

أثر سعر الصرف الموازي على مؤشر أسعار الاستهلاك بالجزائر خلال الفترة 1990-

2020 باستخدام نموذج ARDL

The effect of the parallel exchange rate on consumer price index in algeria
during the period 1990-2020 using ARDL

أسماء دردور¹ *

Asma derdour

¹ جامعة أم البواقي، الجزائر، lakehal.asma@gmail.com

تاريخ النشر: 2022-03-31

تاريخ القبول: 2022-03-25

تاريخ الاستلام: 2022-01-10

ملخص:

تهدف هذه الدراسة إلى قياس أثر سعر الصرف الموازي على مؤشر أسعار الاستهلاك في الجزائر خلال الفترة 1990-2020، وذلك باستخدام نموذج ARDL، وقد تم استخدام سعر الصرف الموازي كمتغير مستقل واستخدام مؤشر أسعار الاستهلاك كمتغير تابع.

وقد توصل البحث إلى مجموعة من النتائج أهمها وجود علاقة توازنية طويلة الأجل فضلا عن العلاقة قصيرة الأجل (نموذج تصحيح الخطأ) بين المتغيرات سعر الصرف الموازي ومؤشر أسعار الاستهلاك، مع وجود علاقة ايجابية بين سعر الصرف الموازي ومؤشر أسعار الاستهلاك في المدى القصير وعلاقة سلبية في المدى الطويل.

الكلمات المفتاحية: سعر الصرف الموازي؛ مؤشر أسعار الاستهلاك؛ نموذج ARDL .

تصنيف JEL : E59 .

Abstract:

The study aims to determine the impact of parallel exchange rate on consumer price index in algeria during the period 1990-2020 using ARDL model, were used an independent variable representing parallel exchange rate and the dependent variable represented consumer price index.

The study reached a number results the most important of a long term equilibrium relationship as well as the short term (error correction model) between the variable of exchange rate and consumer price index, a positive relationship between them in short term but the parallel exchange rate will play a negative role in consumer price index in long term.

Keywords parallel exchange rate, consumer price index, ARDL model.

JEL Classification Codes E59 .

1. مقدمة:

من المعروف أن أسعار الصرف المزدوجة تعتبر أحد الأسباب الرئيسية لسوء توزيع الموارد، مما يؤثر بدوره على النمو الاقتصادي فالمحاولات الجادة لتوحيد أسعار الصرف من خلال تقليص الفجوة بين السعر الرسمي والسعر الموازي كما هو الحال في العديد من البلدان، قد تؤدي إلى الأرجح إلى تفاقم الظروف الاقتصادية وتغذية مستويات الأسعار وعليه فإن السوق الموازية للعملة الأجنبية ترتبط ارتباطا قويا بمؤشر أسعار الاستهلاك في العديد من البلدان ذات التوسع النقدي في حالة يؤدي فيها ضغط أحجام الواردات وانخفاض مستويات الإنتاج المحلي إلى نقص في السلع ويسهم ذلك في ارتفاع مؤشر أسعار الاستهلاك ويزيد من نشاط السوق الموازية.

ويشكل الحفاظ على استقرار الأسعار والتحكم بمؤشر أسعار الاستهلاك هدفين رئيسيين من أهداف السياسة الاقتصادية، والتضخم المرتفع هو أحد العناصر الرئيسية التي تؤدي إلى اختلال التوازن الاقتصادي وعدم الاستقرار، وتهيئ الزيادة المستمرة في مستويات الأسعار بيئة اقتصادية غير مؤكدة بسبب ارتفاع توقعات التضخم وانخفاض الأنشطة الاقتصادية والاستثمارية وعليه يمكن أن يكون تقلب الأسعار مصدرا رئيسيا للتأثير السلبي على العمالة الكاملة وانكماش معدل النمو الاقتصادي وفي العديد من الدراسات سجلت تقلبات أسعار الصرف العديد من الآثار الاقتصادية السلبية في معظم البلدان ولا سيما البلدان الأقل نموا في بيئة تضخمية عالية، وينقل تقلب أسعار الصرف إلى الأسعار المحلية بسرعة أكبر بكثير وبضخامة أعلى مقارنة ببيئة تضخمية منخفضة.

بالجزائر انعكست المرحلة الانتقالية في منتصف الثمانيات سلبا على الناحية الاقتصادية والاجتماعية وتمخض عنها توسع في رقعة الاقتصاد الموازي الذي مس كل الاسواق (سوق السلع والخدمات، سوق العمالة وسوق الصرف)، ونظرا للطلب المتزايد على العملة الصعبة و الندرة النسبية للعرض المتوفر للدولة فهي لا تستطيع تلبية كل الطلبات فتتوفر فرص لازدهار وتطور سوق الصرف الموازي وذلك لتغطية وتمويل العمليات التي لا تقوم الدولة بتمويلها.

يعمل هذا التطور المتنامي لسوق سعر الصرف الموازي على التأثير على الاحتياطات الدولية وتدفقات السلع والخدمات من وإلى الخارج، وبالتالي تتأثر مؤشرات أسعار الاستهلاك بفعل تذبذبات هذه السوق.

ومع ارتفاع مؤشر أسعار الاستهلاك في الجزائر ارتفاعا قويا منذ التسعينات، أصبح استقرار الأسعار التحدي الرئيسي لبنك الجزائر، عندما أصبح التأثير على القوة الشرائية للسكان أكثر وضوحا ويسبب أحد أقوى أنواع التضخم تأثيرا نسبيا على الاستهلاك ويجعل من الصعب إعادة إطلاق الاستثمار، فالاستهلاك والاستثمار مجموعتان هامتان للنمو الاقتصادي.

1.1 اشكالية الدراسة: مما سبق يمكن طرح الاشكالية التالية:

ما مدى تأثير سعر الصرف الموازي على مؤشر أسعار الاستهلاك بالجزائر خلال الفترة 1990-2020؟

2.1 فرضيات الدراسة: قصد الاجابة على الاشكالية الرئيسية نقترح فرضيتين:

➤ **الفرضية الأولى:** يوجد تأثير إيجابي لسعر الصرف الموازي على مؤشر أسعار الاستهلاك بالجزائر خلال الفترة 1990-2020 على المدى القصير.

➤ **الفرضية الثانية:** يوجد تأثير سلبي لسعر الصرف الموازي على مؤشر أسعار الاستهلاك بالجزائر خلال الفترة 1990-2020 على المدى الطويل.

3.1 أهداف الدراسة: يتمثل الهدف الرئيسي للدراسة في قياس سعر الصرف الموازي على مؤشر أسعار الاستهلاك بالجزائر خلال الفترة 1990-2020.

4.1 الدراسات السابقة: من خلال المسح للبيبيولوجرافي للدراسات السابقة التي تناولت موضوع دراستنا تبين لنا بأنه لا توجد دراسات سابقة باللغة العربية عالجت هذا الموضوع باستثناء رسالة ماجستير بالجزائر، أما الدراسات الاجنبية فهي قليلة اضافة الى انها لم تتطرق الى الموضوع بصورة مباشرة وكانت على بلدان مختلفة كفرنزويلا والسودان، ولعل أهم هذه الدراسات ما يلي:

➤ أول دراسة تناولت العلاقة بين سعر الصرف الموازي ومؤشر أسعار الاستهلاك كانت سنة 1954 (Gilbert&kravis) ثم سنة 1976 (Frankel) ثم سنة 1983 (Adler&lehmann) وبعدها سنة 1984 (Cumly&obstfeld). وفي سنة 1988 أكد Taylor وفق اختبار جوهانسون وجود علاقة عكسية بين سعر الصرف الموازي ومؤشر أسعار الاستهلاك (Si Mohammed & Noredine Chérif, 2016, p. 4).

➤ دراسة (بن ختو يوسف، **العلاقة بين سعر الصرف الموازي والقدرة الشرائية، 2015-2016**) تهدف هذه الدراسة إلى تحديد ما إذا كانت هناك علاقة بين سعر الصرف الموازي و القدرة الشرائية باستعمال منهج الانحدار الذاتي للفجوات المبطنة الموزعة ARDL في الجزائر خلال الفترة 1975-2014، حيث أكدت نتائج الدراسة القياسية وجود علاقة بين سعر الصرف الموازي و القدرة الشرائية في الجزائر في المدى الطويل.

➤ (valerie cerra, **Inflation and the Black Market Exchange Rate in a Repressed Market: A Model of Venezuela, 2016**),

وتقدم هذه الورقة نمودجا عاما للتوازن في الاقتصاد الفنزويلي، ويفسر النموذج كيف يجمع الهبوط الحاد في السنوات الأخيرة في عائدات النفط بين تقنين أسعار الصرف الأجنبي من أجل إحداث ارتفاع حاد في التضخم وبالمقابل، يمكن أن يؤدي تخفيض قيمة سعر الصرف الرسمي إلى خفض التضخم مؤقتا ويشرح النموذج أيضاً كيف يعكس الانخفاض المفرط في قيمة سعر الصرف في السوق السوداء الأسعار في أسواق السلع.

➤ (Abdalla Sirag, **Modelling the Effect of the Parallel Exchange Rate on Inflation Dynamic, 2021**)

الغرض من هذه الدراسة هو دراسة العلاقة بين سعر الصرف الموازي وتضخم أسعار الاستهلاك في السودان ويستند الاطار المنهجي المتبع في هذه الورقة إلى نموذج ماركوف للتحويل الذي يسمح بتقدير نظم مختلفة، وعلى وجه الخصوص، فإن التقلبات في معدل السوق الموازي لها تأثير أكبر على التضخم خلال نظم التضخم المرتفعة، ترى الدراسة أن انخفاض قيمة العملة ينتقل إلى مستوى الأسعار أكثر من ارتفاع قيمة العملة أثناء النظام غير المستقر والأهم من ذلك، والمثير للاهتمام أن الاستنتاجات المستخلصة متشابهة إلى حد كبير حتى عندما يستخدم سعر الصرف الرسمي. ويقدم هذا التحليل رؤى ثابتة جديدة عن نتائج السوق الموازية للعمالات في ظل اقتصاد تضخمي مرتفع ولذلك هناك حاجة أكيدة إلى مواصلة وتعزيز الجهود الرامية إلى مكافحة جميع أنشطة سوق أسعار الصرف غير الرسمية.

2. واقع مؤشر أسعار الاستهلاك بالجزائر:

1.2 تعريف مؤشر أسعار الاستهلاك بالجزائر:

يشير المستوى العام للأسعار إلى رقم قياسي يحسب باستخدام أسعار مجموعة كبيرة من السلع و الخدمات، عمليا يتم تحديد الاتجاه العام للأسعار بواسطة اختيار عينة مؤلفة من أسعار عدد معين من السلع و الخدمات بحيث تعتبر تغيرات أسعار هذه العينة ممثلة لتغيرات أسعار كافة أنواع السلع و الخدمات في الاقتصاد، لذلك فإن دقة النتائج سوف تتوقف بكل تأكيد على حسن اختيار هذه العينة ومدى تمثيلها لمختلف السلع و الخدمات في الاقتصاد، ويتضح لنا الاتجاه العام للأسعار من خلال تغيرات الرقم القياسي للأسعار (عطوان، 1992، صفحة 203).

توجد اشكالية في قياس القدرة الشرائية للعملة فمؤشر أسعار الاستهلاك يقيس القدرة الشرائية للسلع الاستهلاكية فقط لكنه أكثر استخداما وتوفرا، أماخفض الناتج المحلي الاجمالي فيمكن استعماله لكنه لا يصلح لقياس القدرة الشرائية للدول ذات معدلات التضخم العالية (العباس، 2003، صفحة 5). وعليه فإن مؤشر أسعار الاستهلاك مؤشر احصائي يقيس تغيرات اسعار السلع والخدمات من قبل المستهلك بين فترة وأخرى، لذلك فهو يعبر عن القدرة الشرائية للعملة، ويوضح اتجاهات التضخم ويستخرج منه السعر الثابت في الحسابات الاقتصادية القومية (قنطقجي، 2005، صفحة 9).

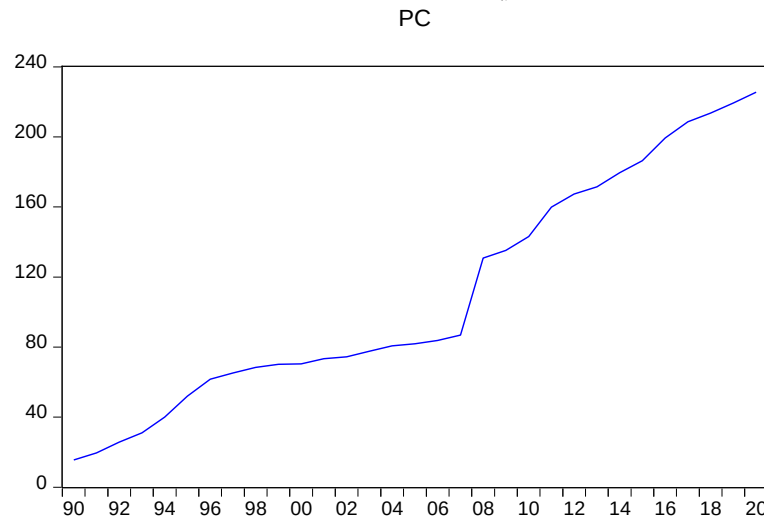
2.2 تطور مؤشر أسعار الاستهلاك بالجزائر:

يشير هذا المؤشر إلى مقدار ما تحتاج إلى إنفاقه أكثر أو أقل لاستهلاك نفس الشيء خلال فترة معينة، وتجدر الإشارة إلى أن هذا المؤشر لا يقصد به قياس التغير في "تكلفة المعيشة"، وكذلك عن التغير في ميزانية الاستهلاك ، ولكنه يقيم التغير في متوسط الأسعار (ONS, 2019c, p. 2) إن المعدلات P المستندة إلى مؤشر أسعار الاستهلاك تستخدم في أغلب الأحيان من قبل المؤسسات الدولية لحساب الناتج المحلي الإجمالي والناتج المحلي الإجمالي للفرد على أساس تعادل القوة الشرائية والإبلاغ عنه بالعملة الموحدة وإجراء مقارنات بين البلدان للإشارة إلى أدائها الاقتصادي الحقيقي، وحجم الاقتصاد، ومستوى التنمية ، ورفاه المقيمين فيها.

بالإضافة إلى ذلك فإن الشركات التي تمتلك حوافز مالية دولية تستخدمها كجهة دولية لتخصيص الأصول، للتعويض بأسعار الصرف وحسابها في استثماراته، إن الاختلافات في أفضليات المستهلكين فيما بين البلدان والتحيزات تجاه سلع معينة، وصفاتها ومضامينها تجعل من الصعب تحديد سلة مشتركة من السلع المماثلة لحساب الرقم القياسي لأسعار الاستهلاك لتعادل القوة الشرائية (Hrvoje & Antea , 2017, p. 110)

وسوف يستخدم المؤشر الوطني لأسعار الاستهلاك وه ومؤشر يتم حسابه على أساس ملاحظة الأسعار التي تجرى في 17 مدينة وقرية ممثلة لمختلف مناطق البلاد (ريغي ، 2020، صفحة 247). ويمكن توضيح تطور المؤشر الوطني لأسعار الاستهلاك بالجزائر خلال الفترة 1990-2020 في الشكل الموالي:

الشكل (1): تطور المؤشر الوطني لأسعار الاستهلاك بالجزائر خلال الفترة 1990-2020.



المصدر: . (نشرية بنك الجزائر، 2008-2020)(banque d'agérie, 1990-2018)

نلاحظ من خلال الشكل أنه منذ سنة 2002 شهد متوسط المؤشر الوطني لأسعار الاستهلاك ارتفاعا مستمرا من 74.46 نقطة سنة 2002 إلى 225.5 سنة 2020، والواضح بأن أسعار الاستهلاك لم تعرف استقرارا أبدا وذلك منذ الاستقلال وهي في ارتفاع مستمر، ويعود هذا أساسا إلى سياسة التنمية التي انتهجتها الجزائر والتي تطلبت أموالا باهظة لتحقيق المشاريع و الاستثمارات المسطرة، مما دفع الدولة إلى اللجوء للاقتراض واستخدام الوسائل الجبائية والإصدار النقدي الواسع أحيانا بدون مقابل من الذهب أو العملة الصعبة، الشيء الذي أدى إلى ارتفاع الوحدات النقدية في الدورة الاقتصادية بدون الزيادة في الإنتاج، مؤديا بذلك إلى الزيادة في التضخم النقدي.

3.2 أسباب ارتفاع الأسعار بالجزائر: هنالك العديد من الأسباب التي أدت إلى زيادة الأسعار:

-ارتفاع الكتلة النقدية في التداول.

- زيادة ميزانية الدولة بعملية الاصدار النقدي دون مقابل انتاجي لهذه الزيادة وذلك لتغطية النفقات العامة.

-توجه الجزائر الى اقتصاد السوق والتحرر المالي مما اضطرها الى تخفيض قيمة العملة ابتداء من سنة 1991 وما كان لذلك من تداعيات على ارتفاع اسعار المواد المستوردة. هذه الارتفاعات التي أثرت لا محالة على القدرة الشرائية للمواطن الجزائري.

-انتشار جائحة كورونا وانعكاساتها على القدرة الشرائية للمواطن الجزائري.

3. واقع سعر الصرف الموازي بالجزائر:

1.3 نشأة سعر الصرف الموازي وأسباب ظهوره:

يشير سعر الصرف الموازي الى سعر غير مفروض يتحدد بحرية قانون العرض والطلب (henni, 1991, p. 65)، وهو سوق هيكلي أين يتواجد فيه العرض والطلب على العملة الأجنبية للحصول على سعر توازني هو سعر الصرف الموازي.

تتجه الدولة لنظام الرقابة على الصرف غالبا لمواجهة العجز في ميزان المدفوعات أو الأحوال التي تخشى فيها هروب رؤوس الأموال للخارج، فالدولة تستطيع التحكم في الواردات باستخدام الرقابة حيث لا يستطيع أي مستورد أن يحصل على العملة الأجنبية الضرورية لدفع ثمن ما يستورده إلا عن طريق تصريح باستيراد يسلم من طرف الإدارة المسؤولة عن الرقابة على الصرف.

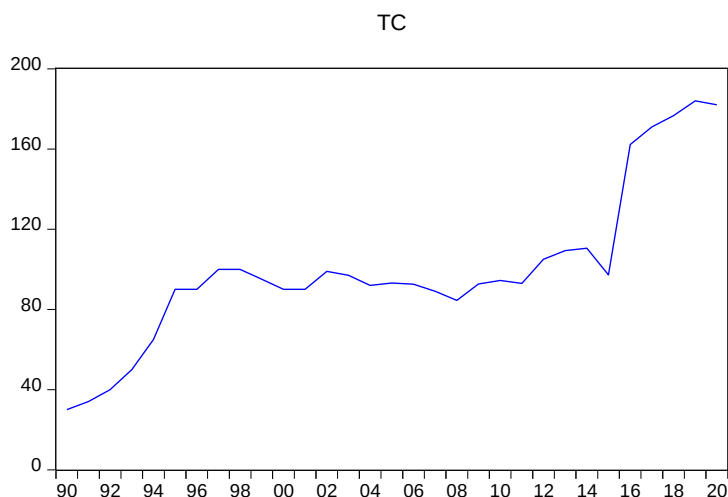
من بين الأسباب التي تؤدي الى ظهور سعر الصرف الموازي هي قلة وندرة العملة الصعبة، فيصبح البنك المركزي عاجزا عن تلبية رغبات طالبي العملة الصعبة، الأمر الذي يدفع الراغبين في الحصول عليها الى شراءها بملغ أعلى مما يشجع مالكي هذه العملة كالمقاعدين من بيعها في السوق الموازي بدلا من السوق الرسمي (بودلال ، 21-22 ماي 2002، صفحة 170).

2.3 تطور سوق الصرف الموازي بالجزائر:

يمكن تمييز مرحلتين بارزتين في تاريخ السوق الموازي للعملات بالجزائر مرحلة أولى تعود الى السبعينات وجزء كبير من الثمانينيات وتميزت بمراقبة صارمة مع غياب كامل لنظام بنكي فعال، ومرحلة ثانية حرجة بدأت بانتهاء برنامج التعديل الهيكلي سنة 1994 (بوثلجة و بطاهر، 2015، صفحة 80).

وبعد ابرام اتفاقية ستاند باي 1994 والتي جاء ضمن شروطها تعديل سعر الصرف ليصل الى 36 دج مقابل دولار واحد أي تخفيضه بنسبة 40.27%، وبعدها برنامج التعديل الهيكلي مع نهاية ماي 1995 الذي أثر على متغيرات عدة متعلقة بالتجارة الخارجية ووسائل الدفع الخارجي للوصول الى التوازن الخارجي ليصبح سعر الصرف في السوق الموازي 55 دج مقابل 37 دج في السوق الرسمي، وتمثل هذه الفترة البداية الفعلية لقابلية تحويل الدينار الجزائري واستمرار انخفاضه خاصة في السوق الموازي (سي محمد و بوثلجة، صفحة 25)، ويمكن تتبع تطور سعر الصرف الموازي بالجزائر في الشكل التالي:

الشكل (2): تطور سعر الصرف الموازي بالجزائر خلال الفترة 1990-2020.



المصدر: من اعداد الباحثة بالاعتماد على احصائيات الديوان الوطني للإحصاء

عرف سعر الصرف الموازي استقرارا حتى سنة 2007، وبعد هذه السنة نلاحظ ارتفاع سعر الصرف الموازي نتيجة للتطورات العالمية بارتفاع قيمة الدولار الأمريكي إضافة الى ارتفاع الاجور ومخلفات الرواتب بأثر رجعي مما فتح المجال لانفاق مبالغ أكبر.

4. عرض وتحليل النتائج:

1.4 وصف متغيرات الدراسة واختبار إستقرارية السلاسل الزمنية

1.1.4 وصف متغيرات الدراسة:

تم الاعتماد على متغيرين تتمثل فيما يلي:

لوغاريتم مؤشر أسعار الاستهلاك (lpc) كمتغير تابع،

لوغاريتم سعر الصرف الموازي (lpc) كمتغير مستقل.

2.1.4 اختبار إستقرارية السلاسل الزمنية: سيتم الاعتماد على اختبارات جذر الوحدة وبالتحديد سنستخدم

على اختبار ديكي فولر الموسع (ADF) واختبار فيليبس وبيرون (PP)، والجدول التالي سيوضح ذلك:

الجدول 1: نتائج اختبار استقرارية السلاسل الزمنية لمتغيرات الدراسة.

الاستقرار	PP		ADF		المتغيرات
	الاحتمال	القيمة	الاحتمال	القيمة	
/	0.1143	-3.14	0.0895	-3.27	lpc
I(1)	0.0130	-2.53	0.0086	-2.70	DIpc
/	0.1686	-2.33	0.1532	-2.38	lpc
I(1)	0.0002	-4.03	0.0002	-4.05	DIpc

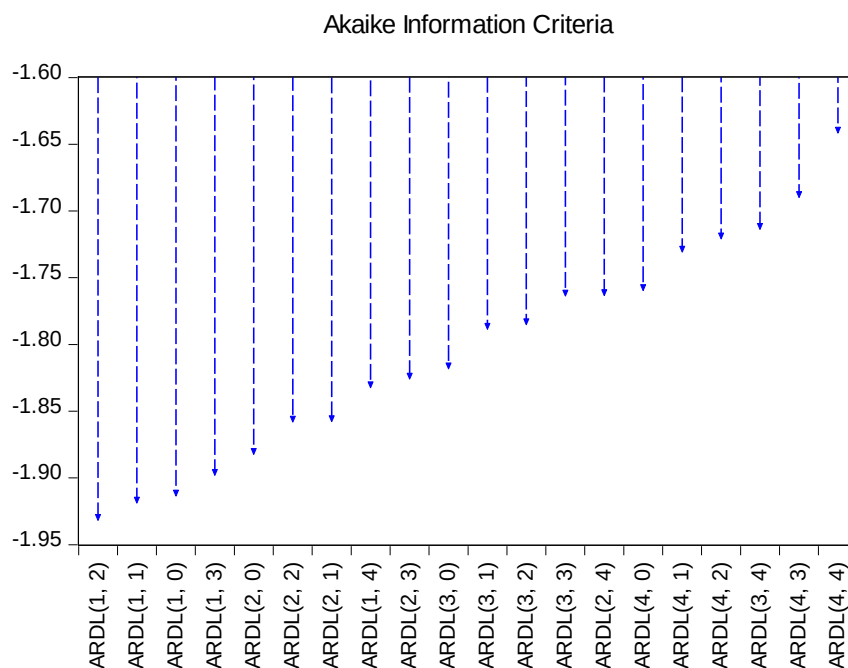
المصدر: من اعداد الباحثة بالاعتماد على مخرجات برنامج (V10)EViews.

بعد اختبار استقرارية السلاسل الزمنية الثلاث وجدنا أن كلها مستقرة عند الفرق الأول مما يدل على وجود علاقة طويلة الأجل.

هذه النتائج تشير إلى إمكانية استخدام منهجية اختبار التكامل المشترك باستخدام منهج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة ARDL، في تحليلنا لأثر سعر الصرف الموازي على مؤشر أسعار الاستهلاك بالجزائر.

3.1.4 مؤشرات تحديد درجة الابطاء المثلى يعتمد تحديد درجة الابطاء المثلى على استخدام معيار (AKaiKe) والذي يشير الى أدنى قيمة احصائية لتحديد النموذج الملائم للدراسة وهو موضح بالشكل الموالي:

الشكل 3: فترات الابطاء المثلى لنموذج ARDL.



المصدر: مخرجات برنامج (EVIEWS(V10).

2.4 اختبار التكامل المشترك وللقيام باختبار التكامل المشترك نستخدم اختبار منهجية الحدود للتكامل المشترك والخاص بنموذج ARDL، وفيما يلي نتائج التقدير الخاصة باختبار منهج الحدود الذي يوضح وجود العلاقة طويلة المدى من عدمها:

1.2.4 اختبار التكامل المشترك باستعمال منهج (Bounds Test):

سيكون هناك تكامل مشترك بين متغيرات الدراسة وفقا لمنهج الحدود إذا كانت القيمة المحسوبة F أكبر من الحد الأعلى للقيم الحرجة، ولذلك فإننا نرفض فرضية العدم التي تنص على عدم وجود علاقة توازن طويلة الأجل، ونقبل الفرضية البديلة القائلة بوجود تكامل مشترك بين متغيرات الدراسة، ولكن إذا كانت القيمة المحسوبة F أقل من القيم الحرجة الدنيا، نرفض الفرضية البديلة ونقبل فرضية العدم، بمعنى عدم وجود علاقة توازن على المدى الطويل.

الجدول 2: نتائج اختبار الحدود (Bounds test)

F-Bounds Test		Null Hypothesis: No levels relationship		
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
Asymptotic: n=1000				
F-statistic	7.189110	10%	3.02	3.51
k	1	5%	3.62	4.16
		2.5%	4.18	4.79
		1%	4.94	5.58
Finite Sample: n=35				
Actual Sample Size	29	10%	3.223	3.757
		5%	3.957	4.53
		1%	5.763	6.48
Finite Sample: n=30				
		10%	3.303	3.797
		5%	4.09	4.663
		1%	6.027	6.76

المصدر: مخرجات برنامج (EVIEWS(V10).

من خلال الجدول (3) أعلاه نلاحظ أن القيمة الإحصائية لفيشر تقع خارج المجال $I(0)$ و $I(1)$ عند مستوى معنوية 10%، 5%، 1% مما يعني قبول الفرضية البديلة ($H_1: \gamma_1 \neq \gamma_2 \neq \gamma_3 \neq 0$) ورفض فرضية العدم ($H_0: \gamma_1 = \gamma_2 = \gamma_3 = 0$) التي تنص على عدم وجود علاقة توازن طويلة الأجل، لأن قيمة F المحسوبة أكبر من القيم الحرجة والموضحة في نفس الجدول، حيث بلغت هذه القيمة 7.189110 وهي أكبر من الحد الأعلى للقيم الحرجة، وبالتالي نستنتج أنه توجد علاقة تكامل مشترك بين متغيرات الدراسة، وهذا يعني وجود علاقة طويلة الأجل بين متغيرات الدراسة، وتحقيق توازن طويل الأجل بينها.

2.2.4 تحديد معاملات الأجل الطويل: يتم الحصول على مرونة المدى الطويل وهي معامل إبطاء واحد للمتغيرات التفسيرية (مضروبا بإشارة سالب) مقسوما على معامل المتغير التابع بإبطاء واحد. (طهراوي، ديسمبر 2015، صفحة 379) وفيما يلي نتائج التقدير للنموذج في الأجل الطويل:

الجدول 3: نتائج تقدير النموذج الأول طويل الأجل - المتغير التابع LTC.

Included observations: 29 after adjustments
Maximum dependent lags: 4 (Automatic selection)
Model selection method: Akaike info criterion (AIC)
Dynamic regressors (4 lags, automatic): LTC
Fixed regressors: C
Number of models evaluated: 20
Selected Model: ARDL(1, 2)
Note: final equation sample is larger than selection sample

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
LPC(-1)	0.992605	0.051564	19.24981	0.0000
LTC	0.049572	0.135913	0.364732	0.7185
LTC(-1)	-0.009313	0.176170	-0.052866	0.9583
LTC(-2)	-0.176351	0.124066	-1.421425	0.1681
C	0.721408	0.258623	2.789415	0.0102
R-squared	0.984368	Mean dependent var	4.596718	
Adjusted R-squared	0.981763	S.D. dependent var	0.607829	
S.E. of regression	0.082084	Akaike info criterion	-2.006569	
Sum squared resid	0.161706	Schwarz criterion	-1.770829	
Log likelihood	34.09525	Hannan-Quinn criter.	-1.932738	
F-statistic	377.8374	Durbin-Watson stat	2.061759	
Prob(F-statistic)	0.000000			

المصدر: مخرجات برنامج (EViews(V10).

من خلال نتائج الجدول أعلاه نلاحظ أن معامل التحديد يساوي 98.43%، أي أن سعر الصرف الموازي يؤثر على مؤشر أسعار الاستهلاك بنسبة 98.43% والباقي 1.57% يدخل ضمن هامش الخطأ، مما يدل على أن النموذج له قدرة تفسيرية قوية، بالإضافة إلى ذلك أن قيمة اختبار فيشر المحسوبة 377.83 أكبر من القيمة المجدولة، أي النموذج ككل له دلالة معنوية وهذا يعني أن المتغيرات المستقلة وهي مجتمعة لها القدرة على تفسير التغيرات التي تحدث على المتغير التابع.

3.4 تقدير نموذج تصحيح الخطأ (ECM): بعد التأكد من وجود علاقة توازنية طويلة الأجل الآن نقوم بتقدير الآثار قصيرة وطويلة الأجل، كما هو موضح في الآتي:

1.3.4 تقدير نموذج تصحيح الخطأ في الأجل القصير: موضحة في الجدول التالي:

الجدول 4: نتائج تقدير نموذج تصحيح الخطأ في الأجل القصير.

ARDL Error Correction Regression
Dependent Variable: D(LPC)
Selected Model: ARDL(1, 2)
Case 2: Restricted Constant and No Trend
Date: 01/02/22 Time: 23:11
Sample: 1990 2020
Included observations: 29

ECM Regression Case 2: Restricted Constant and No Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LTC)	0.049572	0.122865	0.403466	0.6902
D(LTC(-1))	0.176351	0.110242	1.599675	0.1228
CointEq(-1)*	-0.007395	0.001530	-4.833695	0.0001
R-squared	0.421154	Mean dependent var	0.084340	
Adjusted R-squared	0.376627	S.D. dependent var	0.099885	
S.E. of regression	0.078863	Akaike info criterion	-2.144500	
Sum squared resid	0.161706	Schwarz criterion	-2.003056	
Log likelihood	34.09525	Hannan-Quinn criter.	-2.100202	
Durbin-Watson stat	2.061759			

المصدر: مخرجات برنامج (EViews(V10).

يلاحظ أن حد تصحيح الخطأ سلبي ومعنوي، مما يعني أن 0.7395 % من الأخطاء القصيرة الأجل يمكن تصحيحها في وحدة الوقت من أجل العودة إلى وضع التوازن في الأجل الطويل، بمعنى أن هناك إمكانية للعودة إلى وضع التوازن وبالتالي وجود علاقة طويلة الأجل ولكنها بطيئة.

_ إن النموذج القصير الأجل مهم لأن القيمة الاحتمالية لاختبار F 0.0000 أقل من 5%.

_ بلغت قيمة معامل تحديد النموذج التقديري 0.423858، مما يعني أن سعر الصرف الموازي يفسر حوالي 42.1154 % من التغيرات في مؤشر أسعار الاستهلاك.

_ وكانت قيمة متغير سعر الصرف الموازي 0.049572، وهي قيمة غير مهمة، حيث أن القيمة الاحتمالية لاختبار T البالغ 0.6902 أكبر من مستوى المعنوية 5%، وبالتالي فإن انخفاض سعر الصرف الموازي بنسبة 100% تؤدي انخفاض مؤشر أسعار الاستهلاك بنسبة 4.9572 % في الأمد القصير، وهذا يتفق مع فرضية الدراسة القائلة بأن سعر الصرف الموازي يؤثر إيجاباً على انخفاض أسعار الاستهلاك في الأمد القصير.

_ وكانت قيمة متغير سعر الصرف الموازي بتأخير واحد 0.176351، وهي قيمة غير مهمة، حيث أن القيمة الاحتمالية لاختبار T البالغ 0.1228 أكبر من مستوى المعنوية 5%، وبالتالي فإن انخفاض سعر الصرف الموازي بنسبة 100% تؤدي الى انخفاض مؤشر أسعار الاستهلاك بنسبة 17.6351 % في الأمد القصير، وهذا يتفق مع فرضية الدراسة القائلة بأن سعر الصرف الموازي يؤثر إيجاباً على انخفاض مؤشر أسعار الاستهلاك في الأمد القصير.

السوق الموازية للعملة الأجنبية ترتبط ارتباطاً قوياً بمؤشر أسعار الاستهلاك في العديد من البلدان ذات التوسع النقدي في حالة يؤدي فيها ضغط أحجام الواردات وانخفاض مستويات الإنتاج المحلي إلى نقص في السلع ويسهم في ارتفاع مؤشر أسعار الاستهلاك ويزيد من نشاط السوق الموازية.

2.3.4 تقدير نموذج تصحيح الخطأ في الأجل الطويل: موضحة في الجدول الآتي:

الجدول 5: نتائج تقدير نموذج تصحيح الخطأ في الأجل الطويل.

ARDL Long Run Form and Bounds Test
Dependent Variable: D(LPC)
Selected Model: ARDL(1, 2)
Case 2: Restricted Constant and No Trend
Date: 01/02/22 Time: 23:24
Sample: 1990 2020
Included observations: 29

Conditional Error Correction Regression				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.721408	0.258623	2.789415	0.0102
LPC(-1)*	-0.007395	0.051564	-0.143419	0.8872
LTC(-1)	-0.136092	0.095565	-1.424083	0.1673
D(LTC)	0.049572	0.135913	0.364732	0.7185
D(LTC(-1))	0.176351	0.124066	1.421425	0.1681

* p-value incompatible with t-Bounds distribution.

Levels Equation
Case 2: Restricted Constant and No Trend

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LTC	-18.40255	139.7874	-0.131647	0.8964
C	97.54951	700.7391	0.139209	0.8904
EC = LPC - (-18.4026*LTC + 97.5495)				

المصدر: مخرجات برنامج (EViews V10).

من النتائج أعلاه، يمكن كتابة النموذج التقديري بالشكل:

$$EC = LPC - (-18.4026 * LTC + 97.5495)$$

ومن الملاحظ أن متغير سعر الصرف الموازي له تأثير كبير على الأمد البعيد، حيث أن قيم الاحتمالات لاختبار 0.8964 أكبر من مستوى الأهمية 5%، حيث بلغت قيمته 18.40255، وهذا يعني أن سعر الصرف الموازي إذا زاد بنسبة 100% هذا يؤدي إلى انخفاض في مؤشر أسعار الاستهلاك في الأمد البعيد بنسبة 184.4026%. وهناك علاقة عكسية بين سعر الصرف الموازي ومؤشر أسعار الاستهلاك في الأمد البعيد وهو ما يثبت الفرضية الثانية للدراسة.

العلاقة طويلة المدى بين سعر الصرف الموازي ومؤشر أسعار الاستهلاك هي علاقة عكسية، وهما يتأثران ببعضهما حيث توجد علاقة في اتجاهين، حيث أن ارتفاع عرض النقود في بلد ما يؤثر على تحديد سعر الصرف الموازي من خلال ارتفاع مستوى أسعار السلع والخدمات المحلية والتي ينتج عنها زيادة تكاليف الصادرات مما يؤدي إلى انخفاض الطلب عليها جراء إقبال المقيمين للشراء من الخارج أو للسياحة الأمر الذي يساعد في تخفيض العملة المحلية نتيجة زيادة الطلب على العملات الأجنبية.

إن ارتفاع سعر الصرف الموازي للعملة المحلية مقابل العملة الأجنبية يؤدي إلى ارتفاع قيمة العملة الوطنية وبالتالي تزداد القوة الشرائية للمواطن المحلي ومنه ينخفض مؤشر أسعار الاستهلاك، أما في حالة انخفاض سعر الصرف الموازي للعملة المحلية مقابل العملة الأجنبية فيؤدي إلى انخفاض قيمة العملة الوطنية وبالتالي انخفاض القوة الشرائية للمواطن المحلي مما يؤدي إلى ارتفاع مؤشر أسعار الاستهلاك.

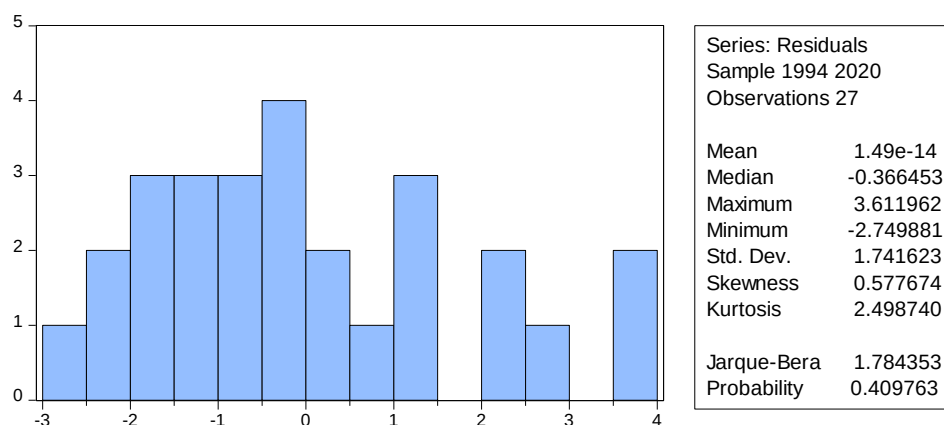
وتعكس النتائج الطويلة الأجل تأكيد فرضية الدراسة أن سعر الصرف الموازي له علاقة عكسية بمؤشر أسعار الاستهلاك، وهو ما يبين مدى التأثير السلبي لسعر الصرف الموازي على مؤشر أسعار الاستهلاك.

4.4 نتائج الاختبارات التشخيصية: نقوم بالاختبار لتقييم جودة النموذج ما إذا كان النموذج القياسي المستخدم في دراستنا يعاني من مشاكل القياس الاقتصادي والاستقرارية الكلية للنموذج وذلك من خلال استخدام الاختبارات التالية:

1.4.4 اختبار التوزيع الطبيعي للبواقي:

سنعتمد على إحصائية Jarque-Bera ومنه نقبل فرضية العدم التي تنص على أن البواقي لا تتبع التوزيع الطبيعي وقيمة الاحتمال لاختبار (Jarque-Bera) أكبر من 5% تؤكد ذلك أي أنه دليل على التوزيع الطبيعي للبواقي.

الشكل 4: نتائج اختبار التوزيع الطبيعي للبواقي.



المصدر: مخرجات برنامج (EViews(V10).

2.4.4 اختبار مشكل اختلاف التباين: من بين الاختبارات المتبعة اختبار (ARCH) التي تشير إلى

عدم ثبات التباين المشروط بالانحدار الذاتي، وهي متمثلة في النتائج المئوية.

الجدول 6: نتائج اختبار شرط تجانس تباين حدود الخطأ (arch)

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	0.039165	Prob. F(1,26)	0.8447
Obs*R-squared	0.042114	Prob. Chi-Square(1)	0.8374

المصدر: مخرجات برنامج (EViews(V10).

تظهر نتائج اختبار شرط تجانس تباين حدود الخطأ (arch) من الجدول أعلاه أن قيمة Prob

(1) Chi-Square بلغت 0.8374 وهي أكبر من 5% وهذا ما يشير إلى عدم معنويته، وبالتالي يتم

هنا قبول فرضية العدم (H_0) القائلة بتجانس البواقي وعدم احتوائها اختلاف التباين.

هنالك اختبار اخر وقيمة الاحتمال به أكبر من 5% كذلك كما هي موضحة بالجدولين التاليين:

الجدول 7: نتائج اختبار شرط تجانس تباين حدود الخطأ (pagan-godfrey)

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	0.308074	Prob. F(4,24)	0.8697
Obs*R-squared	1.416304	Prob. Chi-Square(4)	0.8414
Scaled explained SS	6.943208	Prob. Chi-Square(4)	0.1389

المصدر: مخرجات برنامج (EViews(V10).

تظهر نتائج اختبار (pagan-godfrey) من الجدول أعلاه نقبل فرضية العدم التي تنص على تجانس تباين الأخطاء، حيث القيمة الإحصائية ل F-statistic غير معنوية أي 0.8697 أكبر من 0.05% وعليه فالنموذج لا يعاني من مشاكل الارتباط الذاتي للأخطاء ولا من اختلاف التباين.

2.4.4 اختبار مشكل عدم وجود ارتباط ذاتي تسلسلي: (Breusch-Godfrey serial LM test)

يستخدم هذا الاختبار لمعرفة ما إذا كانت الأخطاء ذات صلة ذاتية.

الجدول 8: نتائج اختبار (Breusch-Godfrey serial LM test).

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test

F-statistic	0.198993	Prob. F(2,22)	0.8210
Obs*R-squared	0.515297	Prob. Chi-Square(2)	0.7729

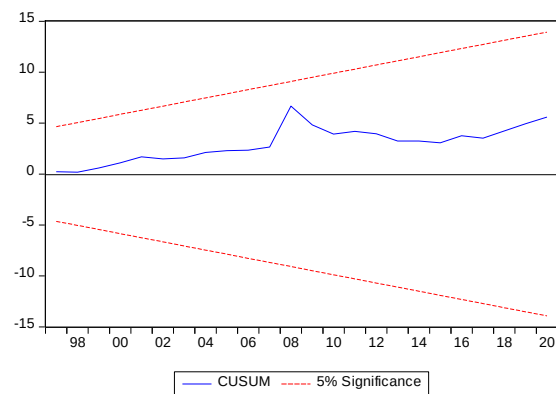
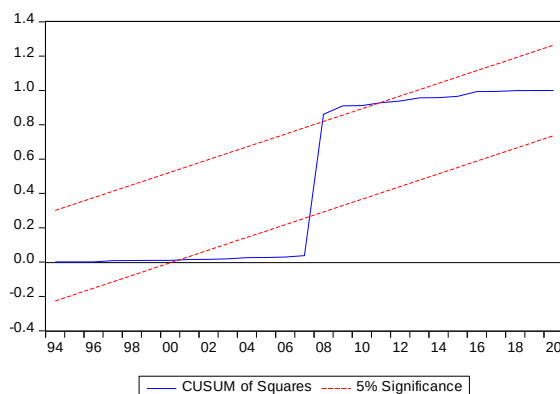
المصدر: مخرجات برنامج (EViews(V10).

تظهر نتائج الجدول أعلاه على قبول فرضية العدم التي تشير إلى عدم وجود ارتباط ذاتي للأخطاء، حيث القيمة الاحتمالية ل F-Statistic والتي تقدر ب(0.8210) غير معنوية أي أنها أكبر من 0.05% وبالتالي النموذج لا يعاني من مشكل الارتباط الذاتي للأخطاء.

5.4 نتائج اختبار الاستقرار الهيكلي لنموذج ARDL المقدر: وذلك من خلال المجموع التراكمي للبواقي

المتابعة CUSUM والمجموع التراكمي لمربعات البواقي المتابعة CUSUMSQ، وهما عبارة عن خط وسطي يقع داخل الحدود المنطقية الحرجة مما يشير إلى الاستقرار الهيكلي لنموذج ARDL عند مستوى معنوية 5%، وعليه يمكن القول أن هناك استقرارا وانسجاما في النموذج بين نتائج الأجل الطويل ونتائج الأجل القصير. ويتضح من الشكل أن كل من الاختبارين المذكورين بيانيا يقع ضمن نطاق الحدود الحرجة، ولذا فإن هذه الاختبارات تثبت سكون المعلمات القصيرة والطويلة الأجل لنموذج ARDL.

الشكل 5: اختبائي (CUSUM) و (CUSUM of Squares).



المصدر: مخرجات برنامج (EViews(V10).

5. خاتمة:

يعتبر ظهور سوق موازية للعملات الأجنبية في أي اقتصاد علامة على حدوث أزمات اقتصادية حادة وقد كان الهدف الرئيسي من هذه الدراسة هو دراسة آثار سعر صرف السوق الموازي على مؤشر أسعار الاستهلاك في الاقتصاد الجزائري من خلال تطبيق نموذج الفجوات الزمنية المتباطئة ARDL. وكانت تقلبات أسعار الصرف الموازية في السوق على مؤشر أسعار الاستهلاك منخفضة إلى حد كبير خلال المدى القصير ولذلك يلزم وضع استراتيجيات جديدة لتحسين الظروف الاقتصادية وتحقيق استقرار مستوى الأسعار.

النتائج:

وجود تأثير سعر الصرف الموازي على مؤشر أسعار الاستهلاك مما قد يفسر الأثر القوي والكبير للتغيرات الإيجابية في أسعار الصرف على مؤشر أسعار الاستهلاك في الجزائر في المدى القصير، إذ أن السوق الموازية للعملة الأجنبية ترتبط ارتباطاً قوياً بمؤشر أسعار الاستهلاك في العديد من البلدان ذات التوسع النقدي في حالة يؤدي فيها ضغط أحجام الواردات وانخفاض مستويات الإنتاج المحلي إلى نقص في السلع ويسهم في ارتفاع مؤشر أسعار الاستهلاك ويزيد من نشاط السوق الموازية، وهو ما يؤكد الفرضية الأولى للدراسة.

أدى انخفاض سعر الصرف الموازي في الجزائر خلال السنوات القليلة الماضية إلى زيادة فواتير الواردات، مما أسهم في زيادة العجز التجاري وزيادة أسعار السلع الوسيطة والنهائية وبالتالي انخفاض القدرة الشرائية أي ارتفاع مؤشر أسعار الاستهلاك أي أن العلاقة بين سعر الصرف الموازي ومؤشر أسعار الاستهلاك هي علاقة عكسية في المدى الطويل، وهو ما يؤكد الفرضية الثانية للدراسة.

الاقتراحات:

يجب على الدولة تبني إصلاح شامل بحيث يكون البنك المركزي شفافاً في تطبيق سياسة النقد الأجنبي لجعل السياسة أكثر فعالية ومصادقية مع تمكين سلطة السياسة النقدية من تحقيق درجة عالية من الاستقلال والذي يعد أمراً حاسماً لتحسين استقرار الأسعار وفي هذا الصدد، ينصح صناع السياسات الاقتصادية بالعمل عن كثب من أجل الحد من الهيمنة المالية بالإضافة إلى ذلك فإن الجهود الرامية إلى بناء قطاع مصرفي قوي وأسواق مالية ضرورية ومطلوبة بشدة لتحرير الاقتصاد من القيود المالية.

والأهم من ذلك أن استخدام نهج غير تقليدي ومباشر للسيطرة على تقلبات مؤشر أسعار الاستهلاك يمكن أن يشكل خطوة في الاتجاه الصحيح هذا من شأنه أن يملي على السياسة النقدية أن تعيد ترتيب أولويات أهدافها وأن تتحرك تدريجياً نحو جعل استقرار الأسعار هدفها الرئيسي وأخيراً هناك حاجة ماسة إلى تطوير وتحسين الهياكل الأساسية التقنية المناسبة التي تساعد البنك المركزي على إنتاج هياكل أساسية رشيدة والتنبؤ بمؤشر أسعار الاستهلاك، مع ضرورة السيطرة على حجم الكتلة النقدية من العملة الأجنبية الموجودة بالسوق الموازية.

6. قائمة المراجع:

1. Banque d'agérie, (1990-2018), *rapport annuel*. Algérie, banque d'agérie.
2. henni, a. (1991), *essai sur l'économie parallèle*, édition ENAG, Algérie.
3. Hrvoje , J., & Antea , B. (2017). APPLE INDICES AS A NEW INFORMAL MEASURE OF PURCHASING POWER PARITY. *Zbornik Ekonomskog fakulteta u Zagrebu godina, 15(1)*, 109-127.
4. office national des statistiques ONS, mai, 2019c (ONS. (2019c), *Indice des Prix à la Consommation 2009 - 2018, Collections Statistiques, Série E: Statistiques Economiques N* ،98 °Alger, mai 2021، 12 12 تاريخ الاسترداد .
<http://www.ons.dz/IMG/pdf/ipc2009-2018.pdf>
5. Si Mohammed, K., & Noredine Chérif, T, (2016, november 28), An Empirical Test of Purchasing Power Parity of the Algerian Exchange Rate: Evidence from Panel Dynamic, *MPRA Pape(75285)*, 1-21.
6. بلقاسم العباس، (نوفمبر، 2003)، سياسات أسعار الصرف، سلسلة دورية تعنى بقضايا التنمية في الأقطار العربية (23)، 1-32.
7. سامر مظهر قنطقجي. (أوت ، 2005). إذا كنت تريد أن تعرف معدل التضخم فلا تربطه مع الرقم القياسي لأسعار الاستهلاك. *مجلة الاقتصاد الاسلامي العالمي* (39)، 31-50.
8. عبد الناصر بوتلجة ، و سمير بطاهر، (ماي، 2015)، سعر الصرف الموازي والطلب على النقود، *المجلة المغربية للاقتصاد والتسيير*، (1)، 75-87.
9. علي بودلال ، (21-22 ماي 2002)، اشكالية الاقتصاد غير الرسمي والعوامل التي تساعد على توسيع رقعته بالجزائر، *ملتقى دولي حول الاقتصاد الجزائري في الألفية الثالثة*، جامعة البليدة، الجزائر.
10. فايزة سي محمد، و عبد الناصر بوتلجة، (مارس 2020)، أثر سعر الصرف الموازي على الاستثمار الأجنبي المباشر في الجزائر -دراسة قياسية-، *مجلة التكامل الاقتصادي*، 8(1)، 17-35.
11. فريد طهراوي، (ديسمبر 2015)، دراسة قياسية لأثر النشاط النقدي على التضخم في الجزائر باستخدام منهجية ARDL، *مجلة علمية محكمة (معارف)، السنة العاشرة (العدد 19)*، 369-384.
12. مروان عطوان، (1992)، *أسعار صرف العملات، أزمة العملات والعلاقات لنقدية الدولية-*، دار الهدى، عين مليلة الجزائر.
13. نشرية بنك الجزائر، (2008-2020)، *النشورية الاحصائية الثلاثية*، بنك الجزائر، الجزائر.
14. هشام ريغي ، (2020)، ما بعد الوظيفة: الأجور والقدرة الشرائية في الجزائر، *مجلة العلوم الاقتصادية والتسيير والعلوم التجارية*، 12(3)، 238-253.