معارف
ISSN 1112-7007
EISSN 6804 -2600
المجلد 17/ العدد 1 (جوان 2022): ص.ص: 395- 413

أثر مؤشرات السياسة الاقتصادية في معالجة التضخم في الجزائر

دراسة قياسية للفترة 1990-2019

The impact of economic policy indicators in addressing inflation in Algeria Econometrics study for the period 1990-2019

فريد طهراوي[1] *. بوعلام مولاي[2]

[1]جامعة البويرة، مخبر السياسات التنموية والدراسات الاستشرافية، الجزائر،
f.tahraoui@univ-bouira.dz

[2]جامعة البويرة، مخبر السياسات التنموية والدراسات الاستشرافية، الجزائر،
b.moulay@univ-bouira.dz

تاريخ الاستلام: 2021/06/09؛ تاريخ القبول: 2022/05/11؛ تاريخ النشر: 2022/06/01

ملخص:

تناولنا في هذا البحث اثر بعض مؤشرات السياسة الاقتصادية على التضخم في الاقتصادي الجزائري للفترة 1990-2019 من خلال دراسة قياسية معتمدين على نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية المتباطئة لأثر كل من الكتلة النقدية، الإنفاق الحكومي وسعر الصرف في التضخم حيث اوضحت النتائج الخاصة بالدراسة أنه توجد فعالية للكتلة النقدية (المعروض النقدي بمعناه الواسع) فقط في المدى القصير على التضخم بالإضافة إلى العلاقة السببية الموضحة باستخدام سببية غرانجر كما بينت وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين متغيرات الدراسة وصولا إلى خلو النموذج من المشاكل القياسية.

كلمات مفتاحية: التضخم؛ الكتلة النقدية؛ الإنفاق الحكومي؛ سعر الصرف؛ الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية المتباطئة.

* المؤلف المرسل.

Abstract:

In this research, we dealt with the impact of some economic policy indicators on inflation in the Algerian economy for the period 1990-2019 through an econometric study based on Autoregressive Distributed lags ARDL model for the effect of monetary mass, government spending and the exchange rate on inflation, where the results of the study showed that there is an effective For the money mass (money supply in its broad sense) only in the short term on inflation in addition to the causal relationship explained by using Granger causation as it showed the existence of a long-term equilibrium relationship between the study variables until the model is free of econometric problems.

Keywords: Inflation; money mass; government spending; rediscount rate; Autoregressive Distributed lags ARDL.

1-المقدمة:

إن ظاهرة التضخم تعتبر من الظواهر القديمة والحديثة في آن واحد لما لها من تاريخ في اقتصاديات العالم ولها من تطور في النشأة والمعالجة حيث تتناسق وسائل علاجها حسب طبيعة التضخم المصاحب لكل بلد وطبيعة كل اقتصاد ومن خلال استقراء لمنشأ التضخم في الجزائر حاولنا تناول الظاهرة من خلال معالجتها ببعض مؤشرات السياسات الاقتصادية وهي السياسة النقدية ممثلة بالمعروض النقدي بمعناه الواسع (% من إجمالي الناتج المحلي)، السياسة المالية ممثلة بالإنفاق الحكومي بالإضافة إلى سياسة سعر الصرف حيث تحتل هذه الأخيرة مكانة هامة ضمن السياسات الاقتصادية الأخرى نظرا لدوره الجوهري في معالجة الاختلالات الاقتصادية الخارجية مع التدفقات المالية والحقيقية التي تؤثر وتتأثر بمشكلة التضخم خاصة المستورد من خلال تدخلها بإجراءات وأدواتها لمسايرة الوضع النقدي مع مستوى النشاط الاقتصادي، وبالعودة للسياسة النقدية يقوم البنك المركزي بالتخطيط لرسم السياسة النقدية بغرض ضبط العرض النقدي والرقابة على التمويل لتثبيت التدفق النقدي ومن ثم يقوم باستخدامها بكيفية سليمة تتماشى مع وضعية الاقتصاد ومكانته للحفاظ على الاستقرار النقدي مما يجعل الاقتصاد في منأى من ضغوط تضخمية جامحة. ونظرا للتوسع النقدي الذي يكون ناتجا

عن الإنفاق الحكومي كإحدى عوامل السياسة المالية الذي يترجم غالبا إلى الطلب الكلي والاستهلاكي مما ينتج عنه ضغوط تضخمية إذا لم يكون هناك خلق للثروة وجهاز انتاجي يستوعب الطلب الكلي في الجزائر

نحاول من خلال السياسة السالفة الذكر ووسائلها الكمية تفسير التضخم في الاقتصاد الجزائر معتمدين في ذلك على طريقة كمية واحد النماذج القياسية وهو نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية المتباطئة ARDL لما له من خصائص ندرجها في متن البحث.

1.1الإشكالية:

ما مدى تأثير مؤشرات السياسة الاقتصادية الكلية على معدل التضخم في الجزائر؟

للإجابة عن هذا التساؤل الرئيسي يقتضي الأمر أولا الإجابة عن الأسئلة الفرعية التالية:

- من بين السياسات النقدية، المالية وسعر الصرف ماهي الاكثر فعالية في استهداف ظاهرة التضخم في الجزائر؟
- هل يتأثر التضخم بتقلبات سعر الصرف في الجزائر؟
- هل النموذجين الطويل وقصير المدى يتميزان بالانسجام والتناسق الكافيين في التقدير لأثر أدوات ومؤشرات السياسة الاقتصادية على التضخم؟

2.1فرضيات الدراسة:

-تعتبر السياسة النقدية من خلال المعروض النقدي ذات اثر فعال في ضبط معدلات التضخم للاقتصاد في الجزائر؛
- يعتبر سعر الصرف في الجزائر عاملا مؤثرا ومتأثرا بالتضخم وعلاقتهم تبادلية.
- تتباين آثار مؤشرات السياسة الاقتصادية الكلية في تأثيرها في التضخم حيث يتميز أثر السياسة النقدية على التضخم في المدى الطويل فقط وهذا راجع لعجز القنوات وصعوبة مرونتها في تبليغ اثار السياسات الاقتصادية بشكل عام.

3.1. منهج الدراسة:

استخدمنا في هذه الدراسة منهج الأسلوب الوصفي التحليلي من خلال تحليل السلاسل الزمنية، نموذج الانحدار الذاتي لفجوات الزمنية المتباطئة ARDL، كما قمنا باستخدام المنهج الإحصائي القياسي لقياس العلاقات السببية والقياسية لنموذج

ذات المعادلات الواحدة بين ادوات السياسة الاقتصادية والتضخم في الجزائر خلال الفترة (1990-2019).

4.1 أهداف الدراسة:

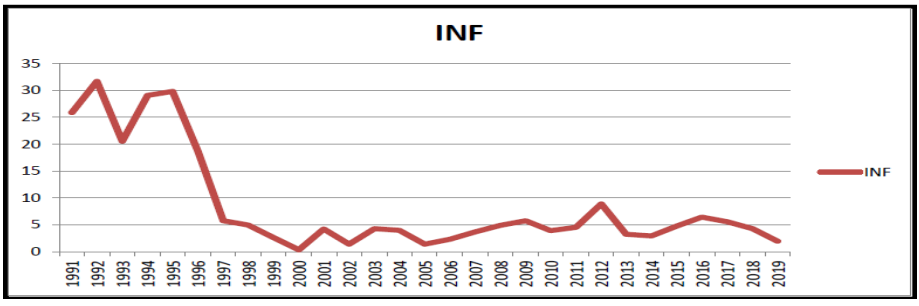
نهدف من خلال هذه الدراسة إلى:

- التعرف والإلمام على تطور مختلف مؤشرات السياسات الاقتصادية والتضخم في الاقتصاد الجزائري خلال فترة الدراسة.
- استكشاف سيرورة عمل نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية المتباطئة ARDL وبعض مزاياه.
- كيفية قراءة مخرجات النماذج القياسية من الناحية الاقتصادية والتنسيق بين النموذجين قصير وطويل الأجل.

المحور الأول: تحليل تطور التضخم في الجزائر

كانت الجزائر تحافظ على معدلات تضخم وسعر صرف مستقر في النصف الأول من الثمانينات من القرن العشرين، ولكن بعد حدوث الأزمة النفطية وتدهور الدولار الأمريكي عام 1986 اتجه معدل التضخم إلى الانخفاض، وتزامن هذا الانخفاض مع الانزلاق التدريجي للدينار الجزائري، ويرجع هذا الانخفاض في قيمة الدينار لضعف النشاط الاقتصادي عام 1994، وفي إطار تطبيق برنامج التعديل الهيكلي المبرم صندوق النقد الدولي الذي تطلب المزيد من الواردات وضخ الكتلة النقدية .

شكل رقم :01 تطور معدلات التضخم في الجزائر



المصدر: من إعداد الباحثين اعتمادا على بيانات البنك العالمي

فنلاحظ من خلال الشكل أن الجزائر، وبعد اجراء تخفيض صريح في قيمة الدينار الجزائري بنسبة 40 % ليصل الدينار الجزائري إلى حوالي 36 دج/$، جعلت معدلات التضخم تعاود الارتفاع من جديد، حيث وصلت نسبة 29.04 % في عام 1994 و29.78% عام 1995، لتشهد بعد ذلك الجزائر انخفاضا ملموسا في معدلات التضخم، حيث وصلت عام 1996 إلى18.68% و5.73 % عام 1997، ثم 4.95% عام 1998، ثم 0.34 % عام 2000، وترجع أهم أسباب انخفاض التضخم في هذه الفترة إلى الإجراءات المعتمدة في برنامج التعديل الهيكلي والتي كانت تهدف في مجملها إلى استهداف التضخم، والتي منها خصوصا إجراءات تحرير التجارة الخارجية، وتحرير الدينار الجزائري الذي وصل بعد تحريره إلى 75.26 دج/$ عام 2000، وكذا عدم وجود تضخم مستورد، نظرا لضعف معدل التضخم لدى أبرز شركاء الجزائر التجاريين، وكذا اتباع سياسة مالية انكماشية، وسياسة نقدية صارمة مست التحكم في تسيير الكتلة النقدية، وتحرير الاسعار وتعديل أسعار الفائدة ورفعها إلى مستويات قياسية.

إن الشروع في سياسة استهداف التضخم بدأ منذ سنة 2002، وبمعدل 3 %، ثم حدد المجال 4 - 3 % إلا أن التضخم شهد ارتفاعا في عام 2001 ليبلغ 4.22 % وذلك راجع إلى الارتفاع في نمو الكتلة النقدية 24.9 % والتي تدخل في إطار برنامج الإنعاش الاقتصادي الممتد من أفريل 2001 إلى أفريل 2004، وارتفاع الأجور، وكذا ضخ كتلة نقدية من طرف الخزينة للبنوك لتطهير محافظها رسملتها، وقد سجل مستوى التضخم انخفاضا محسوسا عام 2002 مقارنة بعام 2001، ولكن الاستمرار في دعم برنامج الاستثمار وزيادة مداخيل الاسر رفع من معدل التضخم سنة 2003 إلى 4.27 % مقابل1.42 % في سنة 2002. رغم بقاء المعدل المستهدف بمعدل 3 % .

في سنة 2004 أخذت السلطات النقدية والمتمثلة في مجلس النقد والقرض بتحديد معدل مستهدف للتضخم كالسنتين السابقتين والمقدر بـ 3 % على المدى المتوسط وذلك على حساب تطور المجاميع النقدية والقرض، محدد نمو الكتلة النقدية بين 14 % و15% والقروض للاقتصاد 16.5% و17.5%، رغم هذه السياسة فقد بقي معدل التضخم مرتفعا حيث بلغ 3.96 %، نتيجة انخفاض سعر الصرف على الواردات وارتفاع نفقات الدولة، سواء في إطار برنامج الانعاش الاقتصادي أو في إطار رفع الحد الأدنى للأجور، إضافة إلى ضعف الإنتاج الفلاحي الذي تسبب في الاختلال بين العرض

الكلي والطلب الكلي، وشهد معدل التضخم انخفاضا عامي 2005 و2006 حيث بلغت 1.38 % و2.31% على التوالي، وذلك نتيجة استعمال أدوات السياسة النقدية المتمثلة في الاحتياط الاجباري وأداة استرجاع السيولة، والاستقرار النسبي الذي شهده سعر الصرف في كلتا السنتين إذ بلغ حوالي 70.3 دج/$.

بعد تثبيت معدل التضخم المستهدف ل 4%، نجد ان معدل التضخم المسجل سنة 2009 هو ب 5.73% حيث يرجع إلى ارتفاع معدلات التضخم المستورد منذ عام 2008، إذ أدت الأزمة المالية العالمية إلى ارتفاع سعر صرف اليورو مقابل الدولار، ما تسبب في ارتفاع أسعار السلع المستوردة، علما أن 60% من واردات الجزائر تتم بهذه العملة باعتبار الاتحاد الأوربي هو الشريك التجاري الأول للجزائر، لتتواصل التوترات التضخمية في عام 2010 لكن باقل شدة من السابق، حيث بلغ 3.91 %، مسجلا بذلك مقاربة جيدة للمعدل المستهدف وتقليلا للفجوة بينهما حيث كان المعدل 4%، وفي عام 2011 عاد التضخم إلى الارتفاع من جديد، إذ بلغ 4.52 % بفجوة قدرها 0.52% عن المعدل المستهدف وذلك بسبب العوامل التالية:

- النمو القوي للكتلة النقدية؛
- الزيادة المعتبرة للأجور؛
- أسواق ضعيفة التنافسية، بل احتكارية، لإعادة بيع المنتجات الفلاحية المستوردة على حالها؛
- مرونة الاستيراد المرتفع للطلب على السلع الاستهلاكية الصناعية وانتقال التضخم الآتي من البلدان الموردة والمتزايد بقوة.

ليرتفع التضخم عام 2012 بحيث بلغ أعلى معدل له خلال العشرية والمقدر بـ 8.89% التي تراجع أساسا إلى ارتفاع أسعار المواد الغذائية، وهذا التضخم المسجل يعتبر داخليا، ويعود غلى الاختلالات التي تشهدها الاسواق الوطنية (المنتجات الفلاحية والمصنعة).

عرفت السنتين 2015 و2016 عودة تسارع التضخم بعد سنتين متتاليتين من التراجع المعتبر للتضخم (2014 - 2013)، فخلال سنة 2015 بلغ التضخم 4.78%، ليرتفع في سنة 2016 إلى6.4%، ويعود هذا الارتفاع في معدلات التضخم بسبب معدل الزيادة في أسعار المواد الغذائية على عكس السنوات السابقة، وكذا انحراف اسعار

المواد المعملية والتضخم في أسعار الخدمات في سنة 2017، انخفض معدل التضخم إلى 5,6 %، مقابل 6,4% في 2016، وقع هذا التباطؤ في نمو مؤشر الأسعار عند الاستهلاك، على الرغم من الارتفاع البسيط في نمو الكتلة النقدية M2 نتيجة لاتباع الحكومة طريقة التمويل الغير تقليدي (طبع الدينار) إلا أن معدلات التضخم واصلت الانخفاض لتصل إلى 1.95% سنة 2019 نتيجة انخفاض أسعار السلع الغذائية.

المحور الثاني: خصائص منهجية الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية المتباطئة: ARDL والدراسة التطبيقية (القياسية)

1-2 خصائص منهجية الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية المتباطئة ARDL

تمتاز منهجية **ARDL** عن باقي طرق التقدير بعدة مزايا ندرجها فيما يلي:

هذا الأسلوب هو نسبيا أكثر قوة في العينات الصغيرة التي تتضمن بين 30-80 من المشاهدات.

- إمكانية أن تجمع منهجية ARDL متغيرات ذات مستوى أكبر من الاستقرار مثل I(0) و I(1)، ولا يشترط أن تكون جميع المتغيرات مستقرة عند نفس المستوى، ولكن الشرط الوحيد لتطبيق هذا الاختبار هو السلاسل الزمنية متكاملة من الدرجة الثانية I(2)[1].

- يطبق نموذج ARDL إطار نمذجة من العام إلى الخاص من خلال اتخاذ عدد كافي من فترات الإبطاء للحصول على عملية توليد البيانات. وهو يقدر عدد من (k^{p+1}) الانحدارات بغرض الحصول على طول فترة الابطاء المثلى لكل متغير، حيث p هي أقصى فترة إبطاء يمكن أن تستخدم وk هو عدد المتغيرات الداخلة في المعادلة.

- تعمل هذه المنهجية على تقدير النموذج من خلال تحديد العلاقة التكاملية للمتغير التابع والمتغيرات المستقلة في المدى الطويل والقصير في نفس المعادلة الخاصة بالنموذج، بالإضافة إلى تقدير المعلمات المتغيرات المستقلة في المدى الطويل والقصير[2].

(1) محمد بن عبد الله الجراح. (2009). مكونات الإنفاق الحكومي والاستثمار في المملكة العربية السعودية: هل هي علاقة طاردة أم جاذبة. ؟ مجلة العلوم الاقتصادية والإدارية، 25(02)، ص 08.

(2) دحماني محمد ادريوش. (2013-2014). أطروحة دكتوراه اشكالية البطالة في الجزائر- محاولة تحليل-. =

- تعد معلماته المقدرة في المدى القصير والطويل أكثر اتساقا من تلك الطرق الأخرى مثل وانجل-جرانجر (1987)، طريقة جوهانسن (1988) وجوهانسن- جسلس (1990)، ولتحديد طول فترات الإبطاء الموزعة (n) نستخدم عادة معيارين هما (SC) و(AIC) حيث يتم اختيار طول الفترة التي تدني قيمة كل من (SC) و (AIC)[1].

-تعمل على إزالة المشاكل المتعلقة بالارتباط الذاتي، وبالتالي فان النتائج المتحصل عليها تعتبر نتائج كفؤة وغير متحيزة[2]. والاستعمال الاكثر ملائمة لنموذج هو أن يستند على إطار المعادلة الواحدة.

- إن نموذج (ARDL) يأخذ عدد كافي من فترات التخلف الزمني للحصول على أفضل مجموعة من البيانات من نموذج الإطار العام بالإضافة إلى أن نموذج (ARDL) يعطي أفضل النتائج للمعلمات في الأمد الطويل وأن اختبارات التشخيص يمكن الاعتماد عليها بشكل كبير.

2-2 الدراسة التطبيقية (القياسية):

2-2-1 النموذج المستخدم: كما سبق وان اشرنا إلى اننا توجهنا إلى تطبيق نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة المتباطئةARDL [3] لما يتضمنه من خصائص تمت الإشارة إليها سابقا ولغرض الحصول على تجانس للبيانات الخاصة بالسلاسل الزمنية للمتغيرات قمنا بإدراج اللوغاريتم على البيانات، حيث تعبر معاملات النموذج المشكّل عن المرونات الخاصة بمتغيرات الدراسة، وبالتالي النموذج في شكلهما النهائي يكون كالتالي:

=

تلمسان: جامعة تلمسان. الجزائر، ص236.

(1) ناصور عبد القادر دحماني محمد ادرويش. (11-12 03, 2013). دراسة قياسية لمحددات الاستثمار الخاص في الجزائر باستخدام نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة المتباطئة. تقييم آثار برامج الاستثمارات العامة وانعكاساتها على التشغيل والاستثمار، ص 17.

(2) J. U. Siddik.(2000) Demand For Money In Bangladesh: A Cointegration Analysis. .Applied Economics.32.

(3) M. Hashem, Yongcheol Shin ,Richard J. Smith Pesaran.. Bounds Testing Approaches to the Analysis of Long-run Relationships. Applied Econometrics, -289 (2001) .(16) 326

$$\Delta LINF_t = \alpha_0 + \alpha_1 LINF_{t-1} + \alpha_2 LMON_t + \alpha_3 LTCH_t + \alpha_4 LDEP_t$$
$$\sum_{i=1} \beta_1 \Delta LINF_{t-i} + \sum \beta_2 \Delta LMON_{t-i} + \sum_{i=1} \beta_3 \Delta LTCH_{t-i} + \sum_{i=1} \beta_3 \Delta LDEP_{t-i} + u_t$$

حيث تمثل:

- Δ : الفروقات الأولى؛ μ : حد الخطأ للنموذج ؛ α_0 : تعبر عن الثابت أو القاطع في النموذجين؛ α_1 : مرونة معدل التضخم للفترة الزمنية السابقة؛ α_2 : مرونة الكتلة النقدية؛ α_3 : مرونة سعر الصرف الفعلي الحقيقي α_4 : مرونة. الإنفاق الحكومي.

أيضا تمثل α_i , $i = 1.3$ العلاقة طويلة الأجل بين المتغير التابع وباقي المتغيرات المستقلة في النموذج، أما المعاملات β_i فتمثل العلاقة قصيرة الأجل التي تربط بين معدل التضخم والكتلة النقدية والإنفاق الحكومي. وسعر الصرف.

2.2 دراسة استقرارية النموذج:

من خلال نتائج اختبارات جذور الوحدة لبيانات النموذج القياسي المستخدم المبينة في الجدول رقم (01) :

الجدول 01 : نتائج الاستقرارية للمتغيرات وفقا لاختبار ديكي فولر المطور

السلسلة الزمنية		القرار(الرتبة)	اختبار ديكي فولر مطور *ADF*	
			المستوى	الفرق الاول
LINF		I(1)	-2.6267	-7.7454
LMON		I(1)	-3.3058	-5.1493
LDEP		I(1)	-2.1898	-3.8076
LTCH		I(0)	-4.4959	/
القيم الحرجة	*%1*		-4.3239	-3.6891
	%5		-3.5806	-2.9718
	%10		-3.2253	-2.6251

المصدر: من إعداد الباحثين اعتمادا على مخرجات eviews 10

وذلك بالاعتماد على اختبار ديكي فولر المطور عند مستوى معنوية 1%، 5%، 10%، وجدنا أن:

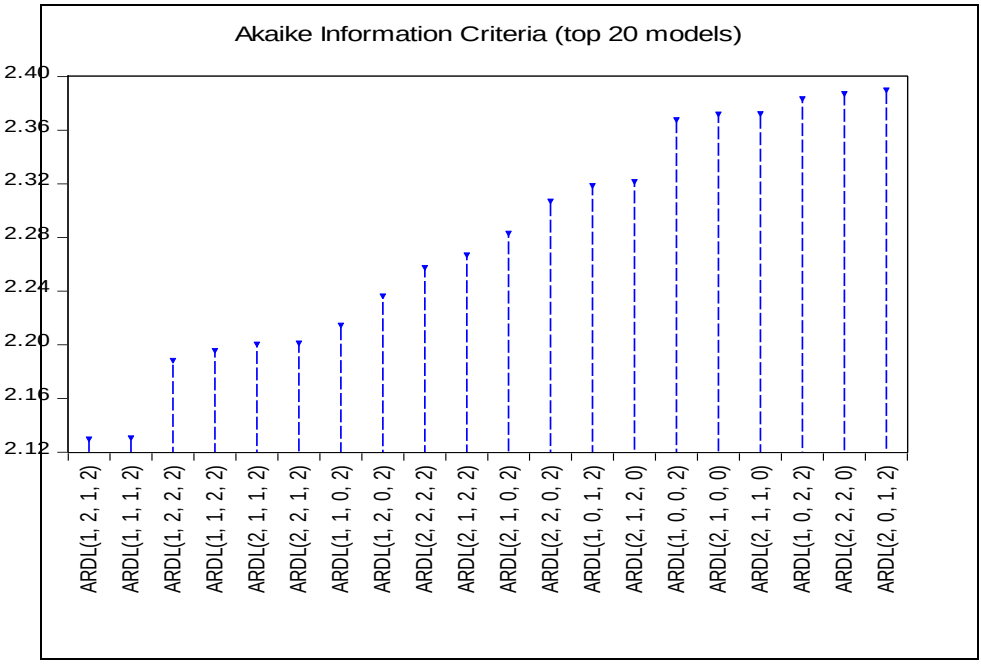
- السلسلة (INF) مستقرة، ومنه تكون السلسلة(INF) متكاملة من الدرجة الأولى(1)I.
- السلسلة (M2)مستقرة، ومنه تكون السلسلة (M2) متكاملة من الدرجة الأولى (1)I.
- لسلسلة (DEP) مستقرة، ومنه تكون السلسلة (DEP) متكاملة من الدرجة الأولى (1)I.
- السلسلة (TCH) مستقرة في المستوى، ومنه تكون السلسلة (TCH)متكاملة في المستوى الاول (0)I.

وكنتيجة لذلك فإن استقرار السلاسل الزمنية يحقق شرط استخدام ARDL.

2 تقدير النموذج:

1.3.2 اختيار فترات التباطؤ للنموذج: بالاعتماد على برنامج Eviews9 تبين لنا أن يوضح الشكل أدناه اختيار فترات الإبطاء المثلى حسب معيار(AIC) والمبينة في الشكل رقم (01) هي (1.2.1.2)

الشكل 02: اختيار النموذج وفق معيار اكييك Akaike



المصدر: من إعداد الباحثين اعتمادا على مخرجات eviews 10

2.3.2 تقدير علاقة طويلة الأجل:

مرونة المدى الطويل هي معامل إبطاء واحد للمتغيرات التفسيرية (مضروباً بإشارة سالب) مقسوماً على معامل المتغير التابع بإبطاء واحد *((Linf(-1)*، على ضوء النتائج الموضحة في الجدول رقم 02نجد:

الجدول (02): نتائج تقدير النموذج طويل الأجل

المتغيرات	المعاملات	*t-statistic*	قيمة الاحتمال
LINF(-1)	0.445896	2.119411	0.0482
LDEP	2.361126	1.116430	0.2789
LDEP(-1)	-0.249021	-0.074666	0.9413
LDEP(-2)	-2.380396	-1.161057	0.2608
LTCH	-0.521259	-0.230972	0.8199
LTCH(-1)	3.791312	1.872429	0.0775
LMON	1.955867	0.922922	0.3683
LMON(-1)	-4.964112	-1.917134	0.0712
LMON(-2)	4.607650	3.328406	0.0037
C	-20.31536	-1.922849	0.0705
R^2 = 0.749 F-statistic = 5.9928 prob(F-statistic) = 0.000 DW=2.31			

المصدر: من إعداد الباحثين اعتمادا على مخرجات eviews 10

تبين مخرجات التقدير المبينة في الجدول السابق رقم 02 ان التضخم في الجزائر يتفسر بالمتغيرين التضخم للفترة السابقة (-1) LINF والكتلة النقدية LMON(-2) وهذا في الأجل الطويل حيث كانت قيمة الاحتمال 0.04 و0.003 أي أقل من 5%= α على التوالي وهي ماتعني معنويتهما الاحصائية. وهو مالا ينطبق على باقي المتغيرات الاخرى

فنجد ان التضخم في الفترة الماضية إذا ارتفع بـ 1% يؤثر بالتضخم للسنة الحالية بـ 2.11 % ايمانسميه المرونة خاصة وأن النموذج القياسي لوغاريتمي لوغاريتمي اما إذا ارتفعت الكتلة النقدية بـ 1% للسنة الحالية فان هذا سيؤدي إلى ارتفاع معدل التضخم بحوالي 0.37% بعد سنتين.

يقدر معامل التحديد بـ R^2=0.7.49 و $\overline{R}^2 = 0.62$ ، ي أن المتغيرات المفسرة

تتحكم بـ 62% من التغيرات التي تحدث على معدلات التضخم، مما يعني أن هناك متغيرات اخرى لها دخل في التاثير على معدل التضخم في الجزائر، كما أن قيمة إحصائية فيشر المحسوبة Fcal والتي تساوي $F_C = 5.992$ والتي تعتبر معنوية إذا مالاحضنا قيمة الاحتمالية لها *prob(F-statistic) = 0.00* مما يدل على أن النموذج ككل له معنوية إحصائية، ونقبل هذا النموذج بمستوى معنوية 5%.

4.2.2 دراسة التكامل المشترك

يعنى التكامل المشترك إمكانية وجود توازن طويل الأجل بين السلاسل الزمنية غير المستقرة، أي يمكن مطابقة خواص السلاسل الزمنية في المدى الطويل، وللقيام باختبار التكامل المشترك نستخدم منهجية الحدود للتكامل المشترك والخاص بنموذج ARDL[1]، حيث نقوم اختبار وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين متغيرات النموذج، وإذا تأكدنا من وجود هذه العلاقة ننتقل إلى تقدير معلمات الأجل الطويل(α_i) وتقديرها معلمات الأجل القصير(β_i).

الجدول 03:اختبار الحدود للتكامل المشترك

F-Bounds Test	Null Hypothesis: No levels relationship			
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
			Asymptotic: n=1000	
F-statistic	12.08210	10%	2.37	3.2
K	3	5%	2.79	3.67
		2.5%	3.15	4.08
		1%	3.65	4.66
			Finite Sample: n=35	
Actual Sample Size	28			
		10%	2.618	3.532
		5%	3.164	4.194
		1%	4.428	5.816

المصدر: من إعداد الباحثين اعتمادا على مخرجات eviews 10

(1) مجدي للشوربجي.. العلاقة بين رأس المال البشري والصادرات والنمو الاقتصادي في تايوان . الملتقى العلمي الدولي جامعة حسيبة بن بوعلي الشلف، الجزائر، (27-28 11, 2007) ص ص 1-37.

من خلال الجدول رقم (03) يمكن ملاحظة أن قيمة إحصائية فيشر المحسوب (F=28) والخاصة بحجم عينة الدراسة (28 مشاهدة)لاختبار (Wald) أكبر من الحد الأعلى للقيم الجدولية الحرجة: (5.816) (4.194)، (3.532) للمستويات المعنوية 1% $\alpha =$ ، $\alpha = 5\%$ و10% $\alpha =$ على التوالي، وعليه نرفض فرضية العدم، مما يعني وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين متغيرات الدراسة.

5.2.2 نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد (ARDL-UECM):

بعد القيام بتقدير النموذج في الأجل الطويل نقوم بتقدير النموذج في الأجل القصير بواسطة نموذج تصحيح الخطأ(0, 1,1,2)، على ضوء النتائج الموضحة ضمن الجدول رقم 04 التالي:

الجدول (04): نتائج تقدير النموذج قصير الأجل

ECM Regression
Case 2: Restricted Constant and No Trend

Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable
0.0442	2.147066	1.237630	2.657273	D(DEP)
0.0612	-1.983517	0.014071	-0.027910	D(TCH)
0.1823	-1.381666	0.006994	-0.009664	D(TCH(-1))
0.0000	-8.514260	0.164788	-1.403050	CointEq(-1)*

المصدر: من إعداد الباحثين اعتمادا على مخرجات eviews 10

- إن المعامل السالب والمعنوي المرتبط بإبطاء حد تصحيح الخطأ وسيلة أكثر فعالية لبيان التكامل المشترك. تشير قيمة ((ECM(-1) **إلى (-1.40)** وحيث كانت سالبة ومعنوية عند مستوى معنوية 5**%**، مما يعنى أن النموذج مستقر بما يتناسق مع النموذج طويل الأجل.

- يستغرق معدل التضخم اقل من السنة الواحدة خلال الفترة1-t للرجوع إلى قيمته التوازنية نتيجة خلل أو صدمة في المدى البعيد وهذا يشير إلى أن التكيف في النموذج كان سريعا نسبيا.، بالإضافة إلى أنه عندما ينحرف معدل التضخم في الفترة t-1 فإنه يتم تصحيح ما يعادل 140% من هذا الانحراف في الفترة t، ومنه فنسبة

التصحيح هذه تعكس سرعة تعديل عالية نحو التوازن في الفترة t أيضا يبين هذا النموذج أنه توجد فعالية للإنفاق الحكومي ممثلا للسياسة المالية في المدى القصير.

3.2الاختبارات التشخيصية للنموذج

1.3.2اختبار الارتباط الذاتي للاخطاء

يختص اختبار *(Breusch-Godfrey Serial Correlation LM* Test) بدراسة الارتباط الذاتي للأخطاء او البواقي بالاستناد الفرضية الصفرية (H_0) التي تفترض وجود ارتباط ذاتي لبواقي النموذج المقدر، كانت لدينا :

(LM=0.101< ($\chi^2_{(2)}$ (%5) (=5.99 باحتمال prob = 0.95 أكبر من 5%، وهذا يشير إلى رفض الفرضية الصفرية وبالتالي فالأخطاء او البواقي غير مرتبطة تسلسليا والجدول التالي يوضح نتائج اختبار Godfrey-Breusch للارتباط الذاتي:

الجدول (05): اختبار Breusch-Godfrey لارتباط البواقي

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
0.9680	Prob. F(2,18)	0.032585	F-statistic
0.9507	Prob. Chi-Square(2)	0.101009	Obs*R-squared

المصدر: من إعداد الباحثين اعتمادا على مخرجات eviews 10

2.3.2 اختبار تجانس (ثبات) تباين البواقي (الأخطاء)

هناك عدة اختبارات للكشف على أن تباين البواقي متجانس أم لا، ومن بينها اختبار (ARCH)، حيث يعتمد هذا الاختبار على مضاعف لاغرانج LM، متبعا الخطوات التالية:

- تقدير النموذج العام ($Y=XB+\varepsilon$) بطريقة المربعات الصغرى العادية ثم حساب مربعات البواقي $\hat{\varepsilon}_t^2$.
- تقدير المعادلة التالية :

$$\hat{\varepsilon}_t^2 = \theta_0 + \theta_1\hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + \ldots\ldots + \theta_q\hat{\varepsilon}_{t-q}^2 + u_t$$

مع حساب معامل التحديد الخاص بهذه المعادلة R^2، نفقد في هذه الحالة q مشاهدة.

- فرضية ثبات التباين الشرطي لألخطاء H_0 التي ينبغي اختبارها هي

$$H0: \theta_0 = \theta_1 = ... = \theta_q = 0$$

إحصائية مضاعف لاغرنج $LM=(n-q) \times R^2$ تتبع توزيع χ^2 بدرجة حرية q.
إذا كان LM اكبر من ($\chi^2(q)$القيمة الحرجة لتوزيع χ^2 أكبر من α) فإننا نرفض H_0، أي أن هناك على الأقل معامل واحد من معاملات معادلة (ARCH) يختلف معنويا عن الصفر فإن التباين الشرطي للأخطاء غير متجانس.

حيث نقبل (H_0) التي تنص على تجانس تباين حدود الخطأ لاختبار LM، حيث أن قيمة الاحتمال prob = 0.58 أكبر من 5% تدعم ذلك، والجدول التالي يوضح نتائج هذا الاختبار.

الجدول (06): اختبار ARCH لتجانس (ثبات) تباين البواقي (الأخطاء

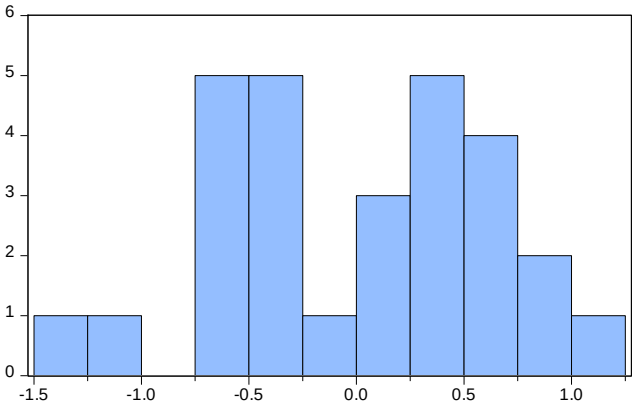
Heteroskedasticity Test: ARCH		
F-statistic	0.285211 Prob. F(1,25)	0.5980
Obs*R-squared	0.304553 Prob. Chi-Square(1)	0.5810

المصدر: من اعداد الباحثين اعتمادا على مخرجات eviews 10

3.3.2 التوزيع الطبيعي للبواقي

سنعتمد على إحصاءة *Jarque-Bera* حيث : $(J-B) = 1.09 < (\chi^2_{(4)}) = 9.49$ ($(\%5)$) ومنه نقبل فرضية العدم (H_0)، التي تنص على أن البواقي تتبع توزيع طبيعي، ومايدعم النتيجة هو قيمة الاحتمال $prob=0.57$الموافقة لاختبار (J-B) أكبر من 5%، وبالتالي هذه تعتبر دلالة على أن بواقي النموذج تتبع التوزيع الطبيعي وهي صفة جيدة ومرغوبة في النموذج .

الجدول (07): اختبار يوضح نتائج اختبار *Jarque-Bera* لتوزيع البواقي



Series: Residuals	
Sample 1992 2019	
Observations 28	
Mean	-6.50e-16
Median	0.052163
Maximum	1.043040
Minimum	-1.315522
Std. Dev.	0.612754
Skewness	-0.212323
Kurtosis	2.131017
Jarque-Bera	1.091366
Probability	0.579446

المصدر: من إعداد الباحثين اعتمادا على مخرجات eviews 10

4.3.2-اختبار السببية بين متغيرات الدراسة

Pairwise Granger Causality Tests
Date: 04/06/22 Time: 12:00
Sample: 1990 2019
Lags: 1

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
LINF does not Granger Cause LDEP	29	0.03665	0.8497
LDEP does not Granger Cause LINF		0.20180	0.6570
LMON does not Granger Cause LDEP	29	0.28567	0.5975
LDEP does not Granger Cause LMON		1.38309	0.2502
LTCH does not Granger Cause LDEP	29	0.43722	0.5143
LDEP does not Granger Cause LTCH		0.25098	0.6206
LMON does not Granger Cause LINF	29	2.7E-05	0.9959
LINF does not Granger Cause LMON		17.5770	0.0003
LTCH does not Granger Cause LINF	29	1.98642	0.1706
LINF does not Granger Cause LTCH		1.89547	0.1803
LTCH does not Granger Cause LMON	29	8.24006	0.0080
LMON does not Granger Cause LTCH		17.1387	0.0003

من خلال مخرجات الخاصة بالسببية وعند مستوى معنوية 5% لاحظنا ما يلي:

- هناك علاقة سببية في اتجاه واحد من معدل التضخم نحو الإنفاق الحكومي

لكن السببية في الاتجاه الاخر غير موجودة وهو سبب عدم معنوية الإنفاق الحكومي.

- هناك علاقة سببية في اتجاه واحد من معدل التضخم نحو الكتلة النقدية وهذا ما يدعم اثر الكتلة النقدية في تفسير التضخم .
- هناك علاقة سببية في الاتجاهين بين الكتلة النقدية ومعدل سعر الصرف.

3. النتائج ومناقشتها:

توصلت الدراسة إلى عدة نتائج نوجزها فيما يلي:

- بينت مخرجات تقدير نموذج طويل المدى التأثير العكسي الذي لعبته السياسة النقدية حيث كان هناك اثر للكتلة النقدية خلال الفترتين السابقتين ونفس الشيء ينطبق على معدل التضخم للسنة الماضية حيث يمتد تأثيره للفترة الحالية وهو شيء منطقي وهنا تبرز أهمية التمييز بين التحليل في الفترة القصيرة والفترة الطويلة، الأمر الذي يطرح مشكلة الجدل بين استخدام السياسة النقدية بتفاؤل كبير لمواجهة الاختلالات الناجمة عن التضخم ونقص تطبيقها في الفترة القصيرة، أو استخدامها بتواضع فقط للحفاظ على توازن الأسعار في الفترة الطويلة. ومنه فإن هذا الخيار الأخير هو الذي تبنته المدرسة النقدية بزعامة ميلتون فريدمان لتلاؤمه مع نمو اقتصادي غير تضخمي وهو ما لا يتلاءم مع الاقتصاد الجزائري؛

- نستنتج ان السياسات الاقتصادية ونخص بالذكر منها السياسة النقدية ممثلة في الكتلة النقدية بمفهومها الواسع لها الاثر الاقتصادي البارز في استقرار النشاط النقدي وضبط معدلات التضخم خاصة إذا كان ذا منشأ نقدي خاصة وان الاقتصاد الجزائر ريعي تتباين فيه تأثير السياسة النقدية اكثر من سياسة تعويم سعر لصرف او السياسة التجارية حيث وجدنا ان الإنفاق الحكومي وسعر الصرف لم يؤثرا بشكل واضح على التضخم فالتمويل في الإنفاق بشكل كبير الذي سببه التوسع النقدي دون جهاز انتاجي يكافئ التوسع النقدي من الجباية البترولية الذي كانت متذبذبا نتيجة تذبذب أسعار البترول بمعنى ارتباط الجزائر بمستويات البترول والجباية الناتج عنها وهو ما يعني عدم استقرار الاقتصاد نتيجة لعدم وجود قاعدة اقتصادية وبنى هيكلية تحمي الاقتصاد من التقلبات السعرية ومن بينها التضخم العالمي في ظل استيراد الجزائر لغالب احتياجاتها.

ومن خلال نتائج الدراسة فإننا نقترح:

- الاهتمام بالطرق الكمية وما يلحق بها من برمجيات وورشات علمية وبحثية كونها تعطي الصورة الاوضح والمخرجات التي تساعد على التحليل الاقتصادي ما يضمن الاستشراف الامثل للمشاكل والأزمات الاقتصادية .

- ضرورة دعم سياسة النفقات العامة كونها وسيلة للسياسة المالية بسياسة تجارية موازية تهدف إلى الحدّ من الاستيراد على حساب المنتج المحلي مع توجيه النفقات العامة الاستثمارية نحو القطاعات المنتجة في إطار سياسة تهدف إلى تنويع الاقتصاد الوطني وعلى الخصوص قطاعي الصناعة والفلاحة، مع إخضاع وتقييدها هذه الاستثمارات للقواعد الاقتصادية المعمول بها بما في ذلك الجدوى الاقتصادية.

المراجع

المراجع العربية:

-أوس فخر الدين أيوب أحمد حسين الهيتي. (2012). دور السياسات النقدية والمالية في النمو الاقتصادي. مجلة جامعة الأنبار للعلوم الاقتصادية والإدارية، 04 (08)، 25.

- دحماني محمد ادريوش. (2013-2014). أطروحة دكتوراه، إشكالية البطالة في الجزائر- محاولة تحليل-. جامعة تلمسان.

- مجدي للشوربجي. (27-28 11, 2007). العلاقة بين رأس المال البشري والصادرات والنمو الاقتصادي في تايوان. الملتقى العلمي الدولي جامعة حسيبة بن بوعلي الشلف، الصفحات 1-37.

- محمد بن عبد الله الجراح. (2009). مكونات الإنفاق الحكومي والاستثمار في المملكة العربية السعودية: هل هي علاقة طاردة أم جاذبة؟ مجلة العلوم الاقتصادية والإدارية، 25(02)، 08.

- ناصور عبد القادر دحماني محمد ادرويش. (11-12 03, 2013). دراسة قياسية لمحددات الاستثمار الخاص في الجزائر باستخدام نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة المتباطئة. تقييم آثار برامج الاستثمارات العامة وانعكاساتها على التشغيل والاستثمار.

(1). - نبيل مهدي الجنابي. (2012). نماذج السياسات النقدية والمالية مع تطبيق معادلة st. louis على الاقتصاد العراقي 2003-2011. مجلة الغزي للعلوم الاقتصادية والادارية، 08(22)، 50.

المراجع الأجنبية:

(2). J. U. Siddiki.(2000) .(2000) . Demand For Money In Bangladesh: A Cointegration Analysis. .Applied Economics.32

(3). M. Hashem, Yongcheol Shin ,Richard J. Smith Pesaran.(2001) . Bounds Testing Approaches to the Analysis of Long-run Relationships. Applied Econometrics(16),326-289 .

(4). - Dave Giles, Econometrics Beat : Dave Giles' Blog, ARDL Model- Part II – Bounds Tests, 2013 http://davegiles.blogspot.com/2013/06/ardl-models-part-ii-bounds-tests.html part-ii-bounds-tests.html (2019/06/28).