دراسة اثر صدمة سعر صرف الدينار على معدل التضخم في الجزائر باستخدام نماذج اشعة الانحدار الذاتي الهيكلية SVAR للفترة (1980–2020)

Studying the impact of the dinar exchange rate shock on the inflation rate in Algeria using the Structural Vector Autoregression models SVAR for the period (1980-2020)

المومن عبد الكريم

Elmoumen abdelkarim

جامعة احمد دراية بادرار (الجزائر)، karim.moumen@univ-adrar.edu.dz

تاريخ الاستلام: 2021/09/01 تاريخ القبول: 2022/05/23 تاريخ النشر: 2022/07/07

ملخص:

هدفت هذه الورقة البحثية إلى تحليل العلاقة بين سعر الصرف ومعدل التضخم في الجزائري خلال الفترة (1980–2020)، ودراسة مدى استجابة معدل التضخم للصدمات الهيكلية التي تحدث على مستوى سعر صرف الدينار، وذالك بالاعتماد على نموذج أشعاع الانحدار الذاتي الهيكلي SVAR.

وتوصلت نتائج الدراسة من خلال تحليل دوال الاستجابة الدفعية وتحليل التباين أن حدوث صدمة هيكلية في سعر صرف الدينار مقابل الدولار الأمريكي بمقدار إنحراف معياري واحد يؤدي لحدوث أثر ايجابي في معدل التضخم في الجزائري، يبلغ أقصى مستوى له ما يقارب 0.56% مع نهاية الفترة الأولى، ثم 0.29% مع نهاية الفترة الثانية، غير أنه مع بداية السنة الثالثة يتناقص معدل التأثير ليصبح شبه معدوم مباشرة خلال الفترة السادسة، بمعنى أن تحسن مستوى سعر الصرف يعمل على امتصاص صدمة التضخم والعمل على الاستقرار الاقتصادي.

كلمات مفتاحية: التضخم.، سعر الصرف.، دوال الاستجابة.، نماذج اشعة الانحدار الذاتي الهيكلية.

تصنيفات JEL : C87،E31،F31.

Abstract:

This research paper aimed to analyze the relationship between the exchange rate and the inflation rate in Algeria during the period (1980-2020), and to study the extent to which the inflation rate responded to the

[1] **المؤلف المرسل**: المومن عبد الكريم، **الإيميل**: karim.moumen@univ-adrar.edu.dz

structural shocks that occur at the level of the dinar exchange rate, based on the structural vector autoregression model (SVAR).

The results of the study, through the impulse response function and the variance decomposition, found that the occurrence of a structural shock in the exchange rate of the dinar against the US dollar by one unit leads to a positive impact on the inflation rate in Algeria, reaching a maximum level of approximately 0.56% at the end of the first year, then 0.29% at the end of the second year, however, with the beginning of the third year, the effect rate decreases, and the effect becomes almost non-existent during the sixth year. In the sense that the improvement of the exchange rate level works to absorb the inflation shock and work on economic stability.

Keywords: inflation ; exchange rate ; Impulse Response Functions ; structural vector autoregression model.

JEL Classification Codes: C87, E31, F31.

1. مقدمة:

يعتبر سعر الصرف متغير اقتصادي شديد الحساسية للمؤثرات الداخلية والخارجية، لذلك فيظهر هذا السعر مختلف اختلافا جذريا في مضمونه ومدلوله عن المتغيرات الاقتصادية الأخرى، وهو بهذا يجسد أداة الربط بين الاقتصاد المحلي وباقي الاقتصاديات الخارجية، كما يعتبر من أهم أدوات السياسة النقدية لأنه يؤثر على المؤشرات الاقتصادية الكلية كمعدل التضخم ومعدل النمو، لذلك تولي السلطات النقدية سياسات سعر الصرف اهتماماً كبيراً، لأن قوة واستقرار الاقتصاد الوطني لأي بلد يرتبط ارتباطاً وثيقاً بسعر صرف عملته الوطنية أمام العملات الأجنبية الأخرى، والاستقرار الاقتصادي مرهون بتحقيق الاستقرار النقدي، وهذا الاخير بدوره يرتكز على استقرار الأسعار، ويعتبر الاستقرار النقدي من أهم أهداف السياسة النقدية، حيث تعمل مختلف البلدان على مكافحة التضخم ومعالجة أسبابه، والتي من بينها تقلبات سعر الصرف.

1.1 إشكالية الدراسة: سنحاول من خلال هذه الورقة البحثية الإجابة على التساؤل التالي: ما مدى أثر صدمة تقلبات سعر الصرف على معدل التضخم بالجزائر للفترة 1980-2020؟

2.1 فرضيات الدراسة: نلخصها في النقطة الآتية: تؤثر صدمة سعر صرف الدينار مقابل الدولار الأمريكي على معدل التضخم بالجزائر بشكل أكبر في أفق المدى القصير مقارنة بأفق المدى البعيد.

3.1 أهمية الدراسة: تنبع اهمية الدراسة من كون ظاهرة التضخم من بين العلل التي أصابت الاقتصاد الجزائري، وذلك في ظل تراكم مجموعة من الاختلالات الاقتصادية، ما دفع الحكومة الجزائرية الى اتخاذ جملة

من الاجراءات لكبح جماح الضغوط التضخمية، وما استوجب تحديد هذه الاختلالات وعلاقتها بظاهرة التضخم، والتي من بنها تقلبات اسعار الصرف، كما تكمل أهمية الدراسة في قياس مدى العلاقة بين التضخم وسعر الصرف بالجزائر، وذلك باستخدام تقنية أشعة الانحدار الذاتي الهيكلية SVAR .

4.1 أهداف الدراسة: تتمثل محاولة تحليل واقع ظاهرة التضخم في الاقتصاد الجزائري، وقياس مدى استجابة معدل التضخم في الجزائر لصدمة هيكلية في سعر صرف الدينار مقابل الدولار الأمريكي، وذالك من خلال دول الاستجابة الدفعية وتخليل التباين.

5.1 حدود الدراسة: الحدود الزمنية الفترة (1980- 2020)، فسنة 1980 عرفت انطلاق مرحلة التنمية اللامركزية أين شهدت إنجاز مخططين تنمويين، هما المخطط الخماسي الاول(1980- 1984)، المخطط الخماسي الثاني(1985- 1989)، والحدود المكانية تتمثل في الجزائر كونها محل الدراسة.

6.1 منهجية الدراسة: اعتمدنا في دراستنا النظرية على المنهج الوصفي التحليلي لملاءمته لطبيعة الموضوع، من خلال وصف متغيرات الدراسة وتحليل أثار المتغير المفسر على المتغير التابع، واعتمدنا في دراستنا التطبيقية على الأسلوب القياسي من أجل إجراء الدراسة القياسية، وتحديد علاقة واتجاه تأثير سعر الصرف على معدل التضخم، وذلك بالاعتماد على البرنامج الإحصائي EViews10.

7.1 الدراسات السابقة: هناك العديد من الدراسات التي تناولت موضوع قياس اثر تقلبات اسعار الصرف على معدل التضخم من خلال تطبيق نماذج قياسية مختلفة، ومن أهم هذه الدراسات:

– دراسة مشهور هذلول بربور، 2008، بعنوان: العوامل المؤثرة في انتقال أثر أسعار صرف العملات الأجنبية على مؤشر الأسعار في الأردن (1985-2006)، هدفت هذه الدراسة إلى تحديد العوامل المؤثرة في إنعكاس التحركات في أسعار صرف العملات الأجنبية على مؤشرات الأسعار المحلية في الأردن، خلال الفترة (1985-2006)، وذالك من خلال التحليل الإحصائي المتعلق باختبار الفرضية الأساسية، وقياس أثر صدمة العرض والتي حددها الباحث بأسعار النفط، وصدمة الطلب والتي حددها بعرض النقد على أثر انتقال أسعار صرف العملات الأجنبية على مؤشرات الأسعار في الأردن، باستخدام اشعة الانحداتر الذاتي VAR، أظهرت نتائج تحليل استجابة ردة الفعل وتحليل مكونات التباين وجود علاقة قوية بين أثر التحركات في أسعار صرف ومؤشرات الأسعار المحلية في الأردن، كما أظهرت أن عوامل الانفتاح الاقتصادي واختلاف معدل التضخم المحلي عن المعدل العالمي وعدم مرونة الأجور والأسعار، لعبت دورا في سرعة انتقال التحركات في أسعار الصرف على مؤشرات الأسعار المحلية في الأردن.

– **دراسة حمريط محسن، 2012**، بعنوان دراسة العلاقة السببية قصيرة الأجل بين التضخم ومستويات سعر الصرف الاسمي الفعال في الجزائر من خلال نموذج أشعة الانحدار الذاتي، هدفت الدراسة الى اختبار علاقة السببية بين مستوى التضخم وسعر الصرف الاسمي الفعال في الجزائر لمعرفة معنوية هذه العلاقة واتجاها في الاجل القصير، وتوصلت الى انه يمكن لسعر الصرف أن يكون له اثر كبير على مستويات التضخم، ولكن لا يعتبر سعر الصرف هو العنصر الوحيد المؤثر على التضخم بل توجد عناصر أخرى، بالإضافة إلى أن العلاقة بين مستوى التضخم وسعر الصرف تسري في الاتجاهين المتعاكسين، وهي معقدة وتتحكم فيها عناصر عديدة ويصعب التحكم بها.

– **دراسة امحمد بن البار، 2019**، تحليل وقياس أثر تغيرات سعر الصرف الاسمي على معدل التضخم في الجزائر خلال الفترة (1985–2017)، هدفت هذه الدراسة إلى تحليل وقياس اثر تغيرات سعر الصرف الاسمي على معدل التضخم في الجزائر خلال الفترة 1985– 2017، وتم ذلك باختبار خاصية السكون للسلاسل الزمنية واختبار التكامل المشترك لجوهانسون، حيث بعد التأكد من عدم وجود تكامل مشترك قام الباحث بتقدير نموذج شعاع الانحدار الذاتي بالاستعانة ببرنامج EViews10، وتوصلت الدراسة الى وجود أثر سلبي لسعر الصرف الاسمي على التضخم في الجزائر .

– **دراسة بودالي سليمان، 2020**، بعنوان:تحليل العلاقة وتحديد اتجاه السببية بين سعر الصرف والتضخم في الجزائر للفترة (1990–2019 تهدف هذه الدراسة إلى دراسة العلاقة وتحديد اتجاه السببية بين سعر الصرف والتضخم في الجزائر خلال الفترة 1990–2019، حيث استخدم في هذه الدراسة منهج التحليل الاقتصادي لتطور كل من متغيري سعر الصرف والتضخم في الجزائر، واعتمدت على اختبار السببية في الأجل القصير(اختبار جرانجر) وفي الأجل الطويل (Toda and Yamamoto)، حيث توصلت الدراسة إلى أن التضخم في الجزائر له علاقة مباشرة بالمتغيرات النقدية أو المالية ذات الصفة السعرية في الأجل القصير، في حين يتأثر بشكل غير مباشر بمتغيرات الاقتصاد الحقيقي.

– **دراسة سمير شرقرق، 2020**، بعنوان: تحليل وقياس العلاقة الديناميكية بين سعر الصرف والتضخم في الجزائر للفترة 1973–2017، هدفت الدراسة الى تحليل وقياس العلاقة الديناميكية بين سعر صرف ومعدل التضخم في الجزائر باستخدام نموذج تصحيح الخطأ ودوال الاستجابة، وتوصلت الدراسة الى أن هناك علاقة سببية في اتجاهين بين سعر الصرف والتضخم في الجزائر، واظهر تحليل دالة الاستجابة أن

حدوث صدمة في سعر الصرف يكون له تأثير ايجابي على معدل التضخم في المدى القصير، وتأثير سلبي في المدى الطويل، بينما حدوث صدمة في معدل التضخم يكون له تأثير ايجابي على سعر الصرف.

وما يميز دراستنا عن الدراسات السابقة أنها حديثة تبحث في اثر صدمة هيكلية لسعر صرف الدينار الجزائري مقابل الدولار الأمريكي على معدل التضخم في الجزائر، معتمدة في ذلك على نموذج أشعة الانحدار الذاتي الهيكلية وتحليل دوال الاستجابة الدفعية وتحليل التباين، على عكس الدراسات السابقة التي اختلفت في درست العلاقة بين المتغير تابع معدل التضخم والمتغير المفسر، وفي استخدامها النموذج الذي يعبر عن علاقة المتغير التابع بالمتغير المفسر، كنموذج الانحدار الذاتي VAR أو اختبار التكامل المشترك أو اختبار السببية، كما هناك اختلاف في فترة الدارسة التي امتدت من سنة 1980 إلى سنة 2020.

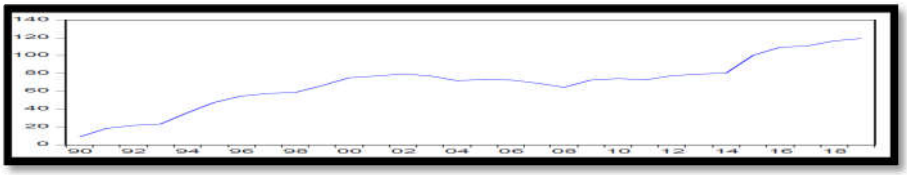
8.1 هيكل الدراسة:

- ✓ تطور سعر صرف الدينار الجزائري مقابل الدولار الأمريكي للفترة (1980-2020)؛
- ✓ تحليل معدلات التضخم بالجزائر خلال الفترة (1980-2020)؛
- ✓ منهجية نموذج اشعة الانحدار الذاتي الهيكلي SVAR
- ✓ تطبيق تقنية نموذج الانحدار الذاتي الهيكلي SVAR على معطيات الدراسة.

2. تطور سعر صرف الدينار الجزائري مقابل الدولار الأمريكي للفترة (1980– 2020)

أدت الصدمة البترولية لسنة 1986 إلى دخول الاقتصاد الجزائري في أزمة حادة، الشيء الذي أدى إلى إعادة النظر في سياسة الصرف. والشكل 2 الموالي يوضح مراحل تطور سعر صرف الدينار الجزائري مقابل الدولار الأمريكي للفترة (1980-2020).

الشكل 2: مراحل تطور سعر صرف الدينار الجزائري مقابل الدولار الأمريكي للفترة (1980–2020)



المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على إحصائيات صندوق النقد الدولي ومخرجات برنامج EViews10

ما ميز بداية هذه الفترة هو انطلاق فعاليات البرنامج الخماسي الأول (1980-1985)، وتعرض الاقتصاد الجزائري للأزمة النفطية المعاكسة في 1986 وما نتج عنها من تراجع كبير في إيرادات الصادرات البترولية، فعمدت السلطات العمومية إلى تخفيض قيمة العملة الوطنية مقابل سلة العملات

بنسبة 31% ما بين 1986–1988. ولقد شهد نظام الصرف في الجزائر منذ سنة 1986، تعديلات عديدة كان الهدف منها إعطاء القيمة الحقيقية الداخلية والخارجية للدينار الجزائري ليواكب التطورات التي شهدتها التجارة الخارجية، فسجل الدينار الجزائري انخفاض أمام الدولار الأمريكي، وانتقل من 4.936دج/1$ في نهاية سنة 1987 إلى 17.7653دج/1$ في نهاية سنة 1991، وهذا راجع لتخفيض قيمة الدينار بصفة تدريجية تحت ما يسمى الانزلاق التدريجي، وفي سنة 1992 قامت السلطات النقدية ممثلة في مجلس النقد والقرض باتخاذ قرار يقضي بتخفيض الدينار بنسبة 22% مقابل الدولار الأمريكي، تحت ما يسمى بالتخفيض الصريح بموجب الاتفاق الثاني المبرم مع صندوق النقد الدولي في جوان 1991، وذلك بهدف تقريب سعر الصرف الرسمي من سعر الصرف الموازي وجعل الصادرات الجزائرية أكثر تنافسية في السوق العالمية، كما تم إبرام اتفاق آخر مع صندوق النقد الدولي بتاريخ 10 أفريل 1994 والذي انجر عنه تخفيض الدينار بمقدار 40.17% ليصل إلى 36دج/1$ (بن علي، 2008، صفحة 218). وبين 1995 و1998 ارتفع سعر الصرف الفعلي الحقيقي للدينار أكثر من 20%، وسبب ذالك يرجع إلى اتخاذ قرار التخلي عن نظام الربط بسلة عملات في أواخر سبتمبر 1994، ليعوض بنظام جلسات التثبيت بداية من 1994/10/1، واستمر العمل بهذا النظام إلى غاية 1995/12/21. وفي نهاية 1995 اشترط FMI في اتفاق القرض الموسع إنشاء سوق صرف ما بين المصارف، وباشرت نشاطها مع بداية 1996 عملا بنظام التعويم المدار (بونوة، 2011، صفحة 124).

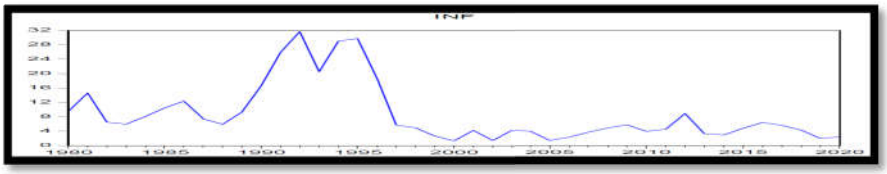
وفي جانفي 2003 قام البنك المركزي بتخفيض قيمة الدينار بنسبة تتراوح ما بين 2% و5%، وهذا بهدف الحد من تطور الكتلة النقدية المتداولة في الأسواق الموازية، لاسيما بعد اتساع الفارق بين القيمة الاسمية للدينار الرسمي وقيمته في السوق السوداء مقابل أبرز العملات الأجنبية، وبين جوان وديسمبر 2003 ارتفعت قيمة الدينار الجزائري بالنسبة إلى الدولار الأمريكي بحوالي 11%، وارتفع سعر الصرف الحقيقي الفعلي بحوالي 7.5% ، وفي سنة 2008 انخفضت قيمة الدولار بسبب الأزمة العالمية مما أدى إلى ارتفاع قيمة الدينار حيث بلغ 64.56 دج/$، لينخفض سنة 2009 مسجلا 72.64دج/$، ويرجع ذالك إلى الإجراء الذي قام به بنك الجزائر والمتمثل في تخفيض قيمة الدينار أمام العملات الرئيسية في ديسمبر 2008، والذي تم تبريره بحماية الاقتصاد الوطني من بعض آثار الأزمة المالية العالمية، لكن ما بين سنتي 2010 و2013 عرف الدينار استقرارا نسبيا مقابل الدولار حيث أصبح يتراوح ما بين 72 دج/$ و77 دج/$، وفي أواخر سنة 2014 عرف الدينار الجزائري انخفاض حاد أمام الدولار الأمريكي

حيث انتقل من 80.57 دج/$ سنة 2014 إلى 109.47دج/$ سنة 2016، وهذا راجع الى مواصلة تعويم الدينار، والذي بررته الحكومات الجزائرية بكونه تعويم جزئي بهدف امتصاص ارتدادات الصدمة النفطية التي أضرت باقتصاد البلاد، بالإضافة إلى الوضع السياسي الراهن والصعوبات التي تواجهها الشركات الحكومية والخاصة، وتفشي جائحة كورنا وضعف الإنتاجية المحلية وتراجع النمو الاقتصادي (بنكالجزائر، 2019، صفحة 28). وفي جويلية 2017 قام بنك الجزائر بتخفيض قيمة صرف الدينار الجزائري مقابل الدولار الأمريكي بنحو 20%، واصلت قيمة الدينار الجزائري تراجعها أمام العملات الرئيسية ولم تسهم الإجراءات الحكومية الأخيرة في وقف هذا التراجع، حيث انتقل سعر الصرف من 119.35 دج/$ سنة 2019 ثم الى 123 دج/$ سنة 2020، وذالك راجع الى طبع مزيد من الأوراق المالية، وما يترتب عليه من فائض في الكتلة النقدية في الأسواق مقابل إنتاج يكاد يكون منعدم، وتراجع احتياطات الصرف الجزائرية، وارتفاع سعر الدولار واليورو في الأسواق العالمية، إضافة إلى اعتماد الجزائر بشكل شبه كلي على الإيرادات المالية للمحروقات التي تفوق 97%، وضعف التنوع الاقتصادي.

3. تحليل معدلات التضخم بالجزائر خلال الفترة (1980–2020)

إن الحديث عن تطور معدلات التضخم في الجزائر مقترن بالحديث عن التغيرات التي مست الاقتصاد الجزائري، والتي من بينها تقلبات سعر الصرف، ومن أجل عرض هذه التطورات سنحاول الاستعانة ببيانات الشكل 2 الموالي.

شكل 2: تطور معدلات التضخم في الجزائر خلال الفترة (1980–2020) الوحدة %



المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على معطيات ONS ومخرجات برنامج EViews10

من خلال الشكل 2 أعلاه نلاحظ ارتفاع كبير في معدل التضخم الذي بلغ 9.52% سنة 1980 ليرتفع إلى 31.7% سنة 1992 (أقصى معدل تضخم خلال هذه الفترة)، وهذا عائد إلى العديد من الأسباب أهمها قيام السلطات بتحرير الأسعار (قانون تحرير الأسعار 1989)، بالإضافة إلى لجوء الحكومة إلى الإصدار النقدي من أجل تغطية العجز في الموازنة العامة وتخفيض قيمة العملة الوطنية ما أدى إلى ارتفاع أسعار السلع المستوردة، وزاد في تغذية وتيرة التضخم من سنة لأخرى (طلحة، 2020، صفحة 37)، وكذلك ضعف النشاط الاقتصادي الذي تسبب في انخفاض العرض الكلي عن الطلب

الكلي. أما في سنة 1995 فقد شهد معدل التضخم انخفاضا وتراجع كبيرا، إذ انخفض من 29.8% سنة 1995 إلى 5.6% سنة 1997. وذالك راجع الى تبني سياسة الانفتاح الاقتصادي، وإبرام اتفاقيات التثبيت والتعديل الهيكلي واعتماد سياسة نقدية انكماشية في إطار الإصلاح النقدي المفروض من قبل صندوق النقد الدولي، ونتتج عنه استقرار نقدي تمثل في انخفاض معدلات التضخم وتحسن في معدل نمو الكتلة النقدية تماشيا مع تحسن معدل نمو الناتج المحلي الإجمالي، لكن سنة 1998 عرفت تضخما محسوس مقارنة بسنة 1999، ويعزى ذلك لتراجع معدل نمو الناتج المحلي الإجمالي مقابل معدل نمو للكتلة النقدية الذي لم يجد مقابل له، والذي بلغ 16.3%، ثم سجلت سنة 1999 استقراراً نقدياً حيث بلغ معدل التضخم 2.65% نتيجة التقارب بين معدل نمو الكتلة النقدية 12.4% والناتج المحلي الإجمالي بـ 12.6%. وفي سنة 2000 انخفض إلى 1.34% ، وهذا نتيجة استقرار سعر صرف الدينار الجزائري الذي ساهم في تخفيف أثر التضخم المستورد، والإجراءات التي اتخذتها الحكومة في إطار برنامج التعديل الهيكلي، والمتمثلة في تقليص الموازنة العامة والصرامة في إدارة الكتلة النقدية ورفع أسعار الفائدة وزيادة احتياطات الصرف لتدعيم قيمة العملة. غير أن سنة 2001 عرفت رجوع الضغوطات التضخمية بنسبة 4.2%، لارتفاع أجور الوظيف العمومي، وارتفاع تكاليف الإنتاج والاستيراد، لكنه سرعان ما عرف تراجعا إلى 1.42% سنة 2002، ومرد ذلك هو انخفاض معدل نمو الكتلة النقدية الى 17.30%، ثم شهدت سنة 2003 ارتفاعا جديدا في معدل التضخم حيث بلغ 4.26 %، وهذا يمكن إرجاعه لنمو فائض السيولة المصرفية بمعدل 36.29 % والذي تجاوز الرقم المستهدف للسياسة النقدية في سنة 2003 (Bank, July 2003, p. 174) ، وفي سنة 2005 قدر معدل التضخم بـ 1.38%، اي بتراجع قدر بحوالي نقطتين ونصف عما كان عليه سنة 2004، هذا التراجع يفسر بانخفاض أسعار المواد الغذائية، بالإضافة إلى انخفاض معدل السيولة المصرفية بتدخل بنك الجزائر في إطار سياسات السوق المقيدة لامتصاص الفائض في السيولة لدى الجهاز المصرفي.

قدر معدل التضخم في سنة 2006 بـ 2.31% ثم ارتفع في سنة 2007 إلى 3.67%، وذلك راجع إلى ارتفاع أسعار الجملة للخضر والفواكه، وارتفاع الرواتب والأجور دون أن يقابلها زيادة في الإنتاجية، وارتفاع معدل نمو فائض السيولة المصرفية إلى 43%، بالإضافة إلى ارتفاع معدل نمو الكتلة النقدية من 18.6% سنة 2006 إلى 21.5% سنة 2007، وفي سنة 2009 قفز معدل التضخم الى 5.7%، والسبب وراء ذلك هو حدوث تضخم قوي في أسعار المواد الغذائية الطازجة على اثر التضخم

المستورد الذي حدث سنة 2008 جرى الأزمة المالية، أما في سنة 2012 بلغ معدل التضخم ذروته خلال هذه الفترة ،حيث قفز بقيمة 4 نقاط من 4.52% سنة 2011 إلى 8.9% سنة 2012 (Bank, November 2013, p. 178)، وتفسر هذه الذروة أساسا بتزايد الأسعار لبعض المواد الغذائية الطازجة. لكن سنة 2013 سجلت تراجعا محسوسا وسريعا، وهو أدنى تضخم منذ 7سنوات، حيث قدر بـ 3.25%، وعرف تضخم أسعار المواد الغذائية تراجعا حيث بلغت وتيرته 3.18%، وهي أضعف وتيرة لهذه الفئة من السلع منذ 2006 (Bank, December 2018, p. 135). وفي سنة 2014 واصل معدل التضخم تباطئه بتسجيله لمعدل 2.9%، وهو ما يمثل مكسبا للدفع نحو الاستقرار النقدي، لكن في سنة 2015 عرف ارتفاعا حيث قدر بـ 4.78%، واستمر هذا الارتفاع الى غاية سنة 2016حيث وصل الى 6.39%، ويرجع هذا الى قانون المالية لسنة 2016 والذي تضمن زيادات معتبرة في بعض المواد أهمها الوقود، ما انعكس على أسعار كل السلع والخدمات، ومع حلول سنة 2017 عرف معدل التضخم تراجعا حيث بلغ 5.59% (Bank, December 2019 , p. 164)، واستمر هذا التباطؤ الى غاية سنة 2020 حيث كان معدل التضخم يقدر بـ 4.6% سنة 2018 لينتقل الى 2.4% سنة 2020، ولكن تجدر الإشارة إلى أن هذه المعدلات المنخفضة للتضخم هي ليست انعكاس لفعالية سياسة الصرف المعتمدة، وإنما هو نتيجة سياسة استهداف التضخم التي تبعتها السلطات من أجل تحقيق تنافسية أكبر للاقتصاد الجزائري، وتجسيد النموذج الاقتصادي الجديد في أفاق 2030 (النقدالعربي، 2020، صفحة 142).

4. منهجية نموذج اشعة الانحدار الذاتي الهيكلي SVAR

نموذج اشعة الانحدار الذاتي VAR والذي قام باقتراحه Sims(1981) هو نظام معادلاتي يتم من خلاله معالجة المتغيرات الاقتصادية بشكل متناظر، ويقدم معلومات حول أثر الصدمات وتقلبات النظام الديناميكي المدروس، والتي تظهرها حدود الخطأ العشوائي (البواقي) الناتجة عن اشعة الانحدار الذاتي(VAR) (Sims, 1981, p. 20) . غير ان افتقادها الى أسس النظرية الاقتصادية كان احد اهم عيوبه، واستجابة لذلك طور Blanchard,Watson(1986) ،Blanchard,Perotti(2002) منهج عرف باسم نموذج اشعة الانحدار الذاتي الهيكلية SVAR، حيث اصبح بالإمكان دمج الهيكل الاقتصادي في التقدير وتفسير نماذج VAR التقليدية، وتكتب الصيغة العامة لنماذج SVAR على النحو الموالي(Blanchard, 2002, p. 1335) :

$$AX_i = B_0 + B_1X_{i-1} + B_2X_{i-2} + \dots\dots + B_pX_{i-p} + u_i \dots (1)$$

حيث:

X_i: يمثل شعاع المتغيرات الاقتصادية قيد الدراسة ذو البعد $(n\times1)$

u_i: يمثل شعاع الصدمات العشوائية غير مرتبطة ذاتيا ذو البعد $(n\times1)$، اي ان $E(U_i)=0$

$B_0; B_1 \dots \dots B_p$:عناصر المصفوفات وتمثل المعالم الهيكلية للنموذج.

A: هي عبارة عن مصفوفة ذات أبعاد $(n\times n)$ وعناصر قطرها تساوي العدد1.

الشكل المختزل لهذا النموذج يمكن كتابته على الشكل التالي:

$$A^{-1}AX_i = A^{-1}B_0 + A^{-1}B_1X_{i-1} + A^{-1}B_2X_{i-2}+\dots\dots+A^{-1}B_pX_{i-p}+A^{-1}u_i \dots\dots (2)$$

حيث: $A^{-1}A=1$ و $A^{-1}u_i=e_i$

ومن أجل تحديد الصَّدمات الهيكلية يجب تشكيل مصفوفة الانتقال S والتي تحقق العلاقة: $e_i = Su_i$، ويمكن تحديد معاملات مصفوفة الانتقال عن طريق استعمال ثلاثة أنواع من القيود:

- ✓ قيود الاستقلالية الإحصائية (orthogonalisation) والتي تترجم عدم ارتباط الصَّدمات الهيكلية وعددها n(n-1)/2 مع العلم أن n تمثل عدد متغيرات النموذج
- ✓ قيود التسوية أو التوحيد (normalisation) وعددها n، وهي تتعلَّق بقطر(diagonal) المساواة التالية: $\Omega = SS^{`}$ حيث ان Ω هي مصفوفة التباين المشترك للبواقي القانونية
- ✓ القيود الاقتصادية التي تترجم السلوكَاتْ الاقتصادية وعددها n(n-1)/2

ولتحديد مصفوفة الانتقال S اعتمد Perotti(2005) على ما يلي(Perotti, 2005, p. 37) :

– كتابة المساواة $e_i = Su_i$ على النحو التالي $Ae_i = Bu_i$ ومنه $e_i = A^{-1}Bu_i$ فنحد $S = A^{-1}B$ ؛

– تثبيت بعض العناصر غير القطرية للمصفوفتين A وB بالاعتماد على النظريات الاقتصادية، كأن نفترض بأن أحد البواقي لا يؤثر في الاخر خلال نفس السنة، أي ان العنصر سيأخذ قيمة 0، أو بافتراض ووجود تأثير، ويقاس هذا التأثير باعطاء قيمة للعنصر α_{ij} (قيود اقتصادية)، وتثبت العناصر القطرية بإعطائها القيمة 1(قيود التوحيد).

5. تطبيق تقنية نموذج اشعة الانحدار الذاتي الهيكلي SVAR على معطيات الدراسة

تقوم تقنية اشعة الانحدار الذاتي الهيكليSVAR على مجموعة من المراحل تتمثل في:

1.5 نتائج اختبارات جذر الوحدة: نظرا لعدم تجانس بيانات السلسلتين الزمنيتين، حيث أن معدل التضخم عبارة عن نسب مئوية، وسعر الصرف مقدرة بوحدات من الدينار الجزائري لواحد دولار أمريكي،

فإننا سوف نتعامل مع اللوغاريتم النبري للمتغيرتين، ونرمز بـ LINF لمعدل التضخم وLTC لسعر الصرف. ونتائج اختبار سكون بيانات السلسلتين مدونة في الجدول 1 التالي.

الجدول 1: اختبار سكون بيانات متغيرات النموذج

UNIT ROOT TEST TABLE (PP)			
		At Level	
		LTC	LINF
With Constant	t-Statistic	-1.5477	-2.1417
	Prob.	0.4995	0.2302
With Constant & Trend	t-Statistic	-1.0809	-2.7622
	Prob.	0.9198	0.2190
Without Constant & Trend	t-Statistic	1.5276	-1.1320
	Prob.	0.9667	0.2300
		At First Difference	
		d(LTC)	d(LINF)
With Constant	t-Statistic	-4.3045	-7.5008
	Prob.	0.0015	0.0000
With Constant & Trend	t-Statistic	-4.4590	-7.3881
	Prob.	0.0053	0.0000
Without Constant & Trend	t-Statistic	-3.5358	-7.5489
	Prob.	0.0008	0.0000
UNIT ROOT TEST TABLE (ADF)			
		At Level	
		LTC	LINF
With Constant	t-Statistic	-1.8439	-2.1720
	Prob.	0.3546	0.2192
With Constant & Trend	t-Statistic	-0.6120	-2.7178
	Prob.	0.9727	0.2353
Without Constant & Trend	t-Statistic	0.3394	-1.1842
	Prob.	0.7781	0.2121
		At First Difference	
		d(LTC)	d(LINF)
With Constant	t-Statistic	-4.3045	-7.4992
	Prob.	0.0027	0.0000
With Constant & Trend	t-Statistic	-4.3085	-7.3866
	Prob.	0.0041	0.0000
Without Constant & Trend	t-Statistic	-3.5358	-7.5480
	Prob.	0.0015	0.0000

المصدر: من إعداد الباحث باستعمال EViews10

نلاحظ أن القيمة المطلقة لإحصائية (t) المقدرة أكبر من القيمة المطلقة لقيم المجدولة (Mackinnon) عند 5% في كل من اختباري ADF و PP عند الفرق الأول، وبالتالي المتغيرات متكاملة من الدرجة الأولى.

2.5 اختبار التكامل المشترك إنجل جرانجر: تكون هناك علاقة تكامل مشترك بين المتغيرين وفق طريقة Engel- Granger يجب أن يتحقق الشرطين:

– تكامل السلاسل من نفس الدرجة يعتبر شرطا مهما لاختبار التكامل المتزامن لـ Engel- Granger، فإذا كانت السلاسل الزمنية غير متكاملة من نفس الدرجة فلا يمكن أن تكون هناك علاقة تكامل متزامن بين هاتين السلسلتين؛

– أن تكون سلسلة البواقي مستقرة، ويتم تحديد درجة استقرارية سلسلة البواقي باستعمال اختبار (ADF) أو (PP)،

وبما أن المتغيرين LINF و LTC متكاملين من نفس الدرجة سنختبر إمكانية وجود تكامل متزامن بينهما عند مستوى معنوية 5%، والنتائج ممثلة في الجدول 2 الموالي.

الجدول 2: اختبار التكامل المتزامن "Engel- Granger"

Date: 05/27/22 Time: 18:16
Series: LINF LTC
Sample: 1980 2020
Included observations: 41
Null hypothesis: Series are not cointegrated
Cointegrating equation deterministics: C
Automatic lags specification based on Schwarz criterion (maxlag=9)

Dependent	tau-statistic	Prob.*	z-statistic	Prob.*
LINF	-2.719356	0.2140	-12.79047	0.1741
LTC	-1.933745	0.5675	-5.188255	0.7004

المصدر: من إعداد الباحث باستعمال EViews10

من الجدول 2 نلاحظ أن قيم الاحتمال (P=0.7 ، P=0.17) وهي أكبر من مستوى المعنوية 5%، وهذا يعني أنه لا توجد علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغيرتين. وطالما أن هذا الاختبار لم يتحقق نمرور إلى نموذج أشعة الانحدار الذاتي.

3.5 تحديد درجة التأخير المثلى لنموذج VAR(P): نتائج الاختبار مسجلة في الجدول 3 الموالي.

الجدول 3: تحديد درجة التأخير المثلى للمسار VAR(P)

VAR Lag Order Selection Criteria
Endogenous variables: DLINF DLTC
Exogenous variables: C
Date: 08/05/21 Time: 20:59
Sample: 1980 2020
Included observations: 37

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-13.77249	NA*	0.008041	0.852567	0.939644	0.883266
1	-10.19682	6.571497	0.008234*	0.875504*	1.136734*	0.967600*
2	-9.109606	1.880594	0.009663	1.032952	1.468335	1.186445
3	-5.017549	6.635768	0.009672	1.027976	1.637512	1.242866

المصدر: من إعداد الباحث باستعمال EViews10

من خلال الجدول 3 أعلاه، يتبين أن درجة التأخير المثلى والموافقة لنتائج غالبية المعايير هي P=1.

4.5 تقدير نموذج شعاع الانحدار الذاتي VAR(1)

نتائج التقدير بدرجة تأخير P=1 موضحة في الجدول 4 الموالي.

الجدول 4: نتائج تقدير نموذج VAR(1)

Vector Autoregression Estimates
Date: 08/05/21 Time: 20:44
Sample (adjusted): 1982 2020
Included observations: 39 after adjustments
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

	DLINF	DLTC
DLINF(-1)	0.219367	0.006245
	(0.00369)	(0.03952)
	[-1.84012]	[2.15802]
DLTC(-1)	- 0.417670	0.366138
	(0.00497)	(0.15693)
	[2.64260]	[0.33311]
C	-0.088768	0.053860
	(0.01012)	(0.02659)
	[-1.80608]	[2.02565]
R-squared	0. 523175	0.137105
Adj. R-squared	-0.008271	0.089167
Sum sq. resids	12.19407	0.710863
S.E. equation	0.582000	0.140521
F-statistic	3.994853	2.860017
Log likelihood	-32.66767	22.75573
Akaike AIC	1.829111	-1.013114
Schwarz SC	1.957078	-0.885148
Mean dependent	-0.043077	0.085870
S.D. dependent	0.581921	0.147239

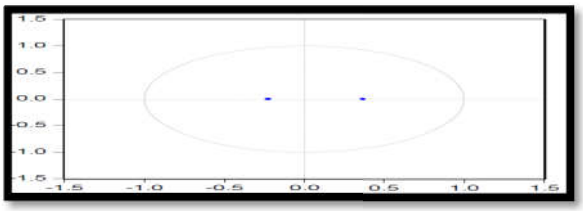
المصدر: من إعداد الباحث باستعمال EViews10

نلاحظ من خلال الجدول 4 أن قيمة معامل التحديد بلغت R= 0.52، وهي تدل على أن 52% من التغير في التضخم يفسره التغير في قيمه السابقة، وكذا التغير في قيمه سعر الصرف، والباقي راجع إلى متغيرات أخرى تؤثر في معدل التضخم لم تدرج في النموذج. كما أن إحصائيات Tstat تدل على معنوية المعلمات المكونة لشعاع الانحدار الذاتي.

5.5 إختبار صلاحية النموذج المدروس: من أجل التأكد من صحة النموذج وصلاحيته يجب ما يلي:

1.5.5 اختبار إستقرارية النموذج: نتائج الاختبار ممثلة في الشكل 3 الموالي.

الشكل 3: الدائرة الأحادية للنموذج



المصدر: من إعداد الباحث باستعمال EViews10

نلاحظ ان قيم جذور الوحدة تقع داخل الدائرة الأحادية وبالتالي النموذج مستقر.

2.5.5 اختبار التوزيع الطبيعي للبواقي: نوضحه من خلال الجدول 5 الموالي.

الجدول 5: اختبار التوزيع الطبيعي لبواقي النموذج المقدر

VAR Residual Normality Tests
Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)
Null Hypothesis: Residuals are multivariate normal
Date: 08/05/21 Time: 21:06
Sample: 1980 2020
Included observations: 39

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	2.427048	2	0.3497
2	4.242029	2	0.1294
Joint	6.406299	4	0.1854

المصدر: من إعداد الباحث باستعمال EViews10

بما أن إحصائية "Jarque-Bera" لجميع البواقي (2.42) و(4.24) أقل من القيمة المجدولة (6.4)، ومنه نقبل الفرضية الصفرية، أي أن البواقي تتبع توزيعا طبيعيا عند مستوى معنوية 5%.

3.5.5 اختبار الارتباط الذاتي للأخطاء: تتمثل نتائج الاختبار في بيانات الجدول 6 التالي.

الجدول 6: الارتباط الذاتي للأخطاء

VAR Residual Serial Correlation LM Tests
Date: 05/27/22 Time: 19:35
Sample: 1980 2020
Included observations: 39

Null hypothesis: No serial correlation at lag h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	1.697132	4	0.7912	0.423289	(4, 66.0)	0.7913
2	0.669071	4	0.9551	0.165597	(4, 66.0)	0.9551

Null hypothesis: No serial correlation at lags 1 to h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	1.697132	4	0.7912	0.423289	(4, 66.0)	0.7913
2	9.143607	8	0.3303	1.170605	(8, 62.0)	0.3312

المصدر: من إعداد الباحث باستعمال EViews10

من خلال النتائج الجدول 6 نلاحظ أن احتمالات الاختبار لمختلف التأخيرات اكبر من مستوى معنوية 5% (Prob> 0.05)، وعليه فان الفرضية الصفرية مقبولة، ما يعني أن الأخطاء مستقلة، أي عدم وجود ارتباط ذاتي بين الأخطاء للنموذج المقدر.

4.5.5 اختبار عدم تجانس التباين للنموذج: تتمثل نتائج الاختبار في الجدول 7 الموالي.

الجدول 7: اختبار White لثبات تباين الأخطاء

VAR Residual Heteroskedasticity Tests (Includes Cross Terms)
Date: 08/05/21 Time: 22:42
Sample: 1980 2020
Included observations: 39

Joint test:

Chi-sq	df	Prob.
11.99976	15	0.6790

المصدر: من إعداد الباحث باستعمال EViews10

نلاحظ أن الاحتمال (p=0.67) وهو أكبر من مستوى المعنوية 5%، مما يدل على ثبات التباين.

6.5 الانتقال من الشكل القانوني لنماذج VAR إلى الشكل الهيكلي SVAR

ننتقل الان من الشكل القانوني لنماذج VAR الى الشكل الهيكلي SVAR ، من خلال تحديد مصفوفة الانتقال S عن طريق حساب المصفوفتين A وB، وبالاعتماد على فرض قيود تتعلق بالمتغيرات الاقتصادية للدراسة، وبالاستناد على النظرية الاقتصادية والوضع الاقتصادي للجزائر، حيث تم:

– فرض في المعادلة الاولى أن متغير معدل التضخم يتأثر بسعر الصرف وبصدمة هيكلية في معد التضخم؛

– فرض في المعادلة الثانية أن متغير سعر الصرف يتأثر بصدمة هيكلية في سعر الصرف.

ونتائج تقدير المصفوفتين A وB و مصفوفة الانتقال S موضحة في الجدول 8 التالي.

الجدول 8: مصفوفة الانتقال إلى الشكل الهيكلي SVAR

Structural VAR Estimates
Date: 08/05/21 Time: 22:53
Sample (adjusted): 1982 2020
Included observations: 39 after adjustments
Estimation method: Maximum likelihood via Newton-Raphson (analytic derivatives)
Convergence achieved after 2 iterations
Structural VAR is over-identified

Model: Ae = Bu where E[uu']=I

A =

1	C(1)
0	1

B =

1	0
0	1

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C(1)	-0.564528	1.139531	-0.495404	0.6203

Log likelihood	-78.54466		
LR test for over-identification:			
Chi-square(2)	131.7535	Probability	0.0000

Estimated A matrix:

1.000000	-0.564528
0.000000	1.000000

Estimated B matrix:

1.000000	0.000000
0.000000	1.000000

Estimated S matrix:

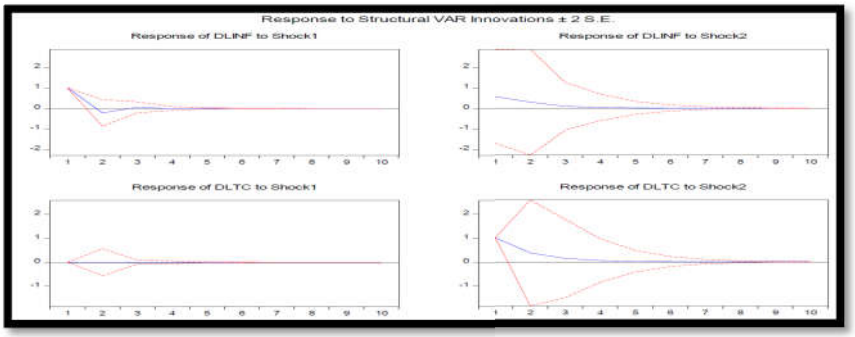
1.000000	0.564528
0.000000	1.000000

المصدر: من إعداد الباحث باستعمال EViews10

بعد تحديد مصفوفة الانتقال في الجدول 8 يمكننا تحليل دوال الاستجابة الدفعية وتحليل التباين.

7.5 تحليل دوال الاستجابة الدفعية: النتائج موضحة في الشكل 4 الموالين.

الشكل 4: تحليل دوال الاستجابة الدفعية



المصدر: من إعداد الباحث باستعمال EViews10

من خلال الشكل 4 يتضح لنا، انه عند إحداث صدمة عشوائية في سعر الصرف بمقدار انحراف معياري واحدة في الزمن (t) يخلف اثر ايجابي على معدل التضخم، يبلغ أقصى مستوى له ما يقارب 0.56% مع نهاية الفترة الأولى، ثم 0.29% مع نهاية الفترة الثانية، ليتناقص كلما ابتعدنا عن فترة حدوث الصدمة، فمع بداية الفترة الثالثة يتناقص معدل التأثير ليتلاشى في حدود الفترة الخامسة، ويصبح شبه معدوم مباشرة خلال الفترة السادسة. ليكون الأثر الكلي لحدوث صدمة عشوائية موجبة في سعر الصرف هو ارتفاع في معدل التضخم في المدى القصير، حيث أن ارتفاع سعر الصرف (انخفاض في قيمة الدينار الجزائري)، أي زيادة عدد الوحدات من الدينار الجزائري التي يتم تبادلها بوحدة واحدة من الدولار

الأمريكي، يعمل على انخفاض القوة الشرائية للمواطن الجزائري، وينتج عن ذلك ارتفاع في معدلات التضخم. وانخفاض سعر الصرف (ارتفاع في قيمة الدينار الجزائري)، أي نقص عدد الوحدات من الدينار الجزائري التي يتم تبادلها بوحدة واحدة من الدولار الأمريكي، يعمل على ارتفاع القوة الشرائية للمواطن الجزائري، مما يؤدي لانخفاض معدل التضخم.

8.5 تحليل التباين: الجدول 9 يوضح تحليل التباين للنموذج الهيكلي.

الجدول 9: تحليل التباين الثنائي بين متغير سعر الصرف ومعدل التضخم

Variance Decomposition of DLINF:

Period	S.E.	Shock1	Shock2
1	1.148343	75.83272	24.16728
2	1.205467	72.12755	27.87245
3	1.209881	71.77796	28.22204
4	1.210512	71.71106	28.28894
5	1.210585	71.70296	28.29704
6	1.210595	71.70173	28.29827
7	1.210597	71.70157	28.29843
8	1.210597	71.70155	28.29845
9	1.210597	71.70154	28.29846
10	1.210597	71.70154	28.29846

المصدر: من إعداد الباحث باستعمال EViews10

توضح نتائج تحليل التباين دور صدمة في سعر الصرف في تفسير التغيرات الظرفية في معدل التضخم خلال 10 فترات، فخلال الفترة ألأولى شكلت صدمة في سعر الصرف ما نسبته 24.16% من تغيرات معدل التضخم في حين 75.83% ترجع إلى صدماته الخاصة. ثم تبدأ في الارتفاع لتصل الى 27.87% في الفترة التانية، وتستمر في الارتفاع لتشكل ما نسبته 28.29% خلال الفترة الخامسة تم لتثبت هذه النسب خلال باقي الفترات (المدى الطويل)، وهو ما يتفق مع نتائج تحليل دوال الاستجابة.

خاتمة:

أنصب التحليل في هذه الدراسة علي قياس أثر صدمة سعر صرف الدينار مقابل الدولار الأمريكي على معدل التضخم في الجزائر خلال الفترة (1980–2020)، في إطار المسلمات الأساسية للاقتصاد الجزائري والنظرية الاقتصادية، وذلك باستخدام نماذج اشعة الانحدار الذاتي الهيكلية SVAR، واقتصرت الدراسة من حيث المتغيرات على معدل التضخم وهو عبارة عن نسب مئوية، وسعر الصرف وهو مقدر بوحدات من الدينار الجزائري لواحد دولار أمريكي، وتوصلت الدراسة الى مجموعة من النتائج تمثلت في:

– علاقة سعر الصرف بالتضخم من خلال قناة تخفيض قيمة العملة (ارتفاع سعر الصرف الأجنبي)، يؤدي إلى رفع الأسعار نتيجة ارتفاع أسعار الواردات بالعملة المحلية، إلا أن قوة التأثير على الأسعار المحلية

والفترة التي يستغرقها تحقق هذا التأثير لا يزال محل خلاف بين الباحثين الاقتصاديين، أي اين تكمن قوة هذا التأثير في المدى القصير او المدى البعيد.

– حدوث صدمة عشوائية في سعر الصرف بمقدار انحراف معياري واحدة يخلف اثر ايجابي على معدل التضخم، يبلغ أقصى مستوى له ما يقارب 0.56% مع نهاية الفترة الأولى، ثم يتناقص رد الفعل كلما ابتعدنا عن فترة حدوث الصدمة، ليتلاشى ويصبح شبه معدوم.

– قوة دالة الاستجابة الفورية ونسب تحليل التباين في المدى القصير اكبر من المدى البعيد، والأثر الكلي لحدوث صدمة عشوائية موجبة في سعر الصرف هو ارتفاع في معدل التضخم في المدى القصير.

وعليه ومن خلال هذه النتائج نقبل الفرضية الرئيسية، والتي مفادها تؤثر صدمة سعر صرف الدينار مقابل الدولار الأمريكي على معدل التضخم بالجزائر بشكل أكبر في أفق المدى القصير مقارنة بأفق المدى البعيد. وعلى ضوء هذه النتائج يمكننا أن نوصي بالاقتراحات التالية:

- ضرورة اهتمام السلطات النقدية بتحديد قنوات انتقال اثر سعر الصرف على معدل التضخم، والعمل على تخفيض فاعلية هذه القنوات، مع ضرورة تقريب سعر الصرف الرسمي مع الموازى بتحرير المعاملات وفتح مكاتب الصرف؛
- ضرورة تنويع الاقتصاد الجزائري وتنشيط جميع قطاعاته لجلب العملة الصعبة وتنمية الاحتياطيات الأجنبية، مع تنويع مصادر الدخل وعدم الاعتماد الكلي على البترول كمصدر رئيسي للدخل؛
- التحكم في الإصدار النقدي وكمية النقود المتداولة، من اجل بقاء التضخم عند الحد الأدنى في الأجل القصير، واستعمال آليات اخرى لتجنب ارتفاع التضخم في المدى المتوسط والبعيد؛
- الرقابة على الأسعار والتحكم في تحركات اسعار السلع الضرورية، مع تطبيق سياسة الاكتفاء الذاتي في السلع الأساسية والتقليل من السلع المستوردة لتجنب التضخم المستورد؛
- ضرورة الأخذ بعين الاعتبار والحسبان ظاهرة التضخم عند إعداد أي سياسة اقتصادية، ومراعاة سياسة التوافق بن الأسعار والأجور.

قائمة المراجع:

1. الوليد طلحة. (2020). استهداف التضخم: تجارب عربية ودولية. الامارات: صندوق النقد العربي.
2. بلعزوز بن علي. (2008). محاضرات في النظريات والسياسات النقدية . الجزائر: ديوان المطبوعات الجامعية.
3. بنك الجزائر. (2019). النشرة الإحصائية الثلاثية 2019، الثلاثي الثالث رقم48. الجزائر.
4. شعيب بونوة. (2011). سياسة سعر الصرف بالجزائر نمذجة قياسية للدينار الجزائري. الجزائر: الأكاديمية للدراسات الاجتماعية والإنسانة.
5. صندوق النقدالعربي. (2020). التقرير الاقتصادي العربي الموحد 2020، صندوق النقد العربي. الامارات: صندوق النقد العربي.
6. Bank. (july 2003). Rapport 2002 evolution economique et monetaire en algerie . Algeria: bank of algeria.
7. Bank. (december 2018). Rapport 2017 evolution economique et monetaire en algerie . Algeria: bank of algeria.
8. Bank. (december 2019). Rapport 2018 evolution economique et monetaire en algerie . Algeria : bank of algeria .
9. Bank. (november 2013). Rapport 2012 evolution economique et monetaire en algerie. Algeria: bank of algeria.
10. Blanchard, o. (2002). An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output. Quarterly journal of economics , 117 (4), 1329-1368.
11. Bourbonnais, r. (2015). Econometrie. Paris: edition9.
12. Perotti, r. (2005). Estimating the effects of fiscal policy in oecd countries. Cepr discussion paper (4842), 21-67.
13. Sims, c. A. (1981). Macroeconomics and reality. Econometrica (01), 20.