دراسة قياسية لأثر العرض النقدي على مؤشر أسعار الاستهلاك بالجزائر خلال الفترة (1990–2021)

An econometric study of the effect of money supply on consumer price index in algeria during the period 1990-2021

نوة بن يوسف

جامعة محمد بوضياف المسيلة، الجزائر، مخبر الاستراتيجيات والسياسات الاقتصادية،

naoua.benyoucef@univ-msila.dz

تاريخ الاستلام:2023/01/12 تاريخ القبول: 2023/04/11 تاريخ النشر: 2023/04/30

ملخص: تهدف هذه الدراسة إلى تحليل وقياس أثر عرض النقود على مؤشر أسعار الاستهلاك في الجزائر خلال الفترة (1990–2021) ،وقدتم تقدير العلاقة بين الناتج المحلي الإجمالي PIBوعرض النقد بالمعنى الواسع M2 كمتغيرين مستقلين ومؤشر أسعار الاستهلاك CPIكمتغير تابع باستخدام نموذجARDL

حيث توصلنا الى مجموعة من النتائج أهمها وجود علاقة توازنية طويلة الاجل بين متغيرات الدراسة ، من خلال ما بينته نتائج تطبيق اختبار نموذج تصحيح الخطأ لمنهج الحدود، حيث أظهرت نتائج ECM أن معامل إبطاء حد تصحيح الخطأ Et-1 معنوية وسالبة ، وهذا يكشف عن سرعة عودة متغير مؤشر أسعار الاستهلاك نحو قيمته التوازنية في الأجل الطويل. ومن خلال اختبارات التشخيص أثبتنا خلو النموذج المدروس من المشاكل القياسية.

كلمات مفتاحية: العرض النقدي ، الناتج المحلي الإجمالي ، مؤشر أسعار الاستهلاك ، نموذج ARDL

تصنيفات JEL : E51، E31، C01،E64

Abstract: This study aims to analyze and measure the impact of money supply on the consumer price index in Algeria during the period (1990-2021).

The relationship between (PIB) and money supply in the broad sense (M2) was estimated as two independent variables and the consumer price index (CPI) as a dependent variable using the ARDL model.

Where we reached a set of results, the most important of which is the existence of a long-term equilibrium relationship between the variables of the study, through what was shown by the results of applying the error correction model test for the limits approach, where the ECM results showed that the coefficient of slowing down the error correction limit Et-1 is significant and negative, and this reveals the speed of return CPI variable towards its long-run equilibrium value. Through diagnostic tests, we have proven that the studied model is free of standard problems.

Keywords: money supply, GDP, consumer price index, ARDL model.

Jel Classification Codes : E5 ,E31 , C01 ,E64

المؤلف المرسل: نوة بن يوسف، **الإيميل:** naoua.benyoucef@univ-msila.dz

1.مقدمة:

الجزائر بصفتها نموذجا عن الدول النامية، لم تسلم من الضغوط التضخمية مثلها مثل باقي الدول المتقدمة والمتخلفة على حد سواء، خاصة في السنوات التي تلت الإصلاحات الاقتصادية والانتقال إلى نظام اقتصاد السوق الذي تبنته الجزائر منذ التسعينات، وشرعت في التخلي عن الاقتصاد الموجه من أجل تحقيق جملة من الأهداف، ومن ثم التكيف الفعال مع المتغيرات المستجدة على الساحة العالمية. وقد برز ارتفاع الأسعار بشكل جلي منذ سنة 1989، وترتب عليه آثار سلبية سواء كان ذلك على المستهلكين أو على المنتجين، فمنذ بداية التسعينات زاد تقهقر الحالة الاقتصادية للجزائر، وظهرت الإختلالات على المستوى الكلي بسبب استمرار ضعف أسعار البترول، فاضطرت الحكومة الجزائرية إلى وضع قيد التنفيذ برنامج التصحيح الهيكلي المبرم مع صندوق النقد الدولي، وفي إطار هذا البرنامج استطاعت الجزائر تحسين فعالية استغلال مواردها بإلغاء ضوابط هوامش الربح في أفريل1994، الذي مس معظم المنتجات الأساسية ما عدا السكر، الحبوب، الزيت، والتمويل الاجتماعي. أما تقنين الأسعار فقد بقي فقط لثلاث مواد غذائية أساسية (القمح اللين، القمح الصلب والحليب) ومنتجات الطاقة وأجور النقل العام. إن إلغاء دعم المنتجات الغذائية والطاقوية أدى إلى ارتفاع أسعارها بـ 100% ، وقد سعت الجزائر خلال تطبيق هذه البرامج الى المحافظة على استقرار مؤشر أسعار الاستهلاك حتى لا ترتفع معدلات التضخم .

1.1. إشكالية البحث:

اتبعت الجزائر خلال فترة الإصلاحات استراتيجية تنموية مكثفة ترمي الى الرفع من المستوى المعيشي للافراد وتحقيق الاستقرار الاقتصادي ،وذلك بالتوسع في الانفاق الاستهلاكي العام والخاص والانفاق الاستثماري، وهذا ما ولد عجزا في الميزانية العامة للدولة في عديد السنوات ، وقد تمت تغطية جزء مهم من هذا العجز بالإصدار النقدي غير المراقب ، مما أدى الى ضغوط تضخمية في اقتصاد الجزائري نتيجة زيادة مؤشر أسعار الاستهلاك من خلال زيادة الطلب الاستهلاكي ،وعليه يمكننا صياغة إشكالية البحث كما يلي : **ما مدى تأثير العرض النقدي على مؤشر أسعار الاستهلاك في الجزائر خلال الفترة (1990–2021) ؟**

2.1. فرضية البحث:

– توجد علاقة ذات دلالة إحصائية بين العرض النقدي ومؤشر أسعار الاستهلاك في الجزائر خلال الأجلين الطويل والقصير .

3.1. أهداف البحث:

تعد دراسة أثر العرض النقدي على مؤشر أسعار الاستهلاك باستخدام الأساليب القياسية الهدف الرئيسي لهذا البحث وتقديرها. ويهدف هذا البحث إلى التعرف على مدى تأثير العرض النقدي كمؤشر مهم للسياسة النقدية وانعكاس ذلك على مؤشر أسعار الاستهلاك في الجزائر.

4.1. أهمية البحث:

تكتسي هذه الدراسة أهمية بالغة، تنبع من مدى أهمية العرض النقدي وانعكاساته على مؤشر أسعار الاستهلاك في المدى القصير والطويل، وذلك لما لمؤشر أسعار الاستهلاك من انعكاسات تضخمية ،لذلك لابد من معرفة العوامل المؤثرة على مؤشر أسعار الاستهلاك حتى يتمكن صانعوا السياسة من معالجتها او التحكم فيها. وهذا من خلال إبراز العلاقة باستخدام نموذج الفجوات الزمنية الموزعة.

.5.1. منهجية البحث:

تم استخدام كل من الأسلوب الوصفي التحليلي، الذي تضمن عرض نظري للعرض النقدي ومؤشر أسعار الاستهلاك وطبيعة العلاقة بينهما وتتبع مسار تطورهما في الجزائر كما اعتمدنا أسلوب التحليل الكمي، الذي يقوم على أساس تقدير العلاقة الكمية بين العرض النقدي ومؤشر أسعار الاستهلاك في الجزائر، وبناء نموذج اقتصادي قياسي لعلاقة التأثير بينهما، مع استخدام نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة ARDL، والذي يعد من النماذج القياسية الحديثة لدراسة العلاقات بين المتغيرات الاقتصادية.

2.مفاهيم عامة حول مؤشر أسعار الاستهلاك والعرض النقدي:

1.2.مفهوم مؤشر أسعار الاستهلاك (CPI) .

هو أكثر المؤشرات استخداما في قياس معدل التضخم بالنسبة لمشتريات أسرة نموذجية، وهو تقدير لتكاليف شراء مجموعة نموذجية من السلع والخدمات التي تشتريها أسر الطبقة متوسطة الدخل مقارنة بنفس التكاليف في السنة السابقة (جيمس، ريجارد،1988، ص214). وتختلف سلة الاستهلاك الداخلة في تركيب هذا المؤشر من دولة إلى أخرى، كما يعكس الرقم القياسي لأسعار الاستهلاك التغيرات التي تطرأ على القوة الشرائية، ويتعلق الأمر هنا بذلك المقياس أو المؤشر الذي يقيم متوسط التغير الذي يحدث في الأسعار، إلا أنه لا يقيس تكلفة المعيشة أو تغيراتها أو ميزانية استهلاك الأسرة(Hamid, 1993, P111). والصيغة أو المعادلة التي يتم الاعتماد عليها في حساب الرقم القياسي لأسعار المستهلك (CPI)هي صيغة لاسبير (Laspeyres) والتي يتم ترجيح الأسعار بأوزان سنة الأساس.

-كيفية حساب معدل التضخم انطلاقا من CPI : معدل التضخم السنوي لسلع وخدمات المستهلك هو معدل التغير في مؤشر أسعار الاستهلاك بين فترتين، ويحسب كما يلي(N. Gregory, 2001, P515) :

$$INF_t = [(CPI_t - CPI_{t-1}) \div CPI_{t-1}] \times 100$$

حيث أن: INF_t : معدل التضخم خلال الفترة t ؛

CPI_t: مؤشر أسعار الاستهلاك في الفترة t ؛

CPI_{t-1}: مؤشر أسعار الاستهلاك في الفترة t-1 ؛

2.2.مفهوم عرض النقد:

هو مجموع وسائل الدفع المتداولة في المجتمع خلال money supply يقصد بعرض النقد فترة زمنية معينة (عوض فاضل ، 1990،ص 106) ، أي انه يضم جميع وسائل الدفع المتاحة في التداول والتي بحوزة الأفراد والمشروعات والمؤسسات المختلفة . وقد اخذ مفهوم عرض النقد حيزا واسعا من الجدل بين الاقتصاديين حول إعطائه مفهوم محدد ومتفق عليه وكذلك حول الآلية المناسبة لاحتسابه . وتجدر الإشارة هنا إلى ان عرض النقد يعد بمثابة دينا على الجهاز المصرفي او الجهة التي تتولى عملية الإصدار إذ انه التزاما عليها وحقا لحائزيه على التصرف المطلق بالمبالغ التي بحوزتهم (عبد المنعم ، 1971ص ص 94-95) ويقسم عرض النقد إلى أنواع عديدة هي: (عوض فاضل ، 1990،ص ص 107-118)

- عرض النقد بالمعنى الضيق (M1):ويقصد به العملة المتداولة خارج الجهاز المصرفي بالإضافة إلى نقود الودائع او النقود المصرفية(الودائع الجارية). وهذا يعني إن عرض النقد يمكن التعبير عنه من خلال المعادلة التالية: M1= DD + C إذ ان:

M1= عرض النقد بالمعنى الضيق،DD= الودائع الجارية،C= العملة المتداولة خارج الجهاز المصرفي

-عرض النقد بالمعنى الواسع (M2):وهو مفهوم لعرض النقد أوسع من المفهوم السابق M1 إذ يضم الودائع غير الجارية إلى جانب الودائع الجارية والعملة المتداولة خارج الجهاز المصرفي ، أي انه يشمل عرض النقد بالمعنى الضيق M1 مضافا إليه الودائع غير الجارية (أشباه النقود) كالودائع الادخارية .

ويمكن التعبير عن المعنى الواسع لعرض النقد من خلال المعادلة التالية (Michael ,1998,P23):

M2= M1 + TD

حيث إن:M2 : عرض النقد بالمعنى الواسع ؛ TD: الودائع الزمنية.

–عرض النقد بالمعنى الأوسع M3 :اتخذت بعض الدول المتقدمة معنى أشمل لعرض النقد ، وذلك بسبب التطور الكبير الذي شهدته تلك البلدان في المجال النقدي والمالي وتطور الأسواق المالية لديها وظهور مؤسسات مالية وسيطة وابتكارها لأنواع جديدة ومتنوعة من المشتقات المالية . إذ ان هناك بعض الأنواع من الودائع الأخرى التي تكون ذات آجال طويلة تمت إضافتها ضمن مكونات عرض النقد بالمعنى الأوسع M3 وتم استبعادها في الوقت ذاته من مكونات عرض النقد بالمعنى الواسع M2 .وهذه الودائع تكون مودعة لدى المؤسسات المالية الوسيطة من غير المصارف ، التجارية (مثل مصارف الادخار والإقراض) والتي تزيد آجالها عن سنتين .

3.مسار تطور مؤشر أسعار الاستهلاك والعرض النقدي في الجزائر

1.3. تطور مؤشر أسعار الاستهلاك خلال الفترة 1990–2021.

يحتسب مؤشر أسعار الاستهلاك في الجزائر شهريا من قبل الديوان الوطني للإحصاء، ذلك بهدف قياس تتطور أسعار السلع والخدمات، وسوف نتعرض إلى أهم الخصائص التي يتميز بها المؤشر المذكور، حيث أن النسب المتوصل إليها هي التي تستعمل بصفتها معاملات ترجيح في الرقم القياسي للاستهلاك.

يستخدم في الجزائر رقم "لاسبير Laspeyre Index" والذي يتميز بكونه يأخذ الكميات في سنة الأساس كأساس للترجيح، وتحسب هذه الكميات انطلاقا من الإحصاء الوطني للاستهلاك، ويوضح لنا هذا الرقم كيف تتطور أسعار نفس السلم من السلع والخدمات عبر الزمن، أي يبين لنا كم يجب أن ننفق في اليوم من أجل استهلاك نفس الكمية من السلع والخدمات في فترة زمنية سابقة (مولود، 2004، ص160). في الجزائر يضم CPI ثمانية مجموعات من بنود الإنفاق الاستهلاكي على السلع والخدمات الفردية، في حين تحتوي العينة السلعية على 260 منتوج تمثل مجمل النفقات الاستهلاكية للأسر. وقد تم اعتماده على أساس الإحصاء الوطني حول استهلاك العائلات الجزائرية سنة 1988، حيث يتم اختيار المواد بناءا على معايير يحددها الجهاز الإحصائي للديوان الوطني للإحصاء (N°9,PP 01-03 , O.N.S).

ويتفق المحللون على أهمية هذا المؤشر باعتباره مقياسا مهما لمعدل التضخم، لأنه يصور التدهور الذي يطرأ على القوة الشرائية للنقود أو على مستوى معيشة الأفراد (محمود،1982،ص18). كما عرف هذا المؤشر ارتفاعا مستمرا خلال الفترة (1989–2012)، ففي الوقت الذي قدر فيه هذا المؤشر13.3سنة 1989إرتفع إلى 113.82 سنة 2012، أي أن هذا المؤشر تضاعف قرابة 8.5 مرات خلال هذه

الفترة، كما سجلت الأسعار خلال هذه الفترة تطورات تراوحت نسبتها ما بين 0.3% كأدنى حد و31.7% كأقصى حد. وقد وصل معدل التضخم إلى 31.7% سنة 1992، ثم تراجع سنة 1993 وعاد للارتفاع سنة 1994 حيث قدر بـ 29%.كما يعد التطور الذي يطرأ على الرقم القياسي لأسعار المنتجات الغذائية، المشروبات، الأحذية والملابس، السكن والأثاث، وأهم الخدمات المتمثلة في الصحة، النقل، الاتصال والتعليم من أهم المؤشرات الخاصة بالرقم القياسي لأسعار الاستهلاك، وذلك باعتبارها أهم السلع الاستهلاكية للأسر وكذا حاجة المواطنين اليومية لها. عرفت فترة التسعينات بالتحرير التدريجي للأسعار، إذ بعد صدور قانون تحرير الأسعار في جويلية 1989 انعكس ذلك في صورة ارتفاع في المستوى العام للأسعار، حيث انتقل مؤشر الأسعار من 15.52 سنة 1990 إلى 70.44 سنة 2000 كما حقق مؤشر الأسعار زيادة قدرها 54.92 خلال هذه الفترة، إلا أن وتيرة ارتفاع الأسعار تختلف خلال تلك الفترة فنجد(محمود،1982،ص162):

- الفترة الأولى وتمتد من 1990إلى 1996، قد تميزت بارتفاع كبير جدا للأسعار، وذلك لان هذه المرحلة سادها تحرير، حيث تضاعفت 4 مرات على امتداد 7 سنوات.
- الفترة الثانية وتمتد من1997 إلى 2000، وهي تتسم بميل الأسعار نحو الاستقرار، حيث لم تزد الأسعار إلا بـ 5.28، وتضاعفت 1.08 مرة.

وقد تميزت الأغذية والمشروبات غير الكحولية بانخفاض وتيرة ارتفاع أسعارها بـ 0.8% سنة 2000، بعد أن كان معدل ارتفاعها 40% سنة 1994 نتيجة تنفيذ تحرير الأسعار، وفي سنة 2009 يبرز الارتفاع القوي في أسعار المنتجات الغذائية 9.38% والذي يتم جره بواسطة الانحراف في اسعار المنتجات الفلاحية الطازجة (14.3% خلال سنة واحدة)، على أنه المحدد الرئيسي في العملية التضخمية الداخلية التي تميز سنة 2009،أما في سنة 2010 نجد أن أسعار السلع الاستهلاكية ذات المحتوى المستورد القوي قد سجلت ارتفاعا قويا 7%، وتعد زيادة الأسعار الدولية للمواد الزراعية الأساسية المستوردة (حبوب ومواد استوائية)، بما فيها زيادة الكتلة النقدية وكذا زيادة الأسعار بالجملة للفواكه والخضر العوامل الرئيسية التي تفسر وتحدد التضخم، بمساهمات تقدر على التوالي بـ 31%، 62% و7% كمتوسط، وتجدر الإشارة هنا إلى الأثر التضخمي لسوء تسيير الأسواق الداخلية. فنجد أن معدل التضخم انتقل من 6.5% في2009 إلى 4.1% سنة 2010. كما يجب الإشارة إلى الارتفاع القوي لأسعار المواد الغذائية بمعدل 5.91% سنة 2011، مقابل 4.22% سنة 2010، وقد نجمت هذه الزيادة أساسا عن ارتفاع

أسعار المنتجات الفلاحية الطازجة 14.9% وبدرجة أقل عن ارتفاع المواد الغذائية المصنعة6.5%. أما في سنة 2012 فقد سجل معدل التضخم ارتفاعا 8.89%، لكن تأكد الاتجاه نحو التراجع في سنة 2013، حيث استمر اتجاه التضخم الذي بدأ في الظهور في أوت 2012 بصفة منتظمة. الذي هو في حدود الهدف المسطر من طرف مجلس النقد والقرض على المدى المتوسط.وفي سنة 2013 بلغ نمو مؤشر أسعار الاستهلاك 3.5٪ .حيث سجلت المنتجات الغذائية انخفاضا قدره 0.4٪ ،هذا الانخفاض هو نتيجة انخفاض أسعار المنتجات الزراعية الطازجة ،بما في ذلك الفواكه والخضر.(الديوان الوطني للإحصائيات ،مؤشر أسعار الاستهلاك،2013،الجزائر،ص 2) وقد عرفت وتيرة نمو مؤشر أسعار الاستهلاك . السنوات الأخيرة من 2014الى 2021 ارتفاعا حيث تراوحت بين 4 %و 5 % .وعرف المستوى العام للأسعار نسبة زيادة قدرها 66.21 حيث تضاعف 1.66 مرة خلال12 سنة الأخيرة، رغم طول الفترة والتغيرات والأزمات التي حدثت فيها . وبذلك فإنه يمكننا القول بأن المستوى العام للأسعار، قد تميز بالاتجاه نحو الارتفاع، وذلك بوتيرة وبوتيرة متسارعة خلال مرحلة التسعينات، وبوتيرة متباطئة خلال المرحلة الأخيرة.وبالرغم من ارتفاع المؤشر العام لأسعار الاستهلاك إلا أنه بالرجوع إلى مكونات هذا الرقم، فإننا نجد أن هناك مجموعات اتسمت بالأسعار المرتفعة، بينما تميزت أسعار مجموعات أخرى بالانخفاض.

2.3. تطور العرض النقدي خلال الفترة 1990–2021:

تطورت الكتلة النقدية M_2 خلال الفترة (1990–2000) بمعدل نمو سنوي لا يقل عن 10.5%، وقد كانت معدلات نموها مرتفعة في الفترة (1990–1994)، نتيجة لتطبيق سياسة نقدية توسعية نتج عنها ارتفاع المستوى العام للأسعار خلال هذه الفترة. وقد تميزت الفترة (1994–2005) بتباطؤ نمو العرض النقدي –ماعدا سنة 1998 أين بلغ معدل نمو(M_2) 47.24%– حيث وصل معدل نمو(M_2) سنة 1995 أدنى مستوى 10.5%، مقابل معدلات نمو منخفضة سنتي 2004 و2005 بـ 11.4% و10.9% على التوالي. أما حجم النقود الورقية فقد قدر سنة 1990 بـ 134.941مليار دج، أي40% من مجموع الكتلة النقدية، حيث ارتفعت بـ 3.2 مرة بين سنتي 1982و1990وهذا بمعدل42.14% في المتوسط من مجموع الكتلة النقدية، أما في سنة 1999 فقد بلغ حجم هذه النقود 439.99 مليار دج. وبعد وتيرة نمو مرتفعة وصلت إلى19.1% سنة 2001، مقابل 10.1 سنة 2000، سجلت سنة 2002 تراجعا ملموسا لمعدل نمو النقود الورقية التي انخفضت

إلى 13.2% لترتفع من جديد سنة 2003% إلى 781 مليار دج أي بمعدل نمو قدره 17.5%. واصلت الودائع تحت الطلب تسجيل زيادة منذ سنوات التسعينات لكن بعد سنة2000 سجلت زيادة ولكن بوتيرة نمو متناقصة أي13.9% سنة 2003 مقابل 13.7% سنة 2002 و 17.3% سنة 2001. لتعود للارتفاع من جديد سنة 2004 بمعدل 21.65%. أما كتلة شبه النقود فقد عرفت منذ سنة 1990 ارتفاعا في معدلات نموها لا تقل عن 13% إلى غاية سنة 1998 أين سجلت أعلى معدلات نموها والذي قدر بـ 86.87% لتنخفض بعد ذلك سنتي 1999-2000 ثم ترتفع بمعدلات نمو متذبذبة ماعدا سنتي 2004 و2007 أين شهدت انخفاض في معدلات نموها قدر بـ-8.5%، -0.3% على التوالي. وارتفعت النقود الورقية بوتيرة متزايدة بعد سنة 2007 إلى أن وصلت إلى 2571.5 مليار دج سنة 2011. حيث يبين تطور هيكل الكتلة النقدية تصرفات الأعوان الاقتصاديين الرئيسيين خاصة في المرحلة المتميزة بتوسع السيولات النقدية وشبه النقدية. وهكذا فإن التوسع القوي في ودائع البنوك، أي27%على أساس وتيرة سنوية، مقابل 19%سنة 2006، يجد مصدره في تزايد الودائع المتأتية من القطاع العمومي أكثر من تلك المتأتية من القطاع الخاص. وتراجعت الكتلة النقدية سنة 2009 بـ 3.1% وهو عبارة عن ظاهرة نقدية لم تسجل من قبل في الاقتصاد الوطني وهو الأمر الذي يكشف عن حجم الصدمة الخارجية سنة 2009، حيث تتعارض هذه الوضعية مع أهداف التوسع في المجاميع النقدية المحددة من طرف السلطة النقدية. بالنسبة لسنة2009 حدد مجلس النقد والقرض أهداف معدل التوسع في الكتلة النقدية بين 12-13% مع الاحتفاظ بهدف التضخم في حدود 4% (تقرير بنك الجزائر، 2009، ص19). ويفسر التراجع في الكتلة النقدية سنة 2009اساسا بتراجع نمو الودائع تحت الطلب لدى المصارف (14.27%) الناتج عن تقلص قوي في ودائع قطاع المحروقات، وعلى هذا الأساس نجد أن حصة الودائع تحت الطلب لدى المصارف كنسبة من (M_2) قد انخفضت سنة 2009 في ظرف يتميز بتقلص الودائع تحت الطلب على مستوى المصارف العمومية والنمو الجوهري في الودائع تحت الطلب لدى المصارف الخاصة. فبعد توسع نقدي منخفضا تاريخيا سنة 2009 (3.1%) تحت تأثير الصدمة الخارجية الهامة، تميزت سنة 2010 بالعودة إلى التوسع النقدي لكن بمعدل أقل من الوتيرات العالية التي ميزت سنوات 2006 إلى 2008. بارتفاع قدر بـ13.8% سنة 2010، ترافق مع استرجاع دور الموجودات الخارجية الصافية في عملية الإنشاء النقدي مع مواصلة حيوية القروض الموجهة للاقتصاد(تقرير بنك الجزائر،2010،ص5). وقد سجلت الودائع المصرفية خلال هذه السنة نموا بلغ

11.7%، لكون أن جزءا كبيرا من الودائع يتشكل من ودائع تحت الطلب، وهي ودائع لا يتولد عنها أعباء للبنوك على شكل فوائد، فإن هذه الوضعية تؤثر إيجابيا على حسابات نتائج هذه البنوك.

أما سنة 2011، فقد شهدت ارتفاعا كبيرا نسبيا في الكتلة النقدية قدر بـ 19.9%، يرجع هذا إلى الزيادة المعتبرة بشكل عام في القروض للاقتصاد. وقد تزايدت خلال نفس السنة الودائع تحت الطلب لدى البنوك بـ 21%، في الوقت الذي سجلت فيه الودائع لدى مركز الصكوك البريدية و الخزينة العمومية من جانبها، ارتفاعا أكثر أهمية 40.58%. ووصل معدل نمو الودائع تحت الطلب إلى 21% سنة 2011. وقد عرفت وتيرة التوسع النقدي تراجعا معتبرا سنة 2012(10.9% مقابل 19.9 % سنة 2011و15.4%سنة 2010)، خصوصا تحت تأثير تقلص ودائع قطاع المحروقات. إن لهذا التراجع القوي لوتيرة النمو النقدي، والتي كانت في 2011 قريبة من"ذروة" المسجلة في سنة 2007(21.5%)، صلة قوية بالتراجع الكبير لمعدل نمو صافي الموجودات الخارجية (7.3% مقابل16.05% سنة2011)، حيث ساهم التراجع القوي لوتيرة النمو النقدي في إرساء قاعدة الاستقرار المالي والنقدي، لاسيما وأن صافي الموجودات الخارجية يفوق هيكليا المجمع النقدي M_2 بالفعل، بلغت نسبة صافي الموجودات الخارجية إلى (M_2) ما يعادل 135.6% سنة 2012 مقابل 83.45% سنة 2004.

وخلال الفترة (2013–2021) وصل متوسط نمو الكتلة النقدية سنة 2015 الى 0.13 % بسبب الانخفاض القوي للودائع لأجل لقطاع المحروقات بـ 41.1% حيث بلغت معدل سيولة الاقتصاد32.9 % ، منتقلة من2730.9 مليار دينار في نهاية 2014 إلى1832.6مليار دينار في نهاية2015 (تقرير بنك الجزائر، التطورات الاقتصادية والنقدية ، نوفمبر2015،ص530) .تزايدت الكتلة النقدية بـ8.4% في 2017و 11.1% في 2018 ونجم هذا الارتفاع في الأرصدة النقدية عن الارتفاع القوي للودائع تحت الطلب على مستوى البنوك حيث ارتفعت بـ 19% مقابل11.1% فيما يخص الودائع لأجل وبـ4.5% فيما يتعلق بتداول النقد الورقي، هذه الزيادة تعود إلى تزايد الودائع تحت الطلب للشركة الوطنية للمحروقات والتي استفادت في2018من تسديد جزء من مستحقاتها على الخزينة العمومية452مليار دينار وباستثناء ودائع قطاع المحروقات بلغ التوسع النقدي 7.7%فقط(تقرير بنك الجزائر، التطورات الاقتصادية والنقدية ،ديسمبر 2019،ص133).

4.قياس اثر العرض النقدي على مؤشر أسعار الاستهلاك في الجزائر للفترة(1990–2021)

1.4.نموذج الدراسة: تستخدم هذه الدراسة نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة ARDL لتحليل البيانات السنوية للاقتصاد الجزائري للفترة 1990-2021، ولضرورة الاقتصاد القياسي ونتيجة لعدم تجانس السلاسل الزمنية سوف نأخذ شكل اللوغاريتمات لمتغيرات الدراسة. وقد تم تجميع البيانات من خلال التقارير السنوية والفصلية لصندوق النقد الدولي والبنك العالمي. حيث يمكن كتابة نموذج ARDLعلى الشكل التالي :

-لوغاريتم مؤشر أسعار الاستهلاك (المتغير التابع) : ونمز له بالرمز LCPI

-لوغاريتم المعروض النقدي (المتغير المستقل) : ويمثل المعروض النقدي بمعناه الواسع ونرمز له بالرمز LM2(مليار دج)

- لوغاريتم الناتج المحلي الإجمالي(المتغير المستقل) : ونمز له بالرمز LPIB تم استخدام الناتج المحلي الإجمالي بالأسعار الثابتة (مليار دج)

- β_0 , β_1 :تمثل مرونات متغيرات النموذج محل الدراسة. - εt :حد الخطأ العشوائي

2.4.تحليل استقرارية السلاسل الزمنية .

في هذه الدراسة نستخدم اختبار ديكي فوللر الموسع"ADF"، والذي يتم الحكم من خلاله على استقرارية السلاسل الزمنية للمتغيرات الاقتصادية المستعملة في الدراسة. حيث نجد أن النموذج الأول يمثل السلسلة التي تحتوي الحد الثابت وبدون اتجاه عام والنموذج الثاني هو السلسلة التي تتضمن الحد الثابت والاتجاه العام معا، إما النموذج الثالث فهو بدون اتجاه عام وبدون حد ثابت. إذ بينت لنا نتيجة الاختبار أن السلسلة الزمنية غير مستقرة وتحوي جذر الوحدة، نقوم بتحويلها إلى سلسلة مستقرة بتطبيق مرشح الفروق الأولى (Henin, 1989, PP 661-691)

1.2.4. تحديد درجات التباطؤ لاختبار اختبار ديكي –فوللر الموسع .

قبل إجراء اختبار جذر الوحدة لابد من تحديد فترات التباطؤ الزمني المثلى لاختبار ديكي فوللر باستخدام اقل قيمة لمعياري AIC و SCحيث قمنا بحساب قيم هذين معيارين لكل نموذج في اختبار ديكي فوللر واختيار اقل قيمة. وتم تلخيص النتائج المتحصل عليها في الجدول التالي:

الجدول رقم (1): تحديد درجات التباطؤ الزمني لإختبار ديكي فوللر الموسع.

فترة الإبطاء المثلى	4	3	2	1	0	عدد فترات الإبطاء	
2	-3.62	-3.70	-3.75	-3.09	0.813	Akaike	LCPI
	-3.39	-3.50	-3.61	-2.99	0.860	Schwarz	
2	-4.71	-4.71	-4.738	-4.731	0.24	Akaike	LPIB
	-4.47	-4.52	-4.59	-4.63	0.29	Schwarz	
1	-2.13	-2.20	-2.26	-2.31	3.06	Akaike	LM2
	-1.89	-2.01	-2.12	-2.22	3.11	Schwarz	

المصدر : من اعداد الباحثة باستخدام برنامجEviews12

يبدو جليا من خلال النتائج المعروضة في الجدول أعلاه أن درجات الإبطاء التي تعطي أقل قيمة لمعياري Akaike و Schwarzهي الدرجة واحد عند سلسلة لوغاريتم العرض النقدي و الناتج المحلي الإجمالي ، والدرجة الثانية لسلسلة لوغاريتم مؤشر أسعار الاستهلاك.

2.2.4 .اختبار ديكي فوللر الموسع .ADF

يوضح الجدول التالي النتائج الإحصائية لاختبار جذر الوحدة لاستقرار السلاسل الزمنية عند المستوى.

الجدول رقم (2): نتائج اختبار ديكي فوللر الموسع ADF للسلاسل الزمنية الأصلية عند المستوى

نوع النموذج	1	2	3
القيمة المحسوبةLCPI	-7.29	-6.25	4.265
(القيمة الحرجة)	(-2.96)	(-3.56)	(-1.95)
الاحتمال الحرج	0.000	0.000	1.000
القيمة المحسوبةLM2	-2.85	-0.18	2.73
(القيمة الحرجة)	(-2.96)	(-3.56)	(-1.95)
الاحتمال الحرج	0.0628	0.99	0.99
القيمة المحسوبةLPIB	-0.35	-1.24	5.68
(القيمة الحرجة)	(-2.96)	(-3.56)	(-1.95)
الاحتمال الحرج	0.90	0.88	1.00

المصدر: من إعداد الباحثة باستخدام برنامجEviews12

من خلال جدول تطبيق اختبار ديكي –فوللر ADF لاختبار استقراري السلاسل الزمنية بالصيغة اللوغاريتمية الداخلة في النموذج عند السلسلة الاصلية، تبين نتائج اختبار جذر الوحدة للسلاسل

الزمنية الاصلية انها لا تحتوي على جذر وحدوي، باعتبار أن القيم المحسوبة أكبر تماما للمتغير LCPI من القيم الحرجة في النموذجين الأول والثاني، وما يعزز هذه النتيجة هو قيم الاحتمال الحرجة الأقل من 5%. وبذلك فهي مستقرة عند السلسلة الأصلية.كما تبين نتائج اختبار جذر الوحدة للسلسلة الزمنية الاصلية للمتغيرين LM2 وLPIB انها تحتوي على جذر وحدوي، حيث نجد أن القيم المطلقة الإحصائية ADF أقل من القيم الحرجة في النماذج الثلاث وما يعزز هذه النتيجة هو قيم الاحتمال الحرجة الأكبر من 5%. وبذلك فهي غير مستقرة عند السلسلة الأصلية. والخطوة الموالية هي تطبيق الاختبار السابق عند الفروق من الدرجة الأولى للسلسلة الزمنية اللوغاريتمية لمتغير للمتغيرين LM2 و LPIB عند مستوى معنوية 5%. ويوضح الجدول التالي النتائج الإحصائية التي تم الحصول عليها من جراء تطبيق اختبار(Dickey & Fuller,1981, PP1057-1072) ADF.

الجدول رقم (3): نتائج اختبار ديكي فوللر الموسع ADF للسلاسل الزمنية المحولة عند الفروق من الدرجة الأولى.

نوع النموذج	1	2	3
القيمة المحسوبةLM2 (القيمة الحرجة) الاحتمال الحرج	-4.18 (-2.96) 0.002	-4.017 (-3.56) 0.019	-2 (-1.95) 0.045
القيمة المحسوبةLPIB (القيمة الحرجة) الاحتمال الحرج	-4.10 (-2.96) 0.0034	-4.08 (-3.56) 0.016	-1.17 (-1.95) 0.21

المصدر: من اعداد الباحثة باستخدام برنامجEviews12

نلاحظ أن السلسلة المحولة للمتغير LM2 عن طريق الفروق من الدرجة الأولى مستقرة، حيث نجد أن القيم المطلقة الإحصائية لـ ADF أكبر من القيم الحرجة في النماذج الثلاثة لاختبار. اما السلسلة LPIB نجد أن القيم المطلقة الإحصائية لـ ADF أكبر من القيم الحرجة في النموذجين الأول والثاني، ما يعزز هذه النتيجة هو قيم الاحتمال الحرج الأقل من 5%، تكون السلسلة اللوغاريتمية لـ LPIB مستقرة عند الفروق من الدرجة الأولى.

3.4 .اختبار عدد فترات التباطؤ الزمني في النموذج:

عمليا هناك طريقة يتم من خلالها تحديد عدد فترات التباطؤ المثلى وهي طريقة تعتمد على استعمال المعايير الكمية حيث يوجد ثلاث معايير وهي **(** Régis,2003,P262**)**:

Akaike Criterion (AIC)- Shwartz Criterion(SC) - Hanna - Quinn Criterion(HQ)

ولتحديد العدد الأمثل لفترات التباطؤ الزمني بحيث تكون فترة التباطؤ كبيرة كفاية لضمان عدم ترابط المتغيرات العشوائية، وصغيرة كفاية لإجراء عملية التقدير، يتم اختيار اقل قيمة لكل من (AIC) و (SC)والتي يقابلها التباطؤ الزمني الأمثل، وبعد تطبيق هذين المعيارين جاءت النتائج على نحو ما يوضحه الجدول التالي:

الجدول رقم (4): اختبار عدد فترات التباطؤ الزمني للنموذج

VAR Lag Order Selection Criteria
Endogenous variables: LCPI LM2 LPIB
Exogenous variables: C
Date: 01/06/23 Time: 22:08
Sample: 1990 2021
Included observations: 28

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	44.69093	NA	1.02e-05	-2.977923	-2.835187	-2.934287
1	165.7076	207.4571	3.44e-09	-10.97911	-10.40817	-10.80457
2	189.0562	35.02296	1.27e-09	-12.00402	-11.00486	-11.69856
3	198.4028	12.01705	1.32e-09	-12.02877	-10.60141	-11.59241
4	220.1235	23.27216*	6.08e-10*	-12.93739*	-11.08182*	-12.37013*

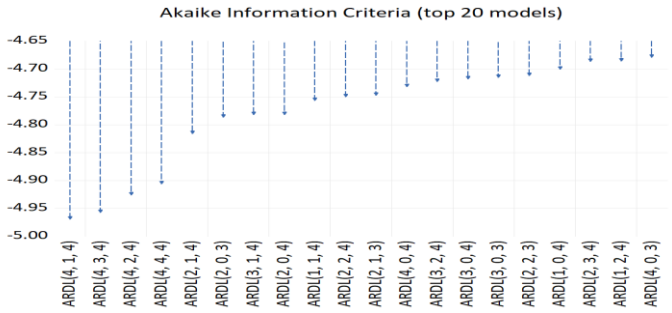
* indicates lag order selected by the criterion
LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
FPE: Final prediction error
AIC: Akaike information criterion
SC: Schwarz information criterion
HQ: Hannan-Quinn information criterion

المصدر: من اعداد الباحثة باستخدام برنامجEviews12

من خلال الجدول (4) والذي يبين ان أدنى قيمة لـ(AIC) هي عند فترات تباطؤ زمني تساوي (4) أي يتم اخذ فجوة زمنية 4 في تأثير عرض النقود والناتج المحلي الإجمالي على مؤشر أسعار الاستهلاك .

وقد تم اجراء عدة محاولات لتقدير النموذج ، والشكل التالي يوضح أفضل نموذج تم الحصول عليه

الشكل رقم (01):فترات الابطاء المثلى لنموذج ARDL



المصدر: من اعداد الباحثة باستخدام برنامجEviews12

من خلال الشكل رقم (01) تم تحديد درجة التاخير المثلى باستخدام معيار (Akaike) الذي يشير الى أدنى قيمة إحصائية لتحديد النموذج الملائم للدراسة وهو (4.1.4)

.

4.4 .اختبار التكامل المشترك باستخدام منهج الحدودBOUND'S Test

والذي من خلاله يمكن الإقرار بوجود علاقة تكامل مشترك بين متغيرات الدراسة من عدمه، ويعتمد على توزيع فيشر، وكانت النتائج كما يلي: **الجدول رقم (5): اختبار الحدود (Bound's Test)**

F-Bounds Test		Null Hypothesis: No levels relationship		
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
			Asymptotic: n=1000	
F-statistic	16.56121	10%	2.63	3.35
k	2	5%	3.1	3.87
		2.5%	3.55	4.38
		1%	4.13	5
Actual Sample Size	28		Finite Sample: n=35	
		10%	2.845	3.623
		5%	3.478	4.335
		1%	4.948	6.028
			Finite Sample: n=30	
		10%	2.915	3.695
		5%	3.538	4.428
		1%	5.155	6.265

المصدر: من إعداد الباحثة باستخدام برنامجEviews12

من خلال نتائج التكامل المشترك بمنهج الحدود Bound's Test يتضح لنا أن الإحصائية F-stat تقدر بـ 16.5612 وهي أكبر من قيم F الجدولية لPesaran ، عند مستوى المعنوية1% , 5% و10%, مما يدفعنا إلى رفض فرضية العدم H_0 عند هذا المستوى، وبالتالي توجد علاقة تكامل مشترك طويلة الأجل بين المعروض النقدي والناتج المحلي الاجمالي وبين مؤشر أسعار الاستهلاك ،حيث أن هذه المتغيرات لا يبتعد كثيرا عن بعضها البعض في الأجل الطويل، حيث تسلك سلوكا متشابها.

6.4. تقدير نموذج الأجل الطويل والقصير باستخدام نموذجARDL

يمكن الحصول على نتائج ومعاملات تقدير نموذج الأجل الطويل والقصير من خلال الجدول التالي:

الجدول رقم (6): تقدير نموذج الأجل الطويل باستخدام نموذجARDL

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LM2	-0.359364	0.168157	-2.137076	0.0484
LPIB	2.773306	0.675888	4.103202	0.0008
C	-18.60901	5.016136	-3.709828	0.0019

EC = LCPI - (-0.3594*LM2 + 2.7733*LPIB - 18.6090)

المصدر: من إعداد الباحثة باستخدام برنامجEviews12

من خلال الجدول يتضح أن هناك تأثير سالب للمعروض النقدي على مؤشر أسعار الاستهلاك ،وهو معنوي إحصائيا (0.04) ،فالعرض النقدي بمفهومه الواسع يسجل تأثيرا واضحا على مؤشر أسعار الاستهلاك في الجزائر خلال الأمد الطويل حيث بلغت قيمة معامل العرض النقدي 0.359- ، وتشير هذه القيمة الى ان العرض النقدي اذا ارتفع بـ 1% سيؤدي الى انخفاض مؤشر أسعار الاستهلاك الى 0.359%، وهذه العلاقة العكسية لا تتطابق مع النظرية الاقتصادية ، ويمكن تفسير ذلك على ان مؤشر

أسعار الاستهلاك لا يتحكم فيه العرض النقدي فقط وانما ايضا أسباب أخرى .ويرجع كذلك الى التدابير المتخذة من طرف بنك الجزائر في اطار استراتيجية استهداف التضخم الناتج عن ارتفاع معدل نمو مؤشر أسعار الاستهلاك.

–اما الناتج المحلي الإجمالي فإشارته موجبة، وتدل على وجود علاقة طردية خلال الأمد الطويل بين الناتج المحلي الإجمالي ومؤشر أسعار الاستهلاك، وهو معنوي إحصائيا (0.000) ، حيث بلغت قيمة معامل الناتج المحلي الإجمالي 2.71، وتشير هذه القيمة الى ان الناتج المحلي الإجمالي إذا ارتفع بـ 1% سيؤدي الى ارتفاع مؤشر أسعار الاستهلاك الى 2.71%. ويمكن تفسير ذلك بتخصيص جزء كبير من الناتج المحلي الاجمالي لنفقات ذات طبيعة استهلاكية نهائية من خلال مؤشر أسعار الاستهلاك.

الجدول رقم (7): تقدير نموذج الأجل القصير باستخدام نموذجARDL

ARDL Error Correction Regression
Dependent Variable: D(LCPI)
Selected Model: ARDL(4, 1, 4)
Case 2: Restricted Constant and No Trend
Date: 01/07/23 Time: 01:48
Sample: 1990 2021
Included observations: 28

ECM Regression
Case 2: Restricted Constant and No Trend

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LCPI(-1))	0.279029	0.120496	2.315681	0.0342
D(LCPI(-2))	-0.306382	0.129125	-2.372752	0.0305
D(LCPI(-3))	0.258124	0.086536	2.982842	0.0088
D(LM2)	0.088706	0.040778	2.175364	0.0449
D(LPIB)	0.808328	0.178354	4.532151	0.0003
D(LPIB(-1))	-0.368505	0.154857	-2.379639	0.0301
D(LPIB(-2))	-0.763749	0.215683	-3.541075	0.0027
D(LPIB(-3))	-0.889922	0.255540	-3.482518	0.0031
CointEq(-1)*	-0.278352	0.031384	-8.869372	0.0000

R-squared	0.955713	Mean dependent var	0.059974
Adjusted R-squared	0.937066	S.D. dependent var	0.063664
S.E. of regression	0.015971	Akaike info criterion	-5.180992
Sum squared resid	0.004846	Schwarz criterion	-4.752784
Log likelihood	81.53389	Hannan-Quinn criter.	-5.050085
Durbin-Watson stat	2.177397		

* p-value incompatible with t-Bounds distribution.

المصدر: من إعداد الباحثة باستخدام برنامجEviews12

يتضح من نتائج الجدول لمعاملات الآجل القصير في إطار منهجية ARDL بتأخير LCPI سنة تمارس تأثيرا سلبيا و معنويا في المدى القصير على مؤشر أسعار الاستهلاك ، أظهرت نتائج ECM أن معامل إبطاء حد تصحيح الخطأ Et–1 معنوية وسالبة ، وهذا يكشف عن سرعة عودة متغير مؤشر أسعار الاستهلاك نحو قيمته التوازنية في الأجل الطويل، حيث في كل فترة زمنية نسبة اختلال التوازن من الفترة (t–1) تقدر بـ (–0.278)والتي تعد معامل تعديل عالي نسبيا ، بمعنى آخر عندما ينحرف مؤشر أسعار الاستهلاك خلال الفترة قصيرة الآجل في الفترة السابقة (t–1) عن قيمتها التوازنية في الآجل الطويل فإنه يتم تصحيح ما يعادل 27,8% من هذا الاختلال في الفترة t إلى أن يصل إلى التوازن في

الأجل الطويل بعد حوالي (1/0.278=3.597) أي 3.597 سنة. اما العرض النقدي بتأخير سنة بلغ0.10- فهو يمارس تأثيرا سلبيا لكنه غير معنوي في المدى القصير على مؤشر أسعار الاستهلاك.

-بلغت قيمة معامل التحديد للنموذج R^2=0.95 وهو ما يعكس القوة التفسيرية للنموذج ، حيث ان المتغيرات المستقلة تفسر التابع بنسبة 95 % و5 % تعود الى متغيرات أخرى غير مذكورة في النموذج

7.4. تشخيص النموذج: من اجل التحقق من صحة النموذج المقدر يجب أن نتأكد من خضوع البواقي للتوزيع الطبيعي وأنها غير مرتبطة ذاتيا .

1.7.4.التوزيع الاحتمالي للبواقي :

نستخدم اختبار Jarque –Bera (Jarque,Bera,1981,P64) كما يظهر في الجدول التالي:

الشكل رقم (02): اختبار التوزيع الطبيعي للبواقي

المصدر: من إعداد الباحثة باستخدام برنامجEviews12

بما أن إحصائية Jarque-Bera تساوي 0.95 وهي قيم اقل من $X^2_{0.05}(2) = 5.99$ ، فإننا لا نستطيع رفض الفرضية الأساسية القائلة بان البواقي تتوزع توزيعا طبيعيا، كذلك كإجراء بديل، بما أن القيمة الاحتمالية لإحصائية Jarque – Bera التي تساوي 0.62 وهي أكبر من مستوى المعنوية 0.05، لذا فإننا لا نستطيع رفض الفرضية الصفرية، ومنه نقبل فرضية التوزيع الطبيعي لسلسلة البواقي عند مستوى المعنوية 5 %.

2.7.4.اختبار الارتباط الذاتي للبواقي Breusch-Godfrey serial correlation LM Test :

الجدول رقم (8): اختبار الارتباط الذاتي لبواقي النموذج

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:
Null hypothesis: No serial correlation at up to 2 lags

F-statistic	1.466144	Prob. F(2,14)	0.2642
Obs*R-squared	4.848964	Prob. Chi-Square(2)	0.0885

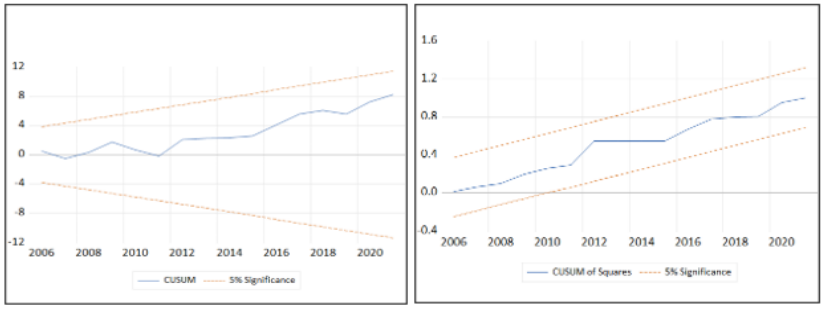
المصدر: من إعداد الباحثة باستخدام برنامجEviews12

يشير اختبار الارتباط الذاتي للبواقي (LM Test) إلى أن قيمة إحصائيةF.Test قدرت بـ 1.46 عند مستوى المعنوية 0.05 باحتمال قدره 0.264 أكبر 0.05، مما يجعلنا نقبل فرضية العدم القائمة بأنه لا توجد مشكلة ارتباط ذاتي لبواقي معادلة الانحدار .

3.7.4.نتائج اختبار الاستقرار الهيكلي لنموذج ARDL مقدر: أي خلو البيانات المستخدمة في هذه الدراسة من وجود أي تغيرات هيكلية فيها عبر الزمن. ولتحقيق ذلك يتم استخدام اختبارين هما:

-اختبار المجموع التراكمي للبواقي المتابعة(CUSUM).- اختبار المجموع التراكمي لمربعات البواقي المتابعة (CUSUMSQ)، يتحقق الاستقرار الهيكلي لمعاملات المقدرة إذا وقع الشكل البياني لإحصائية كل منهما داخل الحدود الحرجة عند مستوى معنوية 5%، ومن ثم تكون هذه المعاملات غير مستقرة إذا انتقل الشكل البياني لإحصاء الاختبارين المذكورين خارج الحدود عند هذا المستوى. يتضح من خلال الشكلين ادناه أن المعاملات المقدرة لنموذج ARDL المستخدم مستقر هيكليا خلال فترة الدراسة. مما يؤكد وجود استقرار بين متغيرات الدراسة وانسجام في النموذج بين نتائج تصحيح الخطأ في المدى القصير والطويل، حيث وقع الشكل البياني لإحصاء الاختبارين المذكورين لهذا النموذج داخل الحدود الحرجة عند مستوى معنوية5 %

الشكل رقم (02): المجموع التراكمي للبواقي ولمربعات البواقي للنموذج



المصدر: من اعداد الباحثة باستخدام برنامجEviews12

5.خاتمة :

هدفت هذه الدراسة إلى إبراز أثر العرض النقدي على مؤشر أسعار الاستهلاك ، أي هل تؤثر التغيرات في العرض النقدي على مؤشر أسعار الاستهلاك في الجزائر. على اعتبار أن الاقتصاد الجزائري مر بالعديد من الاختلالات الاقتصادية التي مست الجانب النقد والمالي منذ الاستقلال إلى يومنا هذا. حيث ان المشاريع التنموية كان هدفها الاساسي هو زيادة معدلات النمو الاقتصادي التي كان من المفروض أن تؤثر إيجابيا على معدلات التضخم ومؤشر أسعار الاستهلاك إلا أنه كان لابد من العمل على سياسة نقدية تقلل من معدلات التضخم. حيث أن الاقتصاد الجزائري اقتصاد ريعي استهلاكي يعتمد على المحروقات التي تتميز بتقلبات في أسعارها في الاسواق الدولية.

1.5.نتائج البحث: توصلنا من خلال هذا البحث إلى النتائج التالية:

-الرقم القياسي لأسعار المستهلك أفضل مؤشر مرجعي لقياس التضخم في أغلب اقتصاديات دول العالم، لتوفره على خصائص ومزايا يصعب إيجادها في بقية مؤشرات قياس التضخم الأخرى. فهو يصور التدهور الذي يطرأ على القوة الشرائية للنقود من خلال مستوى معيشة الأفراد. وتختلف سلة الاستهلاك الداخلة في تركيب هذا المؤشر من دولة إلى أخرى،

-من خلال دراسة مؤشر أسعار الاستهلاك خلال الفترة (1990-2021) لاحظنا أن المؤشر العام لأسعار الاستهلاك قد انتقل من 555.8 خلال سنة1990 إلى22021.5 سنة 2021. حقق بذلك معدل زيادة قدره 214.65%. أي هناك ارتفاع مستمر في أسعار الاستهلاك، وذلك نتيجة وجود فائض في الطلب على السلع والخدمات أعلى من إمكانية العرض، وهو ناجم عن عدة عوامل وأسباب منها الإصدار النقدي.

-للوصول إلى نمو مستقر في مؤشر أسعار الاستهلاك بشكل يشجع النشاط الاقتصادي، فإن أفضل وسيلة هي تطبيق سياسة نقدية ترمي إلى تحقيق معدل نمو للكتلة النقدية يتماشى مع معدل نمو الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي. غير أن هذه السياسة لا تكف أن لم ترافقها إجراءات أخرى، منها سياسة مالية تتماشى وأهداف السياسة النقدية، أو على الأقل لا تتعارض معها، وترشيد استخدام الموارد الأجنبية الناتجة من صادرات المحروقات وباقي العمليات مع الخارج، حيث يتطلب هذا درجة كبيرة من الوعي المصرفي.

–ارتباط العرض النقدي والناتج المحلي الاجمالي في الجزائر بإيرادات وهمية ناجمة عن الاقتصاد الريعي الذي ينتمي اليه الاقتصاد الجزائري مما يستدعي تغيير النمط الاقتصادي في الجزائر حتى يصبح الناتج المحلي الاجمالي قادرا على التحكم في مؤشر أسعار الاستهلاك.

–من خلال تطبيق اختبار ديكي –فوللر ADF لاختبار استقراريه السلاسل الزمنية بالصيغة اللوغاريتمية الداخلة في النموذج ،تبين نتائج اختبار جذر الوحدة لسلسلة الزمنية لمؤشر أسعار الاستهلاكLCPI أنها مستقرة عند المستوى و السلسلة الزمنية للمعروض النقديLM2 و الناتج المحلي الإجمالي LPIB انها مستقرة من الدرجة الأولى.

–لقد تبين من خلال تحليل النموذج القياسي ARDLلقياس اثر العرض النقدي بمعناه الواسع LM2 على مؤشر أسعار الاستهلاك خلال الفترة المدروسة في الأجل الطويل؛ فالعرض النقدي يسجل تأثيرا سلبيا على مؤشر أسعار الاستهلاك في الجزائر خلال الاجل الطويل حيث يشير النموذج ان العرض النقدي اذا ارتفع بـ 1% سيؤدي الى انخفاض مؤشر أسعار الاستهلاك الى 0.295%.

– أظهرت نتائج ECM أن معامل إبطاء حد تصحيح الخطأ Et–1 معنوية وسالبة ، وهذا يكشف عن سرعة عودة متغير مؤشر أسعار الاستهلاك نحو قيمته التوازنية في الأجل الطويل، حيث في كل فترة زمنية نسبة اختلال التوازن من الفترة (t–1) تقدر بـ (–0.278)والتي تعد معامل تعديل عالي نسبيا ، بمعنى آخر عندما ينحرف مؤشر أسعار الاستهلاك خلال الفترة قصيرة الآجل في الفترة السابقة (t–1) عن قيمتها التوازنية في الآجل الطويل فإنه يتم تصحيح ما يعادل 27,8% من هذا الاختلال في الفترة t إلى أن يصل إلى التوازن في الأجل الطويل بعد حوالي (1/0.278=3.597) أي 3.597 سنة.

2.5.اقتراحات البحث :في ضوء النتائج السابقة خلص هذا البحث إلى الاقتراحات التالية:

– ضرورة ربط التوسع النقدي بمعدل نمو الناتج المحلي الإجمالي ونشاط القطاعات الاقتصادية المحلية وفقا لنموذج الاقتصاد الكلي الذي يعد سنويا، لتحديد معدل نمو الناتج المحلي الإجمالي المستهدف وعرض النقود المستهدف ومعدل التضخم المستهدف.

– يجب محاولة التحكم في استقرار العرض النقدي بمعناه الواسع باعتباره العامل الأساسي والأكثر تأثيرا على مؤشر أسعار الاستهلاك.

6. قائمة المراجع:

- جيمس جوارتيني، ريجارد استورب، الاقتصاد الكلي: الاختيار العام والخاص، ترجمة عبد الفتاح عبد الرحمان وعبد العظيم مُحَمَّد، دار المريخ للنشر، الرياض ،1988؛
- لعرابة مولود، تطور المستوى العام للأسعار في الجزائر: دراسة تحليلية للفترة الممتدة من 1970-2000، مجلة الزرقاء للبحوث والدراسات، الأردن، المجلد السادس، العدد الثاني، 2004؛
- عبد المنعم السيد علي، دراسات في النقود والنظرية النقدية، الطبعة الثانية، مطبعة العاني، بغداد،1971؛
- عبد الفضيل محمود، مشكلة التضخم في الاقتصاد العربي: الجذور والمسببات والأبعاد والسياسات، مركز دراسات الوحدة العربية، بيروت، 1982؛
- عوض فاضل إسماعيل الدليمي ، النقود والبنوك،(وزارة التعليم العالي والبحث العلمي، جامعة بغداد، 199)؛
- الديوان الوطني للإحصائيات ،مؤشر أسعار الاستهلاك،2013،الجزائر؛
- تقرير بنك الجزائر، تطورات الوضعية المالية والنقدية في الجزائر،2009؛
- تقرير بنك الجزائر، التطورات الاقتصادية والنقدية في 2010 ،الجزائر،25اوت2010؛
- تقرير بنك الجزائر، التطورات الاقتصادية والنقدية ،الجزائر، نوفمبر2015؛
- تقرير بنك الجزائر، التطورات الاقتصادية والنقدية ،الجزائر، ديسمبر2019؛
- BERA ,A. K. and Jarque. C. M, 198, efficient large Sample test for normality of observations and regression residuals, Working paper in Econometrics No 40, Australion National university, Canberra,1981.
- Dickey. D & Fuller. W, July1981, The likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series With a unit Root, Econometrica, New York University, Vol.49, No.4.
- Hamid Bali, Inflation et mal -Développement en Algérie, OPU, Alger, 1993,
- Henin P.Y, 1989, Bilans et Essais sur la Non-Stationnarité des series Macroéconomiques, Révue d'économie politique, $N^0$5, Paris.
- Michael B Charles , Macroeconomics , second edition , Oxford university press Inc , New York , 1998.
- N. Gregory Mankiw, Principles of Economics, 2 éditions, Harcourt, USA, 2001.
- Régis Bourbonnais, **Econométrie**, 5^{éme} édition, Dunod, Paris, 2003.
- O.N.S, Collections statistiques, N°91, Alger.