Impact of foreign exchange reserves on dinar/euro exchange rate in Algeria : A Econometric analytical study during the period 2000-2019

- **Abdelkadir Boukredid**[1]:*Lecturer professor A,University of Al-Wancharisi, Tissemsilt, Algeria*
-**Benali Belazzouz**[2]:*professor,Hassiba Benbouali University of Chlef, Algeria*
- **Abdelbaki Kihal**[3]:*Lecturer professor B, University of Al-Wancharisi, Tissemsilt, Algeria*

Received: 25/08/2021 **Accepted :** 29/01/2022 **Published :** 31/01/2022

Abstract :

This study aims to identify the impact of exchange reserves on the exchange rate of the Algerian dinar against the euro, based on annual data for the period 2000-2019. To achieve this goal, we used in the analytical study the method of ACP, and depending on the correlation matrix, we obtained a strong correlation between the exchange reserves and the exchange rate of the Algerian dinar - euro, The results of the econometric study also showed that all the stable variables are not integrated of the same degree and when using the "VAR" and By relying on Impulse response functions, through which The impact of a negative shock on the exchange reserves of one standard deviation has been shown to result in a depreciation of the Algerian dinar - euro and is consistent with economic theory.

Key words: Algerian dinar-euro exchange rate, Foreign Exchange Reserve, exchange rate pressure resistance index, vector autoregressive models.

Jel Codes Classification : F31، F330، C51، C5.

*1 - **Abdelkadir Boukredid**,Laboratory of MESD, a.boukredid@gmail.com*
2 - Laboratory of Financial and Banking Systems, belazzouz_benali@yahoo.fr
3 - Laboratory of MESD, kihaabdo10@gmail.com

أثر احتياطيات الصرف الأجنبي على سعر صرف الدينار/ اليورو في الجزائر دراسة تحليلية قياسية خلال الفترة 2000_2019

– **عبد القادر بوكردید**[1] :استاذ محاضر أ، جامعة احمد بن يحي الونشريسي تيسمسيلت، الجزائر

– **بن علي بلعزوز**[2] :استاذ التعليم العالي، جامعة حسيبة بن بوعلي الشلف ، الجزائر

– **عبد الباقي كيحل**[3] :استاذ محاضر ب، جامعة احمد بن يحي الونشريسي تيسمسيلت ، الجزائر

تاريخ الإرسال: 2021/08/25 **تاريخ القبول: 2022/01/29** **تاريخ النشر: 2022/01/31**

ملخص:

تهدف هذه الدراسة إلى التعرف على أثر احتياطيات الصرف الاجنبي على سعر الصرف الدينار الجزائري مقابل اليورو بالاعتماد على بيانات سنوية للفترة 2000-2019،ولتحقيق هذا الهدف استعملنا في الدراسة التحليلية طريقة التحليل بالمركبات الأساسية ACP واعتمادا على مصفوفة الارتباط نتج لنا وجود ارتباط قوي بين احتياطي الصرف الأجنبي وسعر الصرف الدينار الجزائري مقابل اليورو، كما بينت نتائج الدراسة القياسية أن جميع المتغيرات المستقرة غير متكاملة من نفس الدرجة وعند استخدام تقنية شعاع الانحدار الذاتي "VAR" وبالاعتماد على دوال استجابة الدفعية، التي من خلالها تبين أن أثَر حدوث صدمة سلبية في احتياطي الصرف الأجنبي مقدارها واحد انحراف معياري، يؤدي إلى انخفاض سعر الصرف الدينار الجزائري مقابل اليورو في الجزائر وهذا يتَّفق مع النظرية الاقتصادية.

الكلمات المفاتيح: سعر الصرف الدينار الجزائري– اليورو، احتياطي الصرف الأجنبي، مؤشر مقاومة ضغوط أسعار الصرف ،نماذج متجهات الانحدار الذاتي.

التصنيف JEL:F31،F330، C51 ، C5

[1]-**المرسل**، مخبر الاقتصاد الحديث والتنمية المستدامة، *a.boukredid@gmail.com*

[2]- مخبر الأنظمة المالية و المصرفية و السياسات الاقتصادية الكلية في ظل التحولات، *belazzouz_benali@yahoo.fr*

[3]- مخبر الاقتصاد الحديث والتنمية المستدامة، *kihaabdo10@gmail.com*

– مقدّمة:

تحرص الكثير من الدول على تكوين احتياطات الصرف الأجنبي كي تلجا إليها عند الضرورة، أي عند حدوث عجز مؤقت أو طارئ في ميزان المدفوعات ،وهكذا نلحظ أن تكوين احتياطات الصرف بالبنوك المركزية أمر مهم بالنسبة للاقتصاد، بل يمكن النظر إليه على انه صمام أمان يتم اللجوء إليه عند الصدمات، ولتجنب السياسات غير المرغوب فيها، إذ تعتبر الاحتياطات في حالة الاقتصاد الجزائري داعما لسياسة سعر الصرف في ظل مواصلة بنك الجزائر إتباع السياسة النشطة لسعر الصرف – التعويم المدار– بغرض استقرار معدل الصرف الفعلي الحقيقي، فعلى الرغم من التقلبات الحادة لأسعار صرف العملات الصعبة الرئيسية، يهدف تدخل بنك الجزائر في سوق الصرف ما بين المصارف إلى تعزيز الاستقرار المالي الخارجي، وساعد المستوى الذي وصلت إليه هذه الاحتياطيات في صلابة الاقتصاد الوطني رغم الانخفاض الحاد في أسعار البترول ابتداء من جوان 2014، ومع ذلك، لا يزال مستوى احتياطيات الصرف معتبرا، إذ وصل إلى 60 مليار دولار سنة 2020 ،أي ما يعادل تغطية 12 شهرا من الواردات من السلع والخدمات.

مشكلة الدراسة: طبقا لما سبق تبرز معالم إشكالية بحثنا فيما يلي:

ما هو اثر مستوى احتياطات الصرف الأجنبي على سعر صرف الدينار مقابل اليورو فِي الجَزَائِر خِلْاَلَ الفَتْرَة: 2000– 2019؟

الأسئلة الفرعية: وبالتالي يمكن تفريع إشكالية البحث للأسئلة الفرعية التالية:

- هل يوجد ارتباط قوي بين احتياطي الصرف الأجنبي وسعر الصرف الدينار الجزائري/ اليورو ؟
- هل توجد علاقة عكسية بين احتياطي الصرف الاجنبي وسعر الصرف الدينار الجزائري/ اليورو؟

فرضيات البحث: للإجابة على هذه التساؤلات ارتأينا طرح الفرضيات التالية:

–الفرضية الاولى: يوجد ارتباط قوي بين احتياطي الصرف الاجنبي وسعر الصرف الدينار/ اليورو.

الفرضية الثانية: توجد علاقة عكسية بين احتياطي الصرف الاجنبي وسعر الصرف الدينار/ اليورو.

هدف الدراسة: تهدف الدراسة لتقدير أثر احتياطيات الصرف الأجنبي على سعر صرف الدينار الجزائري مقابل اليورو خلال الفترة 2000-2019 الجزائر باستخدام نموذج نموذج شعاع الانحدار الذاتي VAR .

الدراسات السابقة: لقد تم اختيار الموضوع ومعالجته اعتمادا على الدراسات التالية:

1 –دراسة: بوشمال حميد ،**أثر احتياطي النقد الأجنبي على سعر الصرف دينار/دولار في الجزائر دراسة تحليلية قياسية خلال الفترة 1990–2019** ،مجلة دراسات العدد الاقتصادي، 11(2020)ص.359–377 .

هدفت هذه الدراسة الى تبيان أثر احتياطي النقدي الأجنبي على سعر الصرف الدينار/الدولار في الجزائر خلال الفترة 1990–2019 ومن خلال الاختبارات دلت النتائج على وجود تكامل المشترك بين هذه المتغيرين، أي هناك علاقة طويلة الأجل بين الاحتياطي النقد و سعر الصرف في الجزائر.

2–دراسة:

-Umeora Chinweobo Emmanuel ,**Accumulation of External Reserves and Effects on Exchange Rates and Inflation in Nigeria**, International Business and Management,Canadian Research & Development Center of Sciences and Cultures,Vol. 6, No. 2, 2013, pp. 105-114

هدفت الدراسة إلى معرفة آثار احتياطيات الصرف على أسعار الصرف في نيجيريا، اذ أظهرت هذه الدراسة انه يمكن معالجة تقلب سعر الصرف من خلال الاحتفاظ بالاحتياطيات، و ان هناك علاقة إيجابية بين احتياطيات النقد الأجنبي وسعر الصرف في نيجيريا ،ويشير معامل معادلة الانحدار إلى أن 16.6٪ من التغييرات في احتياطي الصرف الأجنبي ستؤدي إلى تحسن بنسبة 1٪ في قيمة سعر صرف النيرة النيجيرية إلى الدولار الأمريكي، وهذا يشير إلى أنه لكي تحافظ نيجيريا على سعر صرف سليم إلى حد بعيد بمعزل عن التقلبات ، يتعين عليها الحفاظ على ما يعتبر مستوى احتياطيات مناسبًا.

I– الإطار النظري للدراسة: تستخدم احتياطيات الصرف الأجنبي على نطاق واسع كوسيلة رسمية للتدخل في أسواق الصرف الأجنبي، إذ عدلت السلطات النقدية في جميع أنحاء العالم مستوى أو تقلب أسعار عملتها عن طريق شراء وبيع العملات الأجنبية، وتعني هذه الممارسات أن نظام سعر الصرف للدول حول العالم هو في الواقع نظام سعر صرف مرن مُدار ،إذ انه من الناحية النظرية، في ظل نظامي سعر الصرف المرن المدار وسعر الصرف الثابت تكون الحاجة إلى الاحتياطات ملحة، على العكس من ذلك في ظل نظام سعر الصرف المرن لا تحتاج البلدان إلى امتلاك احتياطي صرف ،وعمليا بغض النظر عن نظام سعر الصرف، فإن الطلب على الاحتياطيات موجود دائمًا.

I–1– احتياطات الصرف الأجنبي :

I–1–1– تعريف احتياطات الصرف الأجنبي: لاحتياطات الصرف الأجنبي عدة تعاريف نذكر منها:

يعرف جون وليامسون: احتياطات الصرف الأجنبي أنها :بمثابة صمام امن يحتفظ به البلد ويلجا إليه عند الضرورة لكي يحمي نفسه من أثار الصدمات الخارجية والتي يمكن أن يتعرض لها الاقتصاد الوطني من جراء علاقته الاقتصادية مع الخارج. (williamson, 1988, p. 165)

يعرفها صندوق النقد الدولي بأنها: تلك الأصول الخارجية المتاحة للسلطات النقدية في إي وقت والخاضعة لسيطرتها لأغراض التمويل المباشر للإختلالات المدفوعات أو لضبط حجمها بصورة مباشرة أو غير مباشرة عن طريق التدخل في سوق الصرف للتأثير على سعر صرف العملة أو لأغراض أخرى ولكل هذه الأغراض مجتمعة. (صندوق النقد الدولي ، 2009، صفحة 111)

I –1–2– دوافع حيازة احتياطات الصرف الأجنبي: من الناحية النظرية، يمكن تفسير الدافع وراء تخزين احتياطيات الصرف الأجنبي من منظورين:

–الاحتياطيات كناتج ثانوي (by-product) للتدخل النشط في أسواق الصرف: يرى المذهب التجاري بان الزيادة في الاحتياطيات هي نتيجة لتخفيض قيمة سعر الصرف من خلال بيع العملة المحلية من قبل البنك المركزي، ويهدف هذا الإجراء إلى الحفاظ على تحسين القدرة التنافسية للصادرات، فتراكم احتياطي الصرف في هذه الحالة ينظر إليه على أنه نتيجة ثانوية لسياسة تشجيع التصدير . (Lee, 2005, p. 3)

–كتامين ذاتي ضد الصدمات Self-Insurance: إن التفسير البديل لتخزين الاحتياطيات هو التأمين الذاتي/الدافع التحوطي، ففي حالة العجز المؤقت في ميزان المدفوعات، يمكن أن يساعد السحب من الاحتياطيات في تجنب التعديلات المكلفة في كل من سعر الصرف، الاستهلاك المحلي والاستثمار ،و يشار إلى تراكم احتياطات الصرف لهذا الغرض عموما بالطلب التحوطي على الاحتياطيات، فمن منظور التأمين تتملك الدول احتياطيات لتحقيق الأهداف التالية : الحد من

التقلبات في سعر الصرف؛ توفير السيولة لصرف العملات الأجنبية ،مما يجعل نظام سعر الصرف العائم أكثر كفاءة ،صمام أمان للاقتصاد المحلي ضد صدمات ميزان المدفوعات؛ وتوفير السيولة للأسواق المالية المحلية والقطاع المصرفي، وخاصة إذا كان هناك دولرة كبيرة. (Rajan, 2006, p. 21)

I-2- سعر الصرف و التدخل الرسمي في سوق الصرف:

I-2-1- سعر الصرف: لقد وردت العديد من التعاريف لسعر الصرف: "فهو عدد وحدات العملة الوطنية التي تستلزم دفعها لشراء وحدة من العملة الأجنبية أو هو عدد وحدات العملة الأجنبية اللازمة لشراء وحدة واحدة من العملة الوطنية (شهاب، 2009، صفحة 22)، ومن أشكال سعر الصرف نجد (قدي، 2004، الصفحات 134-135) :

-سعر الصرف الاسمي: هو سعر عملة ما بدلالة وحدات من عملة أخرى، أي سعر العملة الجاري والذي لا يأخذ بنظر الاعتبار قوتها الشرائية من سلع وخدمات ما بين البلدين .

-سعر الصرف الحقيقي : هو سعر الصرف الاسمي المعدل نسبة إلى مستوى الأسعار النسبية بين الدولة الأم وباقي الدول الأخرى، أي ان سعر الصرف الحقيقي يعكس التغيرات النسبية الضمنية للأسعار المحلية والأجنبية.

-سعر الصرف الفعلي: يعبر عن المؤشر الذي يقيس متوسط التغير في سعر صرف عملة ما بالنسبة لعدة عملات أخرى في فترة زمنية ما ،وبالتالي مؤشر سعر الصرف الفعلي يساوي متوسط عدة أسعار صرف ثنائية وهو يدل على مدى تحسن أو تطور عملة بلد ما بالنسبة لمجموعة من العملات الأخرى.

- سعر الصرف الفعلي الحقيقي: أن سعر الصرف الفعلي هو سعر أسمي لأنه عبارة عن متوسط لعدة أسعار صرف ثنائية ومن لأجل أن يكون هذا المؤشر ذا دلالة ملائمة على تنافسية البلد تجاه الخارج، لابد أن يخضع هذا المعدل الاسمي إلى التصحيح بإزالة أثر تغيرات الأسعار النسبية. **I-2-2- التدخل الرسمي في سوق الصرف الأجنبي:**

-تعريف التدخلات الرسمية في سوق الصرف الرسمي: تعرف التدخلات الرسمية في سوق الصرف الأجنبي بأنها تشمل مجموعة من عمليات البنوك المركزية في سوق الصرف الأجنبي، وأساسها هي مبيعات أو مشتريات الأصول الأجنبية التي تهدف إلى التأثير على المستوى و/ أو تقلب سعر الصرف (Broto, 2012, p. 12)، إذا رأى البنك المركزي أنه هناك انحرفا لمعدل الصرف بشكل مفرط عن توازنه، فإنه يبيع (شراء) العملة المحلية خلال فترات الضغوط، وتستخدم احتياطيات الصرف الأجنبي على نطاق واسع كوسيلة رسمية للتدخل في أسواق العملات الأجنبية.

-دوافع التدخل في سوق الصرف الأجنبي: هناك ثلاثة محددات رئيسية للتدخل: (Malloy, 2013, p. 3)

- تمهيد التقلبات القصيرة الأجل لسعر الصرف، ولاسيما في الحالات التي يكون فيها سعر الصرف مبالغا فيه أوتم تقييمه من قبل السلطات النقدية بطريقة خاطئة.

-تراكم احتياطيات الصرف الأجنبي لأغراض وقائية: فالدافع لعمليات البنك المركزي في سوق الصرف الأجنبي هو التأثير على مستوى احتياطيات الصرف الأجنبي، وقد سعت العديد من البنوك المركزية إلى تركيم الاحتياطيات، وهي سياسة اتبعت باستمرار من قبل عدد من الاقتصاديات الآسيوية منذ أزمات أواخر s1990، ومن قبل عدد من البنوك المركزية في أمريكا اللاتينية.

-تراكم احتياطيات الصرف الأجنبي لأسباب القدرة التنافسية.

I-3- علاقة احتياطات الصرف الأجنبي بسعر الصرف: تعتبر احتياطات الصرف الأجنبي من أهم أدوات تجسيد سياسة سعر الصرف، ففي ظل نظام أسعار صرف ثابتة أو شبه مدارة، تلجا السلطات النقدية إلى المحافظة على سعر صرف عملتها، فعند انهيار عملتها تقوم ببيع العملات الصعبة لديها مقابل العملة المحلية، و عندما تتحسن العملة تقوم بشراء العملات الأجنبية مقابل العملة المحلية، و عندما تكون الاحتياطات غير كافية يقوم البنك المركزي بتخفيض العملة المحلية. (صيد، 2009، صفحة 64)

I-3-1 مؤشر مقاومة ضغوط سوق الصرف: يعكس هذا المؤشر مستوى ضغط سوق الصرف الأجنبي على العملة المحلية، وهو مزيج من الحركات في اسعار الصرف واحتياطات الصرف الاجنبي ، يحسب الاقتصاديون مؤشر EMP، والذي يظهر اتجاه العملة الوطنية إلى الانخفاض/الارتفاع وتوازن سوق النقد المحلي، لأن التغيير في سعر صرف العملة الوطنية لا يمكن له إظهار ضغط سوق الصرف بشكل كامل، يوضح هذا المؤشر ما إذا كان يتم امتصاص ضغط سوق الصرف أيضًا بارتفاع/انخفاض سعر الصرف الاسمي أو بالزيادة/النقص في العملة احتياطيات الصرف الاجنبي، أو بالزيادة/ النقص في سعر الفائدة. (Adamgbe, 2016, pp. 2-4)

ويتم امتصاص ضغط سوق الصرف فقط من خلال تغيير سعر الصرف الاسمي وذلك في البلدان ذات نظام سعر الصرف المرن، وتغيير احتياطيات الصرف في البلدان ذات نظام سعر الصرف الثابت ،والتغيرات في سعر الصرف والاحتياطيات في البلدان ذات النظام العائم المدار، فبالنسبة للبلد i في السنة t يعرف مؤشر مقاومة الضغوط في سوق الصرف بانه المتوسط المرجح للعنصرين التاليين: -التغير كنسبة مئوية في سعر الصرف الاسمي مقارنة بالبلد المرجعي في السنة t (وتشير الزيادة الى حدوث ارتفاع) -التغير في الاحتياطات الاجنبية في السنة t،والاوزان الترجيحية هي مقلوب الانحرافات المعيارية لهذين العنصرين، وذلك من اجل التأكد من عدم هيمنة على المؤشر.

$$EMP_{i,t} = \frac{1}{\sigma_{\Delta\%er_{i,t}}} \Delta\%er_{i,t} + \frac{1}{\sigma_{\Delta res_{i,t}}} \Delta res_{i,t},$$

II-: تطبيق طريقة التحليل بالمركبات الأساسية (ACP): تستخدم هذه الطريقة في تحليل الجداول الإحصائية بشرط أن تكون كل متغيرات الجدول الإحصائي ذات طبيعة كمية (carricano, 2010, p. 54)، وتهدف في دراستنا للبحث عن علاقة المتغيرات في ما بينها وذلك بالاعتماد على مصفوفة الارتباطات، ومن خلال ذلك سيتم استعراض أولا الدراسة الوصفية لمتغيرات الدراسة مستعينا بالأساليب الإحصائية الوصفية الملائمة .

II-1- الدراسة الوصفية لمتغيرات الدراسة و مصفوفة الارتباط بين المتغيرات: توضح النتائج في جدول (01) أن المتغير LEXH هو المسؤول على تمركز المجتمع المدروس (لوغاريتم سعر الصرف) لتميزه بالانحراف المعياري الأصغر (0.191) ،على العكس من ذلك المتغير المسؤول عن تشتت المجتمع المدروس LRES (لوغاريتم احتياطي الصرف الأجنبي) لأنه يتميز بالانحراف المعياري الأكبر (0,840).

الجدول رقم (01): أهم المقاييس الإحصائية لمتغيرات النموذج القياسي

المتغيرات	أقل قيمة	أكبر قيمة	المتوسط	الانحراف المعياري
LRES	23.210	25,995	25,108	0,840
LEXH	4,237	4,925	4,593	0,191

المصدر: مخرجات البرنامج **XL-STAT16**

- المتغير LRES وهو لوغاريتم احتياطي الصرف الأجنبي خارج الذهب، مرتبط ارتباط قوي وموجب مع المتغير (LEXH) ب 0.658، وكذلك لوغاريتم سعر الصرف (LEXH) فله ارتباط قوي وموجب مع لوغاريتم احتياطي الصرف الأجنبي (LRES) ب 0.658.

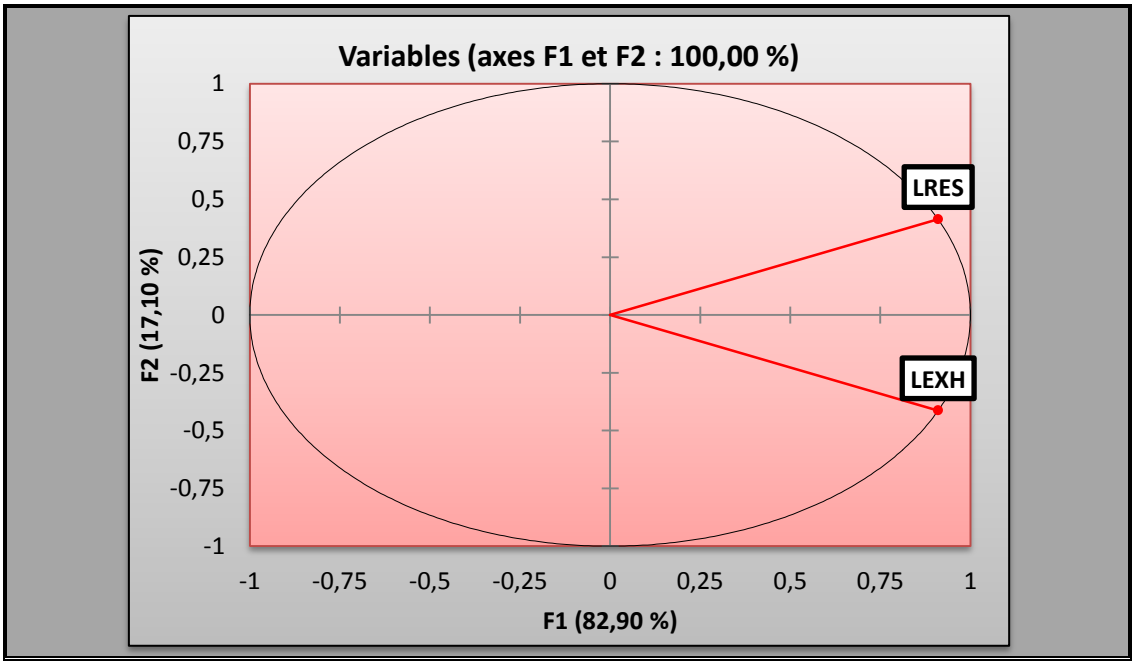
الجدول رقم (02): مصفوفة الارتباط بين المتغيرات.

Variables	LRES	LEXH
LRES	**1**	**0,658**
LEXH	**0,658**	**1**

المصدر: مخرجات البرنامج **XL-STAT16**

II-2 -تحليل إسقاط المتغيرات على المستويات العاملية: سنقوم بتحليل إسقاط المتغيرات على المستويات العاملية المولّدة بالمحاور العاملية الأول والثاني، حيث تبلغ نسبة التشتُّت المفسِّر بهذا المستوى حوالي (67,60%)وهي أعلى نسبة، أي أن هذا المستوى العاملي يعطي أَحْسَنْ تمثيل للمتغيرات.

الشكل رقم (01): التمثيل البياني على المحورين (F2, F1)



المصدر: بناءا على مخرجات برنامج **XL-Stat2016**

P-ISSN: 2437-0916 / E-ISSN: 2437-0916/ Legal Deposit N°6970-2015

من خلال دائرة الارتباطات اعلاه نستخلص ما يلي:

– **جودة التمثيل**:كل من المتغيرينLEXH ، LRESتتمتَّع بجودة تمثيل عالية على هذا المستوى العاملي المولَّد بالمحاور العاملية الأول والثاني نظرا لقربه من محيط الدائرة.

– **علاقة المتغيرات فيما بينها** :ومن خلال ملاحظة المسافة بين المتغيرات يمكننا القول أن المتغيرين قريبين من بعضها البعض وهذا يفسر على أساس وجود ارتباط قوي وموجب بين هذين المتغيرين.

من خلال ما سبق فقد توصلنا إلى نتيجة تتمثل في وجود ارتباط قوي وموجب بين المتغير المستقل لوغاريتم سعر الصرف (LEXH) والمتغير التابع لوغاريتم احتياطي الصرف الأجنبي (LRES).

III–: دراسة قياسية لأثر احتياطيات الصرف الأجنبي على سعر الصرف الدينار الجزائري مقابل اليورو :إن الدراسة التحليلية لطريقة المركبات الأساسية وضحت لنا ان هناك علاقة قوية بين احتياطي الصرف الأجنبي والمتغير المفسرة له، ومن خلال ذلك يمكن أولا عرض المتغيرات وتحديد النموذج كالتالي :

III–1–متغيرات النموذج :يمكن بيان المتغيرات المستخدمة في التقدير على النحو التالي :

–المتغير التابع: يتمثل في لوغاريتم سعر الصرف بالدينار الجزائري مقابل اليورو (بقيم متوسط الفترة) ونرمز له ب (LEXH)؛

– **المتغير المستقل** :لوغاريتم احتياطي الصرف الأجنبي خارج الذهب (بالأسعار الجارية للدولار الأمريكي): البيانات معبر عنها بالقيمة الحالية للدولار الأمريكي. ونرمز له ب.(LRES) .

III–2–تحديد النموذج: بعدما تم تحديد المتغير التابع والمتغير المستقل وتجميع المعطيات الإحصائية بهم فقد تم صياغة الشكل الرياضي للنموذج القياسي التالي: $LEXH = f(LRES)$

وسيتم استخدام تقدير النموذج القياسي الخاص سعر الصرف الدينار الجزائري مقابل اليورو وصياغته الخطية الرياضية كالتالي:

$$LEXH = \alpha_0 + \alpha_1 LRES + \varepsilon_t \quad ، \quad \varepsilon$$:تمثل الخطأ العشوائي.

III–3–عرض النتائج: في دراستنا هذه أولا نقوم بدراسة استقراريه هذه المتغيرات، ثم نقوم بتحديد درجة تأخير المسار VAR(p)، لنمر بعدها إلى تقدر نموذج الانحدار الذاتي VAR، بعدها نقوم بدراسة أثر صدمة سنطبقها على المتغيرات المستقلة ومدى تأثيرها على المتغير التابع لها.

III–3–1– دراسة استقراريه السلاسل الزمنية: غالبا ما تعاني بيانات السلاسل الزمنية في الدراسات القياسية من مشكلة جذر الوحدة، ولمعالجة ذلك تم استخدام اختبار ديكي– فولر الموسع (ADF):

الجدول رقم (03): نتائج اختبار ديكي– فولر الموسع (ADF)

المتغير	المستوى (level)			الفرق الأول (first difference)			الفرق الثاني (second difference)		
	نموذج (6)	نموذج (5)	نموذج (4)	نموذج (6)	نموذج (5)	نموذج (4)	نموذج (6)	نموذج (5)	نموذج (4)
القيمة المحسوبةLRES (القيمة الحرجة)	**0.079** (-3.710)	-1.294 (-3.065)	-1.224 (-1.961)	-3.397 (-3.710)	-0.802 (-3.040)	-1.481 (-1.961)	-3.697 (-3.310)	-3.875 (-3.065)	-4.353 (-1.962)
القيمة المحسوبة LEXH (القيمة الحرجة)	-2.201 (-3.673)	-1.524 (-3.040)	-3.159 (-1.960)	-4.101 (-3.690)	-4.175 (-3.040)	-2.79 (-1.961)	-	-	-

المصدر: إعداد الباحثين بناءا على نتائج **Eviews 10** الملحق (**02**)

نلاحظ النتائج أعلاه، أن المتغير (LEXH, LRES) غير مستقرة عند مستوى معنوية (5%)، أي وجود جذر وحدوي، باعتبار أن القيم المحسوبة أقل (بالقيمة المطلقة) من القيم الحرجة لـ Mackinnon. وعند تطبيق الفروقات من الدرجة الأولى للسلسلة الزمنية (DLEXH) أصبحت مستقرة، باعتبار أن القيم المحسوبة أقل (بالقيمة المطلقة) من القيم الحرجة لـ Mackinnon في النماذج الثلاثة عند مستوى معنوية 5% ما عدا (DLRES) فقد استقر في الفروق الثانية عند مستوى معنوية 5% و10%. ممَّا يعني عدم وجود تكامل مشترك في الدراسة بين السلاسل الزمنية المستقرة. وللتَّأكُّد من ذلك قمنا بإختبار (PP) التي تم تلخيص نتائجه كالآتي:

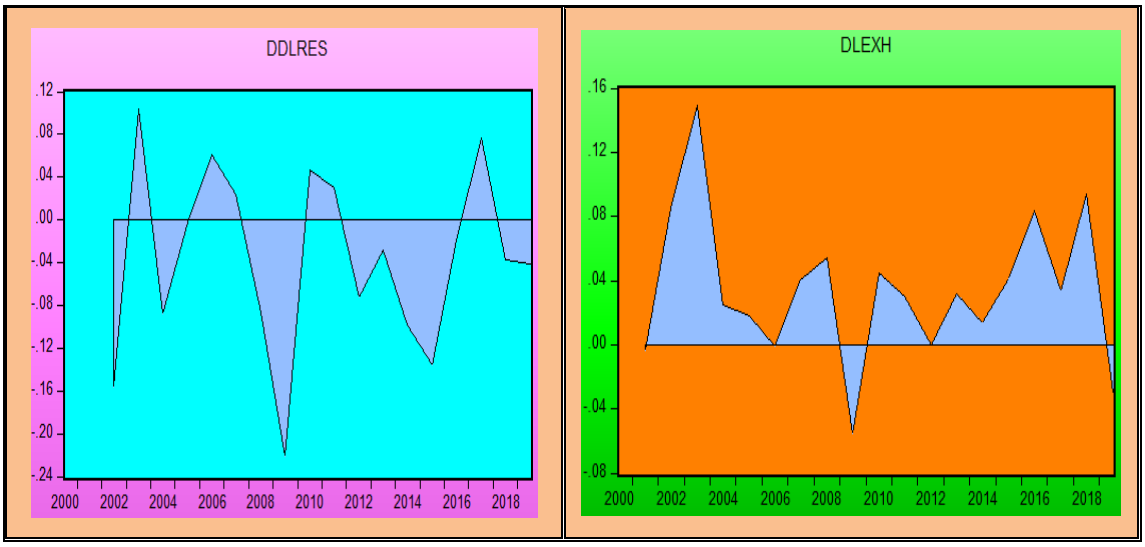
جدول رقم (04): نتائج اختبار فلبس بيرون(PP test)

المتغير	المستوى (level)			الفرق الأول (first difference)			الفرق الثاني (second difference)		
	نموذج (6)	نموذج (5)	نموذج (4)	نموذج (6)	نموذج (5)	نموذج (4)	نموذج (6)	نموذج (5)	نموذج (4)
القيمة المحسوبة LRES (القيمة الحرجة)	**0.78** (-3.673)	-2.655 (-3.029)	0.876 (-1.960)	-2.545 (-3.690)	-0.560 (-3.040)	-1.483 (-1.961)	-6.269 (-3.710)	-5.359 (-3.052)	-4.351 (-1.962)
القيمة المحسوبة LEXH (القيمة الحرجة)	-2.168 (-3.673)	-1.016 (-3.029)	3.447 (-1.960)	-4.101 (-3.690)	-4.175 (-3.040)	-2.769 (-1.961)	-	-	-

المصدر: إعداد الباحثين بناءا على نتائج **Eviews 10** الملحق (**03**)

وقد اتَّضَحَ من النتائج أعلاه، أن متغيرا (LEXH) مستقرة عند أخذ الفرق الأول (1) عند مستوى معنوية (5%) وأيضا المتغير (LRES) أصبح مُستقرًا في الفرق الثاني (2) عند مستوى معنوية 5%، وبذلك فإن نتائج اختبار (PP) تنطبق مع نتائج اختبار (ADF) لجميع المتغيرات. وبمشاهدة الشَّكل الآتي تَتَأَكَّد هذه النتيجة، حيث نلاحظ أن السلاسل تتذبذب حول وسط حسابي ثابت، مع تباين ليس له علاقة بالزمن.

الشكل رقم (02): السلاسل المستقرة



المصدر: إعداد الباحثين بناءا على نتائج Eviews 10 بالاعتماد على بيانات **جدول رقم (03) في الملحق رقم (02)**.

III-3-2-تطبيق شعاع الانحدار الذاتي "VAR":

للقيام بعملية الاختبار والتقدير يجب أولا تحديد درجة تأخير المسار VAR، وهذا بالاعتماد على المعيارين (Schwarz ،Akaike) بالاستعانة ببرنامج Eviews10 تَبَيَّنَ أن عدد الفجوات الزمنية تساوي 1 (Lags : 1).

وبعدما قمنا بعملية تقدير شعاع الانحدار الذاتي VAR، تحصلنا على المعادلات التالية: النتائج موضحة في الملحق رقم (04) :

معادلة تغيُّر لوغاريتم سعر الصرف الدينار الجزائري مقابل اليورو على النحو التالي:

$$\widehat{DLn}(EXH_t) = \underset{(1.429)}{-0.027} + \underset{(0.217)}{0.064}DLn(EXH_{1t-1}) - \underset{(-0.743)}{0.111}DDLn(RES_{1t-1})$$

$$(.): \text{t - student} \quad R^2 = 3.83 \quad F_C = 0.279 \quad Obs = 20$$

-التفسير الإحصائي: يمكن تقييم تغيُّر معادلة لوغاريتم سعر الصرف الدينار الجزائري مقابل اليورو من خلال النقاط التالية:

- تشرح لنا هذه المعادلة أن المتغير المستقل ليست لها دلالة إحصائية بما فيها الحد الثابت عند مستوى معنوية 5%، وذلك من خلال اختبار ستيودنت بالقيمة المطلقة (القيمة الجدولة لاختبار ستيودنت (1.96).
- نلاحظ أن قيمة معامل التحديد ضعيف جدا، مما يدل على أن المتغير المستقل يفسر تغيُّر لوغاريتم سعر الصرف ب 3.83%، أما الباقي فيدخل ضمن هامش الخطأ.
- النموذج ككل ليس لديه دلالة معنوية حسب إحصائية فيشر:

$$F_t = 3.49 \prec F_C^{\alpha=0.05} = 0.279$$

أي أن معادلة تغيُّر لوغاريتم سعر الصرف الدينار الجزائري مقابل اليورو غير مقبولة من الناحية الإحصائية.

P-ISSN: 2437-0916 / E-ISSN: 2437-0916/ Legal Deposit N°6970-2015

–التفسير الاقتصادي: من خلال معطيات هذه المعادلة يمكن القول أن:

- **تغيُّر لوغاريتم سعر الصرف** بدلالة قيمته السابقة بفترة واحدة جاءت بإشارة موجبة،أي أن هناك علاقة موجبة بين تغيُّر لوغاريتم سعر الصرف وتغيُّر لوغاريتم سعر الصرف المتأخر بفترة واحدة، حيث أن زيادة تغيُّر لوغاريتم سعر الصرف المتأخر بفترة واحدة ب 10%سيؤدي إلى زيادة في $DLn(EXH_t)$ ب 6.4%.
- **تغيُّر لوغاريتم إحتياطي الصرف الأجنبي** بدلالة قيمته السابقة بفترة واحدة جاءت بإشارة سالبة، أي أن هناك علاقة عكسية بين تغيُّر لوغاريتم إحتياطي الصرف الأجنبي بدلالة قيمته السابقة بفترة واحدة وتغيُّر لوغاريتم سعر الصرف، حيث أن زيادة تغيُّر لوغاريتم إحتياطي الصرف الأجنبي بدلالة قيمته السابقة بفترة واحدة ب 10% سيؤدي إلى نقصان في $DLn(EXH_t)$ ب 11.1%،ويمكن تفسير ذلك بأن انخفاض احتياطات الصرف الاجنبي يؤدي إلى تدهور قيمة العملة ومنه ارتفاع سعر الصرف.

III–3–2–اختبار صلاحية نموذج شعاع الانحدار الذاتي VAR:

بعدما عرضنا أهم معادلة لنموذج شعاع الانحدار الذاتي VAR، نقوم باختبار صلاحية النموذج من خلال معرفة هل أن البواقي مستقرة أم لا ؟.

- **دراسة بواقي المعادلة الأولى باختبار الجذر الوحدوي (ADF):**

بتطبيق اختبار الجذر الوحدوي (**ADF**) على بواقي الأولى يوضح أنها مستقرة $t_{\phi} = 5.143 \succ t_{tab} = 3.73$ (بالقيمة المطلقة)، مركبة الاتجاه العام غير معنوية لأن $(prob = 0.529 \succ 0.05)$ الملحق رقم (05) في الجدول رقم (09).

كذلك من ال Correlogramme نجد أن $(prob = 0.577 \succ 0.05)$ ، وبالتالي نقول أن البواقي مستقرة. الملحق رقم (05)في الشكل رقم (1).

- **اختبار التوزيع الطبيعي**: نقوم خلال هذا الاختبار بمعرفة هل أن البواقي $\hat{a}_t$ تخضع للقانون الطبيعي أم لا، الملحق رقم (06)في الشكل رقم (02).

من أجل هذا يمكننا أن نستعين باختبار Jarque-Berra لاختبار فرضية العدم (سلسلة البواقي ذات توزيع طبيعي H_0) نقوم كالتالي:

$$J - B = 0.221 \prec \chi^2_{1-\alpha}(1) = 3.84$$

ومنه نقبل طبيعية البواقي (التوزيع الطبيعي للبواقي) عند مستوى معنوية 5%.

- **إختبار Liung-Box**. نستعمل هذا الاختبار لمعرفة هل أن البواقي عبارة عن شوشرة بيضاء أم لا، حيث توافق إحصائية الاختبار LB آخر قيمة في العمود Q-Stat أي:

لدينا $LB = 10.44 \succ \chi^2_{0.05;12} = 3.84$ نرفض الفرضية العدم ونقبل فرضية البديلة، والتي تبين أن الباقي هو ليست شوشرة بيضاء.

فبعدما قبلنا فرضية التوزيع الطبيعي للبواقي الأول Resid 01، وبعد إجراء اختبار ADF نتج لنا أن البواقي الأولى Resid 01 مستقرة في المستوي يمكن القول أن النموذج مقبول.

P-ISSN: 2437-0916 / E-ISSN: 2437-0916/ Legal Deposit N°6970-2015

وبما أن دراستنا تهدف الى تبيان أثر احتياطيات الصرف الأجنبي على سعر الصرف، سنحاول تطبيق صدمة على تغيُّر لوغاريتم احتياطي الصرف ونتتبع أثرها على تغير لوغاريتم سعر الصرف وذلك من خلال تحليل مكونات التباين ودوال الاستجابة الدفعية لنموذج VAR .

III-3-3-نتائج تحليل مكونات التباين Variance Decomposition لنموذج VAR

إن تحليل التباين يبحث من أجل جمع المعلومات حول الأهمية النسبية للصدمات العشوائية في كل متغير من متغيرات النموذج. وأيضا يوضح المساهمة النسبية للمتغير في تفسير تباين خطأ التنبؤ للمتغيرات في النموذج محل الدراسة (الحوشان، 2002، صفحة 22)،والجدول رقم5يوضح نتائج تجزئة التباين لخطأ التنبؤ الخاص سعر الصرف الدينار الجزائري مقابل اليورو خلال 10 سنوات مستقبلية.

الجدول رقم (05): نتائج تحليل مكونات التباين

Variance Decomposition of DLEXH:

Period	S.E.	DLEXH	DDLRES
1	0.049136	100.0000	0.000000
2	0.049895	97.10939	2.890610
3	0.049909	97.10413	2.895867
4	0.049910	97.10264	2.897361
5	0.049910	97.10263	2.897373
6	0.049910	97.10263	2.897374
7	0.049910	97.10263	2.897374
8	0.049910	97.10263	2.897374
9	0.049910	97.10263	2.897374
10	0.049910	97.10263	2.897374

المصدر: من إعداد الباحثين باستعمال معطيات الملحق 02 وبرنامج EViews 10.

يوضح جدول أعلاه تحليل التباين لدور كل صدمة من صدمات المتغيرات المستعملة في الدراسة في تفسير التقلبات الظرفية في سعر الصرف الدينار الجزائري مقابل اليورو، حيث يتضح التأثير الذاتي في سعر الصرف الدينار الجزائري مقابل اليورو تأثير ب 97,109% في الأجل القصير ليصل الى 97.102% في الاجل الطويل وبقى ثابت خلال الفترة ،وتساهم تقلبات احتياطي الصرف الأجنبي ب 2,895% في الأجل القصير ليصل إلى 2.897% في الأجل الطويل وبعداها يبقى ثابت خلال الفترة.

III-3-4-نتائج تحليل دوال الاستجابة الدفعية Impulse Response Function

إن الهدف الأساسي من عملية تحليل استجابة النبضات يتمثل في إيجاد الترابط الديناميكي بين متغيرات النظام حيث تسمح هذه الدالة بتتبع المسار الزمني لمختلف الصدمات التي تتعرض لها المتغيرات وتعكس كيفية استجابة هذه المتغيرات لتلك الصدمات (نوال، 2011، صفحة 183)،حيث يوضح لنا الشكل رقم3 دوال الاستجابة الدفعية لأثار صدمات المتغيرات المستعملة في النموذج على تغيُّر لوغاريتم سعر الصرف والتي جاءت كما يلي:

- **بالنسبة لأثر الصدمة الحاصلة في احتياطي الصرف الأجنبي**: في حالة حدوث صدمة سلبية في احتياطي الصرف الأجنبي مِقدارها واحد انحراف معياري، يؤدي إلى اثر سلبي غير فوري على سعر الصرف، لينخفض تدريجيا إلى نحو 0.1 – تقريبا خلال الفترة الثانية، ثم بعد الفترة الثالثة من مجال التنبؤ تقريبا يبقى الاثر مستقر طوال

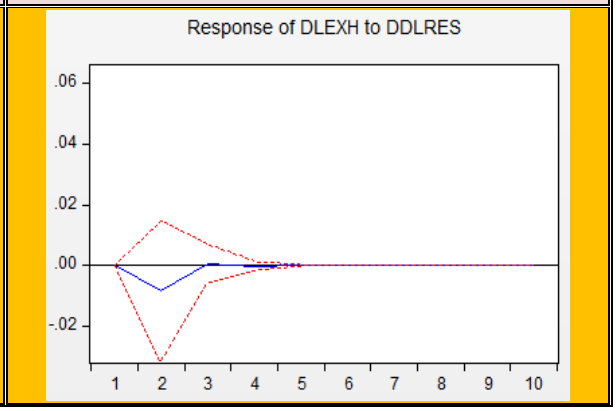
السنوات العشرة غير انه لا يتعدى 1 %،حيث اذا ارتفع احتياطي الصرف الاجنبي ينخفض سعر الصرف وهذا ما يتفق مع المنطق الاقتصادي (الشكل3-1).

- **بالنسبة لأثر الصدمة الحاصلة في سعر الصرف:** في حالة حدوث صدمة موجبة في تغيُّر لوغاريتم سعر الصرف مِقدارها واحد انحراف معياري، يؤدي إلى اثر سلبي غير فوري على تغيُّر لوغاريتم احتياطي الصرف الأجنبي ، لينخفض تدريجيا إلى نحو 0.05-تقريبا خلال الفترة الثانية والثالثة من مجال التنبؤ تقريبا وبعد يبقى الأثر مستقر طوال السنوات العشرة غير انه لا يتعدى 5 % (الشكل3-2).

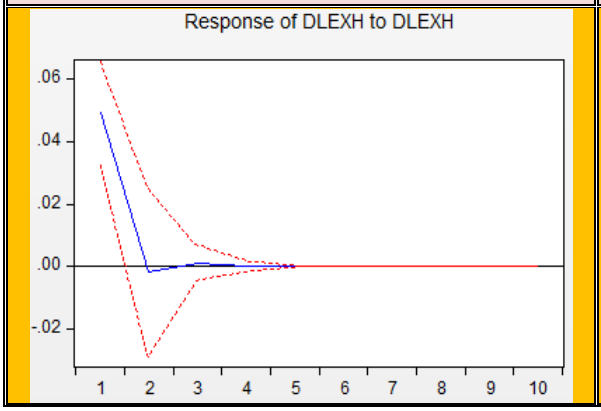
الشكل رقم (03): دوال الاستجابة الدفعية

Response to Cholesky One S.D. (d.f. adjusted) Innovations ± 2 S.E.

الشكل3-1:استجابة تغيُّر لوغاريتم سعر الصرف لصدمة في تغيُّر لوغاريتم احتياطي الصرف الأجنبي



الشكل3-2:استجابة تغيُّر لوغاريتم سعر الصرف لصدمة في تغيُّر لوغاريتم سعر الصرف



المصدر: من إعداد الباحثين باستعمال معطيات الملحق الإحصائي رقم 02 وبرنامج EViews 10.

خاتمة:

استهدفت هذه الدراسة البحث في أثر احتياطيات الصرف الأجنبي على سعر الصرف الدينار الجزائري مقابل اليورو، من خلال الاعتماد على المنهج الوصفي التحليلي وباستخدام الأدوات الإحصائية، فقد تم إجراء اختبار الاستقرارية بين المتغيرات محل الدراسة والتي بينت نتائجها عدم وجود تكامل مشترك بين المتغيرات محل الدراسة ومن ثم تقدير نموذج شعاع الانحدار الذاتي VAR، بناء على الدراسة القياسية فقد خلصت النتائج إلى ما يلي:

- **نتائج اختبار الفرضيات** من خلال الفرضيات السابقة نستنتج ما يلي:

- **الفرضية الاولى:** تم إثبات صحة هذه الفرضية استنادًا على تفسير مصفوفة الارتباط التي تستنتج بأن هناك علاقة قوية بين احتياطي الصرف الأجنبي وسعر الصرف الدينار الجزائري مقابل اليورو.
- **الفرضية الثانية:** تم قبولها التي تنص على أن هناك علاقة عكسية بين احتياطي الصرف الأجنبي ومعدل سعر الصرف. وهذا على أساس نتيجة تقدير نموذج شعاع الانحدار الذاتي VAR وتقدير دالة الاستجابة الدفعية على مدار 10 سنوات أن حدوث صدمة سلبية في احتياطي الصرف الأجنبي مقدارها واحد انحراف معياري، يؤدي إلى اثر عكسي غير فوري على سعر الصرف.

- **نتائج الدراسة:**

- نلاحظ من خلال نتائج دراسة استقراريه السلاسل الزمنية أن المتغيرات المدروسة ليست مستقرة من نفس الدَّرجة، وهذا يُؤكِّد لنا عدم وجود تكامل مشترك بين المتغيرين خِلال فترة الدراسة،
- من خلال معادلة سعر الصرف تَبَيَّنَ أن احتياطي الصرف الأجنبي له علاقة عكسية مع سعر الصرف الدينار الجزائري مقابل اليورو وهذا ما أكده لنا تقدير نموذج شعاع الانحدار الذاتي VAR وتقدير دالة الاستجابة الدفعية على مدار 10 سنوات أن حدوث صدمة سلبية في احتياطي الصرف الأجنبي مقدارها واحد انحراف معياري، يؤدي إلى اثر عكسي غير فوري على سعر الصرف الدينار الجزائري مقابل اليورو.
- احتياطيات الصرف الأجنبي في الجزائر هي الضمان الوحيد للدينار الجزائري طالما أن الإنتاج المحلي بالجودة والكمية الكافية محدود .
- في حال حدوث انخفاض حاد في احتياطيات الصرف الأجنبي ،يؤدي ذلك إلى زيادة تسعير الدينار الجزائري، وسيضطر بنك الجزائر إلى خفض قيمة الدينار الرسمي .
- في ظل نظام أسعار صرف شبه مدارة اي تعويم مدار كحالة الاقتصاد الجزائري، تلجا السلطات النقدية إلى المحافظة على سعر صرف عملتها، فعند انهيار عملتها تقوم ببيع العملات الصعبة لديها مقابل العملة المحلية، و عندما تتحسن العملة تقوم بشراء العملات الأجنبية مقابل العملة المحلية، وعندما تكون الاحتياطات غير كافية يقوم البنك المركزي بتخفيض العملة المحلية.
- فيما يتعلق بسعر صرف الدينار كمتغير لتعديل الاقتصاد الكلي، في سياق الاختلالات العميقة، لاسيما تلك المتعلقة بميزان المدفوعات، يجدر التذكير أن الدينار قد خضع لتعديلات كبيرة في السنوات الأخيرة، ومع ذلك ،لا ينبغي أن يكون تعديل سعر الصرف هو الوسيلة الرئيسية.

- يعتبر احتياطي الصرف الاجنبي أداة من أدوات ادارة سعر الصرف وبالأخص في نظم سعر الصرف الثابتة ونظم التعويم المدار.
- تميزت الوضعية الخارجية بضعف مستويات الاستثمار الأجنبي المباشر وغياب التمويل الخارجي للاستثمارات المحلية اذ تم تمويل هذه العجوزات بشكل شبه حصري عن طريق السحب من احتياطيات الصرف، و هذا ما يفسر التآكل السريع لهذه الاحتياطيات، التي انخفض مخزونها بنسبة تقارب 60 ٪بين نهاية سنة 2013 ونهاية سنة 2018.

- في الوقت الحالي، بعد أن أدرك بنك الجزائر التآكل السريع للاحتياطي الذي يعتبر السند الوحيد الذي يدعم الدينار فإنه يحاول قدر المستطاع أن يخفض قيمته عندما يكون ذلك ممكنًا للاستجابة للأرصدة المالية الداخلية الخزانة.
- أبقى بنك الجزائر الدينار منخفضًا جدًا خلال السنوات الأولى من الانتعاش النفطي وحتى سنة 2014، تاريخ تراجع موارد الصرف الأجنبي.

- **التوصيات:** بناءا على النتائج اليت توصلنا إليها من خلال هذا البحث ارتأينا تقديم بعض المقترحات التالية:

P-ISSN: 2437-0916 / E-ISSN: 2437-0916/ Legal Deposit N°6970-2015

- البحث في المستوى الكافي من الاحتياطات الصرف الاجنبي الذي يحتاجه الاقتصاد الجزائري، حتى يتم تخفيض تكلفة حيازة احتياطات الصرف الاجنبي .
- الافصاح عن كيفية تحديد سعر صرف الدينار الجزائري من طرف بنك الجزائر .
- لكي يكون تعديل سعر الصرف فعال، يجب أن يصاحبه التنفيذ الفعلي للتدابير والسياسات الأخرى لتسوية الاقتصاد الكلي، خاصة سياسات ميزانية، من أجل استعادة توازن الاقتصاد الكلي على المدى الطويل، وكذا الإصلاحات الهيكلية من أجل تحقيق التنويع الفعلي للاقتصاد و التي تؤدي في نهاية المطاف إلى الزيادة في العرض المحلي للسلع والخدمات.
- العمل على تنويع الاقتصاد الوطني ،بما يضمن زيادة احتياطات الصرف، وإعادة التوازن لميزان المدفوعات.
- استثمار احتياطي الصرف في شكل أصول مالية وحقيقية وإدارتها بهدف تعظيم العائد منها.

قائمة المراجع بالعربية:

1. أمين صيد. (2009). *سياسة الصرف كأداة لتسوية الاختلالات في ميزان المدفوعات*. لبنان: مكتبة حسين العصرية للطباعة .
2. صندوق النقد الدولي . (march, 2009). *دليل ميزان المدفوعات ووضع الاستثمار الدولي* (الإصدار الطبعة السادسة). وم الامريكية.
3. عبد المجيد قدي. (2004). *المدخل إلى السياسات الإقتصادية الكلية*. (ديوان المطبوعات الجامعية، المحرر) الجزائر.
4. مجدي محمود شهاب. (2009). *الاقتصاد الدولي المعاصر*. الاسكندرية: دار الجامعة الجديدة.
5. محمد الحوشان. (2002). الإنفاق الحكومي وتأثيرة على الإنفاق الإستهلاكي الخاص : طريقة متجه الإنحدار الذاتي. (جمعية الاقتصاد السعودية، المحرر) *مجلة دراسات اقتصادية*، *4*(7)، 22.
6. محمود حمود نوال. (2011). استخدام منهج تحليل التكامل المشترك لبيان أثر المتغيرات النقدية. والحقيقية في التضخم. *مجلة جامعة الانبار للعلوم الاقتصادية والادارية*، *4*(7)، 183.

References in english:

7. Adamgbe, E. T. (2016). Foreign Exchange Market Pressure. (C. B. DEPARTMENT, Éd.) *EDUCATION IN ECONOMICS*(SERIES NO. 6), pp. 2-4.
8. Broto, C. (2012). THE EFFECTIVENESS OF FOREX INTERVENTIONS IN FOUR LATIN AMERICAN COUNTRIES. (B. D. ESPAÑA, Éd.) *Documentos de Trabajo*(N.º 1226), 12.
9. carricano, M. (2010). *analyse des données avec SPSS.* Paris, France: Pearson ducation.
10. IMF. (march 2008). *Balance of payments manual.* washington,USA.

11. Lee, J. A. (2005, October). International Reserves: Precautionary vs. Mercantilist Views, Theory and Evidence October 2005,p3. *IMF Working Paper*, p. 3.

12. Malloy, M. (2013, March 15). Factors Influencing Emerging Market CentralBanks' Decision to Intervene in Foreign Exchange Markets. *IMF Working Paper*, 3.

13. Rajan, R. G. (2006, June 19). Country Insurance: The Role of Domestic Policies. *IMF discussion paper*, 21.

14. williamson, J. (1988). exchange reserves as shock absorbers. (O. U. Press, Éd.) *series in economic development*, p165.

- ملحق الجداول والأشكال البيانية:

الملحق رقم (01): معطيات الدراسة

الجدول رقم (01): تطور متغيرات الدراسة خلال الفترة 2000-2019م

Année	EXH	RES
2000	69,4307	1,20E+10
2001	69,2036	1,81E+10
2002	75,3454	2,32E+10
2003	87,4722	3,31E+10
2004	89,6423	4,32E+10
2005	91,3014	5,63E+10
2006	91,2447	7,79E+10
2007	94,9973	1,10E+11
2008	100,2749	1,43E+11
2009	94,8622	1,49E+11
2010	99,1927	1,63E+11
2011	102,2154	1,83E+11
2012	102,1627	1,91E+11
2013	105,4374	1,95E+11
2014	106,9064	1,80E+11
2015	111,4418	1,45E+11
2016	121,1766	1,14E+11
2017	125,3231	9,76E+10
2018	137,6864	8,02E+10
2019	133,7058	6,33E+10

الجدول رقم (02): معطيات الدراسة (باللوغاريتم)

année	LEXH	LRES
2000	4,240329133	23,21017049
2001	4,237052884	23,6181275
2002	4,322082875	23,86905471
2003	4,471321029	24,22355412
2004	4,495827307	24,49017058
2005	4,514166122	24,75401366
2006	4,513544909	25,07887149
2007	4,55384847	25,42665107
2008	4,607915414	25,68778738
2009	4,552425312	25,72748056
2010	4,597064423	25,81462053
2011	4,627082351	25,9317679
2012	4,626566641	25,97710871
2013	4,658117412	25,99477711
2014	4,671953685	25,91410935
2015	4,713502482	25,69779024
2016	4,797248986	25,4628795
2017	4,830895202	25,30428676
2018	4,924978635	25,10813842
2019	4,895641864	24,87111957

المصدر:

المتغير **RES**: البنك الدولي

المتغير**EXH**: البنك الجزائر

P-ISSN: 2437-0916 / E-ISSN: 2437-0916/ Legal Deposit N°6970-2015

الملحق رقم (02): نتائج اختبار ADF للسلاسل المستقرة

الجدول رقم (03):نتائج اختبار معنوية التأخير الأول لـ DDLRES

Null Hypothesis: D(LRES,2) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=4)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3.697351	0.0531
Test critical values:	1% level	-4.667883	
	5% level	-3.733200	
	10% level	-3.310349	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.
Warning: Probabilities and critical values calculated for 20 observations and may not be accurate for a sample size of 16

الجدول رقم (04):نتائج اختبار معنوية التأخير الأول لـ. DLEXH

Null Hypothesis: D(LEXH) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=4)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-4.101182	0.0239
Test critical values:	1% level	-4.571559	
	5% level	-3.690814	
	10% level	-3.286909	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.
Warning: Probabilities and critical values calculated for 20 observations and may not be accurate for a sample size of 18

الملحق رقم (03): نتائج اختبار PP للسلاسل المستقرة

الجدول رقم (05):نتائج اختبار معنوية التأخير الأول لـ DDLRES

Null Hypothesis: D(LRES,2) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Bandwidth: 10 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-6.269830	0.0005
Test critical values:	1% level	-4.616209	
	5% level	-3.710482	
	10% level	-3.297799	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.
Warning: Probabilities and critical values calculated for 20 observations and may not be accurate for a sample size of 17

الجدول رقم (06):نتائج اختبار معنوية التأخير الأول لـ. DLEXH

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

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-4.101182	0.0239
Test critical values:	1% level	-4.571559	
	5% level	-3.690814	
	10% level	-3.286909	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.
Warning: Probabilities and critical values calculated for 20 observations and may not be accurate for a sample size of 18

الملحق رقم (04): تقدير نموذج شعاع الانحدار الذاتي VAR

الجدول رقم (07): تحديد درجة التأخير للسلاسل المستقرة

VAR Lag Order Selection Criteria
Endogenous variables: DLEXH DDLRES
Exogenous variables: C
Date: 07/25/21 Time: 18:26
Sample: 2000 2019
Included observations: 15

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	46.12232	NA*	9.56e-06*	-5.882976*	-5.788570*	-5.883982*
1	47.31045	1.900995	1.41e-05	-5.508059	-5.224839	-5.511076
2	50.86716	4.742287	1.55e-05	-5.448955	-4.976921	-5.453983
3	55.41707	4.853236	1.60e-05	-5.522276	-4.861429	-5.529315

* 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

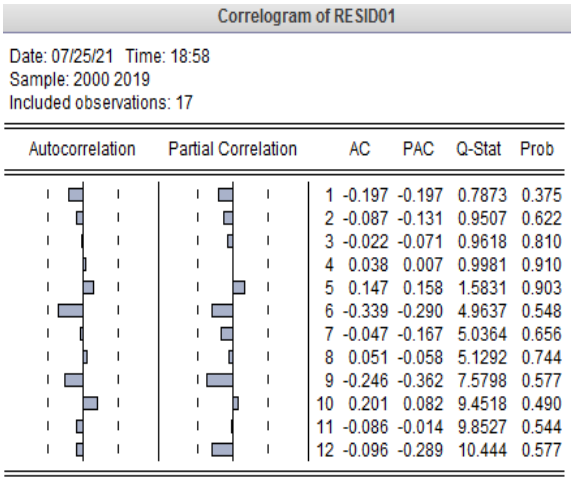
الجدول رقم (08): نتائج تقدير نموذج شعاع الانحدار الذاتي VAR

Vector Autoregression Estimates
Date: 07/25/21 Time: 18:21
Sample (adjusted): 2003 2019
Included observations: 17 after adjustments
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

	DLEXH	DDLRES
DLEXH(-1)	0.064023	-0.121649
	(0.29406)	(0.52767)
	[0.21772]	[-0.23054]
DDLRES(-1)	-0.111392	-0.112830
	(0.14987)	(0.26893)
	[-0.74324]	[-0.41955]
C	0.027190	-0.027790
	(0.01902)	(0.03413)
	[1.42935]	[-0.81414]
R-squared	0.038396	0.025150
Adj. R-squared	-0.098976	-0.114115
Sum sq. resids	0.033800	0.108833
S.E. equation	0.049136	0.088169
F-statistic	0.279502	0.180589
Log likelihood	28.75228	18.81283
Akaike AIC	-3.029680	-1.860333
Schwarz SC	-2.882642	-1.713295
Mean dependent	0.033739	-0.028703
S.D. dependent	0.046871	0.083532
Determinant resid covariance (dof adj.)		1.40E-05
Determinant resid covariance		9.50E-06
Log likelihood		50.05530
Akaike information criterion		-5.182976
Schwarz criterion		-4.888901
Number of coefficients		6

الملحق رقم (05): الشكل البيانية لـ Resid01 واختبار ADF لـ Resid01

الشكل رقم (01): الشكل البياني Resid01



الجدول رقم (09): اختبار ADF لـ Resid01

Null Hypothesis: RESID01 has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=3)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-5.143261	0.0044
Test critical values:	1% level	-4.667883	
	5% level	-3.733200	
	10% level	-3.310349	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.
Warning: Probabilities and critical values calculated for 20 observations and may not be accurate for a sample size of 16

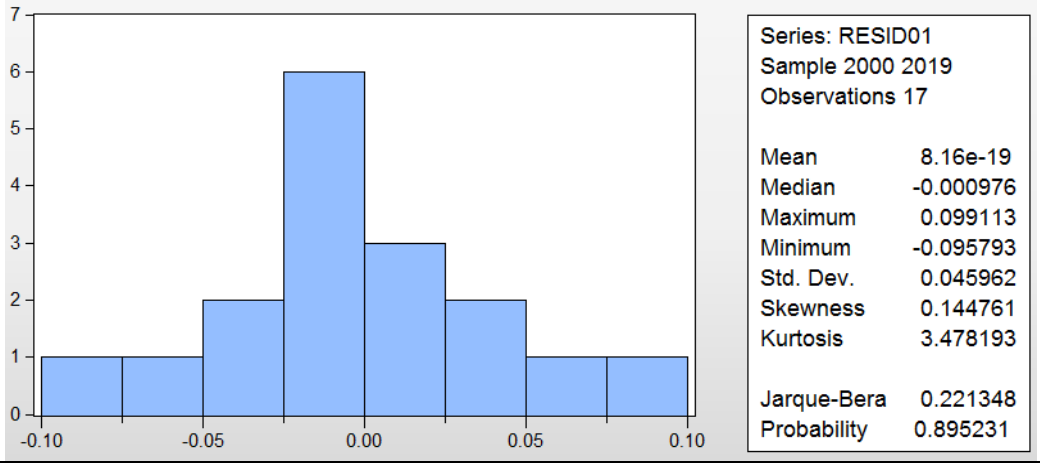
Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(RESID01)
Method: Least Squares
Date: 07/25/21 Time: 18:56
Sample (adjusted): 2004 2019
Included observations: 16 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESID01(-1)	-1.223715	0.237926	-5.143261	0.0002
C	-0.021606	0.027219	-0.793772	0.4416
@TREND("2000")	0.001421	0.002200	0.646032	0.5295

R-squared	0.671625	Mean dependent var	-0.010365
Adjusted R-squared	0.621106	S.D. dependent var	0.065805
S.E. of regression	0.040506	Akaike info criterion	-3.407376
Sum squared resid	0.021329	Schwarz criterion	-3.262516
Log likelihood	30.25901	Hannan-Quinn criter.	-3.399958
F-statistic	13.29446	Durbin-Watson stat	2.256428
Prob(F-statistic)	0.000718		

الملحق رقم (06): نتائج المدرج التكراري للبواقي

الشكل رقم (02): نتائج اختبارات Jarque-Berra



P-ISSN: 2437-0916 / E-ISSN: 2437-0916/ Legal Deposit N°6970-2015