Available online at https://www.asjp.cerist.dz/en/PresentationRevue/85

مجلة الباحث الاقتصادي

Economic Researcher Review

المجلد 12، العدد01 (2024)، ص ص 152- 172 ISSN: 2335-1748 EISSN: 2588-235X

أثر نظام سعر الصرف الحالي مقابل نظام فرانكل (2017) على التضخم في الجزائر : دراسة تطبيقية

عبد الرزاق مدوري[1]، حسن تشوكتش كبير [2]،

[1] مركز البحث في الاقتصاد المطبق من أجل التنمية CREAD- الجزائر، a.madouri@cread.dz

[2] مركز البحث في الاقتصاد المطبق من أجل التنمية CREAD -الجزائر، h.tchoketchkbir@cread.dz

" The Impact of the Current Exchange Rate System versus Frankel's 2017 System on Inflation in Algeria: An Empirical Study

Abderazak Madouri,[1], Hacene Tchoketch-Kebir,[2],

Centre for Research in Applied Economics for Development (ALGERIA)[1 2]

تاريخ الاستلام: 2023/11/21 ؛ **تاريخ القبول**: 2023/12/30 ؛ **تاريخ النشر**: 2024/06/30

ملخص :

تحاول دراستنا تقدير وتقييم وتحليل أثر نظام CCB المقترح من طرف فرانكل في سنة 2017 مقابل النظام الحالي على مؤشرات التوازن الداخلي (الممثلة بالتضخم) في الجزائر للفترة الممتدة (2001-2021....بيانات شهرية)، باستخدام نموذج النظم الماركوفية المتغيرة MS واختبارات السببية في ميدان الترددات. في المجمل، رشحت النتائج التطبيقية بأن يكون النظام البديل هو النظام الأنسب لاقتصاد البلد. تشير نتائج النظم الماركوفية المتغيرة إلى أن هذا النظام هو أقل تكلفة مقارنة بالنظام الحالي الذي يظهر نوعا ما بأنه نظام تضخمي في كلا النظامين (الركود والرواج). كما تشير نتائج اختبارات السببية في ميدان الترددات إلى أن القيم الماضية للنظام البديل تساعد بنحو أفضل على التنبؤ بقيم التضخم في المديين المتوسط والقصير، مقابل القيم الماضية للنظام التقليدي التي تقتصر فقط على تفسير التضخم في المدى القصير.

الكلمات المفتاح: أنظمة سعر الصرف، الربط بسلة العملات مضاف إليها سلعة النفط، التضخم، نموذج النظم الماركوفية المتغيرة MS، اختبارات السببية في ميدان الترددات، الجزائر.

تصنيف JEL : E31, F31, E42, C40.

Abstract :

Our study aims to assess, evaluate, and analyze the impact of the proposed CCB system by Frankel in 2017 versus the current system on internal balance indicators (represented by inflation) in Algeria, for the period from 2001 to 2021, using monthly data. We employ the Markov Switching Model (MS) and frequency domain causality tests.

The Markov Switching Model (MS) results indicate that this system is less costly compared to the current system, which appears to be somewhat inflationary in both regimes (recession and boom). Furthermore, the frequency domain causality results indicate that past values of the alternative system provide better predictions of inflation in both the medium and short term compared to the past values of the traditional system, which are limited to explaining inflation only in the short term.

Keywords: Exchange rate systems, Currencies-Plus-Commodity Basket, Inflation, MS model, Frequency domain causality, Algeria.

Jel Classification Codes: E31, F31, E42, C40.

كيفية الاستشهاد بهذا المقال حسب أسلوب APA

عبدالرزاق مدوري، حسن تشوكتش كبير (2024)، **أثر نظام سعر الصرف الحالي مقابل نظام فرانكل (2017) على التضخم في الجزائر: دراسة تطبيقية ، مجلة الباحث الاقتصادي**، المجلد 12 (العدد 01)، الجزائر: جامعة 20 اوت 1955 -سكيكدة-، ص ص152 - 172 .

المؤلف المرسل: **عبدالرزاق مدوري**، الإيميل: a.madouri@cread.dz

1. مقدمة.

يعتبر اختيار نظام سعر الصرف والنظام النقدي المناسب لأي بلد مسألة دائمة ومعقدة، وقد جذب هذا الأمر اهتمام العديد من الباحثين والمحللين الاقتصاديين. يُعد هذا الموضوع واحدا من أبرز القضايا المثارة في الدوائر الأكاديمية والسياسية في مجال المالية الدولية (Esaka, 2010; Holtemöller and Mallick, 2013 ; Tamgac, 2013). في هذا السياق، حاول (غوش وأوستري، 2009) إعطاء نظرة جديدة لسؤال تقليدي (مطروح منذ أمد بعيد) مفاده: هل ينبغي أن تثبت البلدان أسعار صرف عملاتها أم تركها تعوم أم تختار ترتيبا وسيطا بين نهجين مُتضادين؟ تُجيب عن هذا التساؤل مختلف التجارب القُطرية والمراجعات الواقعية (de facto) المتعلقة باختيار البلدان لأنظمة سعر الصرف. من الناحية النظرية، تنسب أولى المحاولات المهتمة بالموضوع إلى الاقتصادي الأمريكي ميلتون فريدمان الذي قدم بحثا بعنوان: دفاعا عن أسعار الصرف المرنة في سنة 1953 "(مرغيت، 2018). ومع زيادة حركة رؤوس الأموال في العالم، قام مندل في سنة 1963 بتوسيع نطاق عمل فريدمان. ووفقا لهذا التحليل (وتحليل فليمنج في سنة 1962) أصبح اختيار أنظمة سعر الصرف يخضع لمصادر الصدمات (اسمية أو حقيقية) وحركة رؤوس الأموال. وبهذا، قدم نموذج مندل وفليمنج تطويرا هاما لنظرية اختيار أنظمة سعر الصرف من خلال مفهوم الثلاثية المستحيلة ومنطقة العملة المثالية (Bordo, 2003 ; Kimakova, 2008). خلال أواخر الستينيات، دفعت الضغوط المتزايدة على نظام بريتون وودز بما فيها الأزمات الدورية لميزان المدفوعات عددا من الاقتصاديين -بالاعتماد على أعمال سابقة لميلتون فريدمان (1953) - إلى مناقشة مكاسب أسعار الصرف المرنة. وكان الأساس المنطقي واضحا ومباشرا، بيد أن التعديل التلقائي لسعر الصرف الاسمي بما يتناسب مع اختلال التوازن التجاري كان من شأنه أن يُنهي الحاجة الملحة للتخفيضات الكبيرة والمتكررة في قيمة العملة؛ والتي كانت في الغالب متأخرة ومتعبة، وهي الحالة التي ميّزت نظام بريتون وودز (Ghosh et al, 2002).

في المجمل، شهدت وجهات النظر حول نظم سعر الصرف المفضلة عدة اختلافات وتوافقات عقب انهيار نظام بريتون وودز وتحرير أسعار الصرف في السبعينيات (Cao et al, 2020). وهو الأمر الذي سمح فيما بعد بتمهيد الطريق لخيارات أكثر تنوعا (Hagen and Zhou, 2005). في منتصف السبعينيات، بدأت البلدان في استخدام أنظمة سعر الصرف كأداة لتحقيق الاستقرار لاقتصاداتها في إطار ما يعرف "ببرامج التثبيت" على أساس سعر الصرفExchange-Rate-based Stabilization (ERBS) Programs، بُغية تثبيت التضخم المرتفع والمزمن، غير أنها تعرضت لانتقادات شديدة نظرا لتداعيتها المحلية الحادة (Aşıcı, 2011). بينما في الثمانينيات، زاد استخدام الأنظمة الوسيطة أو الربط الميسر، لكن سرعان ما انحسر هذا التوجه، بعد تزايد الشكوك وتقلص حظوظها في التصدي لتحركات رؤوس الأموال وغيرها من الصدمات الاسمية (جبيلي وكرامارنكو، 2003). وقد ظهر ذلك جليا خلال أزمات التسعينيات عندما اتبع عددا متناميا من الاقتصادات مثل: البرازيل وشيلي وبولندا نظما أكثر مرونة (كاراكاداج وآخرون، 2004).

عمليا، تتيح ذخيرة الدراسات النظرية والتطبيقية كثيرا من النصح والارشاد للبلدان النامية، منها ما يستوجب التعويم لضمان استجابة فعّالة للصدمات الخارجية. حيث تعد البلدان التي تتعرض لتقلبات خارجية عالية -في معدلات تبادلها التجارية- مرشحا الأكثر اقترابا من تبني هذا الترتيب، مثلما هو حال البلدان المصدرة للنفط، التي يجب عليها أن تعوم عملاتها. هذا ومنها ما يدفع إلى الربط بعملة أخرى لبناء ركيزة اسمية أو الثقة في السياسات الاقتصادية، وتسهيل التجارة والاستثمار (دوتاجوبتا وآخرون، 2006) (Frankel, 2011a, 2017a). على الأرجح أن تكون الاقتصادات النامية الصغيرة مرشحا جيدا لتبني هذا الترتيب. أيضا، منها ما يرتبط بالترتيبات الوسيطة لتحقيق نمو أفضل (ضياء، 2017). عموما، أظهرت الأبحاث السابقة أن اختيار نظام سعر الصرف يكون مدفوعا بعوامل مختلفة ومتعلقة بكل بلد مثل: البيئة السياسية، مستوى التطور المؤسسي، وظروف الاقتصاد الكلي وأوضاعه المبدئية. ومع ذلك، فإن الباحثين "حققوا بشكل جماعي تقدما ضئيلا في فهم كيفية اختيار البلدان لأنظمة أسعار الصرف الخاصة بهم"(Cao et al, 2020). بالتأكيد، يظل

اختيار نظام سعر الصرف هو القرار الأساسي للسياسات الاقتصادية الكلية، خاصة للاقتصادات الصغيرة والمفتوحة (Shambaugh, 2004).

خلال العقد الأخير، أثار انتعاش أسعار النفط في الأسواق الدولية ما بين 2001 و2013 نقاشًا حول اختيار أنظمة سعر الصرف في البلدان النامية. وقد بادر الخبير الاقتصادي فرانكل بتوجيه الاهتمام إلى سياسة سعر الصرف المناسبة التي ينبغي اتباعها إذا كان بلد ما يعتمد على سلعة معدنية أو زراعية معينة في التصدير. وتلقاء ذلك، اجتهد فرانكل في طرح بدائل مهمة، تتضمن ترتيبات غير تقليدية للبلدان ذات أسعار تصدير السلع المتقلبة Unorthodox Proposals for Countries with Volatile Commodity Export Prices وهي: الربط إلى سعر التصدير، الربط إلى الرقم القياسي لأسعار التصدير (Frankel, 2005). في سنة 2017م، تدعمت قائمة فرانكل بمقترح جديد أكثر تجاوبا مع الصدمات الحقيقية (بعد انهيار أسعار النفط في سنة 2014م)؛ اصطلح عليه بـ مقترح CCB أو "نظام الربط بسلة عملات زائد سلعة"(Frankel, 2017a).

وعليه، تحاول هذه الدراسة تقدير وتقييم وتحليل أثر نظام CCB مقابل النظام الحالي على مؤشرات التوازن الداخلي (الممثلة بالتضخم) في الجزائر، خلال الفترة (2001-2021. بيانات شهرية)، باستخدام نموذج النظم الماركوفية المتغيرة MS واختبارات السببية في ميدان الترددات. وهذا بهدف المفاضلة بين النظامين.

وفي باب تنظيم الورقة البحثية، قُسمت كما يلي: بعد التقديم، يتناول القسم الثاني تطور نظام سعر الصرف في الجزائر، بينما يقدم القسم الثالث مقترح فرانكل (2017)، يليه القسم الرابع الذي يجري تمرينا تجريبيا حول حساب سعر صرف الدينار الجزائري وفقا للمقترح، في حين يعرض القسم الخامس محتوى الدراسة التطبيقية التي تختبر وتستكشف أثر نظام CCB مقابل النظام الحالي على مؤشرات التوازن الداخلي (التضخم) في الجزائر بعد التقدير والمناقشة. في النهاية، يتضمن القسم السادس الخلاصة وأبرز التوصيات المتعلقة بمضامين السياسات (اقتراحات السياسة).

2. تطور نظام سعر الصرف في الجزائر

بعد الاستقلال -في سنة 1962-، أبقت الجزائر على الفرنك الجزائري كعملة تداول، بصفتها عضوا في منطقة الفرنك الفرنسي. غير أنَه بعد انشاء البنك المركزي في ديسمبر 1962 والحصول على عضوية صندوق النقد الدولي في سنة 1963، تم الاستغناء عن عملة الفرنك الجزائري لفائدة "الدينار الجزائري" بمقتضى القانون رقم 64-111 مع اعتماد الربط الثابت مقابل الفرنك الفرنسي ما بين 1964 و1974، علما أن إدارة وتنظيم الشؤون النقدية الدولية خلال تلك الفترة كانت تمتثل لأحكام اتفاقية "بريتون وودز"(مرغيت، 2018) Chekouri (et al, 2022).

ومع ذلك، في ظلَ التوجه العام نحو التعويم في السبعينيات، تم ربط الدينار الجزائري بسلة العملات ابتداء من يناير سنة 1974 حيث حظي الدولار الأمريكي بوزن معتبر ضمن السلَة، نظرا لأهميته الكبيرة في عائدات تصدير المحروقات ودوره البارز في سداد مدفوعات خدمة الديون. واستمر الالتزام بهذا الترتيب حتى أكتوبر 1994 (Nashashibi el al, 1998).

في أكتوبر 1994، أعلنت السلطات رسميا خيار التعويم المدار كنظام جديد لإدارة سعر الصرف في الجزائر؛ الذي يندرج ضمن المحاور الأساسية للإصلاحات المدعومة من قبل صندوق النقد والبنك الدوليين (Chemingui & El-Said, 2006). يقع هذا النظام بين نظامين متطرفين أو قصويين، وهما التثبيت والتعويم. ومن ثمة، فإنَه يخرج عن التثبيت الاداري البحت دون التخلي التام عن دور قوى السوق في تحديد سعر الصرف. هذه المرونة (النسبية)، تسمح لبنك الجزائر بتعديل سعر الصرف وفقا للمحددات الهيكلية والاقتصادية الكلية والداخلية والخارجية، مع مراعاة التغيرات في أسعار صرف العملات الرئيسية في الأسواق الدولية (بنك الجزائر، 2020). وفي هذا

الاطار، تتصل أهدافه مباشرة بتصحيح التقدير المفرط للدينار الجزائري، مع جعله أكثر شفافية (مدوري، ع، 2022) (Nashashibi el al, 1998).

وفي سياق إصلاح نظام سعر الصرف، عملت السلطات الجزائرية جاهدة على توفير مجموعة من المتطلبات التشغيلية، التي تمثلت في: جلسات التثبيت اليومية التي تم تركها نهائيا ابتداء من يناير 1996(المجلس الوطني الاقتصادي الاجتماعي والبيئي، 2012)، ثم إنشاء سوق الصرف البينية للبنوك في ديسمبر 1995(بموجب التنظيم رقم 95-08)؛ حيث تعد السوق المصرفية المشتركة سوقا بين البنوك والمؤسسات المالية والوسطاء المعتمدين، تجمع كل عمليات الصرف الفورية أو لأجل بين العملة الوطنية والعملات الأجنبية القابلة للتحويل بحرية. وقد ساهمت هذه التغييرات المؤسسية بشكل كبير في تعزيز قدرة بنك الجزائر على إدارة السياسة النقدية، وزيادة الرقابة الفعالة على السيولة، وتعزيز الشفافية والكفاءة في تخصيص الائتمان مع زيادة الاعتماد على آليات السوق والأسعار (Nashashibi el al, 1998) . تماشيا مع هذه التعديلات، استكملت عملية تحويل الدينار بالنسبة للعمليات الجارية لميزان المدفوعات في 1997، عقب مصادقة الجزائر على ترتيبات المادة الثامنة من القوانين الأساسية لصندوق النقد الدولي (بنك الجزائر، 2008). كما تم استحداث لاحقا آليات للتغطية من خطر تقلبات أسعار الصرف (مثل: عمليات الصرف لأجل، خيارات الصرف، عقود المبادلة بين العملة الصعبة والدينار، عمليات الشراء نقدا للعملة الصعبة) فضلا عن تمهيد التدابير الرقابية على الصرف. بالتوازي مع ذلك، قام بنك الجزائر بإصلاح الاطار العام للسياسة النقدية بإدراج أدوات نقدية غير مباشرة (مثل: مزادات القروض عن طريق المناقصات، نظام الاحتياط الالزامي، عمليات السوق المفتوحة.....) علاوة عن استهداف مجمعات النقد الأساسي منذ 2002-2001. في سنة 2010، تم تعديل الإطار التشغيلي للسياسة؛ عندما تم استهداف التضخم كهدف نهائي مع الاحتفاظ بالأهداف الكمية النقدية (لكصاسي، 2004، 2010).

في المجمل، لم يكن انتقال الجزائر من نظام سعر الصرف الثابت نحو التعويم طوعيا، بل كان مدفوعا بأزمة ميزان المدفوعات وتبعاتها التي ضربت بقوة الاقتصاد الوطني في بداية التسعينيات.

3. ترتيبات غير تقليدية لسعر الصرف: مقترح فرانكل للبلدان النفطية

على الرغم من تضارب التصنيفات (بين الواقع والتصريح الرسمي) واحتدام النقاشات حول اختيار أنظمة سعر الصرف في البلدان النامية، فإن التساؤل العام والقديم حول تثبيت أسعار الصرف أو تعويمها أو اعتماد ترتيبات وسيطة؛ يظل حاضرا ومستمرا في المشهد الاقتصادي الدولي. غير أنه من الغرابة ألا يكون هناك توجه اقتصادي واضح أو نصيحة تقليدية متفق عليها فيما يتعلق بتحديد نظام سعر الصرف للبلدان التي ترتكز صادراتها على سلعة واحدة، مثل النفط، والغاز الطبيعي، المعادن.... على سبيل المثال، بلدان الخليج التي اختارت أسعار صرف ثابتة والتي تتراوح فيها الترتيبات بين الربط بالدولار (مثل: المملكة العربية السعودية والإمارات العربية المتحدة) والربط بسلة العملات (مثل: الكويت). وعليه، كان من المرتقب أن يكون هذا الربط قد خدم اقتصادات تلك البلدان في الماضي، خاصة في الثمانينيات، لما لم تكن أسعار النفط تتسم بالتقلب الشديد. ومع ذلك، قد يكون الوضع مختلفا لو كانت أسعار النفط أكثر تقلبا. حينها يضحى هذا الترتيب غير صالح باستمرار، بالنظر إلى حجم المتاعب التي ستترتب عن ذلك. وبالتالي، كان من الممكن تفادي هذا الأمر، إذا ما تم السماح للعملة بالتحرك لتجنب المغالات في التقدير. وبالرغم بأن التقلبات الدورية لا مفر منها إلى حد ما بالنسبة لهذه البلدان، إلاّ أن بعض تأثيراتها يمكن الحد منها من خلال اعتماد أنظمة مختارة بعناية للسياسة النقدية والمالية (غير مسايرة للدورات) لإدارة تقلبات أسعار السلع commodity والابتعاد عن مظاهر نقمة الموارد الطبيعية (Frankel, 2011b, Frankel, 2017b). وفي هذا الإطار وعقب تدهور أسعار النفط ابتداء من سنة 2014، صاغ فرانكل تساؤلا آخر مفاده: هل الاعتماد على صادرات النفط يحثُ على التثبيت، أو إلى تبني أمور أخرى مماثلة؟ أو إلى انتهاج التعويم؟ أو اتباع الأنظمة الوسيطة مثل: النطاقات المستهدفة؟ أو التمسك ببعض الترتيبات النقدية الأخرى؟ (Frankel, 2001, 2017a).

المعلوم أن التعويم يمنح حماية أفضل ضد الصدمات الخارجية (الحقيقية) ومزيدا من الاستقلالية للسياسات النقدية نظير أسعار الصرف الثابتة، إلا أن الكثير من البلدان النامية لم تبد قبولها للتعويم خوفا من التقلب الشديد بداعي أن ميزانياتها تتعرض لمخاطر تقلب سعر الصرف، وهو الواقع الذي يقلل من قدرتها على التنبؤ باتجاهات التضخم أو تثبيت التوقعات عبر سياسات الضبط. غير أن جلَ حالات التحول من الربط قد حفزتها الأزمات (بغض النظر عن المزايا). وتشير التجربة أن السعر العائم، يمكن أن يتدهور بسرعة في خضم غياب إطار قوي للسياسة الذي يضمن استقرار الأسعار. فنجاح التحول إلى الطرف الصعب (التعويم الحر) يتطلب إدارة عدد من القضايا التشغيلية بالنسبة للبلدان النامية التي ربما هي أقل استعداد لذلك. مثلما أُشير إليه سابقا، فإنه حتى بين أسعار الصرف الثابتة والمرنة لا توجد وصفة معيارية تتناسب والهيكل الاقتصادي للبلدان المتخصصة في انتاج سلعة واحدة (غوش وأوستري، 2009) (كاراكاداج وآخرون، 2004) (جبيلي& كرامارنكو، 2003) (دوتاجوبتا وآخرون، 2006) (Broda, 2004) (Frankel, 2003).

أمام هذه الفجوة العملية، تأتي مقترحات فرانكل البديلة لبحث المسألة، أين تحتوي على ترتيبات جديدة تجمع بين مزايا التعويم والربط عبر استهداف سعر الصرف، لتشكل ركيزة اسمية صريحة للسياسة النقدية قائمة على الشفافية والمصداقية. بداية، اقترح فرانكل ترتيبا سماه بـ: ربط سعر التصديرPeg export price PEP خلال سنتي 2002 و2003. يمثل هذا المقترح نظاما نقديا جديدا مصمما خصيصا للاقتصادات الصغيرة والمفتوحة، لما كان كليا موجها للبلدان المتخصصة في إنتاج سلعة معدنية أو زراعية معينة من الصادرات. حيث تتحدد قيمة العملة المحلية على أساس سعر تلك السلعة. غير أن هذا المقترح قد انتقد واعتبر غير ملائم بالنسبة للبلدان التي تستهدف التنويع الاقتصادي. وعليه، قام فرانكل بتقديم مقترح موسع يتمثل في الربط بالرقم القياسي لأسعار التصدير Peg the export price index أوPEPI (Frankel, 2005) (مرغيت 2018).

هذا وفي سنة 2017، قدم فرانكل النسخة النهائية للمقترح (العينة: بلدان الخليج) بمقتضى مخطط تشغيلي قابل للتطبيق. يشير مضمونه إلى إمكانية ربط العملات لدى البلدان المصدرة للنفط بسلة تشمل سلعة التصدير – النفط – إلى جانب العملات الرئيسية CCB. ببساطة، تخصص السلة أوزانا متساوية لمكوناتها الثلاثة: الثلث للدولار، الثلث لليورو، والثلث للنفط. الحجة الداعمة لهذا المقترح تقوم على الافتراض الذي ينص على: أن هذا النوع من الربط سيجعل السياسة النقدية قادرة على مواجهة الدورات الاقتصادية بدلاً من أن تكون مسايرة لها (Frankel, 2017a). الجدير بالذكر، أن هذا المقترح مستوحى كذلك من أوجه قصور shortcomings نظام سعر الصرف العائم، لما كان ينطوي على عيوب خطيرة مثل فقدان المرساة الاسمية للسياسة النقدية التي من المحتمل أن تواجهها البلدان الصغيرة المفتوحة المعومة لعملاتها، علاوة على أن استهداف التضخم الممثل بمؤشر أسعار المستهلك –والذي أضحى بمثابة العقيدة السائدة حاليا–؛ لا يحل المشكلة لاسيما في خضم ضآلة وزن النفط ضمن سلة الأسعار، وهو مُنتج أكبر قطاع مساهم في الإنتاج والتصدير. هنا كتب فرانكل– مسبقا– قائلا: "أعتقد أن الحل الأفضل هو ضم سعر النفط إلى سلة العملات المربوطة بها عملات الخليج" (Frankel, 2008).

4. تقدير سعر الدينار الجزائري وفقا لمقترح فرانكل (2017): تمرين تطبيقي

يشرح الجدول رقم 01 كيفية حساب صيغة نظام سعر الصرف المقترح CCB من طرف فرانكل. يُقدم الصف الأول (01) الصيغة التطبيقية التي تعطي أهمية متكافئة لكل مكون من المكونات الثلاثة على أساس أوزان متساوية بمقدار الثلث. كما تم اقرار يوم: 2001/12/31 كتاريخ افتراضي لقياس أداء النظام المقترح ودخوله حيَز التنفيذ. من جهة أخرى، تقترن هذه الصيغة باستمرارية مستوى سعر الصرف الحالي مع افتراض أن الاتجاه المدرج يساوي الصفر(Frankel, 2017a).

وعليه، تكتب صيغة CCB التي ستحدد سعر الصرف على أساس يومي للسنة القادمة بالشكل التالي:

(*Exchange rate $/dinar*) t = 0.004432 + 0.004969 (*Exchange rate $/€*) t + 0.000237 (*Price of oil in $/barrel*) t .

تظهر معاملات الصيغة التي تحدد قيمة العملة الوطنية في الجدول رقم 01. *[1]

الجدول رقم 01: تقديم صيغة مقترح فرانكل CCB

	التاريخ المحدد	الدولار	الأورو	برميل نفط (برنت)	قيمة العملة المحلية
(1) الأوزان		0.3333	0.3333	0.3333	1
(2) قيمة الوحدة بالدولار، بتاريخ موافق لليوم المرجعي	31ديسمبر 2001	1$	0.891789$	18.71$	
(3) المعامل النسبي في صيغة السلة = (1) / (2)		0.3333	0.37374	0.017814003	
(4) لنأخذ مثال الدينار الجزائري، قيمة الدينار مقابل الدولار $ بصدد التاريخ المرجعي	31ديسمبر 2001				0.01329$ 75.21059DZD
(5) المعامل المطلق لصيغة السلة، بافتراض عدم وجود تخفيض أو إعادة تقييم منفصل عند تاريخ التنفيذ = (3) * (4)		0.004431557	0.004969288	0.000236855	
(6) سعر الصرف لليوم المرجعي المتضمن في صيغة السلة (2) * (5)، ثم يتم جمعها		0.004431557	0.004431557	0.004431557	0.01329467$ 75.21811146DZD
(7) مثال عن : الأسعار المسجلة في الوقت t،	يناير 2002	1	0.883286	19.42	
(8) سعر الصرف في الوقت t الذي تتضمنه صيغة السلة = (5) * (7)، ثم يتم جمعها		0.004431557	0.0043893	0.004599724	0.013420584$ 74.51240805DZD

المصدر: من اعداد الباحثين بناء على مقترح فرانكل (2017).

بناء على معاملات الصيغة المقدرة في الجدول أعلاه، قمنا بتقدير سعر صرف الدينار الجزائري البديل خلال الفترة الممتدة ما بين: 2001-2021 (باستخدام بيانات شهرية). يوضح الشكل رقم 01 مسار تطور سعر الصرف الدينار بدلالة التعويم المدار المتبع (بحكم القانون أو الالتزام الرسمي) مقابل العملات الرئيسية،*[2] والذي شهد انخفاضا مستمرا في سياق التدخلات الدورية والنشطة لبنك الجزائر في سوق الصرف (لاسيما بعد سنة 2014)؛ لضمان هدفه في هذا المجال، وهو دعم استقرار سعر الصرف الفعلي الحقيقي أو جعله بالقرب من مستوياته التوازنية، بعد أن بلغ مستويات أعلى من المستوى الذي تحدده أساسيات الاقتصاد الوطني (تقرير بنك الجزائر، 2015، ص 71).

على العكس من ذلك، يكشف سعر الصرف المقدر بدلالة الصيغة أو السلّة المضادّة -في الشكل رقم 02-، أنّه كان من المحتمل تسجيل: ارتفاع قوي ومستمر في قيمة الدينار طيلة الفترة الممتدة ما بين أبريل 2003 إلى غاية مايو 2008؛ على إثر الارتفاعات المثيرة لأسعار النفط، انخفاض قوي في سبتمبر 2008، ارتفاع متكرر ما بين: 2009-2013، انخفاض حاد ما بين 2014 حتى نهاية سنة 2015 على وقع تدهور أسعار النفط، تحسن طفيف ما بين فبراير 2016 وأغسطس 2018، انخفاض حاد ما بين يناير ومارس من سنة 2020 بسبب جائحة الكوفيد والانهيار غير المعهود لأسعار النفط. وبالتالي، تباينت قيم صيغة السلّة بين الهبوط والصعود استجابة

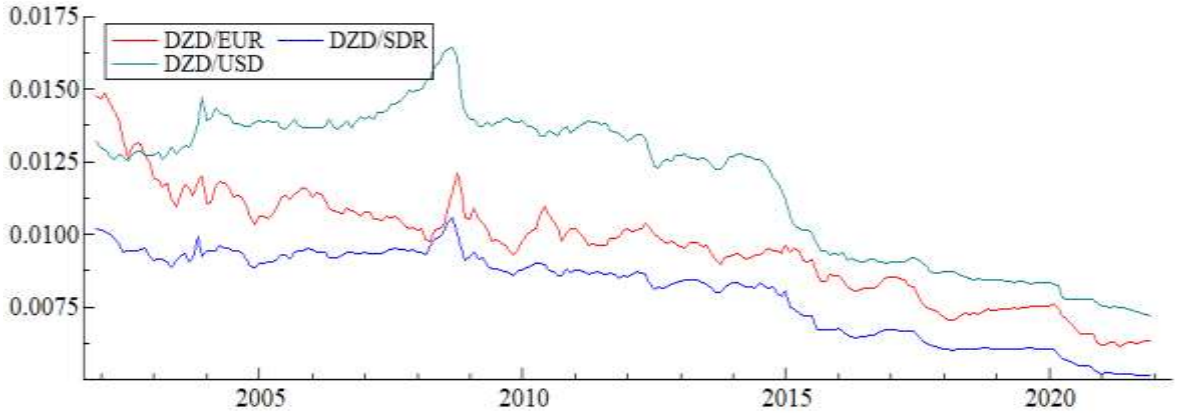
*[1] تنسب أولى المحاولات لتقدير سعر الصرف الدينار الجزائري وفقا لمقترح فرانكل للبلدان النفطية إلى (شيبي وشكوري، 2020).

*[2] استنادا لنهج (Frankel, 2017a)، تم استخدام حقوق السحب الخاصة كرقم محايد لتقييم العملة الوطنية، لأن استخدام الدولار سيعطي صورة مضللة للبلدان التي تتاجر مع أوروبا وآسيا وبقية العالم أكثر مما تفعل مع الولايات المتحدة.

لتقلبات أسعار النفط والصرف في الأسواق الدولية. وبتتبع مسار تطور سعر الصرف بدلالة CCB يظهر جليا بأن الدينار الجزائري قد سجل أدنى قيمة له في مارس 2020، وهو الانخفاض الذي لم يحدث منذ فبراير 2002.

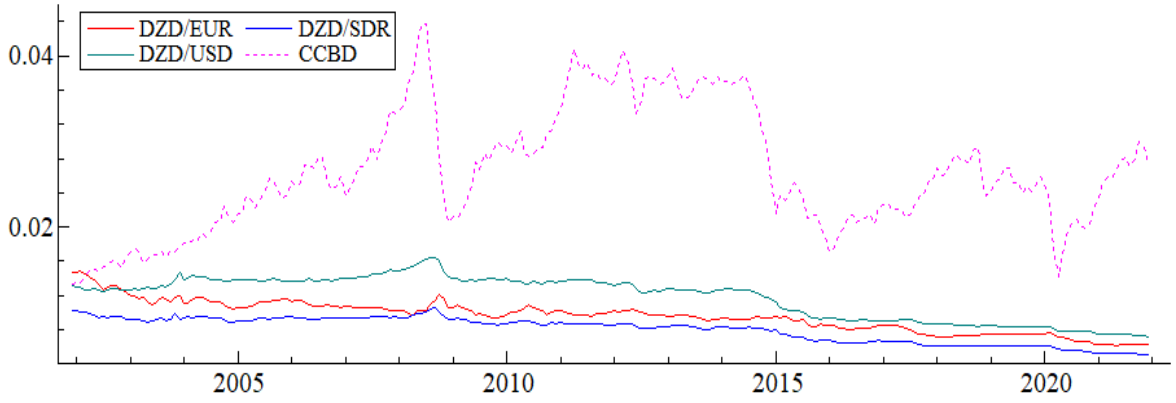
بشكل عام، يبدو بأن سياسة تسيير سعر الصرف المتبعة في الجزائر لا تسمح باستيعاب التقلبات الدورية في أسواق النفط العالمية، ربما يشير ذلك إلى مدى هشاشة المقاربة التوازنية لسعر صرف الدينار الجزائري التي تحددها أساسيات الاقتصاد الوطني، مما يجعل من التعويم المدار غير مناسب للاقتصاد (شيبي و شكوري، 2020) (مدوري & تشوكتش كبير، 2023). هذا ما سنحاول تبيّنه في الدراسة التطبيقية.

الشكل رقم 01: تطور أسعار صرف الدينار الجزائري وفقا للتعويم المدار–التسعير المباشر–



المصدر: مخرجات برنامج OxMetrics 7.2

الشكل رقم 02: تطور أداء سعر صرف الدينار الجزائري وفقا لنظام CCB – بصيغة تحافظ على استمرارية سعر الصرف–



المصدر: مخرجات برنامج OxMetrics 7.2

5. الدراسة التطبيقية

1.5 وصف المتغيرات ونموذج الدراسة

بعد تحليل مسار تطور نظام سعر الصرف في الجزائر وتقدير سعر صرف الدينار وفقا لمقترح فرانكل لسنة 2017، سنحاول الاجابة عن تساؤل مهم لتحقيق المفاضلة، مفاده: كيف يؤثر نظامي سعر الصرف (التقليدي والبديل) على التضخم في الجزائر؟ وهل يسببا التضخم في المدى القصير والمتوسط والطويل أم العكس؟ في سياق الاجابة عن هذا التساؤل، سنعتمد في التقدير القياسي (المتمثل في نموذج النظم

الماركوفية المتغيرة واختبارات السببية في ميدان الترددات) على البيانات الشهرية لأبرز محددات التضخم (المتغير التابع: مؤشر أسعار المستهلك) في الجزائر للفترة الممتدة ما بين: ديسمبر 2001-ديسمبر 2021، أين تتمثل فيما يلي:

$CCBD_t$: سعر صرف الدينار الجزائري للنظام المقترح، وهو متغير مستقل،

DZDSDRt: سعر صرف الدينار الجزائري مقابل حقوق السحب الخاصة للتعبير عن النظام الحالي أو التقليدي، وهو متغير مستقل،

RRt: معدل الاحتياط الاجباري، وهو متغير مستقل،

BMt: معدل نمو المعروض النقدي، وهو متغير مستقل،

OILPt: سعر النفط، وهو متغير حقيقي مستقل،

$CPIt_{-1}$: مؤشر أسعار المستهلك مبطأ بفترة واحدة،

هذا وقد استمدت البيانات الاحصائية لدراستنا التطبيقية من قواعد بيانات صندوق النقد الدولي (IFS) والبنك الدولي (WDI)، فضلا عن استخدام النشرات الاحصائية لبنك الجزائر. للإشارة، فإنَه تم استخدام متغير سعر النفط كمتغير مستقل –فقط– عند تقدير أثر النظام الحالي على التضخم، بيد أن النظام البديل يتضمن سعر النفط كمكون ربط وبوزن نسبي قدره 3/1 في السلَة. وعليه، تكتب صيغة النموذج بالشكل التالي:

$$LNCPI_t = f\,(LNCPI_{t-1}, LNCCBD_t, LNDZDSDR_t, RR_t, BM_t, LNOILP_t)^*$$

2.5 المنهجية المتبعة ومناقشة النتائج

أولا: كمرحلة أولية، نقوم بفحص احتمالية احتواء السلاسل الزمنية على مركبة الاتجاه العام كما هو ظاهر في الجدول التالي:

الجدول رقم 02: فحص احتمالية احتواء السلاسل الزمنية على مركبة الاتجاه العام

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STATISTIC	PROB.
LNCPI				
C	4.248626	0.002945	1442.635	0.0000
@TREND	0.003671	2.12E-05	172.8907	0.0000
BM				
C	1.399256	0.179880	7.778810	0.0000
@TREND	-0.004155	0.001294	-3.210850	0.0015
RR				
C	6.821097	0.347530	19.62739	0.0000
@TREND	0.009686	0.002505	3.865894	0.0001
LNCCBD				
C	-3.781159	0.034332	-110.1355	0.0000
@TREND	0.000948	0.000248	3.831954	0.0002
LNDZDSDR				
C	-4.526903	0.009892	-457.6316	0.0000
@TREND	-0.002640	7.13E-05	-37.01408	0.0000
LNOILP C	3.879649	0.055311	70.14279	0.0000
@TREND	0.001979	0.000399	4.962372	0.0000

المصدر: من إعداد الباحثين بناء على مخرجات برنامج Eviews 12

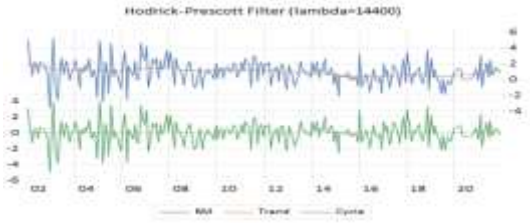
* تم إدخال اللوغتريم النيبيري على كل المتغيرات باستثناء معدل الاحتياط الاجباري ومعدل نمو المعروض النقدي.

تشير نتائج الجدول رقم 02 إلى معنوية مركبة الاتجاه العام (Prob < 0.05) لكل السلاسل الزمنية المستعملة في الدراسة.

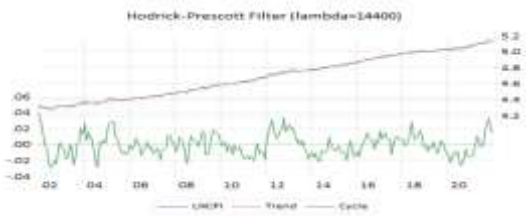
ثانيا: للتخلص من مشاكل عدم الاستقرارية وتحيز النتائج عند التقدير، نقوم بتصفية السلاسل الزمنية باستخدام مرشح أو مصفاة هودريك مثلما هو موضح في الشكل رقم 03، الذي يفصل بين قيم الاتجاه العام وقيم التقلبات الدورية للسلاسل، مما يسهم في تحسين استقرارية البيانات. كما تؤكد نتائج اختبارات الاستقرارية الواردة في الجدول رقم 03 أهمية هذا الإجراء (نتائج اختبار ديكي فولر المعزز 1981 واختبار فيليبس بيرون 1998)، حيث تشير إلى استقرارية كل السلاسل في المستوى.

الشكل رقم (03): مخطط التصفية باستخدام مصفاة هودريك

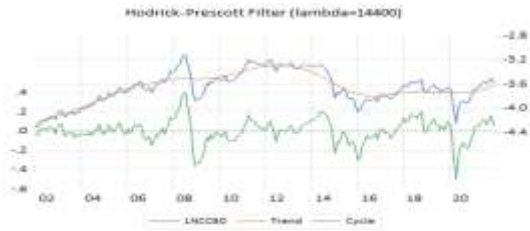
(أ) : BM



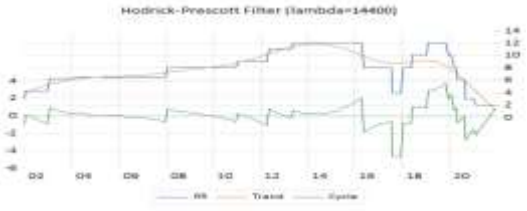
(ب) : LNCPI



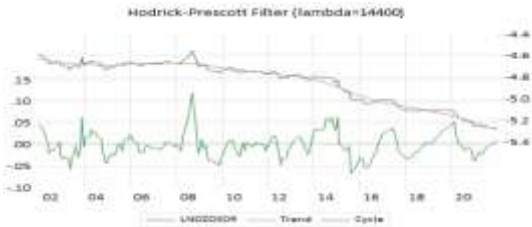
(ج): LNCCBD



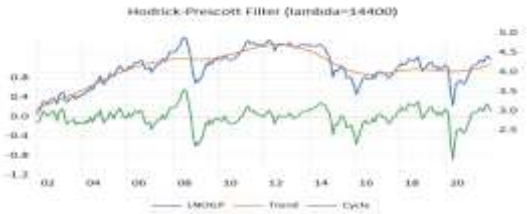
(د): RR



(هـ): LNDZDSDR



(و): LNOILP



المصدر: مخرجات برنامج Eviews 12

الجدول رقم 03: نتائج اختبارات الاستقرارية

	ADF		PP	
	t-Statistic	P	t-Statistic	P
CYLNCCBD	-5.528 ***	0.000	-4.470 ***	0.000
CYLNCPI	-6.139 ***	0.000	-6.252***	0.000
CYRR	-3.958 ***	0.000	-4.156 ***	0.000
CYBM	-14.578 ***	0.000	-18.126***	0.000
CYLNOILP	-5.662***	0.000	-4.480 ***	0.000
CYLNDZDSDR	-4.563 ***	0.000	-4.775 ***	0.000

المصدر: من إعداد الباحثين بناء على مخرجات برنامج Eviews 12

ثالثا: نقوم بفحص اختبارات جذر الوحدة الموسمية لترددات معينة، باستخدام الاختبار التقليدي (Henderson, Evens, Granger HEGY and yoo) واختبار Canova-Hansen. تشير نتائج الجدول رقم 04 إلى عدم احتواء متغيرات الدراسة لجذر الوحدة الموسمي في كل الترددات. كما تؤكد ذلك نتائج الجدول رقم 05.

الجدول رقم 04: نتائج اختبارات جذر الوحدة الموسمية لاختبار HEGY

	CYLNCPI		CYBM		CYRR		CYLNCCBD	
Freq	**Coef**	**Prob**	**Coef**	**Prob**	**Coef**	**Prob**	**Coef**	**Prob**
OMEGA(0)	-0.033144	0.000	-0.12578	0.0000	-0.029533	0.0000	-0.017770	0.0000
OMEGA(2PI/12)	-0.032381	0.052	-0.16086	0.0004	0.000171	0.9923	-0.027724	0.0117
OMEGA(22PI/12	-0.057242	0.000	-0.01139	0.7929	-0.103983	0.0000	-0.054902	0.0000
OMEGA(4PI/12)	-0.125592	0.000	-0.13408	0.0000	-0.149822	0.0001	-0.038826	0.0509
OMEGA(20PI/12	-0.063496	0.015	0.054622	0.0725	-0.170953	0.0000	-0.100722	0.0000
OMEGA(6PI/12)	-0.152661	0.000	-0.17552	0.0000	-0.132444	0.0016	-0.103211	0.0058
OMEGA(18PI/12	-0.120261	0.006	0.024343	0.4645	-0.090167	0.0305	-0.205454	0.0000
OMEGA(8PI/12)	-0.230951	0.000	-0.11153	0.0000	-0.214947	0.0000	-0.283332	0.0000
OMEGA(16PI/12	-0.041604	0.355	0.046196	0.0899	-0.077666	0.1195	-0.287177	0.0000
OMEGA(10PI/12	-0.268518	0.000	-0.12162	0.0002	-0.367831	0.0000	-0.278040	0.0000
OMEGA(14PI/12	-0.004100	0.947	-0.07930	0.0171	-0.021122	0.7628	-0.182405	0.0043
OMEGA(PI)	-0.117893	0.0031	-0.057159	0.0204	-0.168158	0.0001	-0.266357	0.0000

	CYLNDZDSDR		CYLNOILP	
Freq	**Coef**	**Prob**	**Coef**	**Prob**
OMEGA(0)	-0.027482	0.000	-0.01858	0.0000
OMEGA(2PI/12)	-0.049033	0.000	-0.03185	0.0045
OMEGA(22PI/12	-0.065183	0.000	-0.05469	0.0000
OMEGA(4PI/12)	-0.103965	0.000	-0.04009	0.0407
OMEGA(20PI/12	-0.126942	0.000	-0.09746	0.0000
OMEGA(6PI/12)	-0.136196	0.000	-0.09882	0.0154
OMEGA(18PI/12	-0.165349	0.000	-0.22914	0.0000
OMEGA(8PI/12)	-0.231662	0.000	-0.27305	0.0000
OMEGA(16PI/12	-0.061955	0.158	-0.30651	0.0000
OMEGA(10PI/12	-0.288792	0.000	-0.24193	0.0000
OMEGA(14PI/12	-0.097534	0.063	-0.16489	0.0055
OMEGA(PI)	-0.194429	0.0000	-0.255583	0.0000

المصدر: من إعداد الباحثين بناء على مخرجات برنامج Eviews 12

الجدول رقم 05: نتائج اختبارات جذر الوحدة الموسمية لاختبار Canova–Hansen

	Joint LM Statistic	Significance Level at 05%	Decision
CYLNCPI	2.274360	2.750	No unit root
CYBM	2.115712	2.750	No unit root
CYRR	2.267325	2.750	No unit root
CYBM	2.115712	2.750	No unit root
CYLNCCBD	1.721254	2.750	No unit root
CYLNDZDSDR	1.638900	2.750	No unit root
CYLNOILP	1.897755	2.750	No unit root

المصدر: من إعداد الباحثين بناء على مخرجات برنامج Eviews 12

رابعا: نقوم بفحص اللاخطية للسلاسل الزمنية باستخدام اختبار BDS الذي تم تطويره بواسطة William A. Brock, Leonard R. Dechert, and Joseph A. Scheinkman في سنة 1987 (شيخي، 2012). حيث تم اعتماد البعد m من 2 إلى 6 والمسافة ε = 0.7. تنص الفرضية الصفرية على أن توزيع بيانات السلاسل يكون مستقلا ومتماثل التوزيع independently and identically distributed (خصائص الخطية) مقابل الفرضية البديلة التي تنص بأن السلاسل الزمنية غير خطية. تُظهر نتائج الجدول

رقم 06 بوضوح أن كل السلاسل الزمنية لها سلوك أو بنية ارتباط غير خطي (عشوائي بحت أو مشوش Chaotic) في أبعاد مختلفة، مما يعني رفض الفرضية الصفرية باعتبار أن احتمالية القيم الحرجة في كل الأبعاد لكل المتغيرات، قد كانت معنوية عند مستوى 01%. كما يمكن القول أن السلاسل قيد الدراسة قابلة للتنبؤ على المدى القصير. وبالتالي، تعد النماذج غير الخطية الأنسب لاكتشاف وتقدير العلاقات بين المتغيرات، نظرا للسلوك اللاخطي الذي تُبديه بوضوح تام.

الجدول رقم 06: نتائج فحص اللاخطية باستخدام اختبار BDS

Dimension		BDS Statistic	Std. Error	z-Statistic	Normal Prob.	Bootstrap Prob.
CYLNCCBD	2	0.130985	0.006034	21.70765	0.0000	0.0000
	3	0.213255	0.009615	22.17970	0.0000	0.0000
	4	0.262294	0.011481	22.84504	0.0000	0.0000
	5	0.290726	0.012001	24.22484	0.0000	0.0000
	6	0.302092	0.011607	26.02593	0.0000	0.0000
CYLNCPI	2	0.085021	0.004221	20.14330	0.0000	0.0000
	3	0.126639	0.006692	18.92292	0.0000	0.0000
	4	0.141570	0.007949	17.81090	0.0000	0.0000
	5	0.145822	0.008262	17.64992	0.0000	0.0000
	6	0.147542	0.007945	18.57025	0.0000	0.0000
CYBM	2	0.021444	0.005786	3.706420	0.0002	0.0016
	3	0.040328	0.009237	4.365866	0.0000	0.0000
	4	0.046930	0.011051	4.246561	0.0000	0.0000
	5	0.047934	0.011573	4.141763	0.0000	0.0008
	6	0.046367	0.011214	4.134708	0.0000	0.0008
CYRR	2	0.164124	0.007622	21.53195	0.0000	0.0000
	3	0.272319	0.012180	22.35705	0.0000	0.0000
	4	0.341101	0.014593	23.37504	0.0000	0.0000
	5	0.381463	0.015306	24.92266	0.0000	0.0000
	6	0.402731	0.014857	27.10725	0.0000	0.0000
CYLNDZDSDR	2	0.123485	0.004714	26.19383	0.0000	0.0000
	3	0.198032	0.007485	26.45792	0.0000	0.0000
	4	0.237065	0.008903	26.62843	0.0000	0.0000
	5	0.251860	0.009268	27.17597	0.0000	0.0000
	6	0.251781	0.008926	28.20711	0.0000	0.0000
CYLNOILP	2	0.125178	0.005798	21.59021	0.0000	0.0000
	3	0.204743	0.009228	22.18660	0.0000	0.0000
	4	0.252735	0.011007	22.96106	0.0000	0.0000
	5	0.276298	0.011492	24.04235	0.0000	0.0000
	6	0.284575	0.011102	25.63241	0.0000	0.0000

المصدر: من إعداد الباحثين بناء على مخرجات برنامج Eviews 12

خامسا: نقوم بفحص أثر أنظمة سعر الصرف (البديل والتقليدي) على التضخم في الجزائر، باستخدام نموذج النظم الماركوفية المتغيرة MS خلال الفترة الممتدة ما بين: ديسمبر 2001 إلى ديسمبر 2021 (بيانات شهرية).

اقترح هذا النموذج من طرف هاميلتون في سنة 1989 (المهتم بتحليل الدورات الاقتصادية في الولايات المتحدة) لدراسة العلاقات اللاخطية للسلاسل الزمنية من خلال تحديد فترات الانتقال بين الأنظمة واحتمالاتها (Djedaiet & Ayad, 2022) (عياد.ه، جديات.ع، 2018). هذا ما توضحه المعادلة رقم 01 و 02 (Ehrmann et al, 2003).

$$X_t = \begin{cases} v_1 + B_{11}X_{t-1} + \cdots + B_{p1}X_{t-p} + A_1 u_t & \text{if } s_t = 1 \\ \vdots \\ v_m + B_{1m}X_{t-1} + \cdots + B_{pm}X_{t-p} + A_m u_t & \text{if } s_t = m \end{cases} \quad (1)$$
$$u_t \sim N(0; I_K)$$

تصف المعادلة (1) نموذج MSVAR عندما تكون K متغيرات داخلية Endogenous variables. Xt تفسر بواسطة الحد الثابت Ut، الانحدار الذاتي بالدرجة P والبواقي Ai Ut. وفي سياق هذا التوصيف العام، يمكن أن تنتقل المعلمات بين الأنظمة m.

$$\Pr(s_{t+1}=j|s_t=i)=p_{ij}$$
$$P=\begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} & \cdots & p_{1m} \\ p_{21} & p_{22} & \cdots & p_{2m} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ p_{m1} & p_{m2} & \cdots & p_{mm} \end{bmatrix} \quad (02)$$

تحدد المعادلة (02) احتمالات الانتقال الشرطي وفقا لمصفوفة الانتقال P. من المفترض أن يتبع النظام حالة السلسلة الماركوفية المستترة a hidden m-state Markov-chain. حيث أن احتمالية التواجد في النظام j في الفترة القادمة هي مشروطة بالنظام الحالي i الذي يفترض أنَه خارجي وثابت.

بشكل عام، استخدمت هذه النماذج في نمذجة ظاهرة اللاتماثل لمدى القمم وتقعرات الدورة الاقتصادية. بصددها، تم التمييز بين حالتي النمو الموجب والنمو السالب (الركود) لما كانت خصوصيات النظام الأول تختلف عن قرينتها في النظام الثاني. ومن ثمة، يمكن استخدامها في تحليل آثار السياسات النقدية والمالية، ونمذجة سعر الصرف (شيبي، 2013). بناء على ذلك، وبالاعتماد على برنامج OxMetrics 7.2، تم تقدير النموذج، حيث تظهر نتائجه في الجدولين رقم 7 و9.

الجدول رقم 07: نتائج تقدير نموذج النظم الماركوفية المتغيرة في ظل اعتماد نظام CCBD

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob
Constant(0)	0.00948251	0.001618	5.86	0.000
Constant(1)	-0.00220468	0.0008658	-2.55	0.012
CYLNCPI_1(0)	0.513072	0.07990	6.42	0.000
CYLNCPI_1(1)	0.669163	0.05984	11.2	0.000
CYBM(0)	0.00228080	0.0008252	2.76	0.006
CYBM(1)	-0.000253668	0.0004640	-0.547	0.585
CYRR(0)	-0.00203424	0.002576	-0.790	0.431
CYRR(1)	-0.000919931	0.0004806	-1.91	0.057
CYLNCCBD(0)	0.0349725	0.01457	2.40	0.017
CYLNCCBD(1)	-0.00214100	0.005234	-0.409	0.683
Linearity LR-test Chi^2(8) = 17.206 [0.0280]* approximate upperbound: [0.0033]**				
Transition probabilities p_{i|j} = P(Regime i at t+1 | Regime j at t)				
	Regime 0,t	Regime 1,t		
Regime 0,t+1	0.72913	0.070224		
Regime 1,t+1	0.27087	0.92978		
	Coefficient	Std.Error		
sigma(0)	0.00606126	0.0009928		
sigma(1)	0.00760920	0.0005415		
p_{0|0}	0.729131	0.1365		
p_{1|1}	0.929776	0.04799		
Descriptive statistics for scaled residuals:				
Normality test: Chi^2(2) = 1.8436 [0.3978]				
ARCH 1-1 test: F(1,224) = 0.32743 [0.5678]				

المصدر: من إعداد الباحثين بناء على مخرجات برنامج OxMetrics 7.2

قبل كل شيء، تكشف نتائج الجدول رقم 07 عن لاخطية النموذج المقدر تبعا لنتائج اختبار Linearity LR-test Chi التي كانت في حدود 17.206 باحتمال معنوي قدره 0.0033، وهو ما يبرر رفض فرضية العدم الدالة على خطية العلاقة. وبهذا الصدد، تشير النتائج بأن نظام سعر الصرف البديل (CCBD) له تأثير تضخمي (موجب معنوي) في ظل نظام الركود أو النظام 0 (ارتفاع الأسعار)، حيث تحسن سعر صرف الدينار الجزائري بوحدة واحدة يؤدي إلى ارتفاع التضخم بـ0.0349 وحدة. بينما بصدد نظام الرواج (استقرار الأسعار) أو النظام 1، فإن لتغيرات سعر صرف الدينار الجزائري تأثير سالب غير معنوي على التضخم. وبنفس الشاكلة، كان لنمو المعروض النقدي تأثير تضخمي طفيف (موجب ومعنوي) على التضخم في ظل نظام الركود، مقابل تأثير سالب غير معنوي على التضخم في ظل نظام الرواج. مما يشير إلى وجود إدارة حذرة للسياسة النقدية في سياق: الاحتفاظ باستهداف مجمعات النقد الأساسي جنبا إلى جنب الاستهداف الضمني للتضخم ما بين 2002-2009، الاستهداف الصريح للتضخم ابتداء من سنة 2010 (بنك الجزائر، 2004؛ بنك الجزائر، 2011). في حين، كان لمعدل الاحتياط الاجباري تأثير سالب غير معنوي في النظامين. ونفسر ذلك بقيام بنك الجزائر بتعقيم جزء من فائض السيولة باستخدام هذه الأداة من خلال مراجعتها لتجنب تأجيج الضغوط التضخمية، لاسيما عقب اعتماد التمويل غير التقليدي في سنة 2017 (بنك الجزائر، 2019). والجدير بالملاحظة، أن تغيرات المتغير التابع المبطئ بفترة واحدة تشرح بنسب عالية ومعنوية التغيرات الحاصلة في التضخم خلال الفترة t سواء في ظل الركود أو الرواج.

الجدول رقم 08: فترات واحتمالات الانتقال ما بين الأنظمة في ظل اعتماد نظام CCBD

Regime classification based on smoothed probabilities		
Regime 0	months	avg.prob.
2002(1) - 2002(1)	1	0.770
2003(9) - 2004(1)	5	0.754
2004(9) - 2005(4)	8	0.764
2008(8) - 2008(9)	2	0.703
2009(7) - 2009(10)	4	0.717
2012(1) - 2013(3)	15	0.876
2017(1) - 2017(1)	1	0.538
2018(5) - 2018(6)	2	0.872
2021(8) - 2021(11)	4	0.853
Total: 42 months (17.50%) with average duration of 4.67 months.		
Regime 1	months	avg.prob.
2002(2) - 2003(8)	19	0.908
2004(2) - 2004(8)	7	0.934
2005(5) - 2008(7)	39	0.960
2008(10) - 2009(6)	9	0.813
2009(11) - 2011(12)	26	0.961
2013(4) - 2016(12)	45	0.885
2017(2) - 2018(4)	15	0.926
2018(7) - 2021(7)	37	0.918
2021(12) - 2021(12)	1	0.552
Total: 198 months (82.50%) with average duration of 22.00 months.		

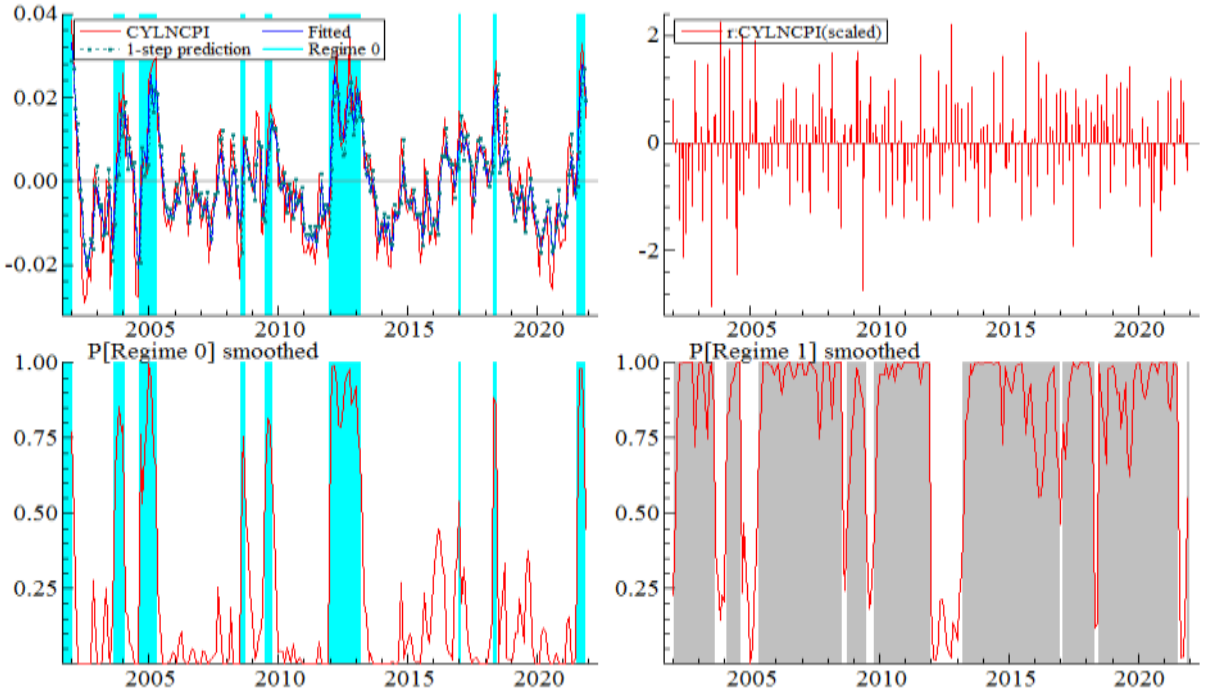
المصدر: من إعداد الباحثين بناء على مخرجات برنامج OxMetrics 7.2

هذا ومن ناحية أخرى، تشير احتمالات الانتقال بين الأنظمة إلى النقاط التالية:

- إذا كان النظام في اللحظة t هو النظام 0، فإن احتمال البقاء في النظام نفسه في اللحظة t+1 هو حوالي 0.72913. وهذا يشير إلى احتمالية بقاء عالية في النظام 0.
- إذا كان النظام في اللحظة t هو النظام 0، فإن احتمال التحول إلى النظام 1 في اللحظة t+1 هو حوالي 0.070224. وهذا يشير إلى احتمالية منخفضة للانتقال من النظام 0 إلى النظام 1 في اللحظة التالية.
- إذا كان النظام في اللحظة t هو النظام 1، فإن احتمال التحول إلى النظام 0 في اللحظة t+1 هو حوالي 0.27087.
- إذا كان النظام في اللحظة t هو النظام 1، فإن احتمال البقاء في النظام نفسه في اللحظة t+1 هو حوالي 0.92978. وهذا يشير إلى احتمالية بقاء عالية في النظام 1.

بالإضافة إلى ذلك، تشير نتائج الجدول رقم 08 إلى هيمنة النظام 1 بمعدل 82.50%، أين يتواجد النظام لمدة 198 شهر في نطاق الرواج. للتأكيد، يكشف الشكل رقم 04 عن وجود عدد من الانتقالات بين النظامين مع سيادة النظام 1. يدل اللون الرمادي في الشكل الأيسر السفلي –للمخطط– على وجود النظام في نظام الرواج الذي ساد في جلّ فترات الدراسة. بينما يكشف اللون الأزرق في الجزء الأيمن السفلي على وجود النظام ضمن نظام الكساد –قليل الوقوع– الذي ساد على مدار فترات معينة أطولها سجلت ما بين: 2012(1) – 2013(3) بمعدل15 شهرا. وجاء ذلك في سياق ارتفاع معدلات التضخم عندما قدرت بـ9.7% في سنة 2012 (بالمتوسط السنوي) على وقع تسجيل عجوزات مالية متتالية بالتزامن مع ارتفاع الانفاق الحكومي (بما فيها الزيادة في أجور القطاع العام في سنة 2012 .....)، مما جعلها مصدر قلق للسلطات النقدية في البلد (تشوكش كبير وبوشامة، 2017) (بنك الجزائر، 2014).

الشكل رقم 04: مخطط الانتقال ما بين الأنظمة –في ظل النظام الحالي CCBD –



المصدر: مخرجات برنامج OxMetrics 7.2

أما فيما يتعلق بتقدير أثر نظام سعر الصرف الحالي الممثل بـ DZDSDR على التضخم في الجزائر*[1]، فإنَ نتائج الجدول رقم 09 تدل على لاخطية النموذج المقدر (احتمال كاي تربيع لاختبار LR هو أقل من 05%). حيث تشير إلى وجود علاقة موجبة (غير معنوية) بين نظام سعر الصرف الحالي والتضخم في ظلَ النظامين (1،0)، مما يوحي أن هذا النظام هو نوعا ما نظام تضخمي. كذلك، تكشف النتائج عن تباين تأثير كل من متغيري نمو المعروض النقدي وأسعار النفط بين الأثر الموجب المعنوي (المنخفض) في نظام الركود والأثر السالب غير المعنوي في نظام الرواج. في حين كان لمعدل الاحتياط الاجباري تأثير سالب غير معنوي في النظامين. بالنهاية، تشير النتائج إلى أهمية المتغير التابع المبطئ بفترة واحدة في تفسير التغيرات في معدل التضخم –في النظامين–.

الجدول رقم 09: نتائج تقدير نموذج النظم الماركوفية المتغيرة في ظل اعتماد النظام الحالي--DZDSDR

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob
Constant (0)	0.0120645	0.002572	4.69	0.000
Constant (1)	-0.00190135	0.0007194	-2.64	0.009
CYLNCPI_1(0)	0.425552	0.1121	3.80	0.000
CYLNCPI_1(1)	0.660794	0.05673	11.6	0.000
CYBM (0)	0.00213920	0.0007971	2.68	0.008
CYBM (1)	-0.000278924	0.0004409	-0.633	0.528
CYRR (0)	-0.000387725	0.002827	-0.137	0.891
CYRR (1)	-0.000948173	0.0004707	-2.01	0.045
CYLNOILP (0)	0.0324776	0.01561	2.08	0.039
CYLNOILP (1)	-0.000677571	0.003074	-0.220	0.826
CYLNDZDSDR (0)	0.0367905	0.05629	0.654	0.514
CYLNDZDSDR (1)	0.0231245	0.02651	0.872	0.384
Linearity LR-test Chi^2(9) = 15.559 [0.0767] approximate upperbound: [0.0069] **				
Transition probabilities p_{i|j} = P (Regime i at t+1 | Regime j at t)				
	Regime 0, t	Regime 1, t		
Regime 0, t+1	0.78785	0.044638		
Regime 1, t+1	0.21215	0.95536		
	Coefficient	Std.Error		
sigma(0)	0.00595239	0.001082		
sigma(1)	0.00776247	0.0004600		
p_{0|0}	0.787851	0.09662		
p_{1|1}	0.955362	0.02300		
Descriptive statistics for scaled residuals: Normality test: Chi^2(2) = 0.68703 [0.7093] ARCH 1-1 test: F(1,222) = 0.21744 [0.6415]				

المصدر: من إعداد الباحثين بناء على مخرجات برنامج OxMetrics 7.2

[1] *فيما يخص مشكلة التعدد الخطي داخل كل نظام بين سعر الصرف الحالي وتغيرات أسعار النفط؛ فهي لا تطرح أي مشكلة قياسية، لاسيما بعد تصفية السلاسل الزمنية باستعمال مصفاة هودريك (تشير مصفوفة الارتباطات إلى وجود ارتباط جد معتدل بـ 0.28 بين المتغيرين، وهو أعلى ارتباط).

هذا وتشير احتمالات الانتقال بين النظامين إلى ما يلي:

- إذا كان النظام في اللحظة t هو النظام 0، فإن احتمال البقاء في النظام نفسه في اللحظة t+1 هو حوالي 0.78785. وهذا يشير إلى احتمالية بقاء عالية في النظام 0.
- إذا كان النظام في اللحظة t هو النظام 0، فإن احتمال التحول إلى النظام 1 في اللحظة t+1 هو حوالي 0.044638. وهذا يشير إلى احتمالية منخفضة للانتقال من النظام 0 إلى النظام 1 في اللحظة التالية.
- إذا كان النظام في اللحظة t هو النظام 1، فإن احتمال التحول إلى النظام 0 في اللحظة t+1 هو حوالي 0.21215.
- إذا كان النظام في اللحظة t هو النظام 1، فإن احتمال البقاء في النظام نفسه في اللحظة t+1 هو حوالي 0.95536. وهذا يشير إلى احتمالية بقاء عالية في النظام 1.

في سياق متصل، تشير نتائج الجدول رقم 10 إلى هيمنة النظام 1 بمعدل 82.08%، أين يتواجد النظام لمدة 197 شهر في نطاق الرواج. للتأكيد، يكشف الشكل رقم 05 عن وجود عدد من الانتقالات بين النظامين مع سيادة النظام 1.

الجدول رقم 10: فترات واحتمالات الانتقال ما بين الأنظمة في ظل اعتماد النظام الحالي –DZDSDR–

Regime classification based on smoothed probabilities

Regime 0	months	avg.prob.
2002(1) -2002(1)	1	0.651
2003(9) -2004(1)	5	0.725
2004(9) -2004(9)	1	0.668
2004(11) -2005(4)	6	0.822
2009(7)-2009(10)	4	0.698
2012(1) -2013(3)	15	0.890
2016(2) -2016(5)	4	0.609
2018(5) -2018(6)	2	0.790
2021(8) -2021(12)	5	0.812

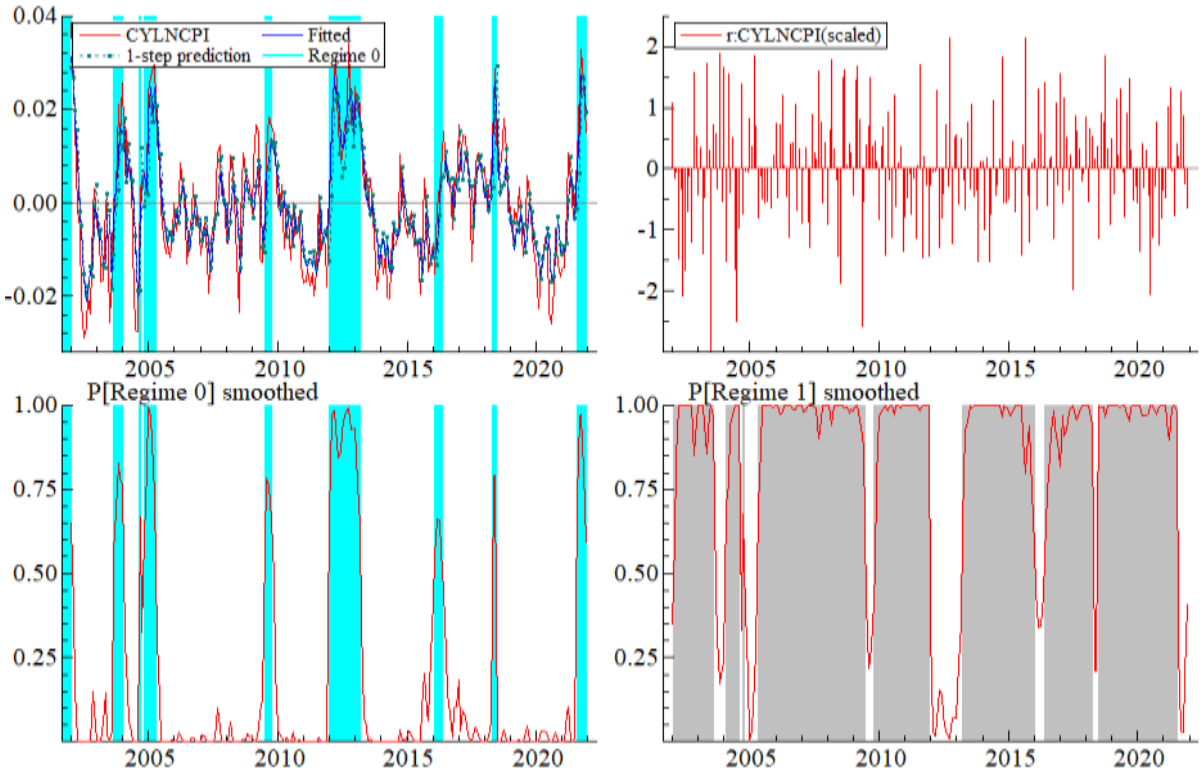
Total: 43 months (17.92%) with average duration of 4.78 months.

Regime 1	months	avg.prob.
2002(2) - 2003(8)	19	0.945
2004(2) - 2004(8)	7	0.912
2004(10) - 2004(10)	1	0.676
2005(5) -2009(6)	50	0.978
2009(11) - 2011(12)	26	0.968
2013(4) - 2016(1)	34	0.950
2016(6) - 2018(4)	23	0.925
2018(7) - 2021(7)	37	0.986

Total: 197 months (82.08%) with average duration of 24.63 months.

المصدر: من إعداد الباحثين بناء على مخرجات برنامج OxMetrics 7.2

الشكل رقم 05: مخطط الانتقال ما بين الأنظمة –في ظل النظام الحالي DZDSDR -



المصدر: مخرجات برنامج OxMetrics 7.2

تفيد المحصلة بأمرين، الأمر الأول؛ أن نظام سعر الصرف الحالي ضمنيا هو نظام تضخمي في النظامين، حيث يكون في ظلَ نظام الرواج أقل تضخما مما هو عليه الحال في نظام الكساد. الأمر الثاني، هيمنة نظام الرواج مقابل نظام الكساد، بمعنى أن نظام سعر الصرف الحالي يتواجد في جلَ فترات الدراسة ضمن مجال الرواج الذي يمتاز بتضخم أقل.

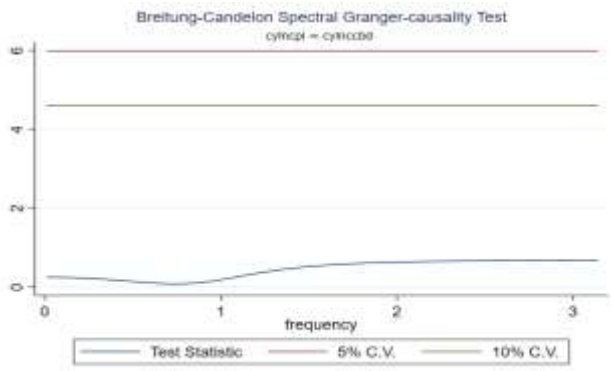
وللتأكد من مدى صلابة النتائج، قمنا بإجراء اختبارات الفحص التشخيصي، حيث تشير النتائج بصدد تبنَي النظامين (البديل والتقليدي) إلى قبول الفرضية الصفرية للاختبارين، بمعنى أن الأخطاء العشوائية تتبع توزيعا طبيعيا مع عدم وجود مشكلة اختلاف التباين.

سادسا، نقوم بإجراء اختبارات السببية في ميدان الترددات من خلال اتباع منهجية Candelon -Breitung لسنة 2006. على خلاف الميدان الزمني، تسمح هذه الأسلوبية وباستخدام نموذج الانحدار الذاتي الثنائي Bivariate VAR بالتعرف على السببية عبر الأطوال الزمنية المختلفة من خلال منحنى واحد. تمثل الترددات من 0.00 إلى 1.00 المدى الطويل والترددات من 1.00 إلى 2.00 المدى المتوسط والترددات من 2.00 إلى 3.14 المدى القصير (عياد.ه، 2020). في المجمل، استخدمت منهجية Breitung-Candelon على نطاق واسع في أبحاث الاقتصاد الكلي التطبيقية (Wei et al, 2020). وبناء على ذلك، يشير مخطط السببية الثنائية في ميدان الترددات –في الشكل رقم 05– إلى أن نظام سعر الصرف البديل يسبب التضخم في المدى المتوسط والقصير عند مستوى المعنوية 10% (أي هناك علاقة سببية معنوية من نظام سعر الصرف البديل إلى التضخم في المديين المتوسط والقصير)، وليس العكس. كما يكشف الشكل بأن النظام التقليدي أو الحالي يسبب التضخم أكثر في المدى القصير عند مستوى المعنوية 10%، وليس

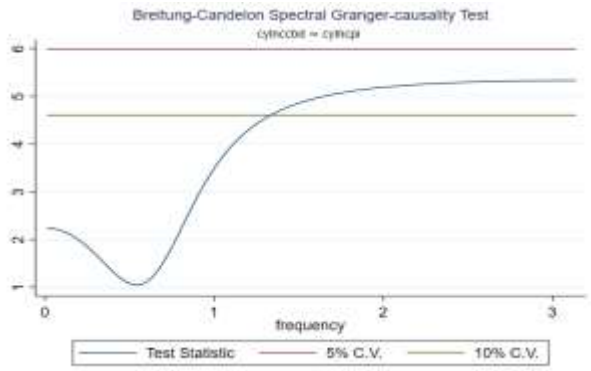
العكس. ومن ثمة، يمكن القول بأن القيم الماضية للنظام البديل تساعد بنحو أفضل على التنبؤ بقيم التضخم في المديين المتوسط والقصير، نظير القيم الماضية للنظام التقليدي التي تقتصر أكثر على تفسير التضخم في المدى القصير.

الشكل رقم 06: مخطط السببية الثنائية في ميدان الترددات

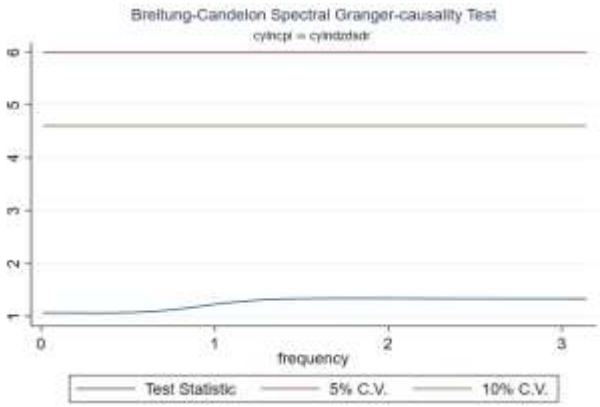
الجزء (أ)



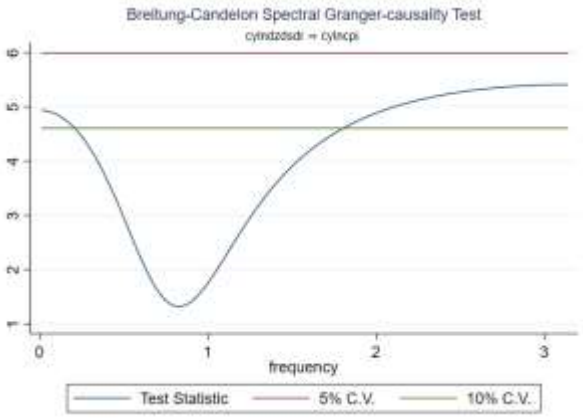
الجزء (ب)



الجزء (ج)



الجزء (د)



المصدر: مخرجات برنامج Stata17

6. الخلاصة واقتراحات السياسة

تحاول دراستنا تقدير وتقييم وتحليل أثر نظام CCB مقابل النظام الحالي على مؤشرات التوازن الداخلي (الممثلة بالتضخم) في الجزائر، خلال الفترة (2001-2021.. بيانات شهرية)، باستخدام نموذج النظم الماركوفية المتغيرة MS واختبارات السببية في ميدان الترددات. وهذا ما يسمح بالمفاضلة بين النظامين تبعا للمكاسب والأضرار المحتملة. الهدف من ذلك هو اقتراح النظام الذي يخدم ويناسب الاقتصاد الوطني وخصوصياته.

عموما، تشير النتائج التطبيقية إلى أفضلية النظام البديل أي نظام CCB على حساب النظام التقليدي أو نظام التعويم المدار. تكشف نتائج النظم الماركوفية المتغيرة بأن نظام سعر الصرف البديل له تأثير تضخمي (موجب معنوي) في ظل نظام الركود أو النظام 0 (ارتفاع الأسعار)، حيث تحسن سعر صرف الدينار الجزائري بوحدة واحدة يؤدي إلى ارتفاع التضخم بـ0.0349 وحدة. بينما بصدد نظام الرواج (استقرار الأسعار) أو النظام 1، فإن لتغيرات سعر صرف الدينار الجزائري تأثير سالب غير معنوي على التضخم. وتشير احتمالات

الانتقال أنه إذا كان النظام في اللحظة t هو النظام 1، فإن احتمال البقاء في النظام نفسه في اللحظة t+1 هو حوالي 0.92978. وهذا يشير إلى احتمالية بقاء عالية في النظام 1. بالمقابل، تشير النتائج إلى وجود علاقة موجبة (غير معنوية) بين نظام سعر الصرف الحالي والتضخم في ظلّ النظامين (0،1)، مما يدل ضمنيًا على أن هذا النظام هو نظام تضخمي بالرغم من عدم معنوية التأثير. وتشير احتمالات الانتقال بين النظامين أنه إذا كان النظام في اللحظة t هو النظام 1، فإن احتمال البقاء في النظام نفسه في اللحظة t+1 هو حوالي 0.95536. مما يدل على احتمالية بقاء عالية في النظام 1، الذي يكون فقط أقل تضخما من نظام الكساد. الجدير بالملاحظة، أن نظام الرواج في النظامين (البديل والتقليدي) كان النظام المهيمن خلال فترة الدراسة. وفي سياق متصل، تشير نتائج اختبارات السببية في ميدان الترددات بأن القيم الماضية للنظام البديل تساعد بنحو أفضل على التنبؤ بقيم التضخم في المديين المتوسط والقصير، مقابل القيم الماضية للنظام التقليدي التي تقتصر أكثر على تفسير التضخم في المدى القصير. وبناء على ذلك، ترشح النتائج النظام البديل كنظام أنسب نسبيا للاقتصاد الوطني في سياق الاستجابة للتقلبات الدورية لأسعار النفط؛ كونه أقل تكلفة من حيث التضخم مقارنة بالترتيب الحالي، ربما هذا من شأنه أن يجعل اقتصاد البلد في منأى عن أعراض المرض الهولندي. في الأخير، يبقى النظام المقترح قيد الدراسة والتجريب مقابل النظام الحالي الذي يبقى سعر صرفه المتغير التعديلي الوحيد في الاقتصاد وفقا للتقارير السنوية لبنك الجزائر.

المراجع

Aşıcı, A. A. (2011). Exchange rate regime choice and currency crises. Economic Systems, 35(3), 419-436.

Bordo, M. D. (2003). Exchange rate regime choice in historical perspective. International Monetary Fund. Working Paper 03/160, IMF, Washington, DC.

Broda, C. (2004). Terms of trade and exchange rate regimes in developing countries. Journal of International economics, 63(1), 31-58.

Cao, Z., El Ghoul, S., Guedhami, O., & Kwok, C. (2020). National culture and the choice of exchange rate regime. Journal of International Money and Finance, 101, 102091, 1-58.

Chekouri, S. M., Chibi, A., & Benbouziane, M. (2022). Identifying Algeria's De Facto Exchange Rate Regime: A Wavelet-Based Approach. Journal of Economic Structures, 11, 1-17.

Chemingui, M. A., & El-Said, M. M. (2006). Algeria's Macroeconomic Performances from 1962 to 2000. Contributions to Economic Analysis, 278, 335-358.

Djedaiet, A., & Ayad, H. (2022). Hard currency inflows and sterilization policy in Algeria. SN Business & Economics 2. no. 2 (9) : 124, 1-16.

Ehrmann, M., Ellison, M., & Valla, N. (2003). Regime-dependent impulse response functions in a Markov-switching vector autoregression model. Economics Letters, 78(3), 295-299.

Esaka, T. (2010). Exchange rate regimes, capital controls, and currency crises : Does the bipolar view hold? Journal of International Financial Markets, Institutions and Money, 20(1), 91–108.

Frankel, J. (2008). UAE and Other Gulf Countries Urged to Switch Currency Peg from the Dollar to a Basket that Includes Oil. URL http://www. voxeu. org/index. php.

Frankel, J. A. (2003). A Proposed Monetary Regime for Small Commodity Exporters: Peg the Export Price ('PEP'), HKS Working Paper No. RWP03-003, 1-42.

Frankel, J. A. (2005). Peg the export price index : A proposed monetary regime for small countries. Journal of Policy Modeling, 27(4), 495-508.

Frankel, J. A. (2011). Choosing an Exchange Rate Regime, HKS Faculty Research Working Paper Series, 1-36.

Frankel, J. A. (2011b). How can commodity exporters make fiscal and monetary policy less procyclical?. HKS Faculty Research Working Paper Series.

Frankel, J. A. (2017a). The Currency-Plus-Commodity Basket: A Proposal for Exchange Rates in Oil-Exporting Countries to Accommodate Trade Shocks Automatically. HKS Working Paper No. RWP17-034, 1-36.

Frankel, J. A. (2017b). How to cope with volatile commodity export prices: Four proposals, CID Faculty Working Paper No. 335.
Frankel, J. A., Fajnzylber, E., Schmukler, S. L., & Servén, L. (2001). Verifying exchange rate regimes. Journal of Development Economics, 66(2), 351-386.
Ghosh, A. R., Gulde, A. M., & Wolf, H. C. (2002). Exchange rate regimes: choices and consequences (Vol. 1). MIT press.
Hagen, J. von, & Zhou, J. (2005). The choice of exchange rate regime: An empirical analysis for transition economies. The Economics of Transition, 13(4), 484-498.
Holtemöller, O., & Mallick, S. (2013). Exchange rate regime, real misalignment and currency crises. Economic Modelling, 34, 5–14.
Kimakova, A. (2008). The political economy of exchange rate regime determination: Theory and evidence. Economic Systems, 32(4), 354-371.
Nashashibi, K., Alonso-Gamo, P., Bazzoni, S., Feler, A., Laframboise, N., & Paris Horvitz, S. (1998). Algeria : Stabilization and Transition to the Market. INTERNATIONAL MONETARY FUND, Washington DC, 1-83.
Shambaugh, J.C. (2004). The effect of fixed exchange rates on monetary policy. Quarterly Journal of Economics, 119(1), 301-352.
Tamgac, U. (2013). Duration of fixed exchange rate regimes in emerging economies. Journal of International Money and Finance, 37, 439-467.
Wei, Y., Zhang, L., Guo, X., & Yang, T. (2020). A theoretical and simulation analysis on the power of the frequency domain causality test. Statistics & Probability Letters, 108970.
بنك الجزائر (2019). "التقرير السنوي حول التطور الاقتصادي والنقدي للجزائر (بالفرنسية) – لسنة 2018–." ص 1–148.
بنك الجزائر (2020)، نظام سعر الصرف وسير سياسة الصرف وتطور سعر صرف الدينار 2000–2018 (بالفرنسية). الرابط: https://www.bank-of-algeria.dz/wp-content/uploads/2022/04/regimedechange_2000_2018.pdf
بنك الجزائر. (2004). "التقرير السنوي حول التطور الاقتصادي والنقدي للجزائر (بالفرنسية) – لسنة 2003–." ص 1–118.
بنك الجزائر. (2009). "التقرير السنوي حول التطور الاقتصادي والنقدي للجزائر – لسنة 2008–." ص 1–222.
بنك الجزائر. (2011). "التقرير السنوي حول التطور الاقتصادي والنقدي للجزائر (بالفرنسية) – لسنة 2010–." ص 1–231.
بنك الجزائر. (2014). "التقرير السنوي حول التطور الاقتصادي والنقدي للجزائر (بالفرنسية) – لسنة 2013–." ص 1–168.
تشوكش كبير، حسن، وبوشامة، مصطفى. (2017). تقييم أداء السياسة النقدية في ضل تقلبات أسعار النفط في الاقتصاد الجزائري للفترة 2001–2015 باستخدام مقاربة أشعة الانحدار الذاتي الهيكلية SVAR. مجلة الابداع، جامعة البليدة 02، المجلد 07، العدد 08، ص ص65–84.
جبيلي، عبدالعلي وكرامارنكو، فيتالي. (2003). "اختيار نظم سعر الصرف في الشرق الأوسط وشمال افريقيا." صندوق النقد الدولي، ص 1–24.
دوتاجوبتا، روبا وفيرناندين، غيلدا وكاراكاداج، سيم. (2006). "التحرك نحو مرونة سعر الصرف: كيف، ومتى، وبأي سرعة." قضايا اقتصادية، صندوق النقد الدولي، ص 1–20.
شيبي، عبد الرحيم وشكوري، سيدي محمد. (2021). "محاولة تطبيق نموذج فرانكل (2018) على حالة الجزائر." مجلة رؤى اقتصادية، جامعة الوادي، الجزائر، ص 15–36.
شيبي، عبد الرحيم. (2013). الآثار الاقتصادية الكلية للسياسة المالية والقدرة على استدامة تحمل العجز الموازني والدين العام: حالة الجزائر، [أطروحة دكتوراه في العلوم الاقتصادية، جامعة تلمسان].
شيخي، محمد.(2012). طرق الاقتصاد القياسي: محاضرات وتطبيقات، دار حامد للنشر، الطبعة الأولى، الأردن–عمان–.

عياد، هشام، وجديات، عيسى. (2018). مقاربة خطية ولاخطية لتقدير ردة الفعل التعقيمية لبنك الجزائر خلال الفترة (2016-2002). مجلة التنمية والسياسات الاقتصادية، المجلد العشرون (العدد الأول)، 105-126.

غوش، أتيش وأوستري، جوناثان. (2009). "اختيار نظام سعر الصرف." مجلة التمويل والتنمية، صندوق النقد الدولي، المجلد 46، العدد 4، ص 38-40.

كاراكاداج، سيم ودوتاجوبتا، روبا وفيرناندير، غيلدا وإيشي، شوجو. (2004). "من التثبيت إلى التعويم: لا داعي للخوف الآن." مجلة التمويل والتنمية، صندوق النقد الدولي، المجلد 41، العدد 04، ص 20-23.

لكصاسي، محمد. (2004). "الوضعية النقدية وسير السياسة النقدية في الجزائر." دراسة قدمت إلى الاجتماع السنوي السابع والعشرين لمجلس محافظي المصارف المركزية ومؤسسات النقد العربي والذي عقد في الدوحة بدولة قطر في سبتمبر 2003.

لكصاسي، محمد. (2010). "التطورات الاقتصادية والنقدية في 2010 –عرض التقرير السنوي 2010." للمزيد من المعلومات أنظر إلى الرابط التالي: https://www.bank-of-algeria.dz/wp-content/uploads/2022/10/intervention_25082010_ar.pdf. تاريخ زيارة الموقع: 02/02/2023م.

المجلس الوطني الاقتصادي الاجتماعي والبيئي (2012)، تقرير حول الآثار الاقتصادية والاجتماعية لبرنامج التعديل الهيكلي، الجلسة العامة الثانية عشرة (باللغة الفرنسية). الرابط:
https://www.cnese.dz/web/content?model=cnese_backend.post_doc&field=document&id=87

مدوري، عبدالرزاق وتشوكتش كبير، حسن (2023)، اختيار نظم الصرف في البلدان المصدرة للنفط: مقترح فرانكل (CCB) مقابل الترتيب الحالي.حالة الجزائر، ورقة عمل رقم 1656، منتدى البحوث الاقتصادية ERF، مصر، 1-36.

مدوري، عبدالرزاق. (2022). تقدير اختلال سعر الصرف الحقيقي للدينار الجزائري خلال الفترة (1980-2019): دراسة تطبيقية، مجلة دفاتر CREAD، المجلد 38، العدد 04، 239-275.

مرغيت، عبد الحميد. (2018). "إدارة سعر الصرف في الجزائر على ضوء التحول نحو نظام الصرف المرن: دراسة تحليلية وتقييمية." أطروحة دكتوراه في العلوم الاقتصادية، جامعة فرحات عباس سطيف -1-.