقة تبرز معالم الإشكالية التي يمكن صياغتها على النحو التالي:

ما مدى تأثير تغيرات سعر الصرف الفعلي الاسمي على التضخم الشهري في الجزائر؟

للإجابة على هذا التساؤل الرئيسي ارتأينا تفريعه إلى الأسئلة الفرعية التالية:

- ما المقصود بسعر الصرف الفعلي الاسمي والتضخم؟
- ما هو واقع تطور سعر الصرف الفعلي الاسمي والتضخم في الجزائر؟
- فيما يتمثل أثر تغيرات سعر الصرف الفعلي الاسمي على التضخم الشهري في الجزائر؟
- فرضيات الدراسة: لدراسة الإشكالية قمنا بطرح الفرضيات التالية:
- تغيرات سعر الصرف الفعلي الاسمي الشهري تؤثر على التضخم الشهري في الجزائر (علاقة سببية في اتجاه واحد).
- وجود علاقة قصيرة الأجل بين سعر الصرف الفعلي الاسمي ومعدل التضخم الشهري.
- وجود علاقة طويلة الأجل بين سعر الصرف الفعلي الاسمي ومعدل التضخم الشهري.

أسباب اختيار الموضوع:

- الرغبة الشخصية في التعمق في المواضيع ذات العلاقة بالتضخم وسعر الصرف.
- كون كل من سعر الصرف والتضخم من قضايا الساعة في الجزائر.
- أدوات الدراسة: الكتب، الدراسات السابقة، الهيئات الإحصائية الدولية، البرامج الإحصائية.
- أهمية الدراسة: تكتسي هذه الدراسة أهمية بالغة لأن موضوع ظاهرة التضخم وسعر الصرف يأخذ طابعاً محلياً في الجزائر باعتبارهما الأكثر تأثيراً على النشاط الاقتصادي، وهو ما يدفع إلى ضرورة دراسته خاصة في الوضع الراهن الذي تشهده البلاد.
- أهداف الدراسة: يمكن إبراز أهم هذه الأهداف في:
- إلقاء نظرة على مسار سعر الصرف الفعلي الاسمي والتضخم في الجزائر.
- قياس تأثير تغيرات سعر الصرف الفعلي الاسمي على التضخم في الجزائر خلال الفترة ابتداءً من شهر جانفي 1980 إلى غاية شهر جانفي من سنة 2020.

المنهج المتبع: المنهج الوصفي التحليلي في الجانب النظري ومنهج دراسة الحالة في القياس. **هيكل الدراسة:** بغية الإلمام بالموضوع والإحاطة بمختلف جوانبه، وحتى تستوفي الدراسة تطلعاتها ارتأينا تقسيم الدراسة إلى ثلاثة محاور، حيث تم تخصيص المحور الأول للدراسات السابقة التي تناولت موضوع الدراسة، أما المحور الثاني فيتضمن تطور سعر الصرف الاسمي الفعلي والتضخم خلال فترة الدراسة، بينما شمل المحور الأخير على الدراسة القياسية.

2. الدراسات السابقة: هناك العديد من الدراسات السابقة التي تناولت العلاقة بين سعر الصرف والتضخم في مختلف الدول العربية والأجنبية، باستخدام أدوات مختلفة نذكر منها:

- **Rabiul Islam and others, (2017), Determinants of Factors that Affecting Inflation in Malaysia, International Journal of Economics and Financial Issues, 7(2),355-364.**

هدفت هذه الدراسة لتحديد العوامل التي تؤثر على التضخم في ماليزيا خلال الفترة (1980_2014) باستخدام نموذج الاقتصاد القياسي (الانحدار الخطي) بالاعتماد على برنامج SPSS، حيث خلصت أهم النتائج إلى وجود تأثير سلبي لكل من سعر الصرف ومعدل البطالة على التضخم، والأثر الايجابي للمعروض النقدي، وأن تأثير هذه العوامل المدروسة لا يتعدى 60%، هذا يعني أن هذه العوامل ليست سوى جزء من العوامل التي تؤثر على التضخم في ماليزيا.

- **صباح نوري عباس، (2008)، أثر التضخم على سعر الصرف التوازني للدينار العراقي للمدة 1990_2005، كلية بغداد للعلوم الاقتصادية الجامعة، العدد السابع عشر.**

هدفت هذه الدراسة إلى توضيح وشرح أنظمة أسعار الصرف المختلفة والعوامل المؤثرة عليها التي من بينها التضخم خلال الفترة التي أعقبت حرب الخليج الثانية 1990_2005، باستخدام الانحدار الخطي وبالاعتماد على برنامج SPSS لتقدير الدالة الخطية التي تربط التضخم بسعر الصرف، وأظهرت نتائج هذه الدراسة الأثر الايجابي (علاقة طردية) للتضخم على أسعار الصرف بمعنى زيادة معدلات التضخم تؤدي إلى ارتفاع في أسعار صرف الدينار العراقي مقابل الدولار الأمريكي في السوق الموازية.

- **محسن حمريط، (2013)، دراسة العلاقة السببية قصيرة الأجل بين التضخم ومستويات سعر الصرف الاسمي الفعال في الجزائر من خلال نموذج أشعة الانحدار الذاتي، المجلد 9، العدد 18.**

هدفت هذه الدراسة لاختبار العلاقة السببية بين مستوى التضخم وسعر الصرف الاسمي الفعال في الجزائر خلال الفترة 1980_2014، وذلك باستخدام نموذج أشعة الانحدار الذاتي VAR، أين خلصت النتائج إلى وجود علاقة معنوية وسببية في اتجاهين تسري بين مستوى التضخم وسعر الصرف الاسمي الفعال.

- **أحمد بن البار وعلي سنوسي، (2019)، تحليل وقياس تغيرات سعر الصرف الاسمي على معدل التضخم في الجزائر خلال الفترة 1985_2017، مجلة البحوث الاقتصادية والمالية، المجلد 6، العدد 1.**

هدفت هذه الدراسة إلى قياس أثر تغيرات سعر الصرف الاسمي على معدل التضخم باستخدام بيانات سنوية لفترة الدراسة، باستخدام نموذج شعاع الانحدار الذاتي VAR وبالاعتماد على برنامج Eviews10، أين خلصت النتائج إلى عدم وجود علاقة تكامل مشترك بين المتغيرين

محل الدراسة، وتبين وجود علاقة سببية في اتجاهين بين المتغيرين عند مستوى معنوية 10%.

3. الإطار النظري لعلاقة سعر الصرف بالتضخم:

يؤثر سعر الصرف تأثيراً مباشراً في معدلات التضخم، باعتباره الأداة التي تربط الاقتصاد الوطني بالاقتصاد الدولي من خلال سوق السلع (وهي السلع المصدرة والمستوردة الداخلة في التجارة الدولية)، وسوق الأصول (الأصول المالية وغير المالية)، وسوق عوامل الإنتاج (سوق العمل)، فسعر الصرف يؤثر على الأسعار النسبية للسلع المحلية والأجنبية من خلال قناتي الطلب والعرض الكليتين واللذان تعرفان بأثر الانتشار الغير مباشر، ذلك أن تحركات سعر الصرف يؤثر من جهة على جانب الطلب من خلال انخفاض أسعار الصادرات وزيادة أسعار الواردات فتزيد الصادرات مما يؤدي إلى زيادة الطلب الكلي وزيادة الناتج وترتفع معدلات التضخم (التضخم المستورد)، أما بالنسبة لجانب العرض فإن انخفاض سعر الصرف يؤدي إلى زيادة أسعار المدخلات المستوردة، مما يدفع المشروعات إلى زيادة أسعار السلع المحلية ومنه معدل التضخم يرتفع (عبد المؤمن و هشام، 2019، صفحة 4). ونشأ مفهوم "سعر الصرف الفعال" (Effective Exchange Rate) في أوائل السبعينات، عقب انهيار نظام "بريتون وودز" وتزايد الاتجاه العام نحو إتباع أسعار الصرف المرنة، وسعر الصرف الفعال (EER) هو في الأساس رقم قياسي واحد يمثل سعر صرف العملة المحلية أمام كافة العملات للشركاء التجاريين، وبالتالي فسر الصرف الفعال يعطي صورة شاملة وملخصة عن تطورات سعر صرف العملة، مما يسهل على متخذي القرار متابعة وتقييم سياسة سعر الصرف المتبعة (عدنان، 2012، صفحة 51).

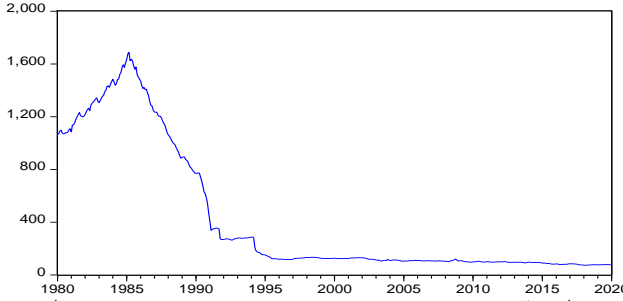
4. تطور سعر الصرف الفعلي الاسمي ومعدل التضخم الشهري في الجزائر.

1.4. سعر الصرف الفعلي الاسمي الشهري.

أ. مفهوم سعر الصرف الفعلي الاسمي: تعتبر الصيغة الأكثر استعمالاً في إنشاء مؤشر لسعر الصرف الفعلي المتعدد الأطراف، فهو متوسط مرجح لأسعار الصرف محسوب بالنسبة إلى فترة أساس، وبما أن الغرض من الترجيحات هو التعبير عن الأهمية النسبية لكل عملة أجنبية، بالنسبة إلى البلد المحلي فإن اختيارها الملائم متعلق بالغرض الذي تستخدم من أجله مؤشر سعر الصرف الفعلي، ويستخدم في العادة حصص التجارة الخارجية الثنائية كترجيحات (حصص الاستيراد أو حصص الصادرات أو متوسط الاثنين)، لكن لا تعكس القدرة التنافسية لصادرات بلد ما بالكامل لأن الصيغة لا تحوي على مؤشر للأسعار النسبية (محسن، 2013، صفحة 109). كما يعرف على أنه تطور سعر صرف البلد موضع الاعتبار مقابل، ليس عملة أجنبية واحدة وإنما عملات أهم الشركاء التجاريين لهذا البلد، وأي تغير في سعر صرف عملة هذا البلد مقابل سلة ثابتة من العملات خلال فترة زمنية، لا تعكس القدرة التنافسية لهذا البلد بالشكل الكامل إلا بعد إدخال الرقم القياسي للأسعار النسبية لتكون مؤشراً حقيقياً للتنافسية الدولية للبلد المعني (علي و سمير، 2012، صفحة 50).

ب. تحليل تطور سعر الصرف الفعلي الاسمي الشهري خلال الفترة (1980_2020): يمثل الشكل رقم (1) الموالي تطور سعر الصرف الفعلي الاسمي والذي نرسم له بالرمز NEER (Nominal Effective Exchange Rate) ابتداء من شهر جانفي 1980 إلى غاية جانفي 2020 تتمثل في 481 مشاهدة.

شكل 1: تطور سعر الصرف الفعلي الاسمي الشهري في الجزائر خلال الفترة (1990_2020).



المصدر: من إعداد الباحثين باستخدام برنامج Eviews10 وبالاعتماد على بيانات صندوق النقد الدولي: <http://data.imf.org/>

من خلال الشكل السابق يمكن تقسيم تطور سعر الصرف الفعلي الاسمي إلى عدة مراحل: - المرحلة الأولى (جانفي 1980_ ماي 1988): شهدت هذه المرحلة ارتفاع كبير لقيمة الدينار الجزائري في ظل نظام الصرف الثابت والذي عرف بالمغالاة في قيمته أين وصل في أعلى مستوياته والتي سجلها في مارس 1985، بعد حدوث أزمة النفط الثانية في سنة 1986 أخذ سعر الصرف الاسمي الفعلي في التناقص.

- المرحلة الثانية (جوان 1988_ ديسمبر 1994): عرفت هذه المرحلة تناقص وانخفاض في سعر الصرف الفعلي الاسمي. فقد كان الدينار الجزائري مقوما بأقل من قيمته وسبب ذلك التخفيض الرسمي في سعر الصرف الاسمي وتقييد شراء النقد الأجنبي بالإضافة إلى التوقف عن خدمة الديون وإعادة جدولتها نتيجة تطبيق برامج الإصلاح النقدي والذي تم في إطاره تبني سياسات كلية صارمة أدت إلى إنهاء التقدير المبالغ فيه في قيمة العملة (عائشة، 2014/2013، صفحة 427).

- المرحلة الثالثة (جانفي 1994_ جانفي 2020): ما يمكن ملاحظته هو تدهور سعر الصرف الفعلي الاسمي إلى غاية سنة 1996، بعدها شهد تزايد خاصة في سنة 1998 ليعاود التناقص في السداسي الأول من سنة 1999، وذلك نتيجة للصدمات البترولية التي عرقتها السوق النفطية خلال الفترة 1994_1999. بعد جوان 1999 حدث ارتفاع احتياطات الصرف والتي ترجع إلى النهوض بأسعار النفط للسداسي الثاني من هذه السنة، وكان له الأثر القوي على توازن سوق الصرف، ولقد تم تسجيل عرض مرتفع للعملة الصعبة سنوات 2000، 2001 و2002، هذا العرض قابله طلب على العملات الأجنبية، من جانب آخر سار نحو التدهور الفعلي الاسمي للدينار حتى نهاية 2001 كما أن سعر الصرف الفعلي الحقيقي كان نسبيا مستقرا مع استقرار قليل في نهاية 2001 نتيجة الاستقرار الفعلي الاسمي وسلك الأسعار في الجزائر اتجاه الشركاء التجاريين، يؤدي إلى التساؤل عن تطور معدلات التضخم (علي ب، 2013/2012، صفحة 153)، بعدها واصل سعر الصرف الفعلي الاسمي في التدهور رغم

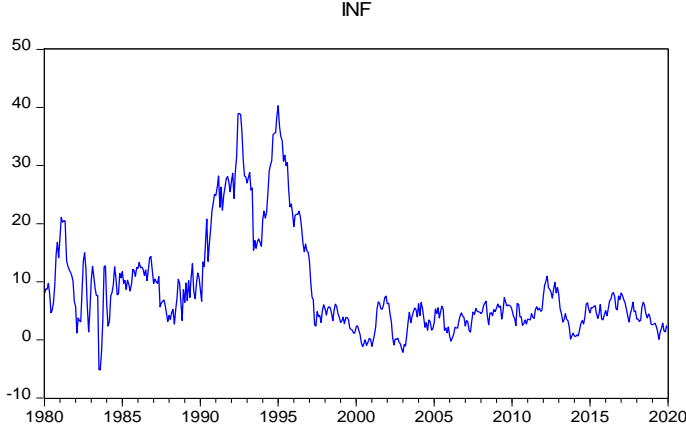
ارتفاع أسعار البترول في السنوات 2011، 2012، 2013، 2014 نتيجة الارتفاع الكبير على العملة الأجنبية، ومع انخفاض أسعار النفط وعمليات الإصدار النقدي وتخفيض قيمة العملة واصل سعر الصرف الفعلي الاسمي أين وصل لأدنى مستوى له في الأشهر الأولى من سنة 2018، ومع بداية سنة 2019 عرف سعر الصرف الفعلي الاسمي استقرارا مع تسجيل تحسن طفيف في الشهرين الأوليين لسنة 2020.

2.4. معدل التضخم الشهري.

أ. مفهوم التضخم: أصبح المقصود بالتضخم فائض النقد على فائض السلع والخدمات ولا شك أن الأخذين بهذا المعنى قد تأثروا بالنظريات والمفاهيم الكينزية التي سادت بين الحربين (امحمد و علي، 2019، صفحة 162)، كما يعرف التضخم على أنه زيادة مفرطة غير ضرورية لعملة الدولة خصوصا عن طريق إصدار أو صك النقود الورقية الغير مرجوة السداد بشكلها أو بنفس نوعها، كما يعرف على أنه ارتفاع أو زيادة معتبرة للأسعار سببها توسع غير مضمون في النقود الورقية أو الائتمان المصرفي (Henry, 1999, pp. 1-2).

ب. تحليل تطور معدل التضخم الشهري خلال الفترة (1980_2020): الشكل رقم (2) الموالي يمثل تطور معدل التضخم الشهري والذي نرسم له بالرمز INF (Inflation) ابتداء من شهر جانفي 1980 إلى غاية جانفي 2020 تتمثل في 481 مشاهدة.

شكل 2: تطور معدل التضخم الشهري في الجزائر خلال الفترة (1990_2020).



المصدر: من إعداد الباحثين باستخدام برنامج Eviews10 وبالاتحاد على بيانات صندوق

النقد الدولي: <http://data.imf.org>

من خلال الشكل السابق يمكن تقسيم تطور معدل التضخم الشهري إلى عدة مراحل:

- المرحلة الأولى (جانفي 1980 _ ديسمبر 1989): في هذه المرحلة لجأت الدولة إلى تطبيق إصلاحات جذرية، غير أن عملية الإصلاحات هذه انطلقت في ظروف تميزت بتشدد الضغوط المالية الخارجية، نتيجة تدني أسعار النفط في سنة 1986، والتي أدت إلى ركود اقتصادي وتدهور ميزان المدفوعات، مما استوجب التوجه إلى نظام السوق ونظرا لعدم مرونة الأسعار المطبقة في إطار الاقتصاد المخطط، فإن السلطات العمومية أخذت على عاتقها وضع نظام جديد للأسعار (نوة، 2016/2015، صفحة 140).

- المرحلة الثانية (جانفي 1990 _ ديسمبر 1998): شهدت هذه المرحلة أسوأ معدلات التضخم خاصة في الفترة الممتدة من 1990 إلى غاية 1994 نتيجة لتحرير الأسعار وانخفاض وتخفيض قيمة الدينار الجزائري، إلى أن استقر في نهاية 1998 عند 3,93 كمعدل شهري لشهر ديسمبر و5% كمعدل سنوي لسنة 1998.

- المرحلة الثالثة (جانفي 1999 _ جانفي 2020): تميزت هذه المرحلة في البداية بنوع من الاستقرار في معدلات التضخم، لكن مع بداية سنة 2001 عادت معدلات التضخم للارتفاع نتيجة تحسن القدرة الشرائية من خلال رفع الأجور وقلّة الإنتاج الوطني من جهة ومن جهة أخرى ارتفاع الأسعار العالمية للمواد الغذائية خاصة في السنوات 2010، 2011 و2012، ليعرف انخفاضا ملموسا في السنوات الأخيرة ابتداء من شهر ديسمبر 2018 إلى غاية شهر جانفي 2020.

5. الدراسة القياسية.

1.5. دراسة استقرارية السلاسل الزمنية. تتمثل الخطوة الأولى في تحليل البيانات في اختبار ما إذا كانت المتغيرات مستقرة أم لا تجنبنا لظهور مشكل الانحدار الزائف، توجد عدة اختبارات تستخدم في اختبار استقرارية السلاسل المدروسة، نجد من بينها اختبار ديكي فولر المطور (ADF) واختبار فليب_بيرون (PP)، والتي تستخدم للكشف عن استقرارية السلسلة الزمنية من عدمها، والنتائج ملخصة في الجدول التالي:

جدول 1: نتائج اختبار جنر الوحدة (Unit Root Test) لمتغيرات الدراسة.

| UNIT ROOT TEST TABLE (PP) | | | |
|----------------------------|----------------------|-------------------------------------|--------------------------------------|
| At Level | | | |
| With Const | t-Statistic Prob. | INF -2.5852 0.0967 * | NEER -1.1137 0.7118 no |
| With Const | t-Statistic Prob. | -3.0059 0.1316 no | -0.7697 0.9664 no |
| Without Co | t-Statistic Prob. | -1.7306 0.0792 * | -1.8239 0.0650 * |
| At First Difference | | | |
| With Const | t-Statistic Prob. | d(INF) -20.8121 0.0000 *** | d(NEER) -16.0960 0.0000 *** |
| With Const | t-Statistic Prob. | -20.7931 0.0000 *** | -16.1178 0.0000 *** |
| Without Co | t-Statistic Prob. | -20.8347 0.0000 *** | -15.9633 0.0000 *** |
| UNIT ROOT TEST TABLE (ADF) | | | |
| At Level | | | |
| With Const | t-Statistic Prob. | INF -1.8222 0.3696 no | NEER -1.2592 0.6451 no |
| With Const | t-Statistic Prob. | -1.9443 0.5295 no | -0.7348 0.9692 no |
| Without Co | t-Statistic Prob. | -1.6438 0.0947 ** | -1.9938 0.0443 ** |
| At First Difference | | | |
| With Const | t-Statistic Prob. | d(INF) -8.9336 0.0000 *** | d(NEER) -7.6619 0.0000 *** |
| With Const | t-Statistic Prob. | -8.9094 0.0000 *** | -7.7298 0.0000 *** |
| Without Co | t-Statistic Prob. | -8.9261 0.0000 *** | -7.4823 0.0000 *** |

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج (Eviews10).

من الجدول رقم (1) يتضح أن متغيري الدراسة من خلال اختباري ADF و PP غير مستقرين في المستوى، لكن بعد إجراء الفروقات من الدرجة الأولى أصبحتا مستقرتين عند درجة معنوية 1%، ومنه السلسلتين متكاملتين من الدرجة الأولى (يمكن إجراء اختبار التكامل المشترك بين السلسلتين).

2.5 اختبار سببية جرنجر (Granger Causality Test).

لتحديد اتجاه العلاقة السببية بين سعر الصرف الفعلي الاسمي الشهري ومعدل التضخم الشهري سنقوم باختبار غرانجر للعلاقة السببية {إحدى نتائج نظرية التمثيل ل Granger هي أنه إذا كان هناك متغيران مثلا X_t و Y_t بينهما اندماج مزدوج وكل منهما I(1) على حدة أي مدمجة من الدرجة 1 بمعنى أن كلا منهما على حدة غير ساكنة فإن إما X_t لها سببية ل Granger Y_t أو Y_t لها سببية ل Granger X_t (جوجارت، 2015، صفحة 1097)، وباستخدام برنامج Eviews توصلنا إلى النتائج المعروضة في الجدول التالي:

جدول 2: نتائج اختبار السببية لـ Granger بين كل DINEER و DINF.

| Pairwise Granger Causality Tests | | | |
|-----------------------------------|-----|-------------|--------|
| Date: 04/03/20 Time: 14:49 | | | |
| Sample: 1980M01 2020M01 | | | |
| Lags: 2 | | | |
| Null Hypothesis: | Obs | F-Statistic | Prob. |
| DNEER does not Granger Cause DINF | 478 | 4.46153 | 0.0120 |
| DINF does not Granger Cause DNEER | | 1.66129 | 0.1910 |

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج (Eviews10).

نستخلص من ذلك أنه توجد علاقة سببية بين سعر الصرف الفعلي الاسمي الشهري والتضخم الشهري عند مستوى معنوية 5% في اتجاه واحد، تسري من سعر الصرف الفعلي الاسمي الشهري نحو معدل التضخم الشهري.

3.5. اختبار جوهانسن لتحديد علاقات التكامل (Johansen Cointegration Test).

يتطلب حدوث التكامل المشترك في حالة أن تكون السلسلتان متكاملتين من الرتبة الأولى كل على حدة (عبد القادر، 2005، صفحة 271)، ويحدد اختبار جوهانسون ما إذا كانت هناك علاقة تكاملية بين المتغيرين قصيرة الأجل (هنا نطبق نموذج VAR) أو علاقة تكاملية طويلة الأجل وهنا نطبق نموذج VECM، تطبيق هذا الاختبار باستخدام السلاسل الأصلية للمتغيرات، الجدول الموالي يعرض اختبار جوهانسون:

جدول 3: نتائج اختبار Johansen

| Date: 04/03/20 Time: 14:52 | | | | |
|--|------------|-----------------|---------------------|---------|
| Sample (adjusted): 1980M03 2020M01 | | | | |
| Included observations: 479 after adjustments | | | | |
| Trend assumption: Linear deterministic trend | | | | |
| Series: INF NEER | | | | |
| Lags interval (in first differences): 1 to 1 | | | | |
| Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace) | | | | |
| Hypothesized No. of CE(s) | Eigenvalue | Trace Statistic | 0.05 Critical Value | Prob.** |
| None * | 0.030270 | 16.16359 | 15.49471 | 0.0396 |
| At most 1 | 0.003002 | 1.440125 | 3.841466 | 0.2301 |

Trace test indicates 1 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: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج (Eviews10).

من خلال الجدول نلاحظ أن trace أكبر من القيمة الحرجة عند مستوى دلالة 5% في الحالة الأولى مما يعني قبول فرضية العدم H_0 التي تنص على وجود علاقة تكامل مشترك بين المتغيرات، وهو ما تؤكد القيمة الاحتمالية التي أقل من 5% وبالتالي وجود علاقة متزامن بين متغيرات الدراسة، على عكس الحالة الثانية التي نرفض فيها فرضية العدم ونقبل الفرضية البديلة التي تنص على عدم وجود تكامل مشترك، وبالتالي عدد متجهات التكامل المتزامن هو $r=1$ عند مستوى معنوية 5% مما يفسر تزامن سعر الصرف الفعلي الاسمي والتضخم، أي تواجد توليفة خطية ساكنة بين سعر الصرف الفعلي الاسمي والتضخم الشهري، وهذا ما يدل على وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين التضخم الشهري وسعر الصرف الفعلي الاسمي (سليم و وليد، 2017، صفحة 115). ومنه في هذه الحالة يمكن تقدير نموذج أشعة تصحيح الخطأ VECM، لكن قبل ذلك يجب تحديد درجات التأخير في نموذج VAR.

4.5. تحديد درجات التأخير في نموذج VAR. يتم تحديد عدد الفجوات الزمنية المناسبة للنموذج VAR(P) للمتغيرات في شكل فروقات انطلاقا من معايير مختلفة، وباستخدام برنامج Eviews توصلنا إلى النتائج المعروضة في الجدول التالي:

جدول 4: تحديد درجة التأخير المثلى للمسار VAR.

| Lag | LogL | LR | FPE | AIC | SC | HQ |
|-----|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| 0 | -5344.101 | NA | 18620322 | 22.41552 | 22.43299 | 22.42239 |
| 1 | -2934.423 | 4789.046 | 775.1554 | 12.32882 | 12.38124 | 12.34943 |
| 2 | -2879.877 | 107.9483 | 627.1164 | 12.11688 | 12.20425* | 12.15124 |
| 3 | -2872.770 | 14.00605 | 619.0006 | 12.10386 | 12.22617 | 12.15195 |
| 4 | -2863.382 | 18.42172* | 605.1763* | 12.08127* | 12.23853 | 12.14310* |

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج (Eviews10). من خلال النتائج الموضحة في الجدول أعلاه، يتبين أن درجة التأخير المثلى والموافقة لنتائج غالبية المعايير ما عدا معيار Schwarz هي P=4. 5.5. تقدير النموذج VECM. بعد تحديد درجات التأخير (P=4) يمكن تقدير نموذج VECM كالتالي:

جدول 5: نتائج تقدير نموذج VECM.

| Vector Error Correction Estimates | | |
|--|--|--------------------------------------|
| Date: 04/03/20 Time: 14:54 | | |
| Sample (adjusted): 1980M06 2020M01 | | |
| Included observations: 475 after adjustments | | |
| Standard errors in () & t-statistics in [] | | |
| Cointegrating Eq: | | CoIntEq1 |
| INF(-1) | | 1.000000 |
| NEER(-1) | | -0.003368 (0.00587) [-0.57341] |
| C | | -7.514755 |
| Error Correction: | | D(INF) |
| CoIntEq1 | | -0.031807 (0.01142) [-2.78440] |
| D(INF(-1)) | | 0.061671 (0.04591) [1.34328] |
| D(INF(-2)) | | -0.005843 (0.04554) [-0.12830] |
| D(INF(-3)) | | -0.131200 (0.04552) [-2.88194] |
| D(INF(-4)) | | -0.098484 (0.04557) [-2.16107] |
| D(NEER(-1)) | | -0.025327 (0.00807) [-3.13984] |
| D(NEER(-2)) | | 0.001858 (0.00851) [0.21831] |
| D(NEER(-3)) | | 0.004246 (0.00848) [0.50062] |
| D(NEER(-4)) | | -0.009588 (0.00813) [-1.17901] |
| C | | -0.076138 (0.04913) [-1.79059] |
| D(NEER) | | 0.25809 (0.06502) [3.96966] |
| D(NEER(-1)) | | 0.362252 (0.26131) [1.38632] |
| D(NEER(-2)) | | -0.152744 (0.25920) [-0.58929] |
| D(NEER(-3)) | | -0.007282 (0.25911) [-0.02810] |
| D(NEER(-4)) | | -0.219348 (0.04591) [-4.84567] |
| D(NEER(-1)) | | 0.325137 (0.04591) [7.08191] |
| D(NEER(-2)) | | 0.111096 (0.04583) [2.29372] |
| D(NEER(-3)) | | 0.119598 (0.04582) [2.47736] |
| D(NEER(-4)) | | 0.084772 (0.04628) [1.83154] |
| C | | -0.743100 (0.54913) [-1.35570] |
| R-squared | | 0.075486 |
| Adj. R-squared | | 0.057630 |
| Sum sq. resid | | 1957.637 |
| S.E. equation | | 2.049619 |
| F-statistic | | 4.227619 |
| Log likelihood | | -1011.965 |
| Akaike AIC | | 4.293959 |
| Schwarz SC | | 4.381478 |
| Mean dependent | | -0.012606 |

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج (Eviews10).

معامل تصحيح الخطأ (-0,032) سالب ومعنوي ($t_{cal}=2,78 > t_{tab}=1,95$)، مبدئياً النموذج المقدر مقبول، ولتأكيد صحة النموذج تجري عليه عدة اختبارات لصلاحية النموذج.

6.5. اختبار صلاحية النموذج.
أ. اختبار الارتباط الذاتي للبقايا. للتأكد من عدم وجود ارتباط ذاتي بين بقايا التقدير نستخدم اختبار LM، بحيث تنص الفرضية الصفرية على عدم وجود ارتباط ذاتي بين بقايا التقدير (لامية و يوسف، 2019، صفحة 215)، نتائج اختبار LM في الجدول الموالي:

جدول 6: مقطع من نتائج اختبار LM.

| VEC Residual Serial Correlation LM Tests | | | | | | |
|---|-----------|----|--------|------------|------------|--------|
| Date: 04/03/20 Time: 15:10 | | | | | | |
| Sample: 1980M01 2020M01 | | | | | | |
| Included observations: 476 | | | | | | |
| Null hypothesis: No serial correlation at lag h | | | | | | |
| Lag | LRE* stat | df | Prob. | Rao F-stat | df | Prob. |
| 1 | 3.713775 | 4 | 0.4461 | 0.929302 | (4, 926.0) | 0.4461 |
| 2 | 3.283239 | 4 | 0.5116 | 0.821378 | (4, 926.0) | 0.5116 |
| 3 | 5.679038 | 4 | 0.2244 | 1.423681 | (4, 926.0) | 0.2244 |
| 4 | 6.718137 | 4 | 0.1516 | 1.683816 | (4, 926.0) | 0.1516 |
| 5 | 3.349129 | 4 | 0.5012 | 0.837892 | (4, 926.0) | 0.5012 |

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج (Eviews10).

لدينا من الجدول أعلاه أن $prob(LM) > 0.05$ وبهذا نقبل الفرضية الصفرية القائلة أن الأخطاء غير مرتبطة خطياً.

ب. اختبار مشكلة عدم تجانس تباين الأخطاء.

تتمثل نتائج الاختبار في الجدول التالي:

جدول 7: مقطع من نتائج اختبار White.

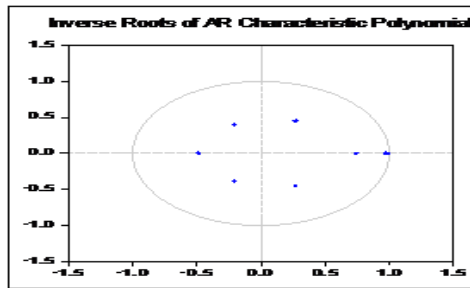
| VEC Residual Heteroskedasticity Tests (Levels and Squares) | | |
|--|----|--------|
| Date: 04/05/20 Time: 21:40 | | |
| Sample: 1980M01 2020M01 | | |
| Included observations: 476 | | |
| Joint test: | | |
| Chi-sq | df | Prob. |
| 180.0700 | 54 | 0.0000 |

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج (Eviews10).

نلاحظ من الجدول أعلاه أن $prob > 0,05$ ، ومنه فإن القرار يكون برفض فرضية العدم أي أن النموذج يعاني من مشكلة عدم ثبات تباين حد الخطأ.

ت. جذر كثير الحدود المميز (الجذور القلوبة) في نموذج VAR. تتمثل نتائج الاختبار في الشكل التالي:

شكل 3: دائرة جذر كثير الحدود المميز.



المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج (Eviews10).

بما أن جميع جذور كثير حدود المميز داخل دائرة الوحدة فإن النموذج مستقر.

ث. اختبار معنوية المعامل.

جدول 8: مقطع من نتائج اختبار معنوية المعامل.

| | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|-------|-------------|------------|-------------|--------|
| C(1) | -0.031807 | 0.011423 | -2.784399 | 0.0055 |
| C(2) | 0.061671 | 0.045911 | 1.343283 | 0.1795 |
| C(3) | -0.005843 | 0.045541 | -0.128300 | 0.8979 |
| C(4) | -0.131200 | 0.045525 | -2.881940 | 0.0040 |
| C(5) | -0.098484 | 0.045572 | -2.161074 | 0.0309 |
| C(6) | -0.025327 | 0.008066 | -3.139839 | 0.0017 |
| C(7) | 0.001858 | 0.008510 | 0.218309 | 0.8272 |
| C(8) | 0.004246 | 0.008482 | 0.500625 | 0.6168 |
| C(9) | -0.009588 | 0.008132 | -1.179013 | 0.2387 |
| C(10) | -0.076138 | 0.096305 | -0.790595 | 0.4294 |
| C(11) | -0.025809 | 0.065018 | -0.396958 | 0.6915 |
| C(12) | 0.362252 | 0.261305 | 1.386318 | 0.1660 |
| C(13) | -0.152744 | 0.259201 | -0.589287 | 0.5558 |
| C(14) | -0.007282 | 0.259109 | -0.028105 | 0.9776 |
| C(15) | -0.219348 | 0.259377 | -0.845672 | 0.3980 |
| C(16) | 0.325137 | 0.045911 | 7.081914 | 0.0000 |
| C(17) | 0.111096 | 0.048435 | 2.293716 | 0.0220 |
| C(18) | 0.119598 | 0.048276 | 2.477385 | 0.0134 |
| C(19) | 0.084772 | 0.046284 | 1.831542 | 0.0673 |
| C(20) | -0.743100 | 0.548131 | -1.355699 | 0.1755 |

Determinant residual covariance 547.5358

Equation: $D(INF) = C(1)*(INF(-1) - 0.00336816248285*NEER(-1) - 7.51475473878) + C(2)*D(INF(-1)) + C(3)*D(INF(-2)) + C(4)*D(INF(-3)) + C(5)*D(INF(-4)) + C(6)*D(NEER(-1)) + C(7)*D(NEER(-2)) + C(8)*D(NEER(-3)) + C(9)*D(NEER(-4)) + C(10)$

Observations: 476

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج (Eviews10).

من خلال الجدول معامل تصحيح الخطأ C(1) سالب ومعنوي (Prob=0,005)، فهو يحقق الشرط اللازم لصلاحية النموذج.

7.5 اختبار Wald. يختبر هذا الاختبار معنوية المعامل في المدى القريب، من خلال الجدول الموالي الذي يلخص اختبار Wald:

جدول 9: نتائج اختبار Wald.

| Test Statistic | Value | df | Probability |
|----------------|----------|----|-------------|
| Chi-square | 14.71726 | 4 | 0.0053 |

Null Hypothesis: C(6)=C(7)=C(8)=C(9)=0
Null Hypothesis Summary:

| Normalized Restriction (= 0) | Value | Std. Err. |
|------------------------------|-----------|-----------|
| C(6) | -0.025327 | 0.008066 |
| C(7) | 0.001858 | 0.008510 |
| C(8) | 0.004246 | 0.008482 |
| C(9) | -0.009588 | 0.008132 |

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج (Eviews10).

نلاحظ أن $0,05 < prob=0,005$ ، ومنه أن المعامل الأربعة لسعر الصرف الفعلي الاسمي لا يمكن أن تتعدم في معادلة التضخم، هناك إشارة معلمتين (الأولى والرابعة) سالبة مما يعني الأثر السالب لسعر الصرف الفعلي الاسمي على التضخم الشهري في المدى القريب، أما فيما يخص المعلمتين الثانية والثالثة موجبة تبين الأثر الموجب لسعر الصرف الفعلي الاسمي على التضخم غير أنها أقل بكثير من المعلمتين الأوليتين.

8.5. تحليل الصدمات:

إن تحليل الصدمات ودوال الاستجابة يسمح بدراسة أثر صدمة معينة على متغيرات النظام، وتتميز طريقة دوال الاستجابة لحساب المضاعفات الديناميكية الموجودة بأنها تبين رد فعل نظام المتغيرات الداخلية على أثر حدوث صدمة في الأخطاء وحسب سيمس فإن دوال الاستجابة تبين أثر انخفاض وحيد ومفاجئ لمتغيرة على نفسها وعلى باقي متغيرات النظام في كل الأوقات (محمد، 2011، صفحة 281).

إن حدوث صدمة في إحدى متغيرات الدراسة سعر الصرف و التضخم يحدث أثر في المتغير الثاني، ومن خلال دالة الاستجابة على مدى 10 أشهر كما هو موضح في الملحق رقم(1)، فإنه في حالة حدوث صدمة مقدرة بانحراف معياري واحد في معدل التضخم الشهري مقدرة بانحراف معياري واحد تؤدي إلى أثر سلبي على سعر الصرف الفعلي الاسمي في الشهرين الأوليين ثم أثر ايجابي في الشهرين الرابع والخامس بعدها أثر سلبي على باقي فترة الاستجابة، أين يصل إلى أكبر مستوى 6,96- في الشهر العاشر.

في حين حدوث صدمة في سعر الصرف الفعلي الاسمي لا يؤدي هذا أي تغير في معدل التضخم الشهري في الشهر الأول، لكن ابتداء من الشهر الثاني سيتولد عن هذه الصدمة أثر سلبي على طول الفترات المتبقية أين يصل لمستوى أكبر في الشهر العاشر (5,25-).

9.5. تحليل التباين: يهدف تحليل التباين إلى تحديد مدى مساهمة كل متغير في تباين خطأ التنبؤ، ومن خلال الملحق رقم(2) نلاحظ أنه بالتقريب 99,9% من التغيرات التي تحدث في سعر الصرف الفعلي سببها المتغير نفسه، في حين التقلبات التي تحدث في التضخم بسبب المتغير نفسه 100% في المدى القصير، أما في المدى المتوسط تصل إلى 95% أما في الطويل تصل إلى 92%، والباقي يسببها متغيرة سعر الصرف الفعلي الاسمي.

6. تحليل النتائج:

توصلت الدراسة للنتائج التالية:

- أظهرت اختبارات جذر الوحدة (اختبار ADF واختبار PP) عدم استقرارية سلسلتي سعر الصرف الفعلي الاسمي الشهرية ومعدل التضخم الشهري عند المستوى، و مستقلةتين عند الفرق الأول أي أنهما متكاملتين من الدرجة الأولى، مما يعني إمكانية وجود تكامل مشترك.
- بينت نتائج اختبار السببية ل Granger وجود علاقة سببية بين المتغيرين في اتجاه واحد تسري من سعر الصرف الفعلي الاسمي إلى معدل التضخم الشهري.
- اختبار التكامل المشترك ل Johansen أثبتت وجود علاقة تكامل توازنية طويلة الأجل بين سعر الصرف الفعلي الاسمي ومعدل التضخم، مما يسمح بتقدير نموذج أشعة تصحيح الخطأ VECM.

- تقدير نموذج VECM أظهر معامل تصحيح الخطأ $(C(1)=-0,032)$ سالب ومعنوي عند مستوى دلالة 1% ما يؤكد وجود علاقة طويلة الأجل بين سعر الصرف الفعلي الاسمي الشهري ومعدل التضخم الشهري، أي أن سلوك معدل التضخم الشهري قد يستغرق عند حدوث أي صدمة حوالي 31,25 شهر (1/0,032) بمعدل 2,6 سنة (31,25/12) حتى يصل إلى وضع التوازن في الأجل الطويل، وهي تعكس نسبة تعديل مرتفعة، أما فيما يخص نسبة التصحيح فإنه في كل شهر يتم تصحيح ما يعادل 3,2% من اختلالات توازن معدل التضخم الشهري في الأجل الطويل.

- تحليل الصدمات أثبت أن حدوث أي صدمة في سعر الصرف الفعلي الاسمي ستؤثر سلبا على معدل التضخم.
 - نتائج تحليل التباين لمعدل التضخم يتأثر بسعر الصرف الفعلي الاسمي.
 - وجود علاقة سلبية لسعر الصرف الفعلي الاسمي على معدل التضخم، ويبقى سعر الصرف الفعلي الاسمي جزء من العوامل التي تؤثر في معدل التضخم الشهري في الجزائر.
- 7. الخاتمة:**

يعتبر التضخم ظاهرة ذات طابع دولي لها تأثير على النشاط الاقتصادي لكل الدول، وهو ما دفعنا إلى دراسته في الجزائر وتحديد علاقته بالعوامل التي تؤثر فيه، ومن بين هذه العوامل سعر الصرف الفعلي الاسمي، حيث أن حدوث أي صدمة في سعر الصرف الفعلي الاسمي تؤثر على معدلات التضخم في الأمد القصير، وكذلك في الأمد المتوسط والطويل لوجود العلاقة التزامنية التكاملية بينهما، والتي أثبتتها الدراسة باستخدام نموذج VECM الذي ساهم في تحديد هذا الأثر وقياس مدها. ومن بين التوصيات التي يمكن ذكرها هي:

- الجزائر بلد ريعي بامتياز يعتمد على تصدير البترول، فتقلبات السوق النفطية تؤثر على قيمة العملة و سعر صرفها وبالتالي على معدلات التضخم، لذلك يجب تنويع الاقتصاد.
- لا بد من تحقيق الاستقرار في سوق الصرف الأجنبي والتحكم فيها.
- دراسة جميع المتغيرات والعوامل المؤثرة في التضخم، خاصة التي يمكن إدراجها في النماذج السببية واستخدام هذه النماذج لدراسة ظاهرة التضخم.
- أهمية النماذج القياسية في دراسة العلاقة بين المتغيرات الاقتصادية وقياس وتحديد الأثر المتبادل بينها.

8. قائمة المراجع:

1. - Henry, H. *What you should know about inflation*. Nostrand Company INC (Canad: Van Nostrand Company INC. 1999) ;
- أمحمد بن البار وعلي سنوسي، تحليل وقياس أثر تغيرات سعر الصرف الاسمي على معدل التضخم في الجزائر خلال الفترة 1985-2017، مجلة البحوث الاقتصادية والمالية، المجلد السادس، العدد الأول، (2019)؛
- بن علي عبد المؤمن وليزة هشام، الأثر المتبادل بين سعر الصرف ومعدلات التضخم في الاقتصاد الجزائري دراسة قياسية للفترة 1990-2016، مجلة التنمية الاقتصادية ، 4 (7)، (2019)؛
- جوجارت تعريب هند عبد الغفار عودة، الاقتصاد القياسي، دار المريخ للنشر، (الرياض: دار المريخ للنشر، 2015)؛
- محسن حمريط، دراسة العلاقة السببية قصيرة الأجل بين التضخم ومستويات سعر الصرف الاسمي الفعال في الجزائر من خلال نموذج VAR، مجلة دراسات اقتصادية، جامعة الجلفة، المجلد9، العدد18، (2013)؛

- سليم مجلخ ووليد بشيشي، دراسة تحليلية قياسية باستخدام نموذج تصحيح الخطأ VECM لأثر تغير بعض المتغيرات الاقتصادية على النفقات العامة في الجزائر خلال الفترة 1970-2016، مجلة الدراسات حول المؤسسات والتنمية، المجلد4، العدد1، (2017)؛
- عائشة بلحشر، سعر الصرف الحقيقي التوازني دراسة حالة الدينار الجزائري، أطروحة مقدمة لنيل شهادة الدكتوراه في العلوم الاقتصادية، جامعة تلمسان، (2014/2013)؛
- عبد القادر محمد عبد القادر عطية، الحديث في الاقتصاد القياسي بين النظرية والتطبيق، الدار الجامعية، (الإسكندرية: الدار الجامعية، 2005)؛
- عقيل سعد عدنان، سعر الصرف الفعال للدينار الأردني خلال الفترة (2007_2011)، مجلة الدراسات المالية والمصرفية، (4)، (2012)؛
- علي بن قدور، دراسة قياسية لسعر الصرف الحقيقي التوازني في الجزائر 1970-2010، أطروحة مقدمة لنيل شهادة الدكتوراه في علوم التسيير، جامعة تلمسان، (2013/2012)؛
- علي لزعر وسمير آيت يحي، معدل الصرف الفعلي الحقيقي وتنافسية الاقتصاد الجزائري، مجلة الباحث، جامعة ورقلة، المجلد11، العدد11، (2012)؛
- لامية بوحسان ويوسف بركان، دراسة قياسية لأثر الجباية العادية على النمو الاقتصادي في الجزائر للفترة 1992-2017، مجلة الباحث الاقتصادي، جامعة سكيكدة، المجلد7، العدد12، (2019)؛
- محمد شيخي، طرق الاقتصاد القياسي، دار الحامد، (الأردن: دار الحامد، 2011)؛
- نوة بن يوسف، تأثير التضخم على المتغيرات الاقتصادية الكلية دراسة قياسية لحالة الجزائر، أطروحة مقدمة لنيل شهادة الدكتوراه في العلوم الاقتصادية، جامعة بسكرة، (2016/2015)، ص140.

9. الملاحق:

ملحق 2: تحليل التباين.

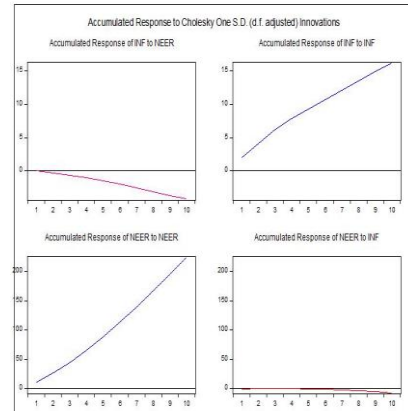
| Variance Decomposition of INF: | | | |
|--------------------------------|----------|----------|----------|
| Period | S.E. | INF | NEER |
| 1 | 2.049619 | 100.0000 | 0.000000 |
| 2 | 2.962448 | 99.01440 | 0.985604 |
| 3 | 3.609752 | 98.25337 | 1.746626 |
| 4 | 4.004258 | 97.72542 | 2.273582 |
| 5 | 4.274017 | 96.77141 | 3.228590 |
| 6 | 4.517485 | 95.83187 | 4.168134 |
| 7 | 4.756024 | 94.95624 | 5.043761 |
| 8 | 4.993010 | 94.19164 | 5.808363 |
| 9 | 5.219658 | 93.51502 | 6.484983 |
| 10 | 5.427817 | 92.89351 | 7.106493 |

| Variance Decomposition of NEER: | | | |
|---------------------------------|----------|----------|----------|
| Period | S.E. | INF | NEER |
| 1 | 11.66561 | 0.070628 | 99.92937 |
| 2 | 19.36474 | 0.046349 | 99.95365 |
| 3 | 26.36058 | 0.026257 | 99.97374 |
| 4 | 33.40481 | 0.016572 | 99.98343 |
| 5 | 40.62778 | 0.038712 | 99.96129 |
| 6 | 47.66302 | 0.069113 | 99.93089 |
| 7 | 54.48495 | 0.097463 | 99.90254 |
| 8 | 61.04480 | 0.121295 | 99.87871 |
| 9 | 67.41115 | 0.142185 | 99.85782 |
| 10 | 73.54972 | 0.162383 | 99.83762 |

Cholesky Ordering: INF NEER

المصدر: مخرجات برنامج (Eviews10).

ملحق 1: تحليل الصدمات.



المصدر: مخرجات برنامج (Eviews10).