

العلاقة بين التضخم وعدم اليقين التضخمي في الجزائر

دراسة قياسية باستعمال نموذج تبديل ماركوف للفترة 1970-2021

The relationship between inflation and Inflation uncertainty in Algeria
An econometric study using Markov Switching model for the period 1970-2021

بن داكير نهاد¹، رتيعة محمد²¹ جامعة يحي فارس المدية، الجزائر، مخبر التنمية المحلية المستدامة، @univ-medea.dzbendakir.nihad² جامعة يحي فارس المدية، الجزائر، مخبر الاقتصاد التطبيقي للتنمية، Ratiat@gmail.com

تاريخ الاستلام: 2023/05/19 تاريخ القبول: 2023/09/09 تاريخ النشر: 2023/09/15

ملخص:

تهدف هذه الدراسة لفحص العلاقة بين التضخم وعدم اليقين التضخمي في الجزائر، ولهذا الغرض تم استعمال بيانات ثلاثية لمعدل التضخم للفترة 1970-2021.

وباستخدام نموذج تبديل ماركوف لحالتين بينت الدراسة وجود علاقة عكسية بين التضخم وعدم اليقين التضخمي وهو ما يخالف فرضية فريدمان، ولمعرفة اتجاه العلاقة تم حساب أولاً معدل اليقين التضخمي بواسطة مربع الخطأ لنموذج تبديل ماركوف، ثم استخدام الانحدار الخطي البسيط، حيث بينت النتائج أن التضخم يؤثر سلباً على عدم اليقين التضخمي، في حين أن عدم اليقين التضخمي لا يؤثر على التضخم.

كلمات مفتاحية: التضخم ، عدم اليقين التضخمي ، نموذج تبديل ماركوف

تصنيفات JEL : E31 ، C32

Abstract:

This study aims to examine the relationship between inflation and inflationary uncertainty in Algeria. For this purpose, Quarterly data were used for the inflation rate for the period 1970-2021, And by using the Markov switching model for two cases, the study showed that there is an inverse relationship between inflation and inflationary uncertainty, which contradicts Friedman's hypothesis. To find out the direction of the relationship, the rate of inflationary certainty was first calculated by the error square of the Markov switching model, and then using simple linear regression. The results showed that inflation negatively affects inflationary uncertainty, while inflationary uncertainty does not affect inflation.

Keywords: Inflation; Inflation uncertainty, Markov switching model.

Jel Classification Codes: E31, C32.

1. مقدمة:

يعد التضخم مؤشرا اقتصاديا مهما وأحد المتغيرات الرئيسية التي تضعها معظم البنوك المركزية في جميع أنحاء العالم في الاعتبار أثناء تحديد متغيرات السياسة العامة لما يحمله من آثار سلبية سواء من الناحية الاقتصادية أو اجتماعية وحتى سياسية، وهذا ما دفع العديد من الباحثين لإجراء العديد من الدراسات النظرية والتطبيقية لمعالجة هذه الظاهرة.

يُعرّف التضخم على أنه النمو المستمر في المستوى العام للأسعار، بينما يشير عدم اليقين التضخمي إلى حالة لا يمكن فيها التنبؤ بالأسعار المستقبلية ولا يعرف عامة الناس ما إذا كان التضخم سيرتفع أم ينخفض في المستقبل، فعدم اليقين التضخمي هو سبب ونتيجة للتضخم، حيث يعتبر عدم اليقين التضخمي أحد التكاليف الرئيسية للتضخم لأنه لا يؤدي فقط إلى تشويه القرارات المتعلقة بالادخار والاستثمار في المستقبل بسبب انخفاض القدرة على التنبؤ بالقيمة الحقيقية للمدفوعات الاسمية المستقبلية، ولكنه يمتد أيضًا إلى الآثار السلبية لهذه التشوهات إلى الكفاءة من تخصيص الموارد ومستوى النشاط الحقيقي (Asghar, Ahmad, Ullah, & Zaman, 2011, p. 86).

وفي الجزائر اتسم النصف الأول من السبعينيات بالاستقرار المستمر لمعدل التضخم المتذبذب بين 3 و 6%. ولكن في الفترة 1975 - 1988 سجل التضخم اتجاهاً عالياً بمتوسط معدل سنوي بلغ 9.96%. يمكن تفسير هذه الذروة بالعديد من الأسباب، أهمها تكييف نظام سعر الصرف الجزائري الجديد الذي أصبح قائماً على سلة من 14 عملة. السبب الثاني هو التضخم الأساسي بحد ذاته، مقاساً بهيمنة المنتجات الغذائية التي ساهمت بنسبة تصل إلى 50% في إجمالي الزيادة في الواردات نتيجة لتوسع الانفتاح التجاري (Si Mohammed, Benhabib, Zenagui, & Smail, 2015, p. 241).

أما الفترة 1990-1996 فقد تميزت بأعلى معدلات تضخم منذ الاستقلال، حيث وصل أعلى معدل سنة 1992 بمقدار 31.66%، وهذا راجع لعدة أسباب منها ترجع أسعار النفط، تدهور احتياطي النقد الأجنبي، ارتفاع الدين العام، زيادة الكتلة النقدية المطروحة في السوق وتدهور الوضع الأمني، تليها بعد ذلك الفترة 1997-2000 التي سجلت انخفاض متواصل لمعدل التضخم ليصل إلى أدنى مستوياته منذ الاستقلال في سنة 2000 بمعدل بلغ 0.34%، وأخيراً الفترة 2001-2021 التي تراوح معدل التضخم فيها بين 1% و 5% ما عدا سنوات 2012، 2016 و 2021 أين بلغ معدل 8.9%، 6.4% و 7.2% على التوالي، هذه النوبات المتكررة من الارتفاعات والانخفاضات لمعدل التضخم أصبح من الضروري لصانعي السياسات فهم اتجاهات التضخم وتقلباته (عدم اليقين)، مما يتيح لهم اتخاذ القرارات الصائبة من خلال التقاط أنظمة التحويل من عدم اليقين التضخمي.

إشكالية الدراسة: تتمحور إشكالية بحثنا في السؤال التالي: ما طبيعة العلاقة بين التضخم وعدم اليقين التضخمي في الجزائر؟

فرضية الدراسة:

تقوم الدراسة على اختبار الفرضية التالية:

- لا توجد علاقة سببية ذات دلالة إحصائية بين التضخم وعدم اليقين التضخمي في الجزائر.

أهداف الدراسة: تهدف هذه الدراسة إلى ما يلي:

- كيفية حساب عدم اليقين التضخمي

- توضيح العلاقة بين التضخم وعدم اليقين التضخمي في جانبه النظري .

- اختبار العلاقة بين التضخم وعدم اليقين التضخمي.

المنهج المتبع: تم استعمال المنهج القياسي لحساب عدم اليقين التضخمي عن طريق نموذج تبديل ماركوف ثم استعمال نموذج الانحدار البسيط لاختبار التأثير بين التضخم وعدم اليقين التضخمي.

2. الإطار النظري للعلاقة بين التضخم وعدم اليقين التضخمي

1.2 مفاهيم حول التضخم وعدم اليقين التضخمي: يجب في البداية تحديد بعض المفاهيم لمتغيرات الدراسة

1.1.2 تعريف التضخم

يعرف كورتير التضخم بأنه الحالة التي تأخذ فيها قيمة النقود بالانخفاض، أي عندما تأخذ الأسعار بالارتفاع، واستنادا إلى بيجو تتوفر حالة التضخم عندما تصبح الزيادات في الدخل النقدي أكبر من الزيادات في كمية الانتاج المتحققة، وعليه فالمقصود بالتضخم هو ارتفاع الأسعار وليس الأسعار العالية، مشيرة إلى وجود حالة عدم التوازن بين العرض الكلي والطلب الكلي (الموسوي، 2003، صفحة 214).

2.1.2 مفهوم عدم اليقين التضخمي وكيفية قياسه

- مفهوم عدم اليقين التضخمي

تم تعريفه من قبل Grier and Perry على أنه تقلب غير متوقع في الأسعار العامة، هو متغير لا يمكن ملاحظته (Kevin B & mark J, 1998, p. 672). وينشأ عدم اليقين التضخمي من الافتقار إلى المعرفة الكاملة حول كيفية تحديد مستويات الأسعار في المستقبل (Tashkini, 2007, p. 74).

- قياس عدم اليقين التضخمي:

يصعب قياس عدم اليقين التضخمي لأنه لا يتم ملاحظته بشكل مباشر. وعلى العموم هناك استراتيجيتين لقياس عدم اليقين التضخمي هما (Tashkini, 2007, pp. 78-79):

- استراتيجية المسح

حسب هذه الإستراتيجية يقدر عدم اليقين التضخمي من خلال استطلاعات رأي الاقتصاديين والمستهلكين، حيث يقدر المحللون عدم اليقين التضخمي من الدراسات الاستقصائية باستخدام مقاربتين مختلفتين. يقدر أحد الأساليب عدم اليقين من خلال مطالبة المستجيبين بتقديم مجموعة من القيم التي قد يقع التضخم عليها، أما المقاربة الثانية فتعتمد على تباين أو تشتت توقعات التضخم عبر المشاركين في المسح. على عكس المقاربة الأولى حيث يمكن تقدير عدم اليقين للفرد، عندما يكون لدى المشاركين في المسح توقعات مماثلة للتضخم المستقبلي، فمن المفترض أن يكون عدم اليقين منخفضاً. ولكن إذا اختلفوا بشأن توقعات التضخم، فمن المفترض أن تكون حالة عدم اليقين عالية. وكخلاصة فإنه عند تقدير عدم اليقين بشأن التضخم من الدراسات الاستقصائية، يجد الباحثون باستمرار أن عدم اليقين التضخمي مرتفع خلال فترات التضخم المرتفع.

- استراتيجية نموذج التنبؤ

الاستراتيجية الثانية لتقدير عدم اليقين التضخمي تستخدم نماذج التنبؤ الاقتصادي. حيث يستخدم الباحثون نموذجاً اقتصادياً للتضخم للتنبؤ بالتضخم المستقبلي من خلال تبين خطأ التنبؤ المشروط. يمكن تقسيم هذه الدراسات وفقاً لما إذا كان من المفترض أن تكون المعلومات في معادلة التضخم ثابتة، كما هو الحال في فئة نماذج GARCH، أو متغيرة بمرور الوقت time-varying (Crawford & Kasumovich, 1996, p. 6).

2.2 العلاقة بين التضخم وعدم اليقين التضخمي

هناك عدة آراء مختلفة حول العلاقة بين التضخم وعدم اليقين التضخمي نلخصها فيما يلي:

- زيادة التضخم تؤدي إلى زيادة عدم اليقين التضخمي

يعتبر Friedman (1977) من الأوائل الذين تناولوا مسألة العلاقة بين التضخم وعدم اليقين التضخمي، حيث اتجه إلى تفسير العلاقة بين ارتفاع معدل التضخم وزيادة درجة عدم اليقين التضخمي في المستقبل، بوجود تناقض بين أهداف السياسات الاقتصادية. حيث تسعى معظم السياسات الاقتصادية إلى تحقيق التوظيف الكامل وتخفيض البطالة لتصل إلى معدلها الطبيعي مع المحافظة على استقرار الأسعار، ومن أجل تحقيق الهدف الأول المتمثل بالتوظيف الكامل اتجهت الحكومات لاستخدام السياسات المالية والنقدية التوسعية والتي يتوقع أن تؤدي إلى زيادة معدل النمو الاقتصادي لكن مع ارتفاع في معدلات التضخم، ومن ثم تحقيق هدف على حساب الهدف الآخر. وللمحد من ارتفاع معدل التضخم قد تتوجه الحكومات إلى استخدام سياسات انكماشية تعمل على عكس الأثر السابق، بحيث ينخفض التضخم وتزداد معدلات البطالة. هذا التناقض بين أهداف السياسات الاقتصادية وعدم المقدرة على تحقيق الهدفين معاً، أدى إلى ارتفاع درجة عدم اليقين في السياسات المتبعة في المستقبل، ومن ثم صعوبة التنبؤ بالقيم المستقبلية للتضخم. مما يعني وجود علاقة طردية تتجه من التضخم إلى عدم اليقين التضخمي، حيث أن التضخم الذي أُعتبر نتاجاً للسياسة التوسعية كان حافزاً لاتخاذ سياسة انكماشية للمحد منه، هذا التباين في السياسات الاقتصادية كان نتيجة للتضخم، واتفق مع هذه النتيجة كل من Ball (1992)، و Azariadis and Smith (1996) (أبو ليلى، 2015، صفحة 3).

- زيادة التضخم تؤدي إلى انخفاض في عدم اليقين التضخمي

تم تقديم الآلية الثانية بواسطة Pourgerami and Maskus (1987) وكذلك بواسطة Ungar و Zilberfarb (1993)، فمن خلال فرضية Pourgerami and Maskus عندما يزيد التضخم ينفق العملاء الاقتصاديون المزيد من الموارد في التنبؤ بالتضخم المستقبلي لأنه يتعين عليهم اتخاذ قرارات مختلفة فيما يتعلق بالاستثمار والاستهلاك والإنتاج وما إلى ذلك، لذلك بهذه الطريقة يمكن توقع التضخم إلى حد ما وهذا سيقول من عدم اليقين التضخمي في المستقبل (Asghar, Ahmad, Ullah, & Zaman, 2011, pp. 89-90).

- زيادة عدم اليقين التضخمي يؤدي إلى زيادة التضخم

وخلال Friedman أشار Cukierman and Meltzer (1986) إلى أن العلاقة بين معدل التضخم وعدم اليقين التضخمي قد تنشأ من وجود علاقة سببية أحادية الاتجاه تتجه من عدم اليقين التضخمي إلى معدل التضخم، وفسر Cukierman and Meltzer نتيجتهم بافتراض أن العامة في معظم الحالات تتوقع ارتفاع الأسعار في المستقبل، ومن ثم توقع قيام السلطة النقدية

باستخدام سياسة انكماشية لكبح التضخم، مما يؤدي إلى انخفاض الطلب الحالي، في حين أن الواقع الفعلي قد يشهد قيام السلطات النقدية بتنفيذ سياسات توسعية لتعويض انخفاض الطلب الناتج عن توقع العامة للسياسة الانكماشية مما يؤدي إلى زيادة الإنتاج وحدوث التضخم، ومن ثم عدم التأكد حول السياسة الاقتصادية، والاختلاف بين السياسة الاقتصادية المتوقعة والفعلية أدى إلى حدوث التضخم (أبو ليلي، 2015، صفحة 4).

- زيادة عدم اليقين التضخمي يؤدي إلى انخفاض التضخم

اقترح Holland (1995) فرضية التثبيت القائلة بأن الزيادة في عدم اليقين بشأن التضخم تؤدي إلى انخفاض التضخم. القناة الكامنة وراء هذه الفرضية هي أن المزيد من عدم اليقين يمكن أن يؤدي إلى انخفاض متوسط معدل التضخم إذا حاول البنك المركزي تقليل خسائر الرفاهية الناشئة عن المزيد من عدم اليقين التضخمي (Asghar, Ahmad, Ullah, & Zaman, 2011, pp. 90-91).

هذه بعض القنوات المحتملة التي يمكن من خلالها تحديد العلاقة بين التضخم وعدم اليقين التضخمي. وستحدد نتائج هذه الدراسة أيًا من الفرضيات المذكورة أعلاه تنطبق على حالة الجزائر.

3. العلاقة بين التضخم وعدم اليقين التضخمي

قبل كشف العلاقة بين التضخم وعدم اليقين التضخمي يجب أولاً حساب عدم اليقين التضخمي من خلال مربع أخطاء نموذج تبديل ماركوف

1.3 الاطار النظري لنموذج تبديل ماركوف The Markov-Switching Model

تفترض نماذج السلاسل الزمنية التقليدية أنه يمكن استخدام مجموعة واحدة من معلمات النموذج لوصف سلوك البيانات على طول فترة الدراسة. هذا الافتراض ليس صالحاً دائماً لما نواجهه في بيانات العالم الحقيقي، فقد يكون لبيانات السلاسل الزمنية في العالم الحقيقي خصائص مختلفة، مثل المتوسطات means والتباينات variances عبر فترات زمنية مختلفة، ومن هنا جاءت نماذج تبديل النظام التي تصف البيانات بأنها تقع في "أنظمة regimes" أو "حالات states" مختلفة ومتكررة. مما تسمح لخصائص بيانات السلاسل الزمنية، بما في ذلك المتوسطات، والتباينات، ومعلمات النموذج للتغير عبر الأنظمة. إضافة إلى أنه في أي فترة زمنية معينة (معطاة) هناك احتمال أن تكون السلسلة في أي من الأنظمة وقد تنتقل إلى نظام مختلف.

يعتبر نموذج تبديل ماركوف أحد النماذج الشائعة من نموذج تبديل النظام الذي يفترض أن الحالات غير المشاهدة يتم تحديدها من خلال عملية عشوائية تُعرف باسم سلسلة ماركوف. تم تطوير نموذج تبديل ماركوف في البداية من طرف (Quandt 1972) و (Goldfeld and Quandt 1973). بعد ذلك وسع (Hamilton 1989) انحدار تبديل ماركوف لعمليات الانحدار الذاتي وقدم مرشحاً (filter) غير خطي للتقدير.

وللتوضيح أكثر نعتبر أن المتغير y_t الذي يشهد تغيرات جذرية من زمن لآخر، يمكن كتابته بالشكل التالي (Hamilton, 2005, pp. 1-4):

$$y_t = \mu_1 + \varepsilon_t \dots (1) \quad , \quad \varepsilon_t \rightarrow N(0, \sigma_1^2), \quad t = 1, 2, \dots, t_0$$

لنفترض أنه في الزمن t_0 كان هناك تغير كبير في متوسط مستوى سلسلة y_t بشكل ملحوظ. لذلك، بعد هذا التغير لدينا صيغة جديدة للمتغير y_t والتي ستكتب على النحو التالي:

$$y_t = \mu_2 + \varepsilon_t, \dots (2) \quad , \varepsilon_t \rightarrow N(0, \sigma_2^2) \quad t = t_0 + 1, t_0 + 2, \dots$$

في هذه الحالة، نظرًا لأن تاريخ التغير t_0 معروف، فإن قيمة الثابت تتغير من μ_1 إلى μ_2 وهذا يساعد النموذج على العودة إلى المسار الصحيح بتنبؤات أفضل. في الواقع، من المستحيل التنبؤ بتاريخ التغير أو التنبؤ بحجم هذا التغير. لذلك، يجب أن تكون هناك آلية يمكن أن تنتج انتقالًا داخليًا للحالات. في مواجهة هذه الملاحظة، يمكننا دمج المعادلتين (1) و (2) للحصول على انحدار نموذج تبديل ماركوف الديناميكي مع حد ثابت يعتمد على الحالة:

$$y_t = \mu_{s_t} + \varepsilon_t, \dots (3) \quad , \varepsilon_t \rightarrow N(0, \sigma_{s_t}^2)$$

حيث s_t هو متغير عشوائي. في حالة حدوث تغير هيكلي في التاريخ t_0 ، فمن المفترض أن:

$$s_t = 1 \text{ من أجل } t = 1, 2, \dots, t_0 \quad , \quad s_t = 2 \text{ من أجل } t = t_0 + 1, t_0 + 2, \dots$$

حسب المعادلة (3) فإن μ_{s_t} و $\sigma_{s_t}^2$ تعتمد جميعها على حالة النموذج في الزمن t ، ولكن تبقى طريقة تحديد أو الكشف عن هذه الحالات. للقيام بذلك، من الضروري أولاً إعطاء تعريف لسلسلة ماركوف. في الواقع، تتكون عملية ماركوف من عملية عشوائية لها الخاصية: المعلومات المفيدة للتنبؤ بالمستقبل تعتمد فقط على معلومات حالة اليوم. لهذا في نماذج ماركوف للتبديل، افترض هاميلتون أن s_t تحكمها عملية ماركوفيان من الدرجة الأولى والتي لها احتمالات الانتقال التالية:

$$\Pr(S_t = j | S_{t-1} = i) = p_{ij}, \dots (4)$$

بمعنى آخر، تتميز سلسلة ماركوف بحقيقة أن تطورها غداً (الانتقال من S_{t-1} إلى S_t) يعتمد فقط على حالة اليوم (S_{t-1}) وليس على الماضي. هنا، تعبر p_{ij} احتمال الانتقال إلى الحالة j مع العلم أننا في الحالة i .

بافتراض أننا لا نشاهد S_t بشكل مباشرة، لا يمكننا استنتاجها إلا من خلال السلوكيات المشاهدة لـ y_t . وبالتالي، فإن المعلومات

المراد تقديرها في هذا النموذج تتكون من تباين الخطأ $\sigma_{s_t}^2$ ، والثابتين: μ_1 و μ_2 ، واحتمالي الانتقال للحالتين: p_{11} و p_{22} . من

الناحية العملية، نعلم أن تأثير التغير الجذري لا يمكن أن يكون دائماً $p_{22} = 1$. وبالتالي، نتوقع أن $p_{22} < 1$.

يتم تقدير المعلومات ذات الأهمية في المعادلتين (3) و (4) من خلال طريقة تعظيم احتمالية.

نفترض أولاً أن استنتاج (استدلال) قيمة S_t يمكن أن يتخذ شكل الاحتمال التالي (JI, 2011, p. 5):

$$\xi_{jt} = \Pr(S_t = j | \Omega_t; \theta), \dots (5)$$

حيث $j = 1, 2$ و $\Omega_t = \{y_t, y_{t-1}, \dots, y_1, y_0\}$ تمثل المشاهدات المحصل عليها في الزمن t ، $\theta = (\sigma, \mu_1, \mu_2, p_{11}, p_{22})'$ شعاع جميع المعلومات،

في الواقع، من أجل الحصول على المعادلة (5)، نحتاج إلى حساب المصطلح التالي:

$$\xi_{i,t-1} = \Pr(S_{t-1} = i | \Omega_{t-1}; \theta), \dots (6)$$

بمجرد مشاهدة y_t في نهاية الزمن t ، يمكننا الحصول على المعادلة (5). في الواقع ، يتم تنفيذ استنتاج المتغير غير المشاهد S_t بواسطة خوارزمية تكرارية (هاميلتون ، 1989 ، 1994).

ومع ذلك ، نحتاج إلى قيمة أولية ξ_{i0} لبدء عملية التكرار. يوضح هاميلتون (1994) أنه يمكننا استخدام الاحتمالات غير المشروطة:

$$\xi_{i0} = \Pr(S_0 = i) = \frac{1 - p_{jj}}{2 - p_{ii} - p_{jj}}$$

بعد ذلك ، لإجراء هذا التكرار ، نحتاج أيضًا إلى الكثافة الشرطية لـ y_t :

$$\eta_{jt} = f(y_t | S_t = j, \Omega_{t-1}; \theta) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left[-\frac{(y_t - \mu_j)^2}{2\sigma^2}\right] \dots\dots (7) , j = 1, 2$$

بالنظر إلى المعادلة (6) ، يمكننا حساب الكثافة الشرطية للمشاهدة t بالصيغة التالية:

$$\xi_{jt} = \frac{\sum_{i=1}^2 p_{ij} \xi_{i,t-1} \eta_{jt}}{f(y_t | \Omega_{t-1}; \theta)} \dots\dots (9) \quad \text{ومنه:} \quad f(y_t | \Omega_{t-1}; \theta) = \sum_{i=1}^2 \sum_{j=1}^2 p_{ij} \xi_{i,t-1} \eta_{jt} \dots\dots (8)$$

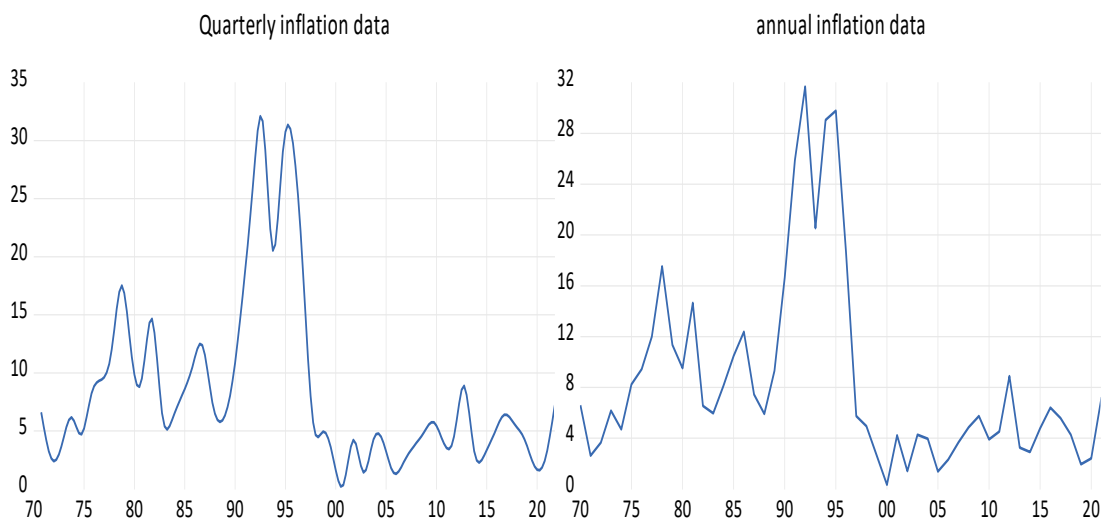
بعد تنفيذ هذا التكرار ، نحصل أخيرًا على دالة الاحتمال للبيانات المشاهدة:

$$\log f(y_1, y_2, \dots, y_T | y_0; \theta) = \sum_{t=1}^T \log f(y_t | \Omega_{t-1}; \theta) \dots\dots (10)$$

في هذه المرحلة ، نظرًا لدالة الاحتمال ، نسعى لتحديد المعلمة θ التي يمكنها تعظيم لوغاريتم دالة الاحتمالية

2.3 الاطار التطبيقي لنموذج تبديل ماركوف

البيانات المستعملة في النموذج هي بيانات سنوية للفترة 1970-2021 لمعدل التضخم في الجزائر ، ومصدر البيانات هو البنك الدولي ، وقد تم تحويل البيانات إلى ربعية (ثلاث أشهر) لتناسب مثل هذا النوع من النماذج ولكن مع المحافظة على نفس خصائص السلسلة الأصلية وهذا ما يبينه الشكلين أدناه



المصدر: من اعداد الباحثين بالاعتماد على برمجية Eviews12

وأيضاً قبل استعمال السلسلة المحولة تم أخذ اللوغاريتم السلسلة للتخفيف من تباينها، وبما أن السلسلة غير مستقرة فقد تم أخذ الفروق الأولى لها وهذا ما يبينه اختبار جذر الوحدة لديكي فولر المطور في الجدول رقم (01)، حيث نلاحظ أن السلسلة غير مستقرة في المستوى (في صورتها الأصلية) لأن القيمة الاحتمالية لجذر الوحدة أكبر من مستوى المعنوية 5% ولكن بعد أخذ الفروق الأولى لها أصبحت مستقرة.

الجدول رقم 1: نتائج اختبار جذر الوحدة لديكي فولر المطور

المتغير	عند المستوى			عند الفرق الأول			رتبة المتغير
	حد ثابت	ثابت واتجاه عام	لا ثابت ولا اتجاه عام	حد ثابت	ثابت واتجاه عام	لا ثابت ولا اتجاه عام	
Linf	0.191	0.242	0.413	0.000	0.000	0.000	I(1)

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج Eviews12

وباستخدام نموذج ماركوف للتبديل الديناميكي (MSDR) لحالتين مع حد ثابت يعتمد على الحالة والموضح سابقاً يمكن استكشاف العلاقة بين التضخم وعد اليقين التضخمي في الجزائر

الجدول رقم 2: تقديرات نموذج تبديل ماركوف الديناميكي (MSDR)

المتوسط μ	النظام الأول	النظام الثاني
0,0399756	-0,0839138	
0,0093283	0,1144525	
p_{11}	0.95	
p_{22}	0.91	
Ln L	81.81	

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج Stata17 (أنظر الملحق رقم 01)

من خلال القيم المختلفة للمتوسط والتباين يمكن التمييز بين نظامين: النظام الأول يتميز بزيادة في متوسط التضخم تبلغ 0.04 % في الربع (ثلاثة أشهر) وتباين منخفض، بينما النظام الثاني يتميز بمتوسط تضخم سالب (نظراً لانخفاض التضخم بـ 0.08 %) في الربع وتباين مرتفع (أكثر بـ 12 مرة من الأول)، ولهذا يمكن القول أن النظام الأول هو نظام تضخم مستقر نسبياً لأن تقلباته (تباينه) أصغر بكثير من النظام الثاني الذي يمكن وصفه بأنه نظام غير مستقر لأن تقلباته كبيرة.

ومن تقديرات احتمالات الانتقال ($p_{11} = 0.95$ و $p_{22} = 0.91$) يمكن القول أن النظامين ثابتين بدرجة كبيرة لأن قيمتهما تقترب من الواحد، بمعنى احتمال البقاء في النظام الأول (مستقر) يبلغ 95 % بينما احتمال البقاء في النظام الثاني (متقلب) يبلغ 91 % ، كما بلغ متوسط مدة النظام الأول 19 ثلاثيات، ومتوسط مدة النظام الثاني 10 ثلاثيات، وهذا ما يدل مجدداً على استقرار الأنظمة (أنظر الملحق رقم 02).

من خلال هذه النتائج بين النظامين الأول والثاني يمكن القول أن العلاقة بين التضخم وتقلباته أو تباينه (عدم اليقين التضخمي) هي علاقة عكسية وهي تخالف فرضية Freidman.

1.2.3 تأثير مستوى التضخم على عدم اليقين التضخمي

لاختبار تأثير مستوى التضخم على عدم اليقين التضخمي (تباين التضخم) في الفترة القادمة، نقدر دالة الانحدار لنموذج خطي بسيط بطريقة المربعات الصغرى العادية: $e_t^2 = \beta_0 + \beta_1 \inf_{t-1} + \varepsilon_t$ ، حيث e_t^2 يمثل مربع الأخطاء ولخطوة واحدة للأمام في نموذج تبديل ماركوف الديناميكي، ومن خلال نتائج التقدير وبعد تصحيح ارتباط الأخطاء (أنظر الملحق رقم 04) نلاحظ أن معلمة التضخم بفترة تأخير واحدة سالبة ومعنوية (لأن القيمة الاحتمالية أصغر من مستوى المعنوية 0.10) وعليه فإن التضخم يؤثر سلبا على عدم اليقين التضخمي ولن بنسبة ضئيلة جدا.

2.2.3 تأثير عدم اليقين التضخمي على مستوى التضخم

بنفس الطريقة السابقة نختبر تأثير عدم اليقين التضخمي على مستوى التضخم في الفترة القادمة، نقدر دالة الانحدار التالية بطريقة المربعات الصغرى العادية: $\inf = \beta_0 + \beta_1 e_{t-1}^2 + \varepsilon_t$ ، ومن خلال نتائج التقدير (أنظر الملحق رقم 05) نلاحظ أن معلمة عدم اليقين التضخمي بفترة تأخير واحدة سالبة وغير معنوية وعليه فإن عدم اليقين التضخمي لا يؤثر على التضخم.

4. خاتمة:

شهد معدل التضخم خلال فترة الدراسة 1970-2021 عدة تقلبات منها معتدلة وأخرى حادة خاصة فترة التسعينات، وعدم الاستقرار هذا سمح لنا بنمذجة سلسلة التضخم باستخدام نموذج تبديل ماركوف وحالتين، ولهذا الغرض، تم استخدام بيانات ربعية لسلسلة التضخم، بينت نتائج تقدير النموذج أن النظام الأول يتميز بزيادة في متوسط التضخم تبلغ 0.04 % في الربيع (ثلاثة أشهر) وتباين منخفض، بينما النظام الثاني يتميز بمتوسط تضخم سالب (نظرا لانخفاض التضخم بـ 0.08 %) في الربيع وتباين مرتفع (أكثر بـ 12 مرة من الأول)، ولهذا يمكن القول أن النظام الأول هو نظام تضخم مستقر نسبيا لأن تقلباته (تباينه) أصغر بكثير من النظام الثاني الذي يمكن وصفه بأنه نظام غير مستقر لأن تقلباته كبيرة، وعليه يمكن القول أن العلاقة بين التضخم وتقلباته أو تباينه (عدم اليقين التضخمي) هي علاقة عكسية وهي تخالف فرضية Freidman.

ولتحديد اتجاه العلاقة بين التضخم وعدم اليقين التضخمي تم أولا حساب عدم اليقين التضخمي بواسطة مربع الخطأ لنموذج تبديل ماركوف ثم استخدام الانحدار الخطي البسيط، حيث بينت النتائج أن التضخم يؤثر سلبا على عدم اليقين التضخمي، في حين أن عدم اليقين التضخمي لا يؤثر على التضخم، وهذا ما يؤكد فرضية (Pourgerami and Maskus (1987) وكذلك Zilberfarb and Ungar (1993)

5. قائمة المراجع:

1. Asghar, A., Ahmad, K., Ullah, S., & Zaman, B.-u. (2011). The Relationship between Inflation and Inflation Uncertainty: case study for SAARC region countries. *international Research Journal of Finance* , 66, 85-98.
2. Crawford, A., & Kasumovich, M. (1996). *Does Inflation Uncertainty Vary with the Level of Inflation?* Ottawa Ontario: Bank of Canada.
3. Hamilton, J. D. (2005). Regime-Switching Models. *Palgrave Dictionary of* .
4. Ji, J. (2011). *Identification de la crise financière: Application des modèles à changements de régimes markoviens*. Université de Montréal. Faculté des arts et des sciences.
5. Kevin B, G., & Mark J, P. (1998). On inflation and inflation uncertainty in the G7. *Journal of International Money and Finance* , 17 (4), 671-689.
6. Si Mohammed, K., Benhabib, A., Zenagui, S., & Smail, M. (2015). Discovering the Link between Algerian Inflation and Inflation Uncertainty Using Markov Switching Model. *Mediterranean Journal of Social Sciences* , 6 (4).
7. Tashkini, A. (2007). Does Higher Inflation Lead to More Inflation Uncertainty? (The case of Iran). *Iranian Economic Review (IER)* , 12 (2), 73-87.
8. زياد أبو ليلي. (2015). أثر عدم التأكد الاسمي والحقيقي على التضخم والنمو الاقتصادي دراسة تطبيقية على الأردن (1992-2013). *مجلة المنارة للبحوث والدراسات* ، 21 (4).
9. ضياء مجيد الموسوي. (2003). *الاقتصاد النقدي: قواعد، أنظمة، نظريات، سياسات، مؤسسات نظرية*. مطبعة النخلة، دار الفكر.

6. ملاحق:

الملحق رقم 1: تقديرات نموذج تبديل ماركوف الديناميكي (MSDR)

Markov-switching dynamic regression						
Sample: 1971q1 thru 2021q4			Number of obs = 204			
Number of states = 2			AIC = -0.7432			
Unconditional probabilities: transition			HQIC = -0.7038			
Log likelihood = 81.810937			SBIC = -0.6457			
dlnf	Coefficient	Std. err.	z	P> z	[95% conf. interval]	
State1						
_cons	.0399756	.0109272	3.66	0.000	.0185586	.0613925
State2						
_cons	-.0839138	.0443708	-1.89	0.059	-.1708789	.0030513
sigma1	.0965832	.0074988			.0829495	.1124577
sigma2	.3383083	.0348962			.2763834	.4141077
p11	.9492	.0229472			.8802702	.9793759
p21	.0932994	.0475222			.0330849	.2363199

الملحق رقم 2: مدة بقاء كل نظام

. estat duration

Number of obs = 204

Expected duration	Estimate	Std. err.	[95% conf. interval]	
State1	19.68503	8.892055	8.352138	48.48689
State2	10.71818	5.459315	4.231552	30.22527

الملحق رقم 3: مصفوفة احتمالات الانتقال

. estat transition

Number of obs = 204

Transition probabilities	Estimate	Std. err.	[95% conf. interval]	
p11	.9492	.0229472	.8802702	.9793759
p12	.0508	.0229472	.0206241	.1197298
p21	.0932994	.0475222	.0330849	.2363199
p22	.9067006	.0475222	.7636801	.9669151

الملحق رقم 4 : تأثير مستوى التضخم على عدم اليقين التضخمي

Dependent Variable: E2

Method: ARMA Conditional Least Squares (Marquardt - EViews legacy)

Date: 04/05/23 Time: 23:47

Sample (adjusted): 1971Q3 2021Q4

Included observations: 202 after adjustments

Convergence achieved after 3 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.079698	0.029656	2.687375	0.0078
INF(-1)	-0.004320	0.002569	-1.681270	0.0943
AR(1)	0.473363	0.062481	7.576146	0.0000
R-squared	0.250307	Mean dependent var		0.041984
Adjusted R-squared	0.242772	S.D. dependent var		0.169382
S.E. of regression	0.147394	Akaike info criterion		-0.976675
Sum squared resid	4.323271	Schwarz criterion		-0.927543
Log likelihood	101.6442	Hannan-Quinn criter.		-0.956796
F-statistic	33.22096	Durbin-Watson stat		2.378728
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	.47			

الملحق رقم 5 : تأثير عدم اليقين التضخمي على مستوى التضخم

Dependent Variable: INF

Method: ARMA Conditional Least Squares (Marquardt - EViews legacy)

Date: 04/05/23 Time: 23:56

Sample (adjusted): 1971Q4 2021Q4

Included observations: 201 after adjustments

Convergence achieved after 5 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	9.998838	6.068380	1.647695	0.1010
E2(-1)	0.106541	0.512075	0.208058	0.8354
AR(1)	0.985442	0.011574	85.14513	0.0000
R-squared	0.973404	Mean dependent var	8.668872	
Adjusted R-squared	0.973135	S.D. dependent var	7.520453	
S.E. of regression	1.232638	Akaike info criterion	3.271004	
Sum squared resid	300.8407	Schwarz criterion	3.320307	
Log likelihood	-325.7359	Hannan-Quinn criter.	3.290954	
F-statistic	3623.344	Durbin-Watson stat	0.192871	
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	.99			