مجلة البحوث الاقتصادية والمالية
ISSN : 2352 - 9822
E-ISSN : 2588-1574
المجلد السادس/ العدد الأول
جوان 2019

OEB Univ. Publish. Co.

تحليل وقياس أثر تغيرات سعر الصرف الاسمي على معدل التضخم في الجزائر خلال الفترة (1985-2017)

Analyser et mesurer l'impact des variations taux change nominal sur le taux d'inflation en Algérie au la période (1985-2017)

د/ بن البار امحمد
m'hamed.benelbar@univ-msila.dz
جامعة محمد بوضياف- المسيلة

أ.د/ سنوسي علي
ali.senoussi@univ-msila.dz
جامعة محمد بوضياف- المسيلة

تاريخ الاستلام: 18-11-2018 تاريخ قبول النشر: 21-05-2019

الملخص :

هدفت هذه الورقة إلى تحليل وقياس أثر تغيرات سعر الصرف الاسمي على معدل التضخم باستخدام بيانات سنوية في الجزائر خلال الفترة 1985- 2017، وتم ذلك باستخدام وتطبيق الاختبارات المتبعة في الاقتصاد القياسي الحديث، الذي يبنى على اختبار خواص السلاسل الزمنية من حيث خاصية السكون والاعتماد على الاختبارات القياسية التي تتلاءم مع هذه الخواص، وكذا أسلوب التكامل المشترك لجوهانسون، حيث بعد التأكد من عدم وجود تكامل مشترك قمنا بتقدير نموذج شعاع الانحدار الذاتي (VAR). وبالاستعانة ببرنامج التحليل الاقتصاد القياسي(EVIEWS-10) وذلك لتحليل وقياس أثر تغيرات سعر الصرف الاسمي على معدل التضخم في الجزائر.

اتضح من خلال تقدير نموذج متجه الانحدار الذاتي(VAR) لقياس الأثر، وجود أثر سلبي لسعر الصرف الاسمي على التضخم في الجزائر.

الكلمات المفتاحية: التضخم، سعر الصرف الاسمي، التكامل المشترك، السببية، نموذج شعاع الانحدار الذاتي (VAR).

تصنيف JEL: E31, C01 .

Abstract:

This paper aimed to analyze and measure impact of nominal exchange rate changes on the inflation rate by using annual data of Algeria during 1985- 2017, we applied the tests used in modern econometrics, which is basing on testing the properties of time series of the property of silence and the reliance on econometric tests that fit these properties, as well the co-integration of the Johansen method, where after confirming the lack of a co-integration we estimate vector autoregressive model .With the help of the econometric analysis program (EVIEWS-10) to analysis and measure the impact of nominal exchange rate changes on the inflation rate in Algeria. It turned out by estimating the vector autoregressive model (VAR) to measure impact, it was found that there was a negative impact of nominal exchange rate on inflation in Algeria.

Keywords: inflation rate, nominal exchange rate, co-integration, Causality ,VAR Model .

Jel Classification: E31; C01.

المقدمة

يعتبر التضخم من المشاكل الرئيسية التي تعاني منها اقتصادات الدول النامية والمتقدمة، وعلى الرغم من الإهتمام المتزايد من قبل الاقتصاديين بهذه الظاهرة إلا أنها ما زالت تشكل جدلا واسعا من قبل الاقتصاديين عبر العالم ويدور الجدال في الأسباب الكامنة وراء حدوث التضخم والآثار الاقتصادية على النظام الاقتصادي. وهو أحد أهم المؤشرات الرئيسية لمدى تحكم الدولة في وضع الاقتصاد الكلي، حيث أن المتغيرات الاقتصادية الكلية ترتبط فيما بينها بمجموعة من العلاقات المتبادلة التأثير أو ذات التأثير بإتجاه واحد، ويعتمد نجاح السياسات الإقتصادية على الكشف والتحكم في علاقات التأثير بين هذه المتغيرات، ذلك أن القرارات الإقتصادية يجب أن تتخذ بمعرفة آثارها على باقي المتغيرات الاقتصادية.

كما يعتبر سعر الصرف أحد أهم المؤشرات الاقتصادية الأكثر شيوعا التي تعبر عن جودة الأداء الاقتصادي كما يعتبر متغيرا اقتصاديا شديد الحساسية نظرا للمؤثرات الداخلية والخارجية، حيث يرى الكثير من الاقتصاديين أنه المرآة التي تظهر بوضوح

العلاقة بين صادرات الدولة وارداتها سواء كانت منظورة أو غير منظورة، لأن الدولة التي تتمتع بصادرات قوية تكون عملتها الوطنية قوية مقابل بقية العملات والعكس صحيح في حالة ضعف الصادرات وزيادة الواردات.

لا يزال الخلاف بين المدارس الاقتصادية قائما حول محددات التضخم وبشكل خاص حول مدى أهمية سعر الصرف في تفسير سلوك هذا المتغير، لذلك فان هذه الدراسة تأتي كمحاولة للتعرف على تأثير سعر الصرف على سلوك معدل التضخم في الاقتصاد الجزائري.

-**إشكالية الدراسة:** من الطرح السابق يمكن صياغة إشكالية هذه الدراسة على النحو التالي:

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

وللإجابة على الإشكالية قمنا بطرح مجموعة من الأسئلة الفرعية والتي تتمثل فيما يلي:

- ما المقصود بسعر الصرف الاسمي والتضخم؟؛
- ما هي طبيعة العلاقة بين سعر الصرف الاسمي ومعدل التضخم؟؛
- كيف يتأثر معدل التضخم بالتغيرات في سعر الصرف الاسمي في الجزائر؟

-**فرضيات الدراسة:** لدراسة إشكالية الموضوع قمنا بوضع جملة من الفرضيات على النحو التالي:

- وجود علاقة طويلة الأجل بين سعر الصرف الاسمي ومعدل التضخم؛
- وجود علاقة سببية تتجه من سعر الصرف الاسمي إلى معدل التضخم، خلال فترة الدراسة؛
- وجود علاقة سببية تتجه من معدل التضخم إلى سعر الصرف الاسمي، خلال فترة الدراسة؛
- وجود أثر سلبي لسعر الصرف الاسمي على معدل التضخم في الجزائر، خلال فترة الدراسة.

-أهداف الدراسة: تهدف الدراسة إلى إبراز أثر تغيرات سعر الصرف الاسمي على معدل التضخم في الجزائر، بإتباع أسلوب التحليل الوصفي وأسلوب التحليل الكمي القياسي لتبيان الأثر، وذلك على ضوء بيانات سنوية بهدف الوقوف على الجوانب التالية:

- إبراز العلاقة بين معدل سعر الصرف الاسمي ومعدل التضخم في الجزائر؛
- تحليل أثر تغيرات سعر الصرف الاسمي على معدل التضخم في الجزائر؛

- إبراز دور الأساليب الكمية في دراسة أثر تغيرات سعر الصرف الاسمي على معدل التضخم في الجزائر.

-**حدود الدراسة:** تتكون حدود الدراسة من:

- الإطار المكاني: تم إجراء هذه الدراسة على مستوى الاقتصاد الجزائري؛

- الإطار الزماني: لقد تم تحديد فترة الدراسة (1985-2017).

-**منهج الدراسة:** لمعالجة هذا الموضوع نستخدم الطرق القياسية والإحصائية الضرورية لدراسة أثر تغيرات سعر الصرف الاسمي على معدل التضخم في الجزائر، وللوصول إلى نتائج من خلال تطبيق خطوات النماذج القياسية، وسيتم الاستعانة ببرنامج E-views.10 لاستخراج النتائج والقيام بالاختبارات اللازمة.

أولا: الدراسات السابقة: هناك العديد من الدراسات الاقتصادية التي تناولت أثر تغيرات سعر الصرف على التضخم، ومن أهم هذه الدراسات ما يلي:

1- أحمد حسين إلهيتي وآخرون،" أثر تقلبات أسعار الصرف في معدلات التضخم في الاقتصاد الأردني والتركي"، مجلة جامعة الأنبار للعلوم الاقتصادية والإدارية، المجلد الثاني، العدد الثالث، 2010": هدفت الدراسة إلى تحليل تقلبات أسعار الصرف باعتباره أحد المتغيرات المؤثرة في معدلات التضخم، بالإضافة إلى المتغيرات النقدية والمالية، وكذلك تمحورت حول آلية تأثير تقلبات أسعار الصرف في معدلات التضخم في الاقتصاد الأردني والتركي خلال الفترة (1980- 2002). وقد توصلت الدراسة للعديد من النتائج أهمها ما يلي:

- وجود علاقة عكسية بين التضخم وكلا من المتغيرات التالية في الاقتصاد الأردني: سعر الصرف، وعجز أو فائض الموازنة العامة، والعجز أو الفائض في ميزان المدفوعات، وحالة عدم الاستقرار والفساد في الاقتصاد الأردني، أمّا متغيري: سعر الفائدة، وإجمالي الدين الخارجي فلم يكن لهما أي تأثير معنوي على التضخم بالأردن؛

- وجود علاقة طردية بين التضخم وكلا من سعر الصرف وعجز أو فائض الموازنة العامة، وكذلك وجود علاقة عكسية مع العجز أو الفائض في ميزان المدفوعات، أما باقي المتغيرات فلم يظهر لها معنوية في التأثير على معدلات التضخم بالاقتصاد التركي وذلك لعدم اجتيازها الاختبارات الإحصائية.

2- امحمد رمضان شنبيش، " دراسة العلاقة بين التضخم وعرض النقود وسعر الصرف في الاقتصاد الليبي، المجلة الجامعة، المجلد الأول، العدد الخامس عشر، 2013": هدفت الدراسة إلى تحليل ظاهرة التضخم في الاقتصاد الليبي من خلال قياس العلاقة الكمية بين التضخم وبعض المؤشرات الاقتصادية الأخرى. واستخدمت الدراسة المنهج الوصفي التحليلي والتحليل الكمي لقياس العلاقة الكمية بين التضخم والمتغيرات الاقتصادية في ليبيا خلال الفترة (1992– 2008)، وقد توصلت الدراسة لمجموعة من النتائج أهمها:

- وجود علاقة طردية بين مستوى التضخم وعرض النقود بالمعنى الضيق في الاقتصاد الليبي.
- وجود علاقة طردية بين التضخم وسعر صرف الدينار الليبي؛
- وجود علاقة عكسية بين التضخم والناتج المحلي الإجمالي الحقيقي.

3- محمد لموتي، " قياس أثر سعر الصرف على التضخم في الجزائر1970–2016، مجلة الابحاث الاقتصادية لجامعة البليدة2، العدد15، 2018": هدفت الدراسة إلى قياس أثر سعر الصرف على التضخم في الجزائر خلال الفترة 1970–2016، بإستخدام نموذج الانحدار الذاتي ذي الفجوات الزمنية الموزعة ARDL لمعرفة العلاقة طويلة الأجل بين المتغيرين، وتوصلت الدراسة إلى مجموعة من النتائج:

- قبول النموذج بعد اجتياز كل الاختبارات الإحصائية؛
- وجود علاقة عكسية بين المتغيرين، حيث أن ارتفاع سعر الصرف بوحدة واحدة يؤدي إلى انخفاض التضخم ب0.13.

4- Sanam Shojaeipour Monfared and Fetullah Akın "The Relationship Between Exchange Rates and Inflation: The Case of Iran" , European Journal of Sustainable Development (2017), 6, 4, 329-340:

هدفت هذه الورقة البحثية لدراسة العلاقة بين أسعار الصرف والتضخم في الاقتصاد الإيراني خلال الفترة 1976–2012، بإستخدام نموذج متجه الانحدار الذاتي (VAR)، وتوصلت الدراسة الى مجموعة من النتائج:

- يؤثر كل من عرض النقود وسعر الصرف على التضخم بشكل ايجابي؛

- من خلال نتائج تحليل التباين، مساهمة المعروض النقدي للتضخم في الفترة العشرين هو 62.11 % ؛ مساهمة سعر الصرف في التضخم هو 1.33 % في نفس الفترة ومساهمة التضخم نفسه 36.5 % في الفترة العشرين؛
- مساهمة النقود في التضخم أكبر من سعر الصرف.

5- Fadli Fizari Abu Hassan Asari and others " A Vector Error Correction Model (VECM) Approach in Explaining the Relationship Between Interest Rate and Inflation Towards Exchange Rate Volatility in Malaysia" World Applied Sciences Journal 12 (Special Issue on Bolstering Economic Sustainability): 49-56, 2011:

هدفت هذه الورقة البحثية لدراسة العلاقة بين سعر الفائدة ومعدل التضخم وتقلبات أسعار الصرف في الاقتصاد الماليزي خلال الفترة 1999–2009، بإستخدام نموذج متجه تصحيح الخطأ (VECM)، واختبار التكامل المشترك، واختبار سببية جرانجر، وتوصلت الدراسة إلى مجموعة من النتائج:

- يوثر معدل التضخم على سعر الفائدة حسب سببية جرانجر؛
- يؤثر سعر الفائدة على سعر الصرف حسب سببية جرانجر مع الأخذ بعين الاعتبار العلاقة طويلة الأجل؛
- يتحرك سعر الفائدة بشكل إيجابي بينما يذهب معدل التضخم سلبيا نحو تقلب سعر الصرف في ماليزيا؛
- يمكن أن يكون سعر الفائدة فعالاً في كبح تقلب سعر الصرف.

ثانيا: تحليل إحصائي لأثر تغيرات سعر الصرف الاسمي على معدل التضخم خلال الفترة(1985–2017).

1–مفهوم سعر الصرف Exchange Rate : يعرف سعر الصرف بأنه سعر وحدة من عملة أجنبية معبرًا عنه بوحدات من العملة الوطنية، أو أنه سعر وحدة من العملة المحلية معبرًا عنه بوحدات من العملة الأجنبية.(سامي خليل،2005، ص 838) فسعر الصرف هو سعر أو قيمة عملة ما معبرا عنه بعملة أخرى.

كذلك سعر الصرف هو ثمن عملة دولة ما مقومة في شكل عملة دولة أخرى، أو هو نسبة مبادلة عملتين حيث تقوم أغلب الدول على حساب قيمة العملات الأجنبية بوحدات قياس من العملة الوطنية. وكأي ثمن فإن سعر الصرف عرضة للتقلب، الارتفاع

أو الانخفاض لكن درجة هذا التقلب إنما تختلف باختلاف نظام الصرف المتبع.(زينب حسين عوض الله،2005، ص44) .

وبعبارة أخرى هو عدد الوحدات النقدية الذي تبدل به وحدة من العملة المحلية على أخرى أجنبية، وهو بهذا يجسد أداة الربط بين الاقتصاد المحلي وباقي الاقتصاديات فضلا عن كونه وسيلة هامة للتأثير على تخصيص الموارد بين القطاعات الاقتصادية، وعلى ربحية الصناعات التصديرية وتكلفة الموارد المستوردة، كما يربط بين أسعار السلع في الاقتصاد المحلي وأسعارها في السوق العالمية.(عبد المجيد قدي، 2003، ص103) .

2-سعر الصرف الاسمي(Nominal Exchange Rate (NER: هو سعر العملة الأجنبية بقيمة تماثلها من العملة المحلية وهو السعر الذي تعلنه الحكومة كسعر رسمي لعملتها مقابل العملات الأخرى،(مشهور هذلول بربور، 2008، ص 62) أو هو مقياس لقيمة عملة إحدى البلدان التي يمكن تبادلها بقيمة عملة بلد آخر، يتم تبادل العملات أو عمليات شرائها وبيعها حسب أسعار هذه العملات بين بعضها البعض. ويتم تحديد سعر الصرف الاسمي لعملة ما تبعا للطلب والعرض عليها في سوق الصرف في لحظة زمنية ما، وينقسم سعر الصرف الاسمي إلى:

- **سعر صرف رسمي:** أي المعمول به فيما يخص المبادلات الجارية الرسمية.
- **سعر صرف موازي:** وهو السعر المعمول به في الأسواق الموازية.

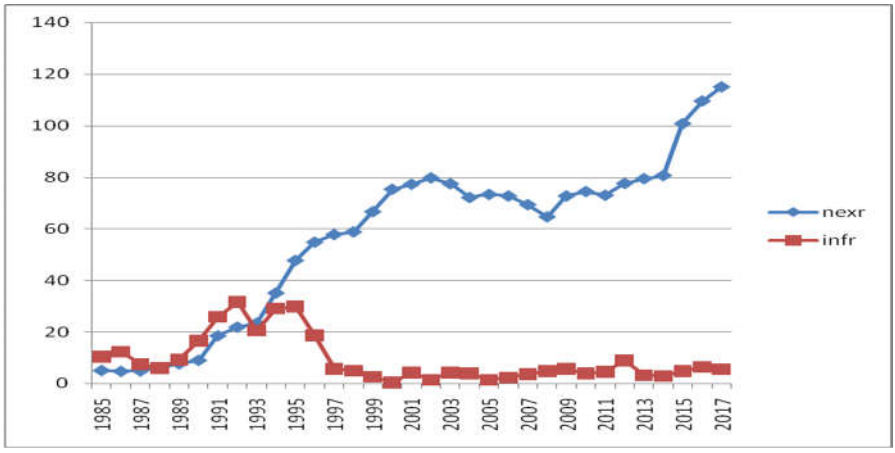
3-التضخمInflation: إن من المتفق عليه انّه ليس لكلمة التضخم معنى واحد أو مفهوم واحد عند علماء المالية والاقتصاد، بالرغم من شيوع استخدام هذا المصطلح فإنه لا يوجد اتفاق بين الاقتصاديين بشأن تعريفه، حيث اختلف تعريف التضخم بينهم باختلاف المقصود منه والزمن الذي حل فيه، فالمقصود بالتضخم في الفترة مابين الحربين العالميتين لدى كثير من الدول هو إصدار النقود الاعتبارية بصفة مطلقة دون النظر إلى وجود عوامل أخرى كالتغطية لهذه النقود الصادرة، ولكن إن هذا المفهوم قد تغير فيما بعد، حيث أصبح المقصود منه فائض النقد على فائض السلع والخدمات، ولا شك أن الآخذين بهذا المعنى قد تأثروا بالنظريات والمفاهيم الكينزية التي سادت بين الحربين.(غازي حسين عناية، 2000، ص9).

ثالثا: تحليل أثر تغيرات سعر الصرف الاسمي على معدل التضخم خلال الفترة(1985-2017).

إن ارتفاع معدل التضخم يؤدي إلى تدهور سعر الصرف وفق يعرف بالقوة الشرائية، كما أن انخفاض سعر الصرف سيؤدي إلى ارتفاع تنافسية البلد وانخفاض المستوى العام للأسعار.

ومن خلال ذلك يمكن تحليل وتوضيح العلاقة بين سعر الصرف الاسمي ومعدل التضخم في الجزائر خلال الفترة(1985-2017)، والشكل التالي يوضح ذلك:

شكل رقم (01): تطور سعر الصرف الاسمي ومعدل التضخم خلال الفترة(1985-2017).



المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات (**EXCEL2007**).

من خلال الشكل رقم(01) وحسب تطور التغيرات الجذرية في الاقتصاد الجزائري، أي الانتقال من الاقتصاد الاشتراكي إلى اقتصاد السوق، وكذا الإصلاحات المنتهجة في الفترة المدروسة، نميز مرحلتين:

- **المرحلة الأولى**(1985-1999): تميزت هذه المرحلة بارتفاع سعر الصرف الدينار مقابل الدولار، أي انخفاض قيمة الدينار الجزائري، وذلك نتيجة الإصلاحات التي اعتمدتها الجزائر وخاصة برنامج التعديل الهيكلي وبرنامج التثبيت حيث تم التوقيع على هذا الاتفاق"Stand-by 03" في نهاية شهر ماي من سنة 1994 لمدة سنة واحدة،-Nacer) Eddin SADI, 2005, P48) ففي سنة 1985 يساوي 1دولار= 5.03 دج ووصل في سنة 1999 ما يعادل 1دولار = 66.57 دج، أي انخفاض تدريجي في قيمة الدينار، وذلك لاقتراب سعر الصرف الاسمي مع سعر الصرف الحقيقي أو الموازي في السوق السوداء، ويعود سبب هذا الانزلاق إلى:

- ضعف احتياطات الصرف المتاحة؛
- زيادة ثقل خدمة الدين.

حيث انعكس ذلك على ارتفاع معدل التضخم من 10.48% سنة 1985 إلى 31.67% سنة 1992، وفي أوت 1994 أقر مجلس النقد والقرض بتخفيض آخر للدينار بنسبة 4.17% بعد أن كان قد عدل تعديلا طفيفا من قبل بما لا يتعدى 10%، وهذا ما جعل سعر الصرف يصل خلالها إلى 35.06 دج ، ولم يكن هذا الاستقرار النسبي يعكس الوضعية الاقتصادية، وما يفسر ذلك هو أن صدمات التبادل التجاري والسياسات المالية التوسعية أدت إلى ارتفاع معدلات التضخم من20.54 % سنة 1993 إلى 29.05 % سنة 1994.

أما بالنسبة لإجراءات التخفيض التي اتبعتها السلطة النقدية الجزائرية كان دافعها ما يلي:(مبارك بوعشة، 1999، ص ص 83-84) .

- مواجهة أسعار الصرف المغالي فيها، والتي نتجت عن التدهور في معدلات التبادل التجاري الدولي، ومواجهة المشاكل المتعلقة بميزان المدفوعات؛
- الحيلولة دون ارتفاع سعر الصرف الحقيقي (السوق الموازية)، وبهذا تحقق تصحيح المستوى الشامل للأسعار، ومن شأن الزيادة في مستوى الأسعار أن تخفض فعلا من القيمة الحقيقية للثروات التي تدور خارج القطاع البنكي؛
- المساعدة في المحافظة على القدرة التنافسية لمنتجي السلع الوطنية، وتوسيع أسواق الصادرات، وبالتالي الزيادة في النمو الاقتصادي الوطني؛
- ردت فعل للاختلالات الأساسية المرتبطة بتمديد عدد كبير من الأهداف لإدارة سعر الصرف، حيث اعتبرت الجزائر هذا الإجراء عنصراً أساسياً لتحسين فعالية نظام الصرف الأجنبي، يتماشى مع جهود الدولة والأداء الاقتصادي والمالي، وهذا في وقت تعاني فيه الدولة من ضغوط في المدفوعات الخارجية الجادة، والتي انعكست في شكل انخفاض في احتياطات النقد الأجنبي وانخفاض إمكانية الاستيراد.

كما أدت سياسة التعديل الهيكلي على التخفيض المستمر لسعر الصرف إلى ارتفاع معدلات التضخم بشكل كبير استمرت آثارها إلى غاية سنة 1997.

- **المرحلة الثانية** (2000-2017): تميزت هذه المرحلة بتذبذب سعر الصرف، لكن قيمة انخفاض العملة تعتبر طفيفة نوعا ما من سنة لأخرى مقارنة بالمرحلة الأولى، وصل سعر الصرف سنة 2000 حوالي 1دولار= 75.26 دج، وفي سنة 2008 وصل إلى 1دولار=

64.58 دج، ليصل سنة 2017 إلى 1دولار= 114.93 دج. كما عرفت هذه المرحلة استقرار سعر الصرف وأدى هذا الاستقرار إلى ضبط معدل التضخم في حدود دنيا، حيث أن الرقم القياسي للأسعار يمثل تطور قيمة العملة على الصعيد الداخلي، ومنه ارتفاع الأسعار عبر الزمن خلال فترة الدراسة، كما يوضح سعر الصرف تطور قيمة العملة على الصعيد الخارجي ويمكن القول أنهما وجهان لعملة واحدة.

رابعا: تحليل قياسي لأثر تغيرات سعر الصرف الاسمي على معدل التضخم خلال الفترة(1985-2014). (تطبيق تقنية شعاع الانحدار الذاتي *VAR*).

- عرض المتغيرات والبيانات ودراسة إستقرارية السلاسل.

-**عرض المتغيرات والبيانات:** للقيام بالدراسة التطبيقية يحتاج البحث إلى معطيات، فقد تحصلنا على المعطيات **السنوية**(1985-2017) من البنك الدولي. من خلال هذا المحور سوف نستعمل الرموز التالية للمتغيرات في برنامج الاقتصاد القياسي والسلاسل الزمنية(Eviews.10): - **لوغاريتم معدل التضخم** (lninfr) .- **لوغاريتم سعر الصرف الاسمي** (lnnexr).

قبل الشروع في تقدير نموذج الانحدار الذاتي، لابد من دراسة ما إذا كانت السلاسل المذكورة سابقا مستقرة أم لا، تجنبا لظهور مشكلة الانحدار الزائف (Spurious Regressions)(Isabelle, 2004,p319) ، حيث يشير هذا المصطلح إلى الانحدار ذي النتائج الجيدة من حيث اختبار (t,F)، *وقيمة* R^2 ، لكنها لا تعطي معنى حقيقي للنتائج، ولا تقدم تفسيرا اقتصاديا ذا معنى، أي أن اللجوء إلى طريقة المربعات الصغرى العادية **OLS** تعطي نتائج زائفة في حالة عدم استقرار السلاسل.

- **دراسة إستقرارية السلاسل:** لاختبار استقرارية (stationarity) السلاسل الزمنية لمتغيرات نموذج الدراسة وذلك من ناحية (الجذر الأحادي) فإن ذلك يتطلب اختبار جذر الوحدة (unit root test) ، لديكي فولر (R.Borbonais, M.Terraza, 2004,P.P150-152) (DF) (Dickey and Fuller: 1979) وديكي فوللر الموسع (ADF)، (Augmented Dickey-Fuller test). واختبار فليب-بيرون(PP). حيث تثبت هذه الاختبارات طبيعة وخصائص السلاسل الزمنية للمتغيرات محل الدراسة. وقبل تطبيق اختبار ديكي فوللر واختبار فليب-بيرون لا بد من إيجاد درجة التأخير للسلسلة

وهذا من أجل تحديد نوع الاختبار الذي يستعمل في الكشف عن الجذر الأحادي في السلسلة، والجدول التالي يوضح ذلك:

جدول رقم (01): نتائج اختبار جذر الوحدة (Unit Root Test) لمتغيرات الدراسة.

UNIT ROOT TEST TABLE (PP)			
At Level			
		LNINFR	LNNEXR
With Constant	t-Statistic	-2.4560	-2.2651
	Prob.	***0.1354***	***0.1888***
		n0	n0
With Constant & Trend	t-Statistic	-2.7663	-1.2256
	Prob.	***0.2191***	***0.8879***
		n0	n0
Without Constant & Trend	t-Statistic	-1.0774	1.4778
	Prob.	***0.2485***	***0.9625***
		n0	n0
At First Difference			
		d(LNINFR)	d(LNNEXR)
With Constant	t-Statistic	-7.9647	-3.9959
	Prob.	***0.0000***	***0.0044***
		***	***
With Constant & Trend	t-Statistic	-7.8545	-4.5412
	Prob.	***0.0000***	***0.0054***
		***	***
Without Constant & Trend	t-Statistic	-8.0911	-3.1101
	Prob.	***0.0000***	***0.0029***
		***	***
UNIT ROOT TEST TABLE (ADF)			
At Level			
		LNINFR	LNNEXR
With Constant	t-Statistic	-2.4532	-3.7699
	Prob.	***0.1360***	***0.0080***
		n0	***
With Constant & Trend	t-Statistic	-2.6949	-5.8332
	Prob.	***0.2451***	***0.0003***
		n0	***
Without Constant & Trend	t-Statistic	-0.9894	0.3972
	Prob.	***0.2819***	***0.7919***
		n0	n0
At First Difference			
		d(LNINFR)	d(LNNEXR)
With Constant	t-Statistic	-7.9370	-1.5241
	Prob.	***0.0000***	***0.5075***
		***	n0

With Constant & Trend	t-Statistic	-7.8270	-1.7365
	Prob.	***0.0000***	***0.7067***
		***	n0
Without Constant & Trend	t-Statistic	-8.0625	-1.1313
	Prob.	***0.0000***	***0.2284***
		***	n0
Notes: (*)Significant at the 10%; (**)Significant at the 5%; (***) Significant at the 1%. and (no) Not Significant *MacKinnon (1996) one-sided p-values.			

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات **(E-views.10)**.

من الجدول رقم (01) يتضح أن متغيري الدراسة غير ساكنة في المستوى Non stationary in the level، في حين أن وصلا لمرحلة السكون والاستقرار عند مستوى معنوية**1%** و**5%** و**10%**، بعد اخذ الفرق الأول لها stationary in the 1st difference، حسب اختبار فليب–بيرون(PP)، ونستنتج من ذلك أن السلسلتين الزمنيتين متكاملتين من الدرجة الأولى**(1)~CI** . وهذا ما يسمح لنا بإجراء اختبارات التكامل المشترك بينهما.

– **تقدير نموذج شعاع الانحدار الذاتي VAR**: بعد أن قمنا بدراسة السلسلتين الزمنيتين من ناحية الاستقرارية وجدنا أن السلسلتينlnINFR وlnNEXR مستقرتين بعد إجراء الفروقات من الدرجة الأولى أي أنها متكاملة من الدرجة الأولى CI(1) ، وهذا ما يشير إلى إمكانية وجود تكامل مشترك بين هذين المتغيرين.

وفقا لهذه الطريقة فإن عملية التقدير تتم كما يلي:

- **<u>المرحلة الأولى</u>**: نحدد فيها درجة الإبطاء المثلى للنموذج **VAR (P)**، ثم نقوم باختبار التكامل المشترك وفق طريقة جوهانسن.
- **<u>المرحلة الثانية</u>**: نقوم بتقدير نموذج شعاع الانحدار الذاتي **VAR**.

*** اختبار التكامل المشترك** (Co- integration test**)**: على ضوء اختبار الاستقرارية ، اتضح أن كل متغير على حدا متكامل من الدرجة الأولى، أي أنها غير ساكنة في المستوى ولكنها ساكنة في الفرق الأول (على السلاسل) ، ولمعرفة وجود أو عدم وجود التكامل المشترك نقوم بما يلي:

- **اختبار التكامل المشترك وفق طريقة جوهانسن–جسلس (Johansen-Juselius):**

- **تحديد درجة تأخير المسار VAR:** قبل القيام بعملية الاختبار والتقدير يجب تحديد درجة تأخير المسار **VAR**، وهذا بالاعتماد على المعيارين Akaike وSchwarz وبالاستعانة بالبرنامج الإحصائي (Eviews.10) جاءت النتائج كما هي موضحة في الجدول رقم (02):

جدول رقم (02):تحديد درجة تأخير المسار VAR.

VAR Lag Order Selection Criteria						
Endogenous variables: LNINFR LNNEXR						
Exogenous variables: C						
Date: 04/15/19 Time: 08:55						
Sample: 1985 2017						
Included observations: 29						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-65.46177	NA	0.359456	4.652536	4.746832	4.682068
1	**-8.397078**	**102.3229***	**0.009266***	**0.992902***	**1.275791***	**1.081499***
2	-6.862940	2.539264	0.011044	1.162961	1.634443	1.310623
3	-5.584150	1.940232	0.013492	1.350631	2.010705	1.557358
4	-1.586363	5.514189	0.013806	1.350784	2.199450	1.616575
* 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: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات (**E-views.10**).

نلاحظ من خلال الجدول رقم (02) نجد أن درجة التأخير المثلى والموافقة لأصغر قيمة للمعايير هي P =1 .

-اختبار التكامل المشترك وفق طريقة جوهانسن-جسلس (Johansen-Juselius):

جاءت النتائج كما هي موضحة في الجدول التالي: يتم اختبار التكامل المشترك وفق طريقة جوهانسن-جسلس وفق الفرضيات الآتية:

$$\begin{array}{|l} i \;/\; H_0 : r = 0 \;/\; H_1 : r > 0 \\ ii \;/\; H_0 : r = 1 \;/\; H_1 : r > 1 \end{array}$$

جدول رقم(03): نتائج اختبار التكامل المشترك وفق طريقة جوهانسن-جسلس (Johansen-Juselius).

Date: 04/15/19 Time: 13:35				
Sample (adjusted): 1987 2017				
Included observations: 31 after adjustments				
Trend assumption: Linear deterministic trend				
Series: LNINFR LNNEXR				
Lags interval (in first differences): 1 to 1				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized		Trace	0.01	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None	0.361278	19.73047	19.93711	0.0108
At most 1	0.171535	5.833590	6.634897	0.0157
Trace test indicates no cointegration at the 0.01 level				
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.01 level				
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)				
Hypothesized		Max-Eigen	0.01	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None	0.361278	13.89688	18.52001	0.0571
At most 1	0.171535	5.833590	6.634897	0.0157
Max-eigenvalue test indicates no cointegration at the 0.01 level * denotes rejection of the hypothesis at the 0.01 level **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات (**E-views.10**).

نتائج هذا الاختبار الموضحة في الجدول رقم(03) تؤدي بنا إلى قبول الفرضية البديلة وذلك لأن القيمة المحسوبة لإحصائية الأثر StatisticTrace أقل من القيمة المجدولة لها عند مستوى معنوية 1% (tr=19.73<19.93)، و(tr=5.83<6.63)، وبما أن: $rang(\Pi)=0$، أي $r=0$ (r: عدد المتجهات)، مما يعني عدم وجود علاقة تكامل مشترك بين المتغيرين محل الدراسة. وفي هذه الحالة نقوم بتقدير نموذج انحدار ذاتي *VAR* مباشرة دون إجراء الفروق عليها (Sandrine Lardic, Valérie Mignon, 2002, P 237).

نتائج إختبار القيمة الذاتية العظمى Max-Eigen Statistic هي الأخرى جاءت مدعمة لنتائج إختبار الأثر حيث أن كون القيمة المحسوبة لإحصائية هذا الاختبار أقل من القيمة المجدولة لها عند مستوى معنوية 1%(tr=13.89<18.52)، مما يعني عدم وجود علاقة تكامل مشترك بين المتغيرين محل الدراسة.

-**اختبار جرانجر للسببية Granger Causality test:** بما أنه لا يوجد أي متجه تكاملي، اعتمادا على نتائج اختبار جوهانسن للتكامل المشترك فإنه يتاح لنا استخدام منهجية متجه الانحدار الذاتي لاختبار سببية جرانجر لنتمكن من رؤية العلاقة الحركية قصيرة الأجل.

أظهر اختبار السببية وجود علاقة سببية بين المتغيرين (lninfr و lnnexr)، عند مستوى معنوية 10%، وبالتالي قبول الفرضية القائلة بأن متغير سعر الصرف الاسمي يؤثر في متغير التضخم، وهذا ما أكدته قيمة الاحتمالprobability بنحو 0.081 أقل من0.1، كما أننا يمكن أن نقبل فرضية أن معدل التضخم يؤثر في سعر الصرف الاسمي عند مستوى معنوية 10%، وهذا ما أكدته قيمة الاحتمالprobability بنحو0.091 أقل من0.1، ويوضح الجدول رقم(04) نتائج اختبار سببية جرانجر.

جدول رقم (04): نتائج اختبار جرانجر للسببية.

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests			
Date: 04/15/19 Time: 15:31			
Sample: 1985 2017			
Included observations: 32			
Dependent variable: LNINFR			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LNNEXR	3.045575	1	0.0810
All	3.045575	1	0.0810
Dependent variable: LNNEXR			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LNINFR	2.850105	1	0.0914
All	2.850105	1	0.0914

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات (**E-views.10**).

-**تقدير نموذج شعاع الانحدار الذاتي VAR(1):** بعد تحديد درجة التأخير المناسبة لنموذج **VAR** والمقدرة بـ سنة واحدة**(P=1)**، وبتطبيق طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية **OLS** وذالك لتقدير كل معادلة من معادلات النموذج على حدى فإننا تحصلنا على النتائج الموضحة في الجدول رقم**(05)**أدناه:

جدول رقم(05): نتائج تقدير النموذج(1)VAR باستخدام OLS:

Vector Autoregression Estimates		
Date: 04/15/19 Time: 15:32		
Sample (adjusted): 1986 2017		
Included observations: 32 after adjustments		
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]		
	LNINFR	LNNEXR
LNINFR(-1)	0.548832	0.049243
	(0.14744)	(0.02917)
	[3.72234]	[1.68823]
LNNEXR(-1)	-0.254959	0.956774
	(0.14610)	(0.02890)
	[-1.74516]	[33.1040]
C	1.727965	0.168186
	(0.71400)	(0.14125)
	[2.42012]	[1.19069]
R-squared	0.506549	0.978964
Adj. R-squared	0.472518	0.977513
Sum sq. resids	15.16810	0.593632
S.E. equation	0.723214	0.143074
F-statistic	14.88489	674.7862
Log likelihood	-33.46137	18.38968
Akaike AIC	2.278836	-0.961855
Schwarz SC	2.416249	-0.824443
Mean dependent	1.776986	3.772991
S.D. dependent	0.995779	0.954099
Determinant resid covariance (dof adj.)		0.010042
Determinant resid covariance		0.008248
Log likelihood		-14.04688
Akaike information criterion		1.252930
Schwarz criterion		1.527755
Number of coefficients		6

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات (**E-views.10**).

- **دراسة صلاحية نموذج (1)VAR**:بعدما قمنا بعرض نموذج شعاع الانحدار الذاتي، نقوم باختبار صلاحيته من خلال ما يلي:

- **دراسة الارتباط الذاتي لبواقي معادلات نموذج (1)VAR**: لدراسة الارتباط الذاتي لبواقي المعادلات لنموذج **(1)VAR**، نستعمل اختباري كل من LM TEST و-Box

Pierce/Ljung-box للتأكد من عدم وجود ارتباط ذاتي بين البواقي في السلاسل الزمنية، والجدول التالي يوضح نتائج الاختبار.

جدول رقم (06): نتائج اختبار Box-Pierce/Ljung-box.

VAR Residual Portmanteau Tests for Autocorrelations					
Null Hypothesis: No residual autocorrelations up to lag h					
Date: 04/15/19 Time: 15:41					
Sample: 1985 2017					
Included observations: 32					
Lags	Q-Stat	Prob.*	Adj Q-Stat	Prob.*	df
1	3.994834	---	4.123699	---	---
2	6.617341	0.1575	6.921041	0.1401	4
3	7.710784	0.4622	8.127599	0.4211	8
4	9.910352	0.6238	10.64139	0.5599	12
5	13.03979	0.6698	14.35035	0.5726	16
6	15.99979	0.7166	17.99344	0.5878	20
7	18.40797	0.7828	21.07590	0.6342	24
8	23.45392	0.7100	27.80383	0.4749	28
9	28.43810	0.6475	34.73835	0.3388	32
10	30.73438	0.7170	38.07839	0.3750	36
*Test is valid only for lags larger than the VAR lag order. df is degrees of freedom for (approximate) chi-square distribution					

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات (**E-views.10**).

جدول رقم (07): نتائج اختبار LM TEST.

VAR Residual Serial Correlation LM Tests						
Date: 04/15/19 Time: 15:43						
Sample: 1985 2017						
Included observations: 32						
Null hypothesis: No serial correlation at lag h						
Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	4.348310	4	0.3609	1.111541	(4, 52.0)	0.3611
2	2.864087	4	0.5808	0.721840	(4, 52.0)	0.5810
3	1.032366	4	0.9048	0.255704	(4, 52.0)	0.9049
4	2.017796	4	0.7325	0.504473	(4, 52.0)	0.7326
5	2.908626	4	0.5732	0.733376	(4, 52.0)	0.5734
6	2.901129	4	0.5745	0.731434	(4, 52.0)	0.5746
7	2.252591	4	0.6894	0.564432	(4, 52.0)	0.6895
8	4.871808	4	0.3007	1.251615	(4, 52.0)	0.3009
9	5.570943	4	0.2336	1.440857	(4, 52.0)	0.2337
10	2.492909	4	0.6459	0.626077	(4, 52.0)	0.6460

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات (**E-views.10**).

نلاحظ من خلال الجدولين أعلاه (06) و(07)، القيمة الاحتمالية **(prob)** أكبر من مستوى المعنوية 5% وعليه نقبل فرضية العدم القائلة بعدم وجود الارتباط الذاتي بين البواقي.

- **دراسة استقرارية نموذج VAR:** ولفحص مدى استقرار النموذج تم توظيف اختبار الجذور متعددة الحدود، وطبقا لهذا الاختبار فإن نتائج شعاع الانحدار الذاتي تعتبر مستقرة إذا لم يكن هناك جذور تساوي الواحد، ويوضح الشكل التالي نتائج هذا الاختبار:

جدول رقم(08): نتائج استقرار نموذج شعاع الانحدار الذاتي VAR(1).

Roots of Characteristic Polynomial	
Endogenous variables: LNINFR LNNEXR	
Exogenous variables: C	
Lag specification: 1 1	
Date: 04/15/19 Time: 15:44	
Root	Modulus
0.923241	0.923241
0.582365	0.582365
No root lies outside the unit circle.	
VAR satisfies the stability condition.	

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات **(E-views.10)**.

نلاحظ من خلال الجدول رقم (08)، أن كل الجذور أقل من الواحد وبالتالي يعتبر شعاع الانحدار الذاتي مستقر.

-**الدراسة الهيكلية لنموذج VAR(1):** من أجل تقييم طبيعة العلاقات بين المتغيرات في الأجل القصير يتم استخدام تحليل التباين(variance decomposition) ودوال الاستجابة للنبض (Impulse Response Function). باستخدام معيار كلوسكي cholesky يفترض الترتيب للمتغيرات، حيث يتأثر كل متغير بشكل متزامن بالمتغيرات السابقة له بالترتيب ولكن ليس بالمتغيرات التالية له، لذا فإن نتائج تحليل التباين ودوال الاستجابة للنبض تكون حساسة لطريقة ترتيب المتغيرات، ويتم أحيانا الاستعانة بطريقة جرانجر للسببية لتحديد اتجاه العلاقة بين المتغيرات، ومن ثم يتم ترتيب المتغيرات على هذا الأساس.

- **تحليل الصدمات (دوال الاستجابة للنبض):** ويقصد باستجابة النبض سلوك المتغيرات الداخلية في النموذج نتيجة للصدمات المختلفة التي قد يتعرض لها النظام(النموذج)، ويهدف هذا الاختبار إلى توضيح مدى قدرة المتغيرات المتضمنة في النموذج على تفسير

سلوك بعضها البعض من خلال معرفة نسبة تأثير صدمة في متغير ما على باقي المتغيرات.

ومن خلال دراستنا لدوال الاستجابة، سنقوم بتطبيق صدمات في الفترة الأولى، ثم نقوم بدراسة أثرها على باقي المتغيرات على مدى 10 سنوات. ومن خلال النتائج يمكن رصد استجابات كل متغير من المتغيرات المدروسة لمختلف التجديدات كما يلي:

- **استجابة متغير معدل التضخم لمختلف التجديدات:** (Response of LNINFR):

من خلال الجدول رقم(09) إن حدوث صدمة مفاجئة وبمقدار انحراف معياري واحد لمتغير سعر الصرف الاسمي ستصحب باستجابة سلبية لمتغير معدل التضخم خلال فترة الاستجابة الممتدة على مدى عشر سنوات، حيث ستبدي هذه الأخيرة استجابة قدرها (-4.103%)، لتستمر في التزايد بمعدلات متناقصة إلى غاية نهاية الفترة العاشرة مسجلة استجابة قدرها (-5.53%).

في حين يستجيب متغير معدل التضخم للصدمات غير المتوقعة الحادثة له نفسه بشكل موجب وسالب إذ أنها تشرع في الانخفاض منذ الفترة الأولى مسجلة استجابة قدرها (72.%)، لتواصل اتجاهها التنازلي بمعدلات متزايدة إلى غاية الفترة الثامنة أين تسجل أعلى نسبة انخفاض مقدارها (-1.06%)، يستمر بعدها متغير معدل التضخم في الانخفاض بمعدلات متناقصة إلى غاية نهاية الفترة العاشرة قدرها (-4.13%). وهذا ما يوضحه الجدول رقم (09) :

جدول رقم(09): نتائج تقدير ومحاكاة دوال استجابة النبض.

Impulse Response to Cholesky (d.f. adjusted One S.D. Innovation).

Response of LNINFR:		
Period	LNINFR	LNNEXR
1	0.723214	0.000000
2	0.387837	-0.035328
3	0.195084	-0.053190
4	0.085194	-0.061089
5	0.023379	-0.063378
6	-0.010606	-0.062576
7	-0.028538	-0.060139
8	-0.037265	-0.056901
9	-0.040763	-0.053336
10	-0.041336	-0.049710

Response of LNNEXR:		
Period	LNINFR	LNNEXR
1	0.035637	0.138564
2	0.069710	0.132575
3	0.085795	0.125104
4	0.091693	0.117077
5	0.091925	0.109008
6	0.089103	0.101175
7	0.084729	0.093720
8	0.079661	0.086708
9	0.074382	0.080158
10	0.069160	0.074066
Cholesky Ordering: LNINFR LNNEXR		

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات(**E-views.10**).

- **استجابة متغير سعر الصرف الاسمي لمختلف التجديدات:** (Response of LNNEXR): من خلال الجدول رقم(09) يظهر مدى استجابة متغير سعر الصرف الاسمي جراء حدوث صدمة عشوائية مقدارها انحراف معياري واحد في متغير معدل التضخم، إذ يتضح من هذا بأن أثر متغير معدل التضخم إيجابيا على متغير سعر الصرف الاسمي على امتداد فترة الاستجابة، إذ سيبلغ حجم هذا الأثر ما مقداره (3.56%) كاستجابة للصدمة في الفترة الأولى، بينما سيصل إلى مستوى (9.19%) كحد أقصى سيسجل عند الفترة الخامسة، ويستمر بعدها متغير معدل التضخم في التناقص بمعدلات متزايدة، إلى غاية نهاية الفترة العاشرة استجابة قدرها (6.91%).

في حين يستجيب متغير سعر الصرف الاسمي للصدمات غير المتوقعة الحادثة له نفسه بشكل موجب إذ أنها تشرع في الانخفاض منذ الفترة الأولى مسجلة استجابة قدرها (13.58%)، لتواصل اتجاهها التنازلي بمعدلات متزايدة إلى غاية نهاية الفترة العاشرة استجابة قدرها (7.4%).

- **تحليل تجزئة تباين خطأ التنبؤ:**

يقصد بتحليل تجزئة التباين(Variance Decomposition) معرفة نسبة التباين التي يسببها متغير ما في نفسه وفي المتغيرات الأخرى، وفي هذه الحالة لا يفترض حدوث صدمات للمتغير، بل نقوم بدراسة العلاقة بين المتغيرات مع بعضها البعض.

من أجل معرفة مقدار خطأ التباين للمتغير سعر الصرف الاسمي إلى خطأ التنبؤ في المتغير نفسه، والمقدار الذي يعود إلى خطأ التنبؤ في المتغيرات الأخرى، بحيث لا يكون هنالك ارتباط متسلسل بين الأخطاء العشوائية، وتكمن أهمية هذا الاختبار في أنه يعطي النسبية لأثر أي تغير مفاجئ(shock) في كل متغير من متغيرات الدراسة على جميع المتغيرات الأخرى، وهذا ما يوضحه الجدول رقم (10):

جدول رقم(10): تحليل تباين خطأ التنبؤ لمتغير سعر الصرف الاسمي LNNEXR.

Variance Decomposition of LNNEXR:			
Period	S.E.	LNINFR	LNNEXR
1	0.143074	6.204255	93.79575
2	0.207137	14.28609	85.71391
3	0.256744	20.46553	79.53447
4	0.296702	24.87501	75.12499
5	0.329189	28.00550	71.99450
6	0.355726	30.25702	69.74298
7	0.377496	31.90554	68.09446
8	0.395433	33.13499	66.86501
9	0.410275	34.06799	65.93201
10	0.422604	34.78732	65.21268
Cholesky Ordering: LNINFR LNNEXR			

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات (**E-views.10**).

نلاحظ من الجدول رقم (10) أن الخطأ المعياري (**S.E**) لخطأ التنبؤ لسعر الصرف الاسمي في الفترة الأولى يساوي 72.32% ثم يزداد مع الزمن ليصل إلى 86.67% في السنة العاشرة، وتعزي الزيادة في قيمة الخطأ المعياري لاشتمالها آثار عدم التأكد للتنبؤ في الفترات السابقة لمتغير معدل التضخم.

نلاحظ أن تباين خطأ التنبؤ لمتغير سعر الصرف الاسمي في الفترة الأولى والبالغ 94.84% عن قيمته السابقة في المدى القصير، يعزى للمتغير نفسه، ثم تتناقص هذه النسبة لتصل إلى 65.21% في فترة تنبؤ لعشر سنوات في المستقبل، وعليه فإن الصدمات في متغير سعر الصرف الاسمي تفسر التباين في خطأ التنبؤ لمتغير سعر الصرف الاسمي ذاته في الأجل القصير بشكل أكبر منها في الأجل الطويل. في حين يحدث العكس تماما بالنسبة لمتغير معدل التضخم، إذ يساهم متغير سعر الصرف الاسمي في تفسير التباين في خطأ التنبؤ لمتغير معدل التضخم بنسبة6.20%، ثم تزداد النسبة على مدى فترات التنبؤ لتصل إلى أعلى مستوى لها في السنة العاشرة إلى تفسير نسبة34.78% من التباين في خطأ

التنبؤ لمتغير معدل التضخم، وعليه فإن الصدمات في متغير سعر الصرف الاسمي تساهم في تفسير التباين في خطأ التنبؤ لمتغير معدل التضخم في الأجل الطويل بدور أكبر من الأجل القصير، وهذا يعكس دور متغير سعر الصرف الاسمي في تفسير التقلبات في متغير معدل التضخم. الجدول التالي يوضح نتائج تحليل مكونات التباين للمتغير LNINFR:

جدول رقم(11): تحليل تباين خطأ التنبؤ لمتغير معدل التضخم LNINFL .

Variance Decomposition of LNINFR:			
Period	S.E.	LNINFR	LNNEXR
1	0.723214	100.0000	0.000000
2	0.821403	99.81502	0.184982
3	0.845926	99.43022	0.569781
4	0.852397	98.92522	1.074784
5	0.855069	98.38255	1.617450
6	0.857422	97.85878	2.141223
7	0.860002	97.38259	2.617406
8	0.862687	96.96382	3.036183
9	0.865295	96.60215	3.397849
10	0.867707	96.29282	3.707182

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات (**E-views.10**).

من خلال الجدول رقم (**11**) نلاحظ أن تباين خطأ التنبؤ لمتغير معدل التضخم في الفترة الأولى والبالغ 100% تعزى للمتغير نفسه، بينما يلاحظ تناقص هذه النسبة في الفترة الثانية والبالغة 99.81% عن قيمتها السابقة في المدى القصير (فترة تنبؤ واحدة في المستقبل) ثم تستمر هذه النسبة في التناقص لتصل إلى 96.29% في فترة تنبؤ لعشر سنوات في المستقبل. والباقي يعزى إلى متغير سعر الصرف الاسمي، من خلال تباين خطأ التنبؤ نجد أن ما نسبته 0.18%، لتبدأ النسبة في الارتفاع لتصل إلى 3.7% في فترة تنبؤ لعشر سنوات في المستقبل.

إلا أن مكونات التباين متغير معدل التضخم تتأثر بمتغير سعر الصرف الاسمي، وبذلك فإن حدوث أي تغير أو صدمة عشوائية مفاجئة في متغير سعر الصرف الاسمي ستؤثر في متغير معدل التضخم.

خاتمة

من خلال هذه الدراسة تم تسليط الضوء لأثر تغيرات سعر الصرف الاسمي على معدل التضخم في الجزائر خلال الفترة(1985-2017)، وتماشيا مع طبيعة الموضوع تم التطرق إلى إعطاء تعريفات لكل من سعر الصرف الاسمي والتضخم والوقوف على الأحداث والوقائع التي جرت على خلفية سعر الصرف الاسمي والتضخم وتحليلها وفقا لمعطيات الاقتصاد الجزائري خلال الفترة المدروسة (1985-2017) ليتم بعد ذلك بناء نموذج قياسي اقتصادي لأثر تغيرات سعر الصرف الاسمي على التضخم في الجزائر باستخدام نماذج شعاع الانحدار الذاتيVAR، وخلصت الدراسة إلى مجموعة من النتائج نوجزها فيما يلي:

- اللجوء إلى طريقة المربعات الصغرى العادية **OLS** تعطي نتائج زائفة في حالة عدم استقرار السلاسل، حيث نتائج التقدير جيدة من حيث اختبار (t,F)، *وقيمة* R^2 ، لكنها لا تعطي معنى حقيقي للنتائج، ولا تقدم تفسيرا اقتصاديا ذا معنى ويسمى هذا الانحدار بالانحدار الزائف (Regressions Spurious).
- أظهرت نتائج اختبارات جذر الوحدة احتواء متغيري الدراسة على جذر الوحدة، أي أنهما غير مستقرتين عند المستوى Non stationary in the level، ومستقرين عند الفرق الأولstationary in the 1st difference، مما يعني أنهما متكاملين من الدرجة الأولى**CI~(1)**.
- أشارت نتائج اختبارات التكامل المشترك إلى قبول الفرضية البديلة وذلك لأن القيمة المحسوبة لإحصائية الأثرStatistic Trace أقل من القيمة المجدولة لها عند مستوى معنوية 1% (tr=19.73<19.93)، و(tr=5.83<6.63)، وبما أن: $rang(\Pi)=0$ ، أي $r=0$ (r : عدد المتجهات)، مما يعني عدم وجود علاقة تكامل مشترك بين المتغيرين محل الدراسة. وفي هذه الحالة نقوم بتقدير نموذج انحدار ذاتي *VAR* مباشرة دون إجراء الفروق عليها. كذلك نتائج إختبار القيمة الذاتية العظمى Max-Eigen Statisticهي الأخرى جاءت مدعمة لنتائج إختبار الأثر حيث أن كون القيمة المحسوبة لإحصائية هذا الإختبار أقل من القيمة المجدولة لها عند مستوى معنوية 1%(tr=13.89<18.52)، مما يعني عدم وجود علاقة تكامل مشترك بين المتغيرين محل الدراسة.

➢ تعتبر اختبارات السببية حسب مفهوم Granger من بين أهم استخدامات نماذج VAR، كما أنها تمثل في ذات الوقت أهم أدوات تحليل القياس الاقتصادي التي تقدمها هذه التقنية، وتبين انه توجد سببية بين المتغيرين.

➢ دراسة دوال استجابة النبض أظهرت أن النموذج قابل للصدمات، حيث أن كل المتغيرات عند إعطائها صدمة المنحنيات اتخذت طريقها نحو التوازن، وإلى أثر سلبي لسعر الصرف الاسمي على معدل التضخم.

➢ وجود علاقة سلبية لسعر الصرف الاسمي على معدل التضخم وهذا ما أظهرته النتائج المتحصل عليها في الدراسة.

➢ بناءً على نتائج تباين خطأ التنبؤ لمعدل التضخم، تشير النتائج إلى أن مكونات التباين لمعدل التضخم تتأثر بمتغير سعر الصرف الاسمي، وبذلك فإن حدوث أي تغير أو صدمة عشوائية مفاجئة في سعر الصرف الاسمي ستؤثر سلبا على معدل التضخم.

-قائمة المراجع:

-المراجع باللغة العربية:

[1] سامي خليل(2005)، **الاقتصاد الدولي**، دار النهضة العربية للطباعة والنشر، القاهرة.

[2] زينب حسين عوض الله(2005)، **الاقتصاد الدولي**، دار الجامعة الجديدة، الإسكندرية.

[3] عبد المجيد قدي(2003)، **المدخل إلى السياسات الاقتصادية الكلية**، ديوان المطبوعات الجامعية، بن عكنون.

[4] مشهور هذلول بربور(2008)، **العوامل المؤثرة في انتقال أثر أسعار صرف العملات الأجنبية على مؤشر الأسعار في الأردن (1985-2006)**، أطروحة مقدمة إلى قسم المصارف والمصارف الإسلامية لنيل شهادة دكتوراه، كلية العلوم المالية والمصرفية.

[5] غازي حسين عناية(2000)، **التضخم المالي**، مؤسسة شباب الجامعة، الإسكندرية.

[6] السعيد فرحات جمعة(2000)، **الأداء المالي للمنظمات الأعمال- التحديات الراهنة**، دار المريخ للنشر، الرياض.

[7] مروان عطوان(1989)، **مقاييس اقتصادية: النظريات النقدية**، دار البعث للطباعة والنشر، قسنطينة (الجزائر).

[8] هتهات سعيد(2006)، **دارسة اقتصادية وقياسية لظاهرة التضخم في الجزائر**، مذكرة ماجستير (غير منشورة)، جامعة قاصدي مرباح –ورقلة– كلية الحقوق والعلوم الاقتصادية–الجزائر–.

[9] خالد واصف الوزني، أحمد حسين الرفاعي(2008)، **مبادئ الاقتصاد الكلي بين النظرية والتطبيق**، ط(9)، دار وائل للنشر والتوزيع.

[10] بن عصمان محفوظ(2003)، **مدخل في الاقتصاد الحديث**، دار العلوم للنشر والتوزيع، الجزائر.

[11] ضياء مجيد(2008)، **اقتصاديات النقود والبنوك**، مؤسسة شباب الجامعة، الاسكندرية– مصر–.

–المراجع باللغة الأجنبية:

[12] Nacer-Eddine SADI, (2005)**La privatisation des entreprises publiques en Algérie**, OPU, Alger.

[13] مبارك بوعشة(1999)، **السياسة النقدية وآثار تخفيض العملة الوطنية**، مجلة العلوم الإنسانية كلية العلوم الاقتصادية- جامعة منتوري - قسنطينة، العدد12.

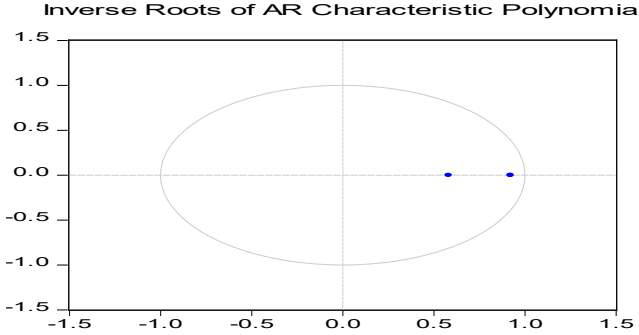
[14] Isabelle Cadoret, et autres (2004):" **Econometrie appliquée**" Edition De Boeck, Bruxelles, Belgique.

[15] R.Borbonais, M.Terraza(2004), **L'analyse des séries temporelles en économies**, 1ère édition, Paris, PUF.

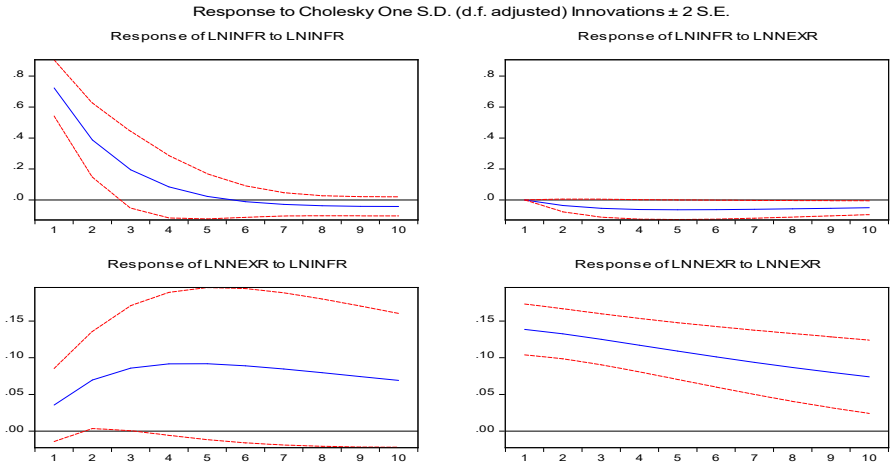
[16] Sandrine Lardic, Valérie Mignon(2002), **Econométrie des séries temporelles macro économique et financiers**, Economica, Paris.

الملاحق

ملحق رقم(01): استقرار نموذج شعاع الانحدار الذاتي VAR(1)



ملحق رقم(02): محاكاة دوال استجابة النبض



ملحق رقم(03): تحليل تباين خطأ التنبؤ