المصدر الحقيقي لتقلبات سعر الصرف الدينار الجزائري للفترة (1990-2020) مقاربة نماذج SVAR المقيد على المدى الطويل للاختيار بين الصدمات الاسمية والحقيقية.

The real source exchange rate fluctuations (1990-2020) The long-run restrection SVAR approach to choose between nominal and real shocks.

مروان حايد* [1]، عبد القادر موزاوي [2]

[1] جامعة الجيلالي بونعامة "خميس مليانة"(الجزائر)، m.haid@univ-dbkm.dz

[2] جامعة عبد الحميد ابن باديس "مستغانم"(الجزائر)، abdelkader.mouzaoui@univ-mosta.dz

تاريخ الإرسال:2022/02/01 تاريخ القبول: 2022/03/20 تاريخ النشر: 2022/06/03

ملخص: سنحاول من خلال هذه الورقة البحثية معرفة المصدر الحقيقي لتقلبات أسعار الصرف في الجزائر، لهذا الغرض تم توظيف نموذج الانحدار الذاتي الهيكلي المقيد على المدى الطويل (SVAR) المطور من طرف (1989) (Blanchard and Quah) للتحقيق في التغيرات في أسعار الصرف الحقيقية والاسمية من سنة 1990 إلى 2020.

تفرض الدراسة أن هناك نوعين من الصدمات المتعلقة بتحركات سعر الصرف: الصدمات الحقيقية والصدمات الاسمية، حيث جاءت نتائج الدراسة مماثلة لنتائج أدبيات الدراسة من ناحية درجة استجابة سعر الصرف الاسمي والحقيقي وأيضا من حيث أن الصدمات الحقيقية هي العنصر الأساسي في دفع تقلبات أسعار الصرف الحقيقية والاسمية.

الكلمات المفتاحية: سعر الصرف الحقيقي، سعر الصرف الاسمي، (SVAR) المقيد على المدى الطويل، الجزائر.

تصنيف JEL: C130 ,E52

Abstract : This paper examines the source of exchange rate fluctuations in algeria. We employed a structural vector auto-regression (SVAR) model with the long-run neutrality restriction of (Blanchard and Quah) (1989) to investigate the changes in real and nominal exchange rates from 1990 to 2020.

In this paper, we assume that there are two types of shocks which related to exchange rate movements: real shocks and nominal shocks. The empirical analysis indicates that real shocks are the fundamental component in driving real and nominal exchange rate fluctuations.

Keywords: real and nominal exchange rates, long run restriction SVAR .

Keywords: real and nominal exchange rates, long run restriction SVAR, Algeria.

Jel Classification Codes : C130 ,E52

* المؤلف المرسل

مقدّمة:

يعتبر سعر الصرف بصفة عامة أحد أهم أدوات السياسة الاقتصادية، ليس فقط في ضوء ما يمارسه من تأثير على القطاع الخارجي، بل وعلى القطاع الداخلي أيضا، ذلك في ظل التأثير المتبادل بين الأسواق المكونة للاقتصاد الوطني (سوق السلع والخدمات، سوق النقود، سوق عناصر الإنتاج) و التأثير المتبادل بين القطاعين الداخلي، لذلك تسعى معظم الحكومات الى انتهاج سياسات تهدف إلى ضمان استقرار سعر صرف عملاتها لتجنب دولها التقلبات الحادة التي تمر بها العملات من فترة لأخرى، ويتعاظم كذلك هذا الدور في الدول النامية مثل الجزائر لأن معظم هذه الدول تعاني من انفتاح اقتصاديا بشكل كبير ومن عجز أكبر في ميزان المدفوعات، مما يجعلها عرضة للازمات والمشاكل الخارجية، مما ينعكس سلبا على درجة استقرارها المحلي.

إن الاعتماد على سعر الصرف الاسمي الذي يمكن أن تتحكم فيه السلطات النقدية وحده كمؤشر عن تطور قيمة العملة وكأداة من أدوات السياسة النقدية يعتبر أمرا ذو دلالة محدودة من الناحية الاقتصادية، لأن تغيرات سعر الصرف الاسمي لا يمكن أن تعطي معلومات عن مدى التأثير الذي أحدثته على سعر الصرف الاسمي نفسه والمتغيرات النقدية الاخرى في المستقبل. ومن ثم فالاستعانة بمؤشرات اخرى تظهر التطور الحقيقي في قيمة عملة بلد ما مقارنة بشركائه التجاريين، يعد أمرا بالغ الأهمية من أجل فعالية أكبر لسياسة سعر الصرف بصفة خاصة والسياسة النقدية بصفة عامة.

وفي هذا الإطار يعتبر سعر الصرف الحقيقي وسيلة هامة من وسائل الضبط الاقتصادي في حوزة السلطات النقدية، إذ يمكن من إبراز التطور الحقيقي في القيمة الخارجية للعملة، كما أنه مقياس للقدرة التنافسية للاقتصاد وبالتالي أحد المحددات الهامة لرصيد الحساب الجاري لميزان المدفوعات.

الاشكالية:

من خلال ما سبق يمكن طرح اشكالية هذا البحث:

- من بين الصدمات الاسمية والصدمات الحقيقية ما هو المصدر الحقيقي للتقلبات الهيكلية لسعر الصرف الاسمي والحقيقي للدينار الجزائري؟

الفرضيات:

- تعتبر الصدمات الحقيقية المصدر الحقيقي لتقلبات سعر صرف الاسمي والحقيقي للدينار الجزائري.
- لا يوجد تأثير للصدمات الاسمية على سعر الصرف الاسمي والحقيقي للدينار الجزائري.

اهداف الدراسة

- الاهتمام بدراسة تطور سعر الصرف الحقيقي وسعر الصرف الاسمي للدينار الجزائري مقابل الدولار الامريكي.
- توضيح درجة تأثير الصدمات الحقيقية والاسمية على سعر الصرف الحقيقي وسعر الصرف الاسمي للدينار الجزائري.
- تحديد نظام الصرف المثالي الذي يسمح بتدنية تقلبات المتغيرات الاقتصادية الكلية، من خلال التمييز بين نسبة تأثر أسعار الصرف بالصدمات الاسمية والصدمات الحقيقية

أهمية الدراسة:

يستمد الموضوع أهميته من عنوان الدراسة، حيث تعد معرفة اسباب التقلبات في أسعار صرف الاسمية والحقيقية للعملات ذا أهمية بالغة على اقتصاديات الدول، باعتباره حلقة ربط بين الاقتصاديات الدولية، ومقياسا هاما لحجم معاملاتها، بالإضافة إلى ذلك فسعر الصرف له أثر واسع على توازن الاقتصاد الكلي، من خلال علاقته المباشرة وغير المباشرة بالمؤشرات الاقتصادية الكلية، المتمثلة أساسا في معدل التضخم، معدل النمو، ورصيد ميزان المدفوعات.

المنهج والأدوات المستخدمة في البحث:

تعتمد الدراسة منهجيا على ثلاثة أنواع للتحليل الاقتصادي:

الأول: "الدراسة النظرية" من خلال المسح المكتبي والاطلاع على مختلف المراجع والمصادر العربية والأجنبية، وكذا الملتقيات والرسائل العلمية والمجلات ومواقع الانترنيت، المتعلقة بالموضوع؛

والثاني: "التحليل الكمي المقارن عبر الزمن" وذلك بهدف تتبع تطورات حادثة في أسعار الصرف الحقيقة والاسمية، وسوف يتم ذلك من خلال الاعتماد على البيانات المنشورة في موقع صندوق النقد الدولي والبنك العالمي؛

وأخيرا: يتعلق النوع الثالث "بالتحليل القياسي" حيث يتم استخدام الأساليب القياسية الملائمة لدراسة تسمح بدراسة تأثر سعر الصرف الاسمي والحقيقي بالصدمات الاسمية والحقيقية، ونخص بالذكر نماذج (SVAR) المقيد على المدى الطويل باستعمال برنامج «Eviews».

أدبيات الدراسة:

لقد طرح موضوع معرفة المصدر الحقيقي لتقلبات سعر الصرف تساؤلات العديد من الباحثين خاصة من ناحية الصدمات الاسمية والحقيقية، ومن أهم هذه الدراسات التي يمكن أن نعتمدها كأدبيات لهذه الدراسة نذكر مايلي:

- دراسة (anders و lee) (1997) تعتبر هذه الدراسة الاولى في استخدامها نموذج (Svar With Long Run Restriction)، حيث قام الباحثين بدراسة مصدر تقلبات اسعار الصرف لثلاث دول متقدمة والمتمثلة في (كندا، اليابان والمانيا)، ومن نتائج هذه الدراسة أن الصدمات الاسمية ليس لها أثر على تقلبات سعر الصرف الاسمي والحقيقي للعملات المحلية مقابل الدولار الامريكي، وأن الصدمات الحقيقية لها دور كبير ومهم في تحديد سعر صرف هذه الدول.
- دراسة (lastrapes) (1999) حيث قام الباحث بدراسة مصدر تقلبات سعر الصرف لـ (6) دول متقدمة والمتمثلة في (الولايات المتحدة، المانيا، بريطانيا، اليابان، ايطاليا وكندا)، وقد جاءت نتائج هذه الدراسة أن الصدمات الحقيقية لها دور كبير ومهم في تحديد سعر صرف هذه الدول.
- دراسة (hamori وtanizaki) (2005) قام الباحثين بدراسة مصدر تقلبات سعر الصرف لـ (6) دول من افريقيا والمتمثلة في (بورندي، غانا، ليسوتو، ملاوي، نيجريا، وجنوب افريقيا)، وقد جاءت نتائج هذه الدراسة ان الصدمات الحقيقية لها دور كبير ومهم في تحديد سعر صرف هذه الدول، وبرغم من أن هذه الدول تعتبر دول نامية، فإن النتائج لم تكن مخالفة لنتائج الدراسات التي أجريت على الدول التقدمة (anders و lee) و (lastrapes).

1. التعريف بمتغيرات الدراسة وتطورها في الجزائر.

1.1. سعر الصرف الاسمي:

يعرف سعر الصرف الاسمي (Pn) على أنه سعر عملة أجنبية بدلالة وحدات من العملة المحلية (قانة، 2009، صفحة 10)، ويمكن أن يعكس هذا التعريف لحساب العملة المحلية بدلالة وحدات من العملة الأجنبية، والمقصود بهذا التعريف هو سعر العملة الجاري الذي لا يأخذ بعين الاعتبار قوتها الشرائية من سلع وخدمات ما بين البلدين.

يتغير سعر الصرف الاسمي يوميا وهذه التغيرات تسمى تدهورا أو تحسنا، التحسن يعني ارتفاع سعر العملة المحلية بالنسبة للعملة الأجنبية أما التدهور فهو انخفاض سعر العملة المحلية ومنه فإن التحسن يعني انخفاض سعر الصرف والتدهور يعني ارتفاع سعر الصرف الاسمي، كما أن سعر الصرف ينقسم إلى سعر صرف رسمي، أي المعمول به في المبادلات الجارية الرسمية وسعر صرف موازي، والمعمول به في الأسواق الموازية.

2.1. سعر الصرف الحقيقي:

تعرف العلاقة بين السوق المحلي والسوق العالمي بسعر صرف حقيقي(Pr) والذي يمثل نسبة سعر السلعة في الاقتصاد المحلي بالعملة المحلية على سعر السلعة في السوق العالمية بالعملة الأجنبية (قدي، 2003، صفحة 104)، وبالتالي يعرف سعر الصرف حقيقي بأنه: "عدد الوحدات من السلع الأجنبية اللازمة لشراء وحدة واحدة من السلع المحلية" أي أنه ذلك المؤشر الذي يجمع بين كل سعر الصرف الاسمي وتباين معدلات التضخم، باعتبار انه يأخذ في الاعتبار التقلبات التي تطرأ على الأسعار الأجنبية وربطها بمستوى الأسعار المحلية وبذلك يقيس معدل التضخم في البلد، فكلما كان الفرق بين سعر الصرف الحقيقي وسعر الصرف الاسمي قليل دل ذلك على معدل تضخم منخفض وبالتالي فهو يقيس القدرة على المنافسة وهو يفيد المتعاملين الاقتصاديين في اتخاذ قراراتهم.

من خلال ما سبق يصبح سعر الصرف الحقيقي هو عبارة عن السعر الصرف الاسمي معدلا بالعلاقة بين رقم القياسي لأسعار المستهلكين في دولة العملة الوطنية (CPI_{ALG}) ورقم القياسي لأسعار المستهلكين في دولة العملة الاجنبية (CPI_{USA})، فمثلا سعر الصرف الحقيقي للدينار الجزائري مقابل الدولار الامريكي يساوي (Dohni & Hainaut, 2004, p. 16):

$$Pr = Pn * \left({CPI_{ALG}}/{CPI_{USA}} \right).$$

3.1. صدمات أسعار الصرف:

صدمات أسعار الصرف: لصدمات أسعار الصرف تأثير كبير على أسعار الصرف نفسها وعلى الكثير من المتغيرات الاقتصادية وخاصة النقدية منها مثل التضخم وأسعار الفائدة والاسعار، حيث أن صدمات أسعار الصرف هو مصطلح يستخدم لوصف حالة تغير غير متوقعة لقيمة إحدى العملات بالنسبة إلى عملة أخرى في فترة زمنية قصيرة للغاية، حيث يعتقد الكثير أن كل التغيرات في أسعار الصرف تعكس استجابات صانعي السياسة النقدية بالنسبة للتغير في وضعية الاقتصاد، إلا أن الواقع يشير إلى عكس ذلك فجزء كبير من هذه التغيرات غير مقصودة وغير متوقعة التي يشار إليها بالصدمات العشوائية لأسعار الصرف والتي لا يمكن فهمها بسهولة، لذا يجب تنفيذ سياسات نقدية لاحقة لمكافحتها، لأن النظرية الاقتصادية لا تتوافق دائمًا مع ما يحدث في العالم الحقيقي.

اهتمت أغلبية الدراسات الاقتصادية بطبيعة الصدمات في الأبحاث الخاصة باختيار أنظمة الصرف المثالية من خلال التمييز بين الصدمات الاسمية والصدمات الحقيقية و مختلف الصعوبات والمشاكل التي تواجه الاقتصاد والتي يمكن إجمالها في ثلاثة اقتراحات قائمة على العلاقة الموجودة بين طبيعة الصدمة واختيار نظام الصرف المثالي (جديدن و آخرون، 2018، صفحة 204):

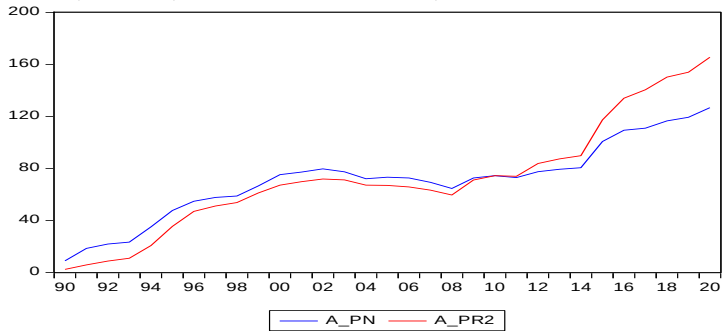
الاقتراح الأول: يستند إلى مثالية التعويم في حالة الصدمات الاسمية الخارجية التي القدرة للاقتصاد على المقاومة السريعة والفعالة للآثار السلبية الخارجية فالتسوية الآلية للمتغيرات في نظام الصرف العائم تضمن حركة المبادلات التجارية و تخفيض مقدار الصدمات المتسربة عكس حالة نظام الصرف الثابت وصلابة كل من الأجور والأسعار؛

الاقتراح الثاني: مثالية أسعار الصرف الثابتة في حالة الصدمات المحلية الاسمية فالطلب على النقود يمارس أثره على المستوى العام للأسعار، وبوجود أسعار صرف ثابتة فأي زيادة في الطلب على السيولة مع ثبات عرض النقود يؤدي إلى انخفاض الأسعار الذي يسمح بتحقيق فائض في ميزان الحساب الجاري بزيادة القدرة التنافسية للسلع المحلية ودخول رؤوس الأموال الأجنبية التي تعمل على زيادة العرض النقدي وارتفاع الأسعار، ومن اجل ذلك السلطات تتحكم في مجمل التغيرات في الطلب على النقود من قبل المتدخلين غير المرغوب فيهم في سوق الصرف، أما التوسع النقدي فيفسر باختلال ميزان الحساب الجاري نتيجة ثبات العملة وتدخل البنك المركزي لتدعيمها ببيع العملات الأجنبية و شراء العملة المحلية لإعادة عرض النقود إلى الوضعية المبدئية،

الاقتراح الثالث: ستند هذا الاقتراح إلى أفضلية التعويم في حالة الصدمات الحقيقية التي تمارس أثرها على الأسعار النسبية، وأن انخفاض إنتاجية العوامل يمكن تعويضها وتدعيمها بانخفاض العملة المحلية في نظام الصرف العائم، أما إذا كانت الدولة تتبنى نظام ثابت تكون مدة وتكلفة التسوية مرتفعة وعلى الحكومة تخفيض الأسعار المحلية والأجور الحقيقية لتعويض انخفاض الإنتاجية، ومن هنا يعرف لنا النموذج التقليدي لمندل فليمنغ انه من العقلانية تعديل نظام الصرف تبعا لتغيرات طبيعة الصدمات و الذي يبين في نفس اللحظة وبالتتابع عندما تأتي الصدمات الحقيقية متكررة نتيجة قوة حركة رؤوس الأموال والتكامل المالي الزائد للاقتصاديات الناشئة وضرورة مساعدة هذا النمو الشامل بنظام صرف أكثر مرونة.

4.1. تطور أسعار الصرف في الجزائر.

الشكل (1): تمثيل بياني لتطور سعر الصرف الاسمي والحقيقي



المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على بيانات موقع البنك الدولي وبرنامج (Eviews).

أدى التدهور المفاجئ لسعر البترول سنة 1986 إلى دخول الاقتصاد الجزائري في أزمة حادة نتج عنه تباطؤ خطير في النشاط الاقتصادي إثر تدني الواردات لمختلف المدخلات التي يحتاجها الجهاز الإنتاجي الذي ظل تابعا في هذا المجال للسوق العالمية، وقد أدى هذا الوضع إلى محاولة إدخال إصلاحات جذرية في مختلف المجالات أي التوجه إلى اقتصاد توجهه آليات السوق الحرة و بعد ذلك أصبح الدينار الجزائري قابلا للتحويل في المعاملات الجارية مع الخارج وفي سنة 1989 قامت الجزائر بتخفيضات متتالية للعملة الوطنية، استنادا إلى شروط صندوق النقد الدولي الذي تم اللجوء إليه عقب أزمة 1986 ،حيث تم عقد أول اتفاق استعداد ائتماني مع الصندوق في ماي 1989، لتليه عدة اتفاقات أخرى، وقد عملت الجزائر على تطبيق سياسة نقدية متشددة في تلك الفترة هذا ما أدى إلى تحسن في الموازنة العامة، لكن التدهور في احتياطي العملة الصعبة قد استمر، واستمر معه التخفيض في قيمة العملة حيث أصبح الدولار الواحد يعادل21.83 دج سنة 1992؛

ابتداء من سنة 1994 اتبعت سياسة مرنة لإدارة الصرف وذلك من خلال عقد جلسات يومية لتحديد سعر الصرف تحت إدارة بنك الجزائر، حيث يتم تحديد سعر الصرف لجميع المعاملات يوميا بناءا على العروض المقدمة من قبل البنوك التجارية في بداية كل جلسة، وأيضا في ضوء توفر العملة الأجنبية، وخلال فترة التصحيح الهيكلي فقد الدينار الجزائري جزءا كبيرا من قيمته بحيث انتقل من 23.34 دج لكل دولار أمريكي في سنة 1993 إلى 66.57 دج لكل دولار في سنة 1999.

تمكنت الجزائر خلال الفترة الممتدة ما بين سنة 2000 و 2014 من إعادة تقويم مؤشرات اقتصادها نهاء هذه الفترة في وضعية خارجية مريحة، وبتالي أزيح ثقل المديونية عن كاهل الجزائر والتفتت إلى تنظيم سياساتها الاقتصادية الكلية، وكجزء من السياسة الاقتصادية يعتبر سعر الصرف من أهم العناصر التي أولت لها الجزائر أهمية كبير حيث تمكنت من استقرار طوال هذه المدة بين (75.25دج -80.57دج).

أدت ازمة انخفاض اسعار البترول نهاية سنة 2014 الى اعادة خلط اوراق السلطات النقدية في الجزائر، حيث عمدت إلى إجراء خفض الدينار بغية رفع حصيلة مداخيل النفط المقومة بالدولار الأمريكي عند تحويلها للدينار، حيث تراجعت قيمة الدينار في فترة (2014-2020) بنسبة 50% من (80.57 دج الى 126.77دج).

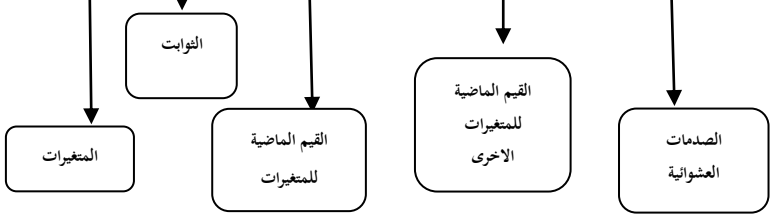
نلاحظ كذلك من الشكل أن العلاقة بين سعر الصرف الاسمي والحقيقي كانت متقاربة في الفترة (1990-2010) وأن سعر الصرف الحقيقي أقل من سعر الصرف الاسمي ما يترجم جهود السلطات النقدية في التحكم في معدلات التضخم، بعد سنة 2010 نلاحظ أن العلاقة اصبحت متباعدة و اصبحت قيمة سعر الصرف الحقيقي أكبر من سعر الصرف الاسمي وهذا راجه لارتفاع معدلات التضخم من جهة وفقدان الدينار الجزائري قوته التنافسية مقارنة بالدولار الامريكي من جهة اخرى.

2. الطريقة وأدوات الدراسة.

من أجل الاجابة على اشكالية الدراسة والمتمثلة في البحث على أي من الصدمات الاسمية أو الحقيقية التي تؤثر في اسعار صرف الدينار الجزائري، سنتبنى مقاربة نماذج المتجهات ذات الانحدار الذاتي الهيكلية (SVAR) المقيد على المدى الطويل، في هذا الصدد، سنعتمد في نموذج الدراسة على متغيرين، تعمل مباشرة على تقييم آثار الصدمات الاسمية والحقيقية ويتعلق الأمر بمعدل تغير سعر الصرف الدينار الجزائري الاسمي (PN) والحقيقي (PR) مقابل الدولار الأمريكي.

1.2. نموذج (VAR): يعتبر شعاع الانحدار الذاتي (VAR) بأنه النظام الذي تكون فيه المتغيرات دالة لقيمتها الماضية والقيم الماضية لباقي المتغيرات الأخرى المكونة لشعاع الانحدار الذاتي، بإضافة الحدود العشوائية، ولتبسيط هذا التعريف يمكن كتابة مثال شعاع انحدار ذاتي مكون من متغيرتين (x_{1t} ,x_{2t}) على الشكل التالي: (Hamilton, 1994, p. 258)

$$\begin{cases} x_{1t} = a_0 + \sum_{i=1}^{p} a_{1i}x_{1_{t-i}} + \sum_{i=1}^{p} a_{2i}x_{2_{t-i}} + \varepsilon_{1t} \\ x_{2t} = b_0 + \sum_{i=1}^{p} b_{1i}x_{2_{t-i}} + \sum_{i=1}^{p} b_{2i}x_{1_{t-i}} + \varepsilon_{2t} \end{cases} \dots\dots\dots (1).$$



حيث:

- (x_{1t} ,x_{2t}) تمثل متغيرات الدراسة بعد ادخال اللوغاريتم واجراء الفروق الاولى ($dlPR_t$,$dlPN_t$)
- (p) عدد التأخرات.
- ($\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}$) الصدمات الحقيقية (1) والاسمية (2) العشوائية والتي تتميز بتشكيلها تشويش ابيض.

وبذلك يمكن كتابة العلاقة (1) باستخدام المصفوفات على الشكل التالي:

$$\beta x_{it} = \varphi_0 + \sum_{i=1}^{p} \varphi_1 x_{i_{t-1}} + \varepsilon_{it} \dots\dots\dots (2).$$

حيث:

$$\beta = \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{pmatrix} \; x_{it} = \begin{pmatrix} x_{1t} \\ x_{2t} \end{pmatrix}, \; \varphi_0 = \begin{pmatrix} a_0 \\ b_0 \end{pmatrix}, \; \varphi_1 = \begin{pmatrix} b_{1i} & c_{1i} \\ b_{2i} & c_{2i} \end{pmatrix} \; , \; x_{it} = \begin{pmatrix} x_{1t-1} \\ x_{2t-1} \end{pmatrix}$$
$$, \varepsilon_{it} = \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{pmatrix}.$$

2.2. المسار المتوسط المتحرك (VMA) لنماذج متجهة الانحدار الذاتي (VAR): نستطيع القول أن كل نموذج من الشكل متجهة الانحدار الذاتي يمكن كتابته على شكل متجهة مسار متوسط متحرك، مما يسمح لنا بقياس الاثر على التغيرات المدروسة لكل تغير عشوائي (صدمة) في(ε_{2t} ، ε_{1t}).

ليكن لدينا نموذج (VAR) التالي: (Chukunyere, 2019, p. 49)

$$\begin{pmatrix} x_{1t} \\ x_{2t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a_0 \\ b_0 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} a_1 & a_2 \\ b_1 & b_2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_{1t-1} \\ x_{2t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{pmatrix}.$$

يمكن تحويل هذا النموذج إلى مسار متوسط متحرك (VMA) على النحو التالي:

$$\begin{pmatrix} x_{1t} \\ x_{2t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} u_1 \\ u_2 \end{pmatrix} + \sum_{i=1}^{\infty} \begin{pmatrix} a_1 & a_2 \\ b_1 & b_2 \end{pmatrix}^i * \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t-i} \\ \varepsilon_{2t-i} \end{pmatrix}.$$

حيث:

$\begin{pmatrix} u_1 \\ u_2 \end{pmatrix}$ مصفوفة الأمل الرياضي لنموذج الانحدار الذاتي التي تحسب على النحو التالي:

$$E(x_t) = U = \begin{pmatrix} u_1 \\ u_2 \end{pmatrix} = \left[\begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{pmatrix} - \begin{pmatrix} a_1 & a_2 \\ b_1 & b_2 \end{pmatrix} \right]^{-1} * \begin{pmatrix} a_0 \\ b_0 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 - a_1 & -a_2 \\ -b_1 & 1 - b_2 \end{pmatrix}^{-1} * \begin{pmatrix} a_0 \\ b_0 \end{pmatrix}.$$

بشكل عام يمكن كتابة المسار المتوسط المتحرك (VMA) لأي نموذج (VAR) من الشكل:

$$X_t = \varphi_0 + \sum_{i=1}^{p} \varphi_i X_{t-i} + \varepsilon_t.$$

على الشكل التالي:

$$X_t = U + \sum_{i=0}^{\infty} F_i \varepsilon_{t-i}.$$

$$E(x_t) = U = \left(I_{\text{مصفوفة الوحدة}} - \varphi_{\text{مصفوفة معاملات النموذج}}\right)^{-1} * C_{\text{مصفوفة الثوابت}}$$ حيث:

$$f_i = \sum_{j=1}^{\min(p,i)} \varphi_j * f_{i-j} \ , \quad i = 1,2 \dots \ , \quad f_0 = I.$$

ومنه تكتب الصدمات العشوائية للمتغيرات عبر الزمن على النحو التالي:

$$\begin{bmatrix}\Delta x_{1t}\\ \Delta x_{2t}\end{bmatrix} = \begin{bmatrix}a_1(L) & a_2(L)\\ b_1(L) & b_2(L)\end{bmatrix}\begin{bmatrix}\varepsilon_{t1}\\ \varepsilon_{t2}\end{bmatrix} = [f_i]\begin{bmatrix}\varepsilon_{t1}\\ \varepsilon_{t2}\end{bmatrix}$$

بعد تحويل نماذج متجهة الانحدار الذاتي إلى المسار المتوسط المتحرك، تعتبر المصفوفة (f_i) لهذه الأخيرة مضاعفا للصدمة، بمعنى آخر من خلال هذه المصفوفة يمكن ارتداد الصدمة على طول فترة الدراسة، وبذلك يمكن قياس تأثير الصدمة وتحليلها في كل فترة من هذه الفترات إلى أن يتلاشى تأثيرها مع مرور الوقت.

3.2. تحليل الصدمات العشوائية والاستجابة الفورية: يتطلب تحليل الصدمات قياس تأثير التغير العشوائي على باقي المتغيرات، ولتبسيط فهم كيفية قياس هذا التأثير نستعين بالنموذج السابق: (bourbonnais, 2015, p. 285)

$$\begin{cases} x_{1t} = a_0 + a_1 x_{1t-1} + a_2 x_{2t-1} + \varepsilon_{1t} \\ x_{2t} = b_0 + b_1 x_{1t-1} + b_2 x_{2t-1} + \varepsilon_{2t} \end{cases}.$$

نفرض في اللحظة (t) حدوث صدمة بوحدة واحدة في المتغير العشوائي(ε_1)، فإن الأثر على المتغيرات الدراسة (x_{1t} ،x_{2t}) يكون كمايلي:

اللحظة t الصدمة الابتدائية: $$\begin{bmatrix}\Delta x_{1t}\\ \Delta x_{2t}\end{bmatrix} = \begin{bmatrix}a_1 & a_2\\ b_1 & b_2\end{bmatrix}^0 \begin{bmatrix}1\\ 0\end{bmatrix} = \begin{bmatrix}1\\ 0\end{bmatrix}$$

اللحظة t+1: $$\begin{bmatrix}\Delta x_{1t+1}\\ \Delta x_{2t+1}\end{bmatrix} = \begin{bmatrix}a_1 & a_2\\ b_1 & b_2\end{bmatrix}^1 \begin{bmatrix}1\\ 0\end{bmatrix} = \begin{bmatrix}a_1\\ b_1\end{bmatrix}$$

اللحظة t+2: $$\begin{bmatrix}\Delta x_{1t+2}\\ \Delta x_{2t+2}\end{bmatrix} = \begin{bmatrix}a_1 & a_2\\ b_1 & b_2\end{bmatrix}^2 \begin{bmatrix}1\\ 0\end{bmatrix}$$

وهكذا اللحظة t+n: $$\begin{bmatrix}\Delta x_{1t+n}\\ \Delta x_{2t+n}\end{bmatrix} = \begin{bmatrix}a_1 & a_2\\ b_1 & b_2\end{bmatrix}^n \begin{bmatrix}1\\ 0\end{bmatrix}$$

ونفس الطريقة عند حدوث صدمة في المتغير العشوائي x_{2t}:

اللحظة t الصدمة الابتدائية: $$\begin{bmatrix}\Delta x_{1t}\\ \Delta x_{2t}\end{bmatrix} = \begin{bmatrix}0\\ 1\end{bmatrix}$$

اللحظة t+1: $$\begin{bmatrix}\Delta x_{1t+1}\\ \Delta x_{2t+1}\end{bmatrix} = \begin{bmatrix}a_1 & a_2\\ b_1 & b_2\end{bmatrix}^1 \begin{bmatrix}0\\ 1\end{bmatrix}$$

اللحظة t+2: $$\begin{bmatrix}\Delta x_{1t+2}\\ \Delta x_{2t+2}\end{bmatrix} = \begin{bmatrix}a_1 & a_2\\ b_1 & b_2\end{bmatrix}^2 \begin{bmatrix}0\\ 1\end{bmatrix}$$

وهكذا اللحظة t+n: $$\begin{bmatrix}\Delta x_{1t+n}\\ \Delta x_{2t+n}\end{bmatrix} = \begin{bmatrix}a_1 & a_2\\ b_1 & b_2\end{bmatrix}^n \begin{bmatrix}0\\ 1\end{bmatrix}$$

القيم المحسوبة حسب هذه الطريقة في كل لحظة t، تشكل لنا ما يسمى بإحداثيات منحنى الاستجابة الدفعية " Fonction De Réponse Impulsionnelle" لكل تجديده "Innovation" في التغيرات العشوائية.

المشكل في الطريقة السابقة أنها تشترط عدم وجود ارتباط بين التغيرات العشوائية (ε_1 و ε_2)، وبما أن هذا الشرط نادرا جدا ما يتحقق، يجب علينا القيام بتحويلات لجعل الأخطاء العشوائية متعامدة "orthogonale" وبذلك تصبح مستقلة.

إن حساب معامل ارتباط الأخطاء ($\delta = \frac{cov(\varepsilon_1;\varepsilon_2)}{\sigma_{\varepsilon_1} * \sigma_{\varepsilon_2}}$) بين ($\varepsilon_1$ و ε_2)، يمكننا من قياس العلاقة الارتباطية "corrélation" بينهما دون أن يدلنا على العلاقة السببية "causalité"، لذلك يجب علينا عمل فرضيات إضافية تبين لنا اتجاه العلاقة بين المتغيرات بالاستعانة بالنظرية الاقتصادية او اختبار السببية بين المتغيرات وهذا ماتمكننا نماذج (SVAR).

4.2. نماذج الانحدار الذاتي الهيكلي (SVAR) المقيد على المدى الطويل: أول تطوير لنماذج (svar) كان في اعمال (Blanchard and Quah) (1989)، حيث تمثل حدود الخطأ العشوائي (أو البواقي) القانونية (canonical

innovations/resudials) الناتجة عن المتجهات ذات الانحدار الذاتي (VAR) القانونية دوافع (impulsion) ترجم تقلبات النظام الديناميكي المدروس (مقاربة إحصائية لا تعتمد على فرضيات اقتصادية)، لذلك لا يمكن تشبيه البواقي القانونية المتحصل عليها بالصدمات الهيكلية لأنها تمثل فقط الجزء غير المتوقع الذي يأخذ بعين الاعتبار المعلومات المتأتية من الحقائق الماضية لمتغيرات النموذج الداخلية، على هذا النحو، ستمكننا النماذج (SVAR) من الانتقال من بواقي قانونية لنموذج (VAR) إلى صدمات هيكلية يمكن تفسيرها اقتصاديا (الاعتماد على فرضيات اقتصادية)، هذا ومع ضرورة استقلالية البواقي القانونية بشكل يسمح لنا بالحصول على دوافع غير مرتبطة عند كل فترة وذلك من خلال استخدام تقسيم "cholesky" لتباين البواقي القانونية، مع تعريف وتحديد صدمات هيكلية مفسرة اقتصاديا، إذ أنه بالإضافة إلى قيود الاستقلالية الاعتيادية يجب تصميم نموذج بقيود أخرى تعكس السلوكيات الاقتصادية. (شيبي و آخرون، 2010، صفحة 12).

يعتبر الباحثين (Enders and Lee) أول من بحث في موضوع الدراسة بتوظف نموذج (svar) المقيد على المدى الطويل، بفرض اقتصاديا أن الصدمات الاسمية ليس لها أثر على سعر الصرف الحقيق للمدى الطويل، من أجل ذلك سيتم استخدام مصفوفة الانتقال F_i:

$$\begin{bmatrix}\Delta x_{1t}\\ \Delta x_{2t}\end{bmatrix}=\begin{bmatrix}a_1(L) & a_2(L)\\ b_1(L) & b_2(L)\end{bmatrix}\begin{bmatrix}\varepsilon_{t1}\\ \varepsilon_{t2}\end{bmatrix}=[F_i]\begin{bmatrix}\varepsilon_{t1}\\ \varepsilon_{t2}\end{bmatrix}.$$

حيث يتم اعطاء القيمة (0) للمعامل $a_2(L)$ لتصبح مصفوفة الانتقال على النحو التالي (anders & lee, 1997, pp. 233-254):

$$\begin{bmatrix}\Delta x_{1t}\\ \Delta x_{2t}\end{bmatrix}=\begin{bmatrix}a_1(L) & 0\\ b_1(L) & b_2(L)\end{bmatrix}\begin{bmatrix}\varepsilon_{t1}\\ \varepsilon_{t2}\end{bmatrix}.$$

وعند جمع الاثر لكل فترة على المدى الطويل لـ (m فترة) يصبح الاثر الكلي (F) يساوي:

$$F=\begin{bmatrix}a_1(L) & 0\\ b_1(L) & b_2(L)\end{bmatrix}^0+\begin{bmatrix}a_1(L) & 0\\ b_1(L) & b_2(L)\end{bmatrix}^1+\begin{bmatrix}a_1(L) & 0\\ b_1(L) & b_2(L)\end{bmatrix}^2+\cdots+\begin{bmatrix}a_1(L) & 0\\ b_1(L) & b_2(L)\end{bmatrix}^m.$$

3.نتائج الدراسة ومناقشتها.

1.3.استقرار السلاسل الزمنية: من الجدول رقم (1) نلاحظ عدم استقرار السلاسل (A_L_PN) و(A_L_PR) عند المستوى (0) حيث جاءت نتائج الاحتمال (Prop*) لاختبار ADF و PP كلها أكبر من (0.05) أي (5%)، ما يدفعنا للإجراء نفس الاختبار للفروق الاولى لمتغيرات الدراسة والتي جاءت نتائجه ممثلة في الجدول رقم (2) عكس نتائج الجدول رقم (1)، حيث جاءت نتائج احتمال (Prop*) لاختبار ADF و PP كلها أصغر من (0.05).

جدول رقم (1): اختبار ADF و PP للسلسلة (A_L_PN) والسلسة (A_L_PR) عند المستوى (0).

Null Hypothesis: A_L_PR has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=7)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		1.424171	0.9582
Test critical values:	1% level	-2.644302	
	5% level	-1.952473	
	10% level	-1.610211	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: A_L_PN has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=7)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		2.317964	0.9937
Test critical values:	1% level	-2.644302	
	5% level	-1.952473	
	10% level	-1.610211	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: A_L_PR has a unit root
Exogenous: None
Bandwidth: 0 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		1.424171	0.9582
Test critical values:	1% level	-2.644302	
	5% level	-1.952473	
	10% level	-1.610211	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: A_L_PN has a unit root
Exogenous: None
Bandwidth: 4 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		1.540604	0.9666
Test critical values:	1% level	-2.644302	
	5% level	-1.952473	
	10% level	-1.610211	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على بيانات موقع البنك الدولي وبرنامج (Eviews).

جدول رقم (2): اختبار ADF و PP للسلسلة (A_L_PN) والسلسة (A_L_PR) عند المستوى (1).

Null Hypothesis: D(A_L_PR) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=7)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-9.415155	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.679322	
	5% level	-2.967767	
	10% level	-2.622989	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(A_L_PN) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=7)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-6.284634	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.679322	
	5% level	-2.967767	
	10% level	-2.622989	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(A_L_PR) has a unit root
Exogenous: Constant
Bandwidth: 2 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-9.201791	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.679322	
	5% level	-2.967767	
	10% level	-2.622989	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(A_L_PN) has a unit root
Exogenous: Constant
Bandwidth: 0 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-6.284634	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.679322	
	5% level	-2.967767	
	10% level	-2.622989	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على بيانات موقع البنك الدولي وبرنامج (Eviews).

2.3. درجة الابطاء المثلى: للحصول على فترة الإبطاء الملائمة لكل متغير من نموذج الانحدار الذاتي لـ 5 فترات إبطاء ممكنة، يجب اختبار الفترات واحدة تلو الأخرى لحين الحصول على النموذج الذي يحقق أفضل قيمة للمعايير QH-SC-FPE- AIC-LR.

يسمح لنا برنامج (Eviews) بإجراء هذه المحاكاة وتم الحصول على نتائج التالية:

جدول رقم (3): اختيار درجة الابطاء المثلى

VAR Lag Order Selection Criteria
Endogenous variables: A_D_L_PN A_D_L_PR
Exogenous variables: C
Date: 10/06/21 Time: 14:39
Sample: 1990 2020
Included observations: 25

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	84.33612	NA	4.73e-06	-6.586890	-6.489380	-6.559845
1	93.43414	16.01252*	3.15e-06*	-6.994731*	-6.702201*	-6.913596*
2	94.14345	1.134891	4.13e-06	-6.731476	-6.243926	-6.596250
3	96.29552	3.098986	4.89e-06	-6.583642	-5.901071	-6.394326
4	99.23089	3.757269	5.52e-06	-6.498471	-5.620881	-6.255065
5	101.8083	2.886653	6.58e-06	-6.384661	-5.312050	-6.087164

* 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 بيانات موقع البنك الدولي وبرنامج (Eviews).

نلاحظ من الجدول أعلاه أن علامة (*) لكل المعايير المعتمدة تدل على أن فترة الابطاء المثلى لنموذج (VAR) المستخدم هي فترة ابطاء واحدة (1).

3.3.تقدير نموذج (VAR) ومصفوفة الانتقال (F) لنموذج (SVAR) المقيد على المدى الطويل.

نلاحظ من الجدول اسفله تقدير نموذج (VAR) الذي تم اعتماده لحساب مصفوفة (F) التي تسمح لنا بتمثيل دوال الاستجابة الدفعية الهيكلية لنموذج (SVAR) المقيد على المدى الطويل:

جدول رقم (4): تقدير نموذج (VAR) ومصفوفة الانتقال (F) لنموذج (SVAR) المقيد على المدى الطويل.

Sample (adjusted): 1992 2020
Included observations: 29 after adjustments
Estimation method: Maximum likelihood via Newton-Raphson (analytic derivatives)
Convergence achieved after 11 iterations
Structural VAR is just-identified

Model: e = Phi*Fu where E[uu']=I
F =

C(1)	0
C(2)	C(3)

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C(1)	0.366059	0.048066	7.615749	0.0000
C(2)	0.200065	0.026820	7.459501	0.0000
C(3)	0.029106	0.003822	7.615774	0.0000

Log likelihood 87.91599

Estimated S matrix:

0.113886	0.033181
0.077358	0.047339

Estimated F matrix:

0.366059	0.000000
0.200065	0.029106

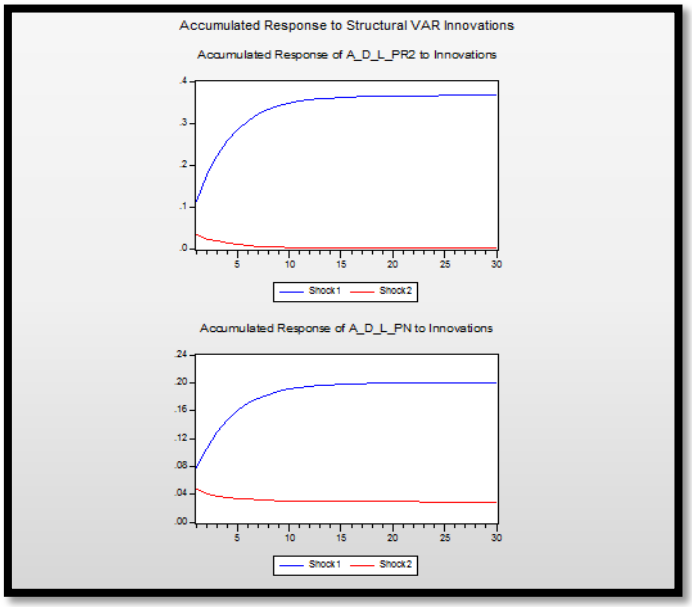
Sample (adjusted): 1992 2020
Included observations: 29 after adjustments
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

	A_D_L_PR2	A_D_L_PN
A_D_L_PR2(-1)	1.311940	0.677568
	(0.39486)	(0.30189)
	[3.32258]	[2.24442]
A_D_L_PN(-1)	-1.140000	-0.626409
	(0.54934)	(0.42000)
	[-2.07521]	[-1.49143]
C	0.027678	0.024319
	(0.02705)	(0.02068)
	[1.02310]	[1.17574]
R-squared	0.547318	0.321214
Adj. R-squared	0.512496	0.269000
Sum sq. resids	0.365844	0.213854
S.E. equation	0.118621	0.090693
F-statistic	15.71773	6.151838
Log likelihood	22.25702	30.04227
Akaike AIC	-1.328070	-1.864984
Schwarz SC	-1.186626	-1.723540
Mean dependent	0.115701	0.066418
S.D. dependent	0.169892	0.106075
Determinant resid covariance (dof adj.)		7.98E-06
Determinant resid covariance		6.41E-06
Log likelihood		91.08277
Akaike information criterion		-5.867777
Schwarz criterion		-5.584888
Number of coefficients		6

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على بيانات موقع البنك الدولي وبرنامج (Eviews).

4.3. دوال الاستجابة الدفعية الهيكلية.

الشكل (2): تمثيل دوال الاستجابة.



المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على بيانات موقع البنك الدولي وبرنامج (Eviews).

تمثل لنا دوال الاستجابة الدفعية الهيكلية في الشكل رقم (2) استجابة كل من سعر الصرف الحقيقي (الجزء الاعلى) وسعر الصرف الاسمي (الجزء الاسفل) لنوعين من الصدمات الهيكلية (أسمية وحقيقية) حيث جاءت نتائج الاستجابة على النحو التالي:

- من الجزء العلوي للشكل رقم (2) نلاحظ استجابة فورية لسعر الصرف الحقيقي للصدمات الاسمية والحقيقية بمقدار الاستجابة متفاوتة (0.4%) (1.1%) على التوالي، غير أن تقييد النموذج وفرضية أن سعر الصرف الحقيقي لا يتأثر على المدى البعيد بالصدمات الاسمية، أدى برجوع المنحنى استجابة سعر الصرف الحقيقي بالصدمات الاسمية الى وضعية التوازن بعد مرور أقل من سنة، وهذا ما توصلت اليه معظم الدراسات السابقة وخاصة دراسة (Enders and Lee)، أما بالنسبة لاستجابة سعر الصرف الحقيقي للصدمة هيكلية حقيقية على المدى المتوسط، فقد كانت الاستجابة طردية ودائمة، بنسبة معتبرة (من e1.1 الى e3.5دج) الى غاية ثباتها على المدى الطويل.

❖ بالنسبة للجزء السفلي للشكل رقم (2) جاءت النتائج الدراسة متفقة مع نتائج ادبيات الدراسة من ناحية ان الصدمات الهيكلية الاسمية والحقيقية لها اثر فوري على سعر الصرف الاسمي، وكذلك من ناحية درجة الاستجابة فقد جاءت نتائج الدراسة مثل نتائج الدراسات السابقة، حيث نلاحظ الاستجابة المعتبرة لسعر الصرف الاسمي للصدمات الحقيقية.

5.3. تحليل التباين.

يعكس تحليل التباين درجة مساهمة كل صدمة (اسمية أو حقيقية) في تباين (او تغاير) كل من سعر الصرف الاسمي وسعر الصرف الحقيقي، حيث نلاحظ من الجدول رقم (5) ان الصدمات الحقيقة تساهم بأكثر من 92% من تقلبات اسعار الصرف الحقيقية على المدى القصير والمتوسط والطويل، أما في ما يخص تقلبات اسعار الصرف الاسمية، فإن الصدمات الحقيقية تلعب دور الاهم والاكبر في تحديدها خاصة على المدى الطويل بنسبة (اكثر من 77.67%)، بدون إهمال دور الصدمات الاسمية في تحديد اسعار الصرف الاسمية، حيث تتراوح نسبة مساهمتها بين (27% و2236%) على المدى والقصير والمتوسط والطويل.

جدول رقم (5): جدول تحليل التباين

Variance Decomposition of A_D_L_PR2:

Period	S.E.	Shock1	Shock2
1	0.118621	92.17540	7.824602
2	0.133896	93.25154	6.748465
3	0.142210	93.86720	6.132796
4	0.146674	94.14901	5.850987
5	0.149135	94.29401	5.705991
6	0.150506	94.37171	5.628288
7	0.151275	94.41434	5.585663
8	0.151707	94.43801	5.561985
9	0.151950	94.45126	5.548740
10	0.152087	94.45870	5.541302

Variance Decomposition of A_D_L_PN:

Period	S.E.	Shock1	Shock2
1	0.090693	72.75476	27.24524
2	0.095398	74.81093	25.18907
3	0.098283	76.19956	23.80044
4	0.099857	76.89848	23.10152
5	0.100735	77.27477	22.72523
6	0.101227	77.48140	22.51860
7	0.101503	77.59627	22.40373
8	0.101659	77.66055	22.33945
9	0.101747	77.69665	22.30335
10	0.101797	77.71697	22.28303

Factorization: Structural

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على بيانات موقع البنك الدولي وبرنامج (Eviews).

6.3. التفسير الاقتصادي لنتائج الدراسة: من النتائج السابقة نستنتج أن الصدمات الهيكلية الحقيقية والمرتبطة أساسا بالقدرة الشرائية للعملة المحلية وبأسعار الاستهلاك المحلية والدولية لها تأثير مباشر وطويل المدى بنسبة قليلة على سعر الصرف الحقيقي ونسبة عالية على سعر الصرف الاسمي وهذا راجع لاستجابة صناع القرار السياسة النقدية لزيادات غير المتوقعة لمعدل التضخم المحلي والعالمي ومحاولة تحديد سعر الصرف الاسمي المناسب لمواكبة هذه التقلبات.

من جهة اخرى الصدمات الاسمية وهي التذبذبات والتقلبات في الصرف الاسمي والتي تنجم عن تدخل البنك المركزي بتحديد سعر صرف لا ينسجم مع الحالة الاقتصادية السائدة، والذي يعود أحياناً إلى اعتماد البنك المركزي على وضع سعر صرف مدعم غير معتمد للقانون العرض والطلب للعملة، وأيضا العشوائية في تحديد نسب التضخم والناتج لإتباع سعر صرف لا يتسم بالدقة، الامر الذي يؤدي إلى نتائج عكسية لا ترغب السلطات النقديّة بها، فعند تحديد سعر صرف أقل انخفاضاً مما تحدده قوى العرض والطلب سيقوم الأفراد بتخفيض الطلب على النقود المحلية التي يصدرها البنك المركزي، ويسمى هذا التدهور في سعر الصرف، الذي يؤدي إلى الحد من الاستهلاك والاستثمار وزيادة الطلب على النقود الاجنبية، مما يؤدي الى انخفاض العملة أكثر فاكثر الى غاية الاستقرار في سعر التوازن الذي تحدده قوى العرض والطلب.

الخاتمة.

أن حدوث تغيير في سعر الصرف الاسمي، قد لا يعطي صورة كاملة عن مدى التغيير الذي يحدث في القدرة التنافسية الدولية للبلد موضع الاهتمام، على سبيل المثال، إذا حدث انخفاض في القيمة الاسمية للعملة بمعدل أقل من نسبة ارتفاع مستوى الأسعار قياسا إلى الوضع في دولة أخرى، لذلك فإن القدرة التنافسية للدولة المعنية قد تميل إلى الانخفاض بالرغم من حدوث انخفاض في سعر الصرف الاسمي، لهذا يعتبر مفهوم سعر الصرف الحقيقي من أحسن المفاهيم الموافقة لسعر الصرف، والذي يجب اعتماده في الدراسات الاستشرافية بالتوازي مع سعر الصرف الاسمي.

نتائج الدراسة

من بين نتائج الدراسة لاحظنا استجابة فورية لسعر الصرف الحقيقي للصدمات الاسمية والحقيقية بمقدار الاستجابة متفاوتة (0.4%) (1.1%) على التوالي، غير أن تقييد النموذج وفرضية أن سعر الصرف الحقيقي لا يتأثر على المدى البعيد بالصدمات الاسمية، أدى برجوع المنحنى استجابة سعر الصرف الحقيقي بالصدمات الاسمية الى وضعية التوازن بعد مرور أقل من سنة، وهذا ما توصلت اليه معظم الدراسات السابقة وخاصة دراسة (Enders and Lee)، أما بالنسبة لاستجابة سعر الصرف الحقيقي للصدمة هيكلية حقيقية على المدى المتوسط، فقد كانت الاستجابة طردية ودائمة، بنسبة معتبرة (من $e^{1.1}$ الى $e^{3.5}$دج) الى غاية ثباتها على المدى الطويل.

❖ جاءت النتائج الدراسة كذلك متفقة مع نتائج ادبيات الدراسة من ناحية ان الصدمات الهيكلية الاسمية والحقيقية لها اثر فوري على سعر الصرف الاسمي، وكذلك من ناحية درجة الاستجابة فقد جاءت نتائج الدراسة مثل نتائج الدراسات السابقة، حيث نلاحظ الاستجابة المعتبرة لسعر الصرف الاسمي للصدمات الحقيقية.

اقتراحات

تفرض الدراسة أن هناك نوعين من الصدمات المتعلقة بتحركات سعر الصرف: الصدمات الحقيقية والصدمات الاسمية، حيث حسب التقدير (SVAR) المقيد على المدى الطويل، توصلنا الى أن الصدمات الحقيقية هي العنصر الأساسي في دفع تقلبات أسعار الصرف الحقيقية والاسمية، ومنه اقتراح تعويم العملة من انجع الاستراتيجيات التي تمارس أثرها على الأسعار النسبية، حيث أن انخفاض إنتاجية العوامل يمكن تعويضها وتدعيمها بانخفاض العملة المحلية في نظام الصرف العائم، أما إذا كانت الدولة تتبنى نظام ثابت تكون مدة وتكلفة التسوية مرتفعة وعلى الحكومة تخفيض الأسعار المحلية والأجور الحقيقية لتعويض انخفاض الإنتاجية.

قائمة المراجع

❖ المراجع باللغة الاجنبية

1-Amenan Christiane Chukunyere .(2019) .Les Modéles (Var) .consulted on 07/08/20121. universite LAVAL: https://corpus.ulaval.ca/jspui/bitstream/20.500.11794/35696/1/35344.pdf

2- D.J. Hamilton .(1994) .Time Series Analysis .U K: Princton University Press.

3- larbi Dohni, carol Hainaut .(2004) .les taux de changes .bruxelle: boek.

4- rogis bourbonnais .(2015) .econometrie cours et excercice corriges .paris france: dunod.

5- walter anders, bong-soo lee .(1997) .Accounting for real and nominal exchange rate movements in the post-Bretton Woods period .Journal of International Money and Finance vol 16.254-233

❖ المراجع باللغة العربية

6- الطاهر قانة. (2009). اقتصاديات صرف النقود والعملات. الجزائر: دار الخلود.

7- عبد الرحيم شيبي، و آخرون. (2010). الآثار الاقتصادية الكلية لصدمات السياسة المالية بالجزائر: دراسة تطبيقية. مجلة منتدى البحوث الاقتصادية، 12.

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

9- لحسن جديدن، و آخرون. (2018). إشكالية التصنيف ومثالية أنظمة سعر الصرف في الدول النامية دراسة حالة الجزائر. مجلة الحقيقة للعلوم الانسانية والاجتماعية، 09(02)، 204.