اختبار العلاقة السببية بين قنوات انتقال السياسة النقدية والتضخم في الجزائر باستخدام منهجية Toda-Yamamoto

Test the causal relationship between channels of monetary-policy transmission and inflation in Algeria using the Toda-Yamamoto methodology

عزالدين وادي
جامعة البويرة - الجزائر
a.ouadi@univ-bouira.dz

فريد طهراوي
جامعة البويرة - الجزائر
f.tahraoui@univ-bouira.dz

علي العمري
جامعة البويرة - الجزائر
a.lamri@univ-bouira.dz

تاريخ الإرسال: 2020/02/29 تاريخ القبول: 2020/10/18 تاريخ النشر: 2020/12/31

الملخص:

حاولنا من خلال هذه الدراسة تضمين دراسة للعلاقة السببية بين مؤشرات السياسة النقدية ممثلة في كل من الكتلة النقدية، سعر الصرف الحقيقي و معدل الفائدة الحقيقة في اتجاه معدل التضخم في الجزائر خلال الفترة 1990-2018 وذلك باستعمال منهجية *Toda-Yamamoto* ، حيث بينت النتائج غياب العلاقة السببية في الاتجاهيين من وإلى التضخم من جهة ومعدل الفائدة الحقيقي وسعر الصرف الحقيقي من جهة أخرى. في حين أثبتت وجود علاقة سببية في اتجاه واحد من الكتلة النقدية إلى التضخم في الجزائر خلال الفترة 1990-2018.

- **الكلمات المفتاح :** السياسة النقدية؛ التضخم؛ منهجية *Toda-Yamamoto* ؛الجزائر.
- **تصنيف JEL :** E00, C01, C32

Abstract:

Through this paper, we have tried to include a study of the causal relationship between monetary policy variables represented in both the money supply, the real exchange rate and the real interest rate in the direction of the inflation rate in Algeria during the period 1990-2018 using the Toda-Yamamoto methodology. The results showed the absence of a causal relationship in both directions to and from inflation on the one hand, the real interest rate and the real exchange rate on the other. It has shown that there is a causal relationship in one direction from the money supply to inflation in Algeria in 1990-2018.

- **Keywords:** Monetary policy; inflation; Toda-Yamamoto methodology; Algeria.
- **Jel Classification Codes :** E00, C01, C32

المؤلف المرسل: عزالدين وادي، **الإيميل:** *a.ouadi@univ-bouira.dz*

I- تمهيد:

في نهاية الثمانينات دخلت الجزائر مرحلة انتقالية وأعلنت تبنيها لاقتصاد السوق كنهج جديد، فقامت بتحرير تجارتها الخارجية وبالانفتاح على العالم الخارجي وبفتح عرض الاستثمار للأجانب، ورغم الإصلاحات التي باشرت الجزائر في تنفيذها لم تستطع إيجاد حلول للاختلالات الاقتصادية وكان من أبرز المشاكل المسببة لهذه الاختلالات التضخم، إذ تعد هذه الظاهرة من أعقد الظواهر المسيرة لاقتصاديات الدول التي عانت من الانعكاسات الاقتصادية. لقد كان الهدف الأساسي للسياسة النقدية الذي حدده بنك الجزائر، استقرار الأسعار ومراقبة وتيرة التضخم، وبحسب بنك الجزائر فإن أسباب التضخم خلال الفترة 2000-2018، كانت بسبب ارتفاع أسعار المواد الزراعية المستوردة، التوسع الكبير في الكتلة النقدية بالإضافة إلى ارتفاع أسعار الخضر والفواكه كل هذه العوامل ساهمت في إحداث التضخم، وعلى الرغم من ذلك عملت الجزائر على وضع سياسات مختلفة للحد من الظاهرة خاصة وأنها عرفت أنواع مختلفة للتضخم. ولكن وبالرغم من المعالجة الظرفية التي صاحبت هذه الإصلاحات والتي من خلالها انخفض معدل التضخم من (18.56%) كمتوسط لفترة التسعينات إلى (5.9%) كمتوسط للفترة (2000-2018) إلى أن المستويات العامة للأسعار بقيت في ارتفاع مستمر سنويا وهذا راجع إلى تبلور متغيرات اقتصادية وسياسات مالية ونقدية فيما بينها. من هذا المنطلق جاءت هذه الورقة البحثية لمعالجة الإشكالية التالية:

ما هو اتجاه العلاقة السببية بين متغيرات السياسة النقدية والتضخم في الجزائر خلال الفترة 1990-2018؟

I.2- فرضيات البحث:

- تعتبر المؤشرات الكلية ذات الطبيعة النقدية أهم المحددات التي تتحكم في ظاهرة التضخم في الجزائر؛
- توجد علاقة سببية بين متغيرات السياسة النقدية والتضخم.

I.3- أهمية البحث:

تكتسي الدراسة أهميتها من كونها تعالج العلاقة بين ظاهرة التضخم وأهم مؤشرات السياسة النقدية في الجزائر.

I.4- منهجية البحث:

من أجل الإجابة على الإشكالية المطروحة استخدمنا المنهج الوصفي من خلال إعطاء وصف نظري لمساهمة السياسة النقدية في استهداف التضخم، والمنهج التحليلي والمنهج التجريبي من خلال استخدام منهجية *Toda-Yamamoto* لدراسة اتجاه العلاقة السببية بين أهم متغيرات السياسة النقدية ومعدل التضخم في الجزائر.

II - الإطار النظري والدراسات السابقة:

II.1- مساهمة السياسة النقدية في استهداف التضخم:

بدأت أولى تجارب استهداف التضخم كنظام لإدارة السياسة النقدية في عدد متزايد من الدول المتقدمة بدأ بنيوزلندا سنة 1990 ثم كندا سنة 1991 ومن ثم في المملكة المتحدة في سنة 1992 تلتها الدول الصناعية الأخرى كأستراليا والسويد سنة 1993. حيث أن تحقيق معدلات منخفضة ومستقرة للتضخم في هذه الدول شجع عدد من الدول النامية على تبني السياسة مثل شيلي وبولندا 1999.

II.1.1- تعريف سياسة استهداف التضخم:

عرف استهداف التضخم بأنه نظام للسياسة النقدية يتميز بالإعلان العام عن الهدف الرسمي لمجالات أو هدف كمي لمعدل التضخم لفترة زمنية واحدة أو أكثر مع الاعتراف الظاهر بأن تخفيض واستقرار التضخم في المدى الطويل هو الهدف الأول للسياسة النقدية (Morón & Winkelried, 2005, p. 24).

حيث تضمن إطار استهداف التضخم أربعة عناصر رئيسية هي كالتالي (Heenan, Marcel, & Scott, 2006, p. 2):

- تفويض صريح للبنك المركزي لمراقبة استقرار الأسعار كهدف أولي للسياسة النقدية، ودرجة عالية من الاستقلال الذاتي التشغيلي؛
- أهداف كمية صريحة للتضخم؛
- مساءلة البنك المركزي عن الأداء في تحقيق هدف التضخم، وبالأساس من خلال اشتراطات ذات شفافية عالية لاستراتيجية السياسات وتنفيذها؛
- نهج للسياسات قائم على تقييم استشرافي للضغوط التضخمية، مع الأخذ في الحسبان سبق واسع من المعلومات.

وتعكس هذه العناصر كلا من النظرية والتجربة التي توحي بأن البنوك المركزية لا يمكنها أن تتابع وتحقق باتساق أهداف متعدد، كخفض التضخم والبطالة، باستخدام وسيلة أساسية واحدة وهي سعر الفائدة الذي تحدده السياسات، وتدرك هذه العناصر أيضا أن السياسة النقدية يمكنها في المدى الطويل أن تؤثر في المتغيرات الاسمية وليس الحقيقية (التي تتعدل وفقا للتضخم)، وأن ارتفاع التضخم يضر بالنمو والتوزيع العادل للدخل، وأن التوقعات وقدر المصداقية تؤثران تأثيرا كبيرا في مدى فاعلية السياسة النقدية.

II.1.2- دور السياسة النقدية في تحقيق استقرار الأسعار:

يعتبر هدف تحقيق استقرار الأسعار هو العامل الاساسي والهدف الابرز الذي تسعى اليه السياسات النقدية لمختلف الدول وذلك راجع لكون عدم الاستقرار يعرض الكيان الاقتصادي لأزمات كبيرة بسبب تقلبات الرواج والكساد، خاصة وان استعمال السياسة النقدية لمحاربة التضخم أو استقرار الأسعار ميزة، بحيث إن آثارها على تقييد عرض النقود وتقييد الائتمان، سوف يتم الشعور بها بدرجات متساوية لدى الهيئات والأفراد، ثم إن آثارها هذه لا تبدو واضحة على الأفراد، وهكذا تتمتع السياسة النقدية بميزة تقبل الأفراد لها نظرا لاختفاء الآثار عليهم في محاربة التضخم، وإن العمل النقدي لمحاربة التضخم عن طريق الطلب يمر عبر ثلاث مسارات:

- توقيف خلق النقود الذي يقع على الطلب الداخلي؛
- ارتفاع معدلات الفائدة وهو ما يحد من الافتراضات وتغيير تسيير المحافظ؛
- أثر نشر هذه السياسة يكسر التوقعات التضخمية.

إن استهداف السياسة النقدية لعلاج التضخم واستقرار الأسعار يظهر أن هناك علاقة بين النقود والأسعار لذا يعتبر هدف تحقيق الاستقرار النقدي من أهم أهداف السياسة النقدية حيث يؤدي عدم الاستقرار النقدي، سواء في شكل تضخم أو انكماش فيؤدي التضخم إلى إعادة توزيع الدخل والثروة الوطنيين لصالح المدنيين والمنظمين ورجال الأعمال على حساب الدائنين وأصحاب الدخول الثابتة. أما الانكماش فيؤدي إلى إعادة توزيع الثروة والدخل الوطنيين لصالح الدائنين وأصحاب المرتبات والدخول الثابتة على حساب طبقة المنظمين ورجال الأعمال (Bean, 2004, p. 14).

II.2- الدراسات السابقة:

- دراسة (عشيط و مكيد، 2017) هدفت هذه الدراسة إلى البحث في دور السياستين النقدية والمالية من أجل التحكم في آثار التضخم في الجزائر، بالاعتماد على بيانات سنوية للفترة (1990-2015)، وقد تم تقدير نموذج الدراسة باستخدام منهجية *ARDL* . خلصت النتائج إلى أن أثر السياسة المالية على التضخم من خلال قيد الموازنة أكبر فعالية من السياسة النقدية والتي انحصر دورها في أثر سعر الصرف الحقيقي في المدى القصير.
- دراسة (دقيش و بن باير، 2019)هدفت هذه الدراسة إلى إبراز مدى تأثير الكتلة النقدية على التضخم في الجزائر، بالاعتماد على بيانات سنوية للفترة (1980-2017)، وقد تم تقدير نموذج الدراسة باستخدام منهجية *ARDL* . خلصت النتائج إلى وجود علاقة عكسية بين الناتج المحلي الخام ومعدل التضخم، بينما الكتلة النقدية لها علاقة طردية مع التضخم وفقا للنظرية الكمية للنقود، في حين أن سعر الصرف يؤثر سلبا على التضخم.
- دراسة (بلعباس و برحومة، 2017)هدفت هذه الدراسة إلى تحليل أثر الإنفاق العام على التضخم في الجزائر واختبار العلاقة بين المتغيرين في المدى القصير والطويل، بالاعتماد على بيانات سنوية للفترة (2000-2016)، وقد تم تقدير نموذج الدراسة باستخدام منهجية *ARDL* . خلصت النتائج إلى وجود علاقة سببية للإنفاق العام على التضخم ووجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغيرين، أما في المدى القصير فيتأثر التضخم طرديا بالإنفاق الحكومي وبتأخير زمني واحد.
- دراسة *(Phiri, 2018)*هدفت هذه الدراسة إلى البحث عن فكرة العلاقة الأحادية بين التضخم والنمو الاقتصادي في جنوب إفريقيا، بالاعتماد على بيانات فصلية للفترة (الربع الأول من سنة 2001- الربع الثاني من سنة 2016)، وقد تم تقدير نموذج الدراسة باستخدام نموذج *Smooth Transition Autoregressive* . خلصت النتائج إلى أن أثر التضخم على النمو الاقتصادي إيجابية عند مستوى أدنى من عتبة تبلغ 5.30% في حين يؤثر سلبا على النمو الاقتصادي عند مستويات أعلى من هذه العتبة، كما بيت الدراسة أن المستوى الأمثل للتضخم يجب أن ينحصر بين 3% إلى 6% يصاحبها إصلاحات نقدية طفيفة.
- دراسة *(Hashim, Osman, & Elias, 2014)*هدفت هذه الدراسة إلى البحث عن أهم المؤشرات الاقتصادية الكلية المؤثرة على التضخم في ماليزيا، بالاعتماد على بيانات سنوية للفترة (1980-2012)، وقد تم تقدير نموذج الدراسة باستخدام نموذج *Multiple Regression*. خلصت النتائج إلى أن التضخم في ماليزيا يتأثر بمجموعة من المتغيرات الاقتصادية الكلية من أهمها الانفاق الحكومي وواردات الدولة من السلع والخدمات بالإضافة إلى التأثير القوي للمتغيرات النقدية والتي تتمثل بالأساس في معدل الفائدة وعرض النقود.

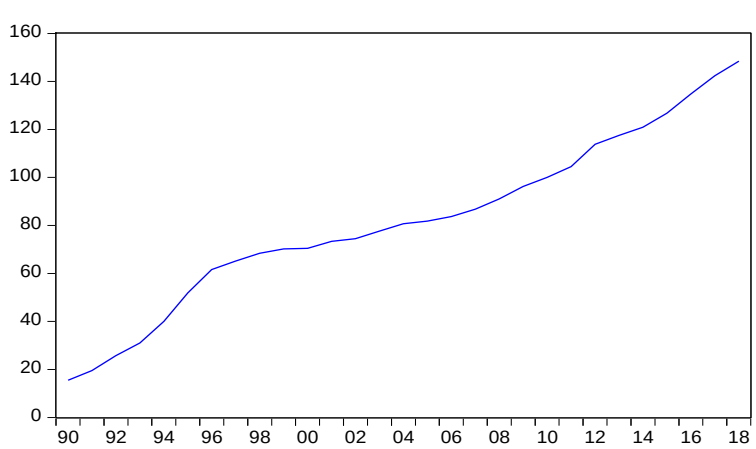
III- منهجية الدراسة القياسية وتحليل نتائجها:

III-1. التعريف بمتغيرات الدراسة:

من خلال ما سبق ذكره فإن البحث يهدف إلى دراسة العلاقة السببية بين التضخم وأهم مؤشرات السياسة النقدية في الجزائر خلال الفترة (1990-2018)، وبغية القيام بدراسة قياسية من الواجب تحديد متغيرات الدراسة وفقا وما يتوافق والنظرية الاقتصادية وبالتالي سنعتمد في دراستنا على المتغيرات التالية:

- **مؤشر أسعار الاستهلاك سنة الأساس 2001 (*CPI*):** يعبر مؤشر أسعار الاستهلاك *Consumer Price Index* عن مقدار التغير الشهري لسلة محددة من السلع والخدمات الاستهلاكية، كما يعتبر المؤشر الرئيسي للتضخم، بحيث تحسب هذه المعاملات اعتمادا على بنية الإنفاق الاستهلاكي للأسر. وعموما شهدت الجزائر مستويات مقبولة في معظم الفترات ما عدا بعض سنوات تمركزت بالأساس خلال فترة التسعينيات، والشكل التالي يبرز تطول مؤشر أسعار الاستهلاك في الجزائر خلال الفترة 1990-2018:

الشكل 1: تطور مؤشر أسعار الاستهلاك خلال الفترة 1990-2018

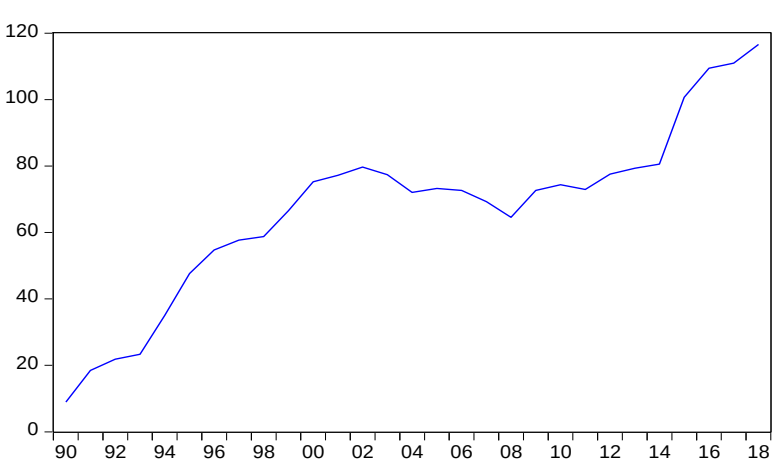


المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج *Eveiws10*.

- **سعر الصرف الإسمي (*TAUCH*):** يعرف سعر الصرف الإسمي على أنه سعر عملة أجنبية بدلالة وحدات عملة محلية ويعكس هذا التعريف لحساب العملة المحلة بدلالة وحدات من العملة الأجنبية، والمقصود بهذا التعريف هو سعر الصرف الإسمي، أي سعر العملة الجاري، والذي لا يأخذ بعين الاعتبار قوتها الشرائية من سلع وخدمات ما بين البلدين ويتم تحديد سعر الصرف الإسمي لعملة ما تبعا للطلب والعرض، وبدلالة نظام الصرف المعتمد في البلاد فارتفاع سعر عملة ما يؤثر على الامتياز بالنسبة للعملات الأخرى. الجزائر وكباقي دول العالم سعت منذ الاستقلال إلى إنشاء عملة وطنية قوية وذلك في أفريل من سنة 1994 حيث اخضعت الجزائر عملتها الوطنية لمجموعة من السياسات نوجزها فيما يلي:
  - سياسة سعر الصرف الثابت 1964-1987؛
  - سياسة الرقابة علة الصرف 1988-1994؛
  - سياسة التحرير الجزئي للدينار بعد 1994.

والشكل التالي يبرز تطور أسعار صرف الدولار الأمريكي مقابل الدينار الجزائري خلال الفترة 1990-2018:

الشكل 2: تطور سعر الصرف الإسمي خلال الفترة 1990-2018

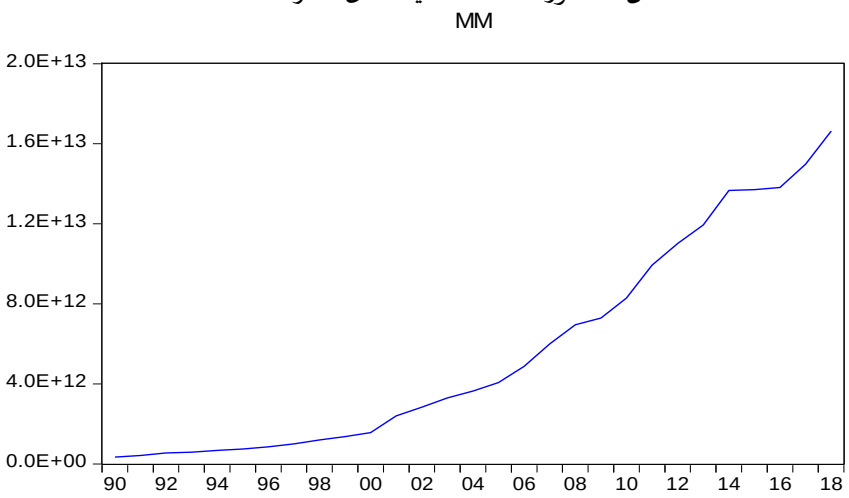


المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج *Eveiws10*.

- **المعروض النقدي (*MM*):** شهدت الجزائر بعد الاستقلال مجموعة من التحديات الكبيرة والمتمثلة في كيفية تمويل مجموعة الاستثمارات الواسعة التي باشرتها، ومع ضعف النظام المصرفي بالإضافة إلى عزوف البنوك الأجنبية عن تمويل هذه المشاريع، توجهت الدولة إلى زيادة المعروض النقدي بصفة مستمرة من أجل تمويل مخططاتها التنموية، بداية من

سنة 1972 بدأت الكتلة النقدية في تسجيل معدلات نمو مرتفعة ويرجع ذلك بالأساس إلى الارتفاع في أسعار البترول في الأسواق العالمية الذي شهدته الفترة الموالية وهذا إلى غاية سنة 1985، أما الفترة الممتدة من سنة 1990-2018 فقد عرفت تطورات واسعة في نمو الكتلة النقدية ويرجع ذلك بالأساس إلى الوضعية الأمنية التي شهدتها الجزائر خلال فترة التسعينيات وما دفع بالبنوك إلى تقديم المزيد من الائتمان للمؤسسات، في حين شهدت الألفية الأخيرة انفراجا في أسعار البترول حيث وصلت إلى أرقام قياسية وما تبعه من برامج تنموية واسعة مما تتطلب توسيع في المعروض النقدي، والشكل التالي يوضح تطور الكتلة النقدية في الجزائر خلال الفترة 1990-2018:

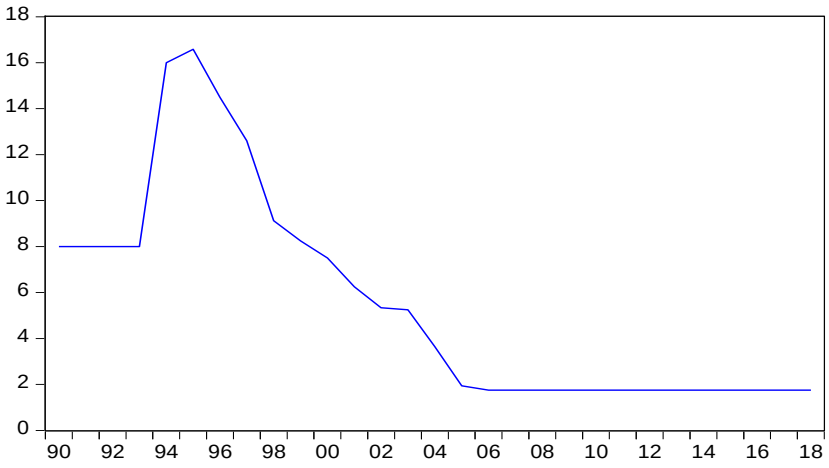
الشكل 3: تطور الكتلة النقدية خلال الفترة 1990-2018



المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج *Eveiws10*.

- **سعر الفائدة الإسمي (*TAUINT*):** تلعب أسعار الفائدة المدينة والدائنة منها دورا محوريا في الاقتصاد الوطني بحيث يستخدم البنك المركزي أسعار الفائدة لضبط الوضع النقدي، وبالتالي تحقيق الاستقرار في المستوى العام للأسعار كهدف نهائي للسياسة النقدية، في الجزائر يمكن ان نميز بين مرحلتين لتطور أسعار الفائدة، المرحلة الاولى والتي شهدتها الفترة 1970-1989 والتي تسمى مرحلة القمع المالي حيث تميزت بالتدخل المفرط للدولة في النظام المالي وذلك عن طريق التحديد الإداري لأسعار الفائدة عند مستويات منخفضة، والتي جاءت نتيجة التوسع المالي المفرط وضعف مستويات الادخار، أما المرحلة الثانية وهي تمتد من الفترة 1990-2018 والتي تسمى بمرحلة التحول نحو اقتصاد السوق، تميزت هذه المرحلة بتحرير أسعار الفائدة المختلفة الرسمية المدينة منها والدائنة والتي أضفت إلى محدودية في تفعيل أدوات السياسة النقدية في الجزائر. الشكل الموالي يبرز تطورات أسعار الفائدة الإسمية في الجزائر خلال الفترة 1990-208:

الشكل 4: تطور سعر الفائدة الإسمي خلال الفترة 1990-2018



المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج *Eveiws10*.

بعد إدخال اللوغاريتم في السلاسل الزمنية موضع الدراسة لسبب أن يكون هناك تجانس في البيانات الرقمية للمتغيرات نقوم بدراسة استقراريتها وذلك بالاستعانة باختبار (*Phillips & Perron*).

III - 2. اختبار استقرارية السلاسل الزمنية.

نقول عن السلسلة الزمنية أنها مستقرة إذا كان لها وسط حسابي ثابت وتباين مستقل عن الزمن، أي أنها تحقق الشروط التالية (Gourieroux & Monfort, 1990, p. 3):

- ثبات متوسط القيم عبر الزمن $\mathrm{E}(x_t)=\mu, t\in Z$ ؛
- يجب أن يكون التباين منتهي وثابت عبر الزمن $V(x_t)=\delta_x^2=\gamma_0<+\infty, t\in Z$ ؛
- التباين بين قيمتين لنفس المتغير مستقل عن الزمن $\mathrm{cov}(x_{ti}, x_{t\pm h})=\gamma_h, t\in Z, h\in Z$ ؛

أو بتعبير آخر تعتبر السلسة الزمنية مستقرة إذا كانت خالية من مركبة الاتجاه العام والمركبة الفصلية، ولا على أي تغير بتغير الزمن .(Terence, 2015, p. 103)

في سنة 1988 قدم (Phillips & Perron, 1988, pp. 335-346)اختبار للكشف عن وجود جذر الوحدة والذي يمكن من التمييز بين السلاسل الزمنية المستقرة وغير المستقرة، حيث تم الأخذ بعين الاعتبار في هذا الاختبار كيفية التعامل مع التباين في الأخطاء وذلك باستخدام تصحيح غير معلمي لإحصائيات اختبار (Dickey & Fuller, 1981, pp. 1057-1072) وذلك من أجل تجاوز مشكل الارتباط الذاتي بين الأخطاء، يختلف اختبار (*Phillips & Perron*) عن اختبار (*Dickey-Fuller*) في كونه لا يحتوي على قيم متباطئة للفروق، ويسمح بوجود متوسط لا يساوي الصفر واتجاه خطي للزمن، إلا أنه يقوم على نفس الصيغ لنماذج اختبار (*Dickey-Fuller*) يتم هذا الاختبار وفق الخطوات التالية:

- تقدير النماذج القاعدية لاختبار (*Dickey-Fuller*) بواسطة طريقة المربعات الصغرى وحساب الاحصائيات المرافقة، حيث $\hat{\varepsilon}_t$ تمثل البواقي.
- تقدير التباين على المدى القصير والذي يعتبر المتوسط الحسابي للبواقي:

$$\hat{\sigma}^2=\frac{1}{\quad}\sum^{T}\hat{\varepsilon}_t^2$$

- تقدير التباين على المدى الطويل والمستخرج من خلال التباينات المشتركة لبواقي النماذج السابقة:

$$s_t^2=\frac{1}{\quad}\sum^{N}\hat{\varepsilon}_t^2+2\sum^{l}\left(1-\frac{i}{\quad}\right)\sum^{N}\hat{\varepsilon}_t\hat{\varepsilon}_{t-i}$$

من أجل تقدير التباين على المدى الطويل لا بد من تحديد عدد التأخيرات استنادا إلى عدد المشاهدات الكلية N:

$$l\approx 4(N/100)^{2/9}$$

- حساب إحصائية ***Phillips & Perron***:

$$t_{\hat{\phi}_1}^{*}=\sqrt{k}\times\frac{\left(\hat{\phi}_1-1\right)}{\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_1}}+\frac{N(k-1)\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_1}}{\sqrt{k}}$$

مع

تقارن هذه الإحصائية مع القيمة الحرجة لجدول *MacKinnon*.

فيما يلي نتائج اختبارات جذور الوحدة لبيانات النموذج القياسي المستخدم باستخدام اختبار*Phillips & Perron* عند مستوى معنوية 1%، 5%، 10% الخاصة بالمتغيرات: الرقم القياسي لأسعار الاستهلاك $(LCPI)$، سعر الصرف الحقيقي $(LTAUCH)$، معدل الفائدة الحقيقي $(LTAUINT)$، الكتلة النقدية (LMM)، حيث كانت نتائج التقدير كما يلي:

الجدول 1: نتائج اختبار*Phillips & Perron* للمتغيرات.

دراسة استقرارية السلاسل الزمنية عند المستوى						
المتغيرات	PP_{cal}	PP_{tab}			**Prob**	القرار
		%1	%5	%10		

LCPI	-4.834	-4.323	-3.580	-3.225	0.003	غير مستقرة الاتجاه العام معنوي
LTAUCH	-5.932	-3.689	-2.971	-2.625	0.000	مستقرة
LTAUINT	-1.334	-2.650	-1.953	-1.609	0.164	غير مستقرة
LMM	-4.343	-4.323	-3.580	-3.225	0.009	غير مستقرة الاتجاه العام معنوي
دراسة استقرارية السلاسل الزمنية عند الفرق الأول						
المتغيرات	PP_{cal}	PP_{tab}			**Prob**	**القرار**
		%1	**%5**	**%10**		
LCPI	-2.061	-2.653	-1.953	-1.609	0.039	مستقرة عند 5%
LTAUINT	-3.385	-2.653	-1.953	-1.609	0.001	مستقرة
LMM	-7.828	-2.653	-1.953	-1.609	0.000	مستقرة

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج *Eveiws10*.

من خلال نتائج جدول اختبار استقرار السلاسل الزمنية الذي يبين لنا أنه لا يمكن رفض فرضية العدم القائلة بوجود جذر للوحدة، بالنسبة لكل من $(LCPI, LTAUINT, LMM)$ أي أن هذه السلاسل الزمنية غير مستقرة عند المستوى حيث كانت القيم المحسوبة أقل من القيم الحرجة المستخرجة من جدول $(MacKinnon)$ عند مستوى دلالة (1%)، (5%)، (10%)، بينما يتم قبولها بالنسبة لمتغير سعر الصرف الحقيقي $(LTAUCH)$ أي أن السلسلة مستقرة عند المستوى حيث كانت القيمة المحسوبة أقل من القيم الحرجة المستخرجة من جدول $(MacKinnon)$ عند مستوى دلالة (1%)، (5%)، (10%)، وعند فحص كل من $(LCPI, LTAUINT, LMM)$ عند الفرق الأول تبين أنه يمكن رفض فرضية العدم بالنسبة للفروق الأولى مما يعني أنها مستقرة بعد أخذ الفروقات الأولى.

III- 3. تحديد فترة الإبطاء المثلى.

يتم تحديد أو اختبار عدد فترات الإبطاء الملائمة والتي تقوم على أساس أقل قيمة لمعايير *Akaike (AIC)*، *Schwarz(SC)*. وفق ما يلي:

- **معيار *Akaike*:** يعد هذا المعيار الأكثر استعمالا والذي يهدف إلى تصغير التباين مقارنة بالزيادة في معلمات النموذج حيث تتم المفاضلة بين النماذج حسب أصغر قيمة له وهو يعطى وفق العلاقة التالية (Akaike, 1974, pp. 716-723):

$$AIC = \hat{\sigma}^2 \exp\left[2\left(\frac{p+q}{N}\right)\right]$$

حيث تمثل (p,q) عدد المعلمات المقدرة في النموذج.

- **معيار *Schwarz*:** اقترح هذا المعيار من طرف *Schwarz* حيث تتم المفاضلة بين النماذج حسب أقل قيمة له وهو يعطى وفق الصيغة التالية (Schwarz, 1978, pp. 461-464):

$$SC = Ln\left(\hat{\sigma}^2\right)\left(\frac{p+q}{N}\right)Ln(N)$$

الجدول التالي يوضح عدد فترات الإبطاء المثلى حسب كل معيار:

الجدول 2: نتائج تحديد فترات الإبطاء المثلى

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	11.16952	NA	6.62e-06	-0.573562	-0.378542	-0.519472
1	140.8640	207.5112*	7.59e-10	-9.669121	-8.694020	-9.398669
2	159.1044	23.34768	7.11e-10	-9.848351	-8.093170	-9.361538

3	181.9081	21.89154	5.65e-10	-10.39265	-7.857384	-9.689472
4	218.5746	23.46656	2.27e-10*	-12.04597*	-8.730623*	-11.12643*

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج *Eveiws10*.

أظهرت النتائج المبينة في الجدول رقم (02) أن أقل قيمة لمعيار *AIC* هي (12.04597-) والتي تقابل التأخير الرابع *(k=4)* وعليه سيتم الاعتماد على هذه الفترة في اختبار السببية باستعمال (*Toda-Yamamoto Causality*).

III- 4. اختبار العلاقة السببية (*Toda-Yamamoto Causality*).

تعد منهجية *Granger* لدراسة العلاقة السببية بين المتغيرات الأكثر استعمالا وانتشارا والتي تمكننا من معرفة العلاقة بين هذه المتغيرات، حيث أنه يمكننا القول بأن هناك المتغير X يسبب المتغير Y في الفترة t بمفهوم *Granger* إذا كان (Granger, 1969, pp. 424-438):

$$E(Y_t / Y_{t-1}, X_{t-1}) \neq E(Y_t / Y_{t-1})$$

ومن أهم شروط استعمالها هو استقرار السلاسل الزمنية من نفس الدرجة وخاصة عند المستوى، لهذا اقترح كل من (*Toda & Yamamoto*) منهجية جديدة والتي تعتمد على معادلة *Granger* وتم تطويرها بإضافة الفترات المتباطئة للمعادلة. كما أن اختبار السببية .(*Toda-Yamamoto Causality*) يستخدم السلاسل الزمنية ذات درجات تكامل مختلفة *I(0)*، *I(1)* أو حتى *I(2)* حيث يعتمد على الخطوات التالية (Toda & Yamamoto, 1995, pp. 225-250):

- تحديد أعلى درجة تكامل بين السلاسل الزمنية d_{max} ؛
- تحديد فترات الإبطاء المثلى k وذلك بالاعتماد على أحد الاختبارات (*AIC , SC, HQ*)؛
- تقدير نموذج *VAR(k+d_{max})* وهي طريقة مطورة لاختبار *Wald*.

من الشروط الأساسية لتطبيق منهجية *Toda-Yamamoto Causality* أن لا تفوق درجة تكامل بين السلاسل الزمنية d_{max} فترات الإبطاء المثلى k،للتوضيح إذا كنا بصدد دراسة العلاقة السببية بين سلسلتين $(h_t ; m_t)$ وفق منهجية *Toda-Yamamoto* يجب علينا تقدير نموذج *VAR(k+d_{max})* على النحو التالي:

$$\begin{cases} h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{k} \alpha_{1i} h_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{k+d_{\max}} \alpha_{2j} h_{t-j} + \sum_{i=1}^{k} \alpha_{1i} m_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{k+d_{\max}} \alpha_{2j} m_{t-j} + u_{1t} \\ m_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{k} \beta_{1i} m_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{k+d_{\max}} \beta_{2j} m_{t-j} + \sum_{i=1}^{k} \beta_{1i} h_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{k+d_{\max}} \beta_{2j} h_{t-j} + u_{2t} \end{cases}$$

يستند الاختبار على احصائية *Wald* التي يتم توزيعها وفقا لـ χ^2 حيث يختبر الفرضيات التالية:

$$H_0 : \alpha_{1i} = 0 \left(\chi_c^2 < \chi_t^2 ; p - value \chi^2 > 5\%\right) : m_t \; ne \quad cause \quad pas \; h_t$$

$$H_0 : \beta_{1i} = 0 \left(\chi_c^2 < \chi_t^2 ; p - value \chi^2 > 5\%\right) : h_t \; ne \quad cause \quad pas \; m_t$$

يتم اختيار الفجوات الزمنية بواسطة المعايير الاحصائية *AIC*، *SC* وقد أظهرت النتائج المبينة في الجدول رقم () أن أقل قيمة لمعيار *AIC* هي (14.45745-) والتي تقابل التأخير الرابع *k=4*، بعد تحديد درجة التأخير ودرجة التكامل بين المتغيرات d_{max}=1نقوم بتقدير نموذج *VAR(4+1)* ومن ثم اختبار العلاقة السببية بين متغيرات الدراسة وهذا وفق منهجية *Toda-Yamamoto Causality* حيث كانت النتائج كما يلي:

الجدول 3: نتائج اختبار سببية (***Toda-Yamamoto Causality***)

Dependent variable: LCPI			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LMM	20.16538	5	0.0012
LTAUCH	3.502847	5	0.6230
LTAUINT	8.819957	5	0.1165
All	77.60527	15	0.0000
Dependent variable: LMM			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.

LCPI	8.195336	5	0.1458
LTAUCH	1.323729	5	0.9325
LTAUINT	3.249592	5	0.6616
All	22.88691	15	0.0866

Dependent variable: LTAUCH

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LCPI	4.341699	5	0.5013
LMM	10.98074	5	0.0518
LTAUINT	11.74866	5	0.0384
All	32.96351	15	0.0047

Dependent variable: LTAUINT

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LCPI	0.502372	5	0.9920
LMM	4.671535	5	0.4573
LTAUCH	1.308195	5	0.9341
All	14.79374	15	0.4664

المصدر: من إعداد الطالب بالاعتماد على مخرجات برنامج *Eveiws10*.

من خلال الجدول (3) يمكن استخلاص النتائج التالية:

- **اختبار العلاقة السببية بين التضخم ومعدل الفائدة الإسمي:** من خلال الجدول أعلاه يمكن ملاحظة غياب العلاقة السببية في الاتجاهيين من وإلى التضخم من جهة ومعدل الفائدة الإسمي من جهة، عند مستوى معنوية 5%. أي أن التغير في التضخم لا يسبب التغير في معدل الفائدة الإسمي والعكس صحيح. هذا ما يتعارض والنظرية الاقتصادية التي تنص على أن أي زيادة في معدل فائدة إيداع الودائع كلما ذهب أصحاب الاموال إلى إيداع أموالهم لدى البنوك بدل استثمارها في المشاريع وبالتالي يقل عرض المنتجات وترتفع أسعارها؛
- **اختبار العلاقة السببية بين التضخم وسعر الصرف الإسمي:** من خلال الجدول أعلاه يمكن ملاحظة غياب العلاقة السببية في الاتجاهيين من وإلى التضخم من جهة وسعر الصرف الإسمي من جهة، عند مستوى معنوية 5%. أي أن التغير في التضخم لا يسبب التغير في سعر الصرف الإسمي والعكس صحيح. هذا ما يتعارض والنظرية الاقتصادية بحيث أن نقص الانتاج المحلي يؤدي إلى زيادة الواردات وبالتالي يزيد الطلب على العملة الأجنبية (الدولار كقياس لسعر الصرف) التي ترتفع قيمتها ويؤدي ذلك إلى زيادة التضخم وزيادة أسعار المنتجات المحلية والأجنبية المستوردة؛
- **اختبار العلاقة السببية بين التضخم والكتلة النقدية:** من خلال الجدول أعلاه يمكن ملاحظة وجود علاقة سببية في اتجاه واحد من الكتلة النقدية إلى التضخم، حيث أن الاحتمال المقابل لإحصائية *wald* (P=0.0012) أصغر من 0.05 أي أن التغير في الكتلة النقدية يسبب التغير في التضخم وهذا ما يتوافق مع النظرية الاقتصادية، في حين يمكن ملاحظة غياب العلاقة السببية من التضخم إلى الكتلة النقدية عند مستوى معنوية 5%. أي أن التغير في التضخم لا يسبب التغير في الكتلة النقدية؛
- **اختبار العلاقة السببية بين متغيرات السياسة النقدية:** من خلال الجدول أعلاه يمكن ملاحظة وجود علاقة سببية في اتجاه واحد من معدل الفائدة الحقيقي إلى سعر الصرف الحقيقي، حيث أن الاحتمال المقابل لإحصائية *wald* (P=0.0384) أصغر من 0.05 أي أن التغير في معدل الفائدة الحقيقي يسبب التغير في سعر الصرف الحقيقي، في حين يمكن ملاحظة غياب العلاقة السببية في الاتجاه المعاكس عند مستوى معنوية 5%. أي أن التغير في سعر الصرف لا يسبب التغير في معدلات الفائدة. كما يمكن ملاحظة غياب العلاقة السببية في الاتجاهيين(من وإلى الكتلة النقدية من جهة ومعدل الفائدة الحقيقي من جهة) و(من وإلى الكتلة النقدية من جهة وسعر الصرف الحقيقي من جهة)، عند مستوى معنوية 5%. أي أن التغير في الكتلة النقدية لا يسبب التغير في سعر الصرف الحقيقي ولا يسبب أيضا التغير في معدل الفائدة الحقيقي، والعكس صحيح؛

- **اختبار العلاقة السببية بين متغيرات السياسة النقدية مجتمعة ومعدل التضخم:** من خلال الجدول أعلاه يمكن ملاحظة وجود علاقة سببية بين متغيرات السياسة النقدية مجتمعة إلى التضخم، حيث أن الاحتمال المقابل لإحصائية *wald* (P=0.0000) أصغر من 0.05 أي أن التغير في متغيرات السياسة النقدية مجتمعة يسبب التغير في التضخم.

IV- الخلاصة:

توصلنا من خلال هذه الورقة البحثية إلى مجموعة من النتائج التي ستؤكد أو تنفي الفرضيات التي انطلقنا منها، ملخص هذه النتائج كالتالي:

- غياب العلاقة السببية في الاتجاهيين من وإلى التضخم من جهة ومعدل الفائدة الحقيقي من جهة، أي أن التغير في التضخم لا يسبب التغير في معدل الفائدة الحقيقي والعكس صحيح؛
- غياب العلاقة السببية في الاتجاهيين من وإلى التضخم من جهة وسعر الصرف الحقيقي من جهة، أي أن التغير في التضخم لا يسبب التغير في سعر الصرف الحقيقي والعكس صحيح؛
- توجد علاقة سببية في اتجاه واحد من الكتلة النقدية إلى التضخم أي أن التغير في الكتلة النقدية يسبب التغير في التضخم والعكس غير صحيح؛
- وجود علاقة سببية في اتجاه واحد من معدل الفائدة الحقيقي إلى سعر الصرف الحقيقي، أي أن التغير في معدل الفائدة الحقيقي يسبب التغير في سعر الصرف الحقيقي والعكس غير صحيح؛
- غياب العلاقة السببية في الاتجاهيين من وإلى الكتلة النقدية من جهة وسعر الصرف الحقيقي من جهة أي أن التغير في الكتلة النقدية لا يسبب التغير في سعر الصرف الحقيقي؛
- غياب العلاقة السببية في الاتجاهيين من وإلى الكتلة النقدية من جهة ومعدل الفائدة الحقيقي من جهة أي أن التغير في الكتلة النقدية لا يسبب التغير في معدل الفائدة الحقيقي.

على ضوء ما توصلنا إليه من نتائج يمكننا إعطاء مجموعة من التوصيات نوجزها فيما يلي:

- نظرا لتأثير سعر الصرف على التضخم نوصي باعتماد سعر صرف فعال يعطي القيمة الحقيقية للدينار الجزائري وفق قانون الطلب والعرض؛
- يجب أن يكون المعروض النقدي (الكتلة النقدية) تتماشى والعرض الكلي لأن أي خلل بين هذه المتغيرات يؤدي إلى زيادة في المستوى العام للأسعار.

- الإحالات والمراجع:

1. Akaike, H. (1974). A New Look at the Statistical Model Identification. *IEEE Transactions on Automatic Control, AC-19*(06), 716-723.
2. Bean, C. (2004). Asset Prices, Financial Instability, and Monetary Policy. *American Economic Review, 94*(02), 14-18.
3. Dickey, D., & Fuller, W. (1981). The likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series With a unit Root. *Econometrica*(49), 1057-1072.
4. Gourieroux, C., & Monfort, A. (1990). *Séries Temporelles et Modèles Dynamiques.* Paris: Economica.
5. Granger, C. (1969). Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods. *Econometrica, 37*(3), 424-438.
6. Hashim, M. J., Osman, I., & Elias, N. L. (2014). THE DETERMINANTS OF INFLATION IN MALAYSIA. *International Conference on Accounting, Business and Economics*, 1-9.
7. Heenan, G., Marcel, P., & Scott, R. (2006). Implementing Inflation Targeting: Institutional Arrangements, Target Design, and Communication. *International Monetary Fund Working Paper 06278*.
8. Morón, E., & Winkelried, D. (2005). Monetary Policy Rules for Financially Vulnerable Economies. *Journal of Development Economics, 76*(1), 23-51.
9. Phillips, P., & Perron, P. (1988). Testing For a Unit root in Time Series Regression. *Biometrica, 75*, 335-346.
10. Phiri, A. (2018). Nonlinear impact of inflation on economic growth in South Africa: a smooth transition regression analysis. *Sustainable Economy, 10*(1), 1-17.
11. Schwarz, G. (1978). Estimating the Dimension of a Model. *Annals of Statistics, 06*, 461-464.

12. Terence, M. (2015). *Time Series Econometrics - A Concise Introduction-*. England: Palgrave Macmillan.

13. Toda, H., & Yamamoto, T. (1995). Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Processes. *Journal of Econometrics*, *66*, 225-250.

14. بلعباس ,ر & .,برحومة ,س .(2017) .أثر الانفاق العام على التضخم في الجزائر دراسة قياسية باستخدام نموذج ARDL. *مجلة العلوم الانسانية*.588-577 ,(46)

15. دقيش ,ج & .,بن باير ,ح .(2019) .أثر الكتلة النقدية على التضخم في الجزائر، دراسة قياسية خلال الفترة 1980-2017باستخدام نموذج ARDL. *مجلة البشائر الاقتصادية*.71-54 ,(03)*05* ,

16. عشيط ,ع .ا & .,مكيد ,ع .(2017) .أثر السياستين النقدية والمالية على التضخم –دراسة تطبيقية لحالة الاقتصاد الجزائري للفترة (1990-2015). *مجلة الاقتصاد والاحصاء التطبيقي*.260-241 ,(2)*14* ,

الملاحق :

الملحق 1: تطور متغيرات الدراسة خلال الفترة 1990-2018

TAUINT	*MM*	*TAUCH*	*CPI*	السنوات
8	343324000000	8.95750833	15.52	1990
8	414745000000	18.472875	19.54	1991
8	544456000000	21.836075	25.72	1992
8	584183000000	23.3454067	31.01	1993
16	675928000000	35.0585008	40.01	1994
16.5833333	739895000000	47.6627267	51.93	1995
14.5	848250000000	54.7489333	61.63	1996
12.6041667	1003136000000	57.70735	65.16	1997
9.125	1199476000000	58.7389583	68.39	1998
8.25	1366769000000	66.573875	70.2	1999
7.5	1559914000000	75.2597917	70.44	2000
6.25	2403069491382.28	77.2150208	73.41	2001
5.33333333	2836874368257.76	79.6819	74.46	2002
5.25	3299459519201.01	77.394975	77.63	2003
3.64583333	3644293407790.02	72.06065	80.71	2004
1.9375	4070442630560.55	73.2763083	81.83	2005
1.75	4870071993159.82	72.6466167	83.72	2006
1.75	5994607617030.44	69.2924	86.8	2007
1.75	6955967773528.56	64.5828	91.01	2008
1.75	7292694702848.37	72.6474167	96.24	2009
1.75	8280740465950.38	74.3859833	100	2010
1.75	9929187740063.12	72.9378833	104.52	2011
1.75	11015134770498	77.5359667	113.82	2012
1.75	11941507586741.9	79.3684	117.52	2013
1.75	13663911696251.2	80.5790167	120.95	2014
1.75	13704511417483.3	100.691433	126.74	2015
1.75	13816309327311.7	109.443067	134.84	2016
1.75	14974234178039.3	110.973017	142.38	2017
1.75	16636712469882.2	116.593792	148.46	2018

المصدر: معطيات البنك الدولي