

أثر بعض متغيرات الاقتصاد الكلي على سرعة تداول النقود في الجزائر خلال الفترة (1990-2023)

Impact of some macroeconomic variables on Algeria's velocity of money during the period (1990-2023)

ساعد بخوش حسينة¹، رملي حمزة²، خوالد مولود³*

¹ جامعة ميله (الجزائر)، h.saadbekhouche@centre-univ-mila.dz

² جامعة قسنطينة 2 (الجزائر)، hamza.ramli@univ-constantine2.dz

³ جامعة ميله (الجزائر)، mouloud.khoualed@centre-univ-mila.dz

تاريخ النشر: 2025/12/28

تاريخ القبول: 2025 /12/02

تاريخ الاستلام: 2025 /10/29

ملخص:

هدفت هذه الورقة البحثية إلى قياس وتحليل أثر بعض متغيرات الاقتصاد الكلي والمتمثلة في (التضخم، كتلة الأجور، سعر الصرف والمعرض النقدي) على سرعة تداول النقود في الجزائر خلال الفترة الممتدة بين (1990-2023). وبغرض تحقيق هذا الهدف، تم الكشف عن وجود علاقة تكامل مشترك بين المتغيرات التفسيرية وسرعة تداول النقود باستخدام نماذج الانحدار الذاتي الموزعة بفترات تأخير (ARDL) لاختبار الحدود.

تم التوصل إلى وجود أثر ايجابي ومعنوي قوي بين متغيرات الاقتصاد الكلي وسرعة تداول النقود، إضافة إلى وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغيرات سالفة الذكر، كما أسفرت الدراسة أيضا أنه عند حدوث صدمة على متغيرات (التضخم، كتلة الأجور، سعر الصرف والمعرض النقدي) بوحدة واحدة سيستغرق هذا التأثير على سرعة تداول النقود مدة (10) أشهر تقريبا حتى يرجع إلى وضعه التوازني والطبيعي.

كلمات مفتاحية: متغيرات الاقتصاد الكلي، سرعة تداول النقود، الجزائر، نموذج ARDL.

تصنيفات JEL : E58، E51، C13.

Abstract:

This research paper aims to measure and analyze the impact of selected macroeconomic variables namely (inflation, proll, the exchange rate, and the money supply) on the velocity of money in Algeria during the period (1990–2023). To achieve this objective, the study investigates the existence of a cointegration relationship between the explanatory variables and the velocity of money using the Autoregressive Distributed Lag (ARDL) bounds testing approach.

The findings reveal a strong and significant positive relationship between the macroeconomic variables and the velocity of money. Moreover, the results indicate the presence of a long-run equilibrium relationship among the aforementioned variables. The study also shows that when a shock of one unit occurs in inflation, proll, the exchange rate, or the money supply, its impact on the velocity of money takes approximately ten (10) months to return to its equilibrium and natural state.

Keywords: Macroeconomic variables, velocity of money, Algeria, ARDL model.

JEL Classification Codes: E58, E51, C13.

1. مقدمة:

تُعدّ سرعة تداول النقود (Velocity of Money) من المفاهيم الأساسية في النظرية النقدية والاقتصاد الكلي، حيث تمثل مؤشراً حيوياً على مدى فاعلية استخدام النقود في الاقتصاد. ما يجعلها أداة تحليلية مهمة لفهم العلاقة بين المعروض النقدي والناتج المحلي الإجمالي.

وقد حظي هذا المفهوم باهتمام واسع منذ أن صاغ "إيرفينغ فيشر" معادلته الشهيرة ($MV = PY$)، حيث تمثل "V" سرعة التداول. بينما اعتبرها الاقتصاديون الكلاسيكيون عنصراً ثابتاً، أعادت المدرسة الكينزية النظر في هذا الافتراض، مؤكدة أن سرعة تداول النقود تتأثر بعوامل سلوكية واقتصادية متغيرة كالثقة، والميل للاستهلاك، ومستوى أسعار الفائدة.

وفي ظل التغيرات الاقتصادية المتسارعة التي يشهدها العالم، خاصة في الاقتصادات النامية، تكتسب دراسة سرعة تداول النقود أهمية متزايدة، ليس فقط لفهم ديناميكيات التضخم والنمو، بل أيضاً لتقييم فعالية السياسات النقدية، ومدى قدرة البنوك المركزية على ضبط النشاط الاقتصادي الكلي.

1.1 الإشكالية:

وفقاً لما سبق تتضح إشكالية دراستنا في التساؤل الرئيسي التالي:

إلى أي مدى يمكن أن تؤثر متغيرات الاقتصاد الكلي على سرعة تداول النقود في الجزائر خلال الفترة (1990-2023)؟

وبغية الإجابة على هذا التساؤل الرئيسي نطرح الأسئلة الفرعية التالية:

- هل يوجد أثر إيجابي بين متغيرات الاقتصاد الكلي وسرعة تداول النقود في الجزائر خلال الفترة (1990-2023)؟
- هل توجد علاقة في المدى القصير والطويل بين سرعة تداول النقود ومتغيرات الاقتصاد الكلي في الجزائر خلال الفترة (1990-2023)؟

1.2 الفرضيات:

يهدف الإجابة على الإشكالية المطروحة تم صياغة الفرضيات التالية:

- يوجد أثر سلبي بين متغيرات الاقتصاد الكلي وسرعة تداول النقود في الجزائر خلال الفترة (1990-2023)؟
- توجد علاقة في المدى الطويل فقط بين سرعة تداول النقود ومتغيرات الاقتصاد الكلي في الجزائر خلال الفترة (1990-2023)؟

1.3 أهداف الدراسة:

تسعى هذه الدراسة إلى تحقيق جملة من الأهداف نوجزها في النقاط التالية:

- استعراض الإطار النظري لسرعة تداول النقود وعلاقتها ببعض المتغيرات الأساسية في الاقتصاد الكلي (التضخم، سعر الصرف، كتلة الأجور، المعروض النقدي)؛
- بناء نموذج قياسي لتحديد التأثيرات القصيرة والطويلة الأجل لكل من متغيرات الاقتصاد الكلي محل الدراسة؛
- التحليل الاقتصادي والقياسي لتأثير كل من المتغيرات التفسيرية (التضخم، سعر الصرف، كتلة الأجور، المعروض النقدي) على سرعة تداول النقود.

1.4 منهجية الدراسة:

نظراً لطبيعة ومن أجل الإجابة على الإشكالية المطروحة واختبار صحة الفرضيات، تم اتباع منهجين متكاملين. حيث تم استخدام المنهج الوصفي التحليلي لعرض وتحليل الجانب النظري لمتغيرات الدراسة. كما تطلب الأمر استخدام المنهج (الكمي) القياسي وذلك من خلال محاولة قياس تأثير متغيرات الاقتصاد الكلي على سرعة تداول النقود في الجزائر على مدار الفترة الممتدة بين (1990-2023).

1.5 الدراسات السابقة:

مهدت الدراسات المرجعية حول سرعة تداول النقود لكل من (Baumol, (Persons, W. M , & Fisher, I, 1911)، (Tobin, 1956)، (Friedman , 1989) أساساً للعديد من الدراسات التجريبية بعد ذلك، وسنركز هنا على الدراسات الحديثة التي تتناول الدول النامية بالدرجة الأولى.

1.5.1 عرض الدراسات السابقة

- دراسة (Oyadeyi, 2024)، الموسومة: "The Velocity of Money and Lessons for Monetary Policy in Nigeria: An Application of the Quantile ARDL Approach"

والتي تناولت (محددات سرعة تداول النقود في نيجيريا خلال الفترة 1981-2022 باستخدام نموذج Quantile ARDL (QARDL) الذي يسمح بتحليل التأثيرات غير المتجانسة عبر مختلف مستويات السرعة.

أظهرت النتائج أن التضخم وسعر الفائدة الحقيقي يؤثران سلباً وبشكل معنوي على سرعة النقود في المدى الطويل، بينما الناتج المحلي الحقيقي للفرد والتطور المالي يرتبطان بها إيجابياً عند بعض التوزيعات، في حين كان أثر سعر الصرف متبايناً. كما أثبتت اختبارات CUSUM وCUSUMSQ استقرار العلاقات المقدرة، ما يعزز موثوقية النتائج. خلصت الدراسة إلى أن سرعة النقود في نيجيريا ليست ثابتة كما تفترض النظرية الكلاسيكية، بل تتأثر بعوامل هيكلية ومؤسسية، ودعت السلطات النقدية إلى مراقبة محددات السرعة، خاصة التضخم وسعر الفائدة وسعر الصرف، وتعزيز التحول المالي والرقمي لتحسين كفاءة النظام النقدي.

- دراسة (Boucekkine , Laksaci , & Touati-Tliba , 2021)، بعنوان "Long-run Stability of Money Demand and Monetary Policy: The Case of Algeria" والتي تناول تحليل استقرار دالة الطلب على النقود في الجزائر خلال الفترة 1979-2019، بهدف تقييم مدى فعالية السياسة النقدية واستقرار سرعة تداول النقود في الأجل الطويل. اعتمد الباحثون منهجية الارتباط المشترك (Cointegration) ضمن إطار نموذج ARDL وفحوص الاستقرار البنوي (CUSUM وCUSUMSQ) للتحقق من استقرار المعاملات عبر الزمن. شملت الدراسة الكتل النقدية M1 وM2 إضافة إلى النقد المتداول خارج البنوك (CASH)، مع متغيرات مفسرة مثل الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي، معدل التضخم، وسعر الصرف. أظهرت النتائج أن دالة الطلب على النقود في الجزائر مستقرة بالنسبة لـ M1 وM2، مما يدل على إمكانية استخدام الكتلتين في صياغة سياسة نقدية فعالة، في حين كانت دالة النقد الورقي أقل استقراراً بسبب حجم الاقتصاد غير الرسمي واعتماد المعاملات النقدية. كما كشفت النتائج أن التضخم وسعر الصرف يؤثران سلباً على استقرار الطلب على النقود، بينما يرتبط الناتج الحقيقي إيجابياً بها. خلصت الدراسة إلى أن استقرار الطلب على النقود يعكس قدرة السياسة النقدية الجزائرية على التحكم في الكتلة النقدية على المدى الطويل، لكنها أكدت في المقابل الحاجة إلى تقليص التعاملات النقدية خارج الجهاز المصرفي لتعزيز فعالية السياسة النقدية وتحسين مراقبة سرعة دوران النقود

- دراسة (Prasetyo, 2018)، المعنونة "Determinants of Demand for Money and the Velocity of Money in Indonesia" والتي تناولت تحليل محددات سرعة تداول النقود في إندونيسيا خلال الفترة 1980-2016 باستخدام منهجية الانحدار المتعدد (Multiple Regression) في إطار نموذج دالة الطلب على النقود الموسعة. استندت الدراسة إلى المتغيرات الكلية الرئيسية: الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي، معدل التضخم، سعر الفائدة، العرض النقدي، وسعر الصرف، بهدف تفسير ديناميكية سرعة النقود وتغيرها عبر الزمن. أظهرت النتائج أن الناتج المحلي الحقيقي يرتبط إيجابياً بسرعة النقود، إذ تؤدي زيادة النشاط الاقتصادي إلى تسارع تداولها، بينما يؤثر التضخم وسعر الفائدة سلباً، مما يعكس ميلاً للأفراد للاحتفاظ بالنقد في ظل ارتفاع الأسعار أو تكاليف الفرصة. كما أظهر سعر الصرف أثراً متبايناً، مرتبطاً بدرجة الانفتاح التجاري وحركة رؤوس الأموال. خلصت الدراسة إلى أن سرعة النقود في إندونيسيا غير ثابتة، وتتأثر بعوامل كلية وسلوكية، وأن فهم هذه المحددات ضروري لتحسين فعالية السياسة النقدية، خصوصاً في ظل التحول المالي والرقمي المتزايد في الاقتصاد الإندونيسي.

- دراسة (Mele, et al., 2016) في دراستهم الموسومة "Velocity in the Long Run: Money and Structural Transformation" قدّموا تحليلاً نظرياً وكمياً للعلاقة بين سرعة تداول النقود والتحول الهيكلي في الاقتصاد على المدى الطويل. انطلق ميل من فرضية أن انخفاض سرعة النقود في الاقتصادات الحديثة لا يُفسّر فقط بالعوامل النقدية التقليدية (مثل الفائدة أو التضخم)، بل أيضاً بتحول بنية الاقتصاد من الزراعة والصناعة نحو الخدمات، وما يرافق ذلك من تغيير في أنماط الإنفاق، والابتكار المالي، وتطور أساليب الدفع الإلكترونية. استخدم الباحثون نموذجاً ديناميكياً شاملاً يدمج بين نظرية رأس المال البشري ونظرية النقود، مستندين إلى بيانات تاريخية من بلدان متقدمة عبر أكثر من قرن. أظهرت النتائج أن التحول البنيوي يقلل تدريجياً من سرعة تداول النقود نتيجة تباطؤ وتيرة المعاملات النقدية المباشرة وزيادة الادخار والاستثمار في الأصول غير السائلة. كما بيّنت الدراسة أن التحول الرقمي في الخدمات المالية قد يعكس هذا الاتجاه جزئياً في المدى المتوسط. خلص ميل وآخرون إلى أن فهم تطور سرعة النقود يتطلب دمج التحليل النقدي بالتحليل الهيكلي، وأن السياسات النقدية ينبغي أن تراعي التغيرات البنيوية طويلة الأجل في الاقتصاد عند تفسير سلوك الكتلة النقدية والسرعة.

1.2.5. الفجوة البحثية

إنّ عرض الدّراسات السابقة يظهر فجوة منهجية بين هذه الدّراسات والدّراسة الحالية، حيث استخدمت كثير من الدراسات الدولية الحديثة أساليب مرنة (Quantile-ARDL، فحص الانقطاعات البنيوية)، لاستنباط تأثير المتغيرات عبر توزيعات مختلفة للسرعة؛ كما أنّ الدراسات الأخيرة في الجزائر بالغالب اعتمدت ARDL/ECM التقليدي أو اختبارات الاستقرار، وفيها مجال للاستفادة من الطرق الكمية الحديثة مثل Quantile-ARDL أو نماذج زمنية ذات انقطاعات متعددة (لالتقاط عدم التماثل والهيكلية الزمنية) والتي استخدمها كلّ من (Boucekkine, Laksaci, & Touati-Tliba, 2021) و (Oyadeyi, 2024).

كما تظهر الفجوة القياسية من خلال تنوّع في نتائج العلاقة بين السرعة ومحدداتها: التضخم، المعروض M2، الأجور، سعر الصرف، التطور المالي عبر البلدان ما يعني أن نتائج دولة ما (مثلاً نيجيريا) لا تنتقل آلياً إلى الجزائر؛ ولذلك تظهر ضرورة دراسة حالة الجزائر (1990-2023) مع استخدام تقنيات تقيس استجابة السرعة على المديين القصير والطويل وتتحقق من الاستقرارية والبواقي والانقطاعات.

2. الإطار النظري لسرعة تداول النقود وعلاقتها بالمتغيرات الكلية.

تُعد سرعة تداول النقود (Velocity of Money) من أهم المؤشرات النقدية في التحليل الاقتصادي الكلي، فهي تعبر عن درجة النشاط الاقتصادي: فارتفاعها يعني حركية أكبر في التبادل، بينما انخفاضها يشير إلى ركود أو ميل الأفراد للاحتفاظ بالنقد.

1.2 مفهوم سرعة تداول النقود

تُعرف سرعة تداول النقود بأنها عدد المرات التي تنتقل فيها وحدة النقد بين مختلف الفاعلين الاقتصاديين لشراء السلع والخدمات خلال فترة زمنية معينة (Gregory Mankiw, 2023, p. 34). وقد اعتبرها كينز متغيرة تتأثر بعوامل نفسية واقتصادية، وليس عنصراً ثابتاً كما في النظرية. الكمية (Keynes, 1936, p. 149) وتستخدم كمؤشر على النشاط الاقتصادي الكلي، وتتابعها المؤسسات المالية الدولية كمقياس فعال للكفاءة الاقتصادية (IMF, 2017, p. 180).

كما يمكن تبسيط المفهوم باعتباره النسبة بين الناتج المحلي الإجمالي والكتلة النقدية المتداولة، أي أنه يحدد متوسط عدد المرات التي تنتقل فيها وحدة نقدية واحدة بين مختلف الفاعلين الاقتصاديين. وقد أوضح Storer أن سرعة التداول تمثل العلاقة بين حجم المعاملات المنجزة وكمية النقود المستخدمة لتحقيقها (Storer, 1956, p. 89).

وتحسب رياضياً كنسبة الناتج المحلي الإجمالي الاسمي إلى المعروض النقدي:

$$V = PY/M$$

حيث:

V: سرعة تداول النقود

P: المستوى العام للأسعار

Y: الناتج الحقيقي

M: المعروض النقدي

2.2 التطور التاريخي لسرعة تداول النقود في النظريات النقدية

عرف مصطلح سرعة تداول النقود أو دوران النقود زخماً كبيراً منذ أن نشر Irving Fisher مقاله الشهير حول القدرة الشرائية سنة 1911، وتطوّر النقاش بشكل كبير في كتابات مجموعة كامبريدج والنظرية الكينزية، وصولاً إلى النظرية النقدية التي قدّمها فريدمان.

تُعتبر النظرية الكمية للنقود التي وضعها Irving Fisher (1911) الأساس النظري لفهم سرعة تداول النقود من خلال معادلة التبادل الشهيرة (Dimand, 2000, p. 33):

$$MV = PY$$

وفق هذه النظرية، تفترض أن سرعة تداول النقود ثابتة نسبياً في الأجل القصير، وأن التغيرات في المعروض النقدي تؤثر مباشرة على المستوى العام للأسعار بافتراض ثبات الناتج الحقيقي عند مستوى التوظيف الكامل.

طور اقتصاديو كامبريدج (Marshall, Pigou, Keynes) نهجاً مختلفاً يركز على الطلب على النقود كمخزن للقيمة (Laidler & E, 1991, p. 43)، حيث:

$$M = kPY$$

أين تمثل k نسبة الدخل الاسمي التي يرغب الأفراد في الاحتفاظ بها على شكل نقد، وهي معكوس سرعة التداول ($k = 1/V$).

أحدث (1936) Keynes ثورة في التفكير النقدي من خلال نظرية تفضيل السيولة، والتي تُحدد ثلاثة دوافع للطلب على النقود:

- دافع المعاملات: للقيام بالمبادلات اليومية
 - دافع الاحتياط: لمواجهة الظروف الطارئة
 - دافع المضاربة: للاستفادة من التغيرات في أسعار الفائدة
- هذا المنهج جعل سرعة تداول النقود متغيراً غير ثابت ومرتبطة بمتغيرات اقتصادية أخرى. (keynes, 1939, p. 390)

أعاد (1956) Milton Friedman صياغة النظرية الكمية في إطار حديث، مؤكداً أن الطلب على النقود دالة مستقرة لمجموعة من المتغيرات الاقتصادية، لكنه رفض فكرة ثبات سرعة التداول قصيرة الأجل (Humburger, 1987, p. 38)

3.2 محددات سرعة تداول النقود: الأسس والنماذج النظرية.

من خلال عرض مفهوم سرعة دوران النقود في النظريات النقدية، يتبين لنا أنها تتداخل مع مجموعة من المؤشرات الاقتصادية الكلية، نحاول هنا تقديمها من خلال عرض أسسها النظرية والنماذج التي طرحت في هذا الصدد.

1.3.2 معدل التضخم (Inflation Rate) :

وفق النظرية الكمية والنماذج النقدية الحديثة، يؤثر التضخم على سرعة تداول النقود من خلال عدة قنوات: (Lane, 1997, p. 335)

- قناة تكلفة الفرصة البديلة: عندما يرتفع التضخم، تزداد التكلفة الحقيقية للاحتفاظ بالنقود، مما يدفع الأفراد للإسراع في إنفاقها.

- قناة التوقعات التضخمية: التوقعات المرتفعة للتضخم تحفز الأفراد والمؤسسات على تقليل أرصدهم النقدية. وضمن هذا الطرح قدّم James Tobin و William Baumol نموذجاً رياضياً للعلاقة الإيجابية بين التضخم وسرعة التداول، وسُمّي نموذج Baumol-Tobin، فكرته الأساسية هي أنه عندما يحتفظ الفرد أو الشركة بنقود نقدية، فإنه يواجه تكلفة الفرصة البديلة، لأن الأموال النقدية لا تكسب فوائد كما تفعل الاستثمارات أو الودائع المصرفية. لكن في نفس الوقت، إذا احتفظوا بأموال أقل نقدًا، سيتعين عليهم تحويل الأصول إلى نقود بشكل متكرر، وهذا التحويل نفسه له تكلفة (كالوقت، الرسوم) (Tobin, 1956, p. 245).

ويفترض النموذج:

- أن الفرد يحتاج إلى مبلغ معين من المال لإنفاقه خلال فترة محددة (مثلاً، شهر).

- هناك تكلفة ثابتة لكل مرة يتم فيها تحويل الأصول إلى نقد (مثلاً، رسوم أو جهد).

- هناك معدل فائدة على الأصول التي يمكن استثمار الأموال بها.

$$\sqrt{\frac{2CT}{i}} = M^* \quad \text{حيث:}$$

T: إجمالي الإنفاق خلال الفترة

C: التكلفة الثابتة لكل تحويل

i: سعر الفائدة (تكلفة الفرصة البديلة للاحتفاظ بالنقد).

M*: متوسط كمية النقود التي يحتفظ بها الفرد.

2.2.3 كتلة الأجور (Payroll Mass) :

تؤثر كتلة الأجور على سرعة تداول النقود من خلال: (Blanchard, 2017, p. 45)

-قناة الدخل المتاح: ارتفاع كتلة الأجور يزيد الدخل المتاح للاستهلاك، مما يرفع الطلب على السلع والخدمات

-قناة الميل الحدي للاستهلاك: العمال لديهم ميل حدي مرتفع للاستهلاك مقارنة بأصحاب رؤوس الأموال

-دورة الدفع: انتظام دفع الأجور يخلق دورية في الإنفاق تؤثر على سرعة التداول

وقد تمت النمذجة الرياضية لعلاقة سرعة تداول النقود مع كتلة الأجور وفق نموذج Barro-Gordon، ويمكن تمثيل

هذه العلاقة كالتالي:

$$V = f(w/P, Y, r)$$

حيث W/P تمثل الأجر الحقيقي

3.3.2. سعر الصرف (Exchange Rate)

يؤثر سعر الصرف على سرعة تداول النقود من خلال (Dornbusch, 1976, p. 1165):

-قناة الثروة: تقلبات سعر الصرف تؤثر على القوة الشرائية والثروة الحقيقية

-قناة التضخم المستورد: انخفاض قيمة العملة المحلية يرفع أسعار الواردات

-قناة التوقعات: عدم استقرار سعر الصرف يؤثر على قرارات الاحتفاظ بالعملة المحلية

ومن النماذج الرياضية التي توضح ذلك نذكر:

أ. نموذج (1976) Dornbusch: والمعروف بنموذج (Overshooting Model) أو نموذج التجاوز في سعر الصرف

والذي يُظهر كيف تؤثر التوقعات على سرعة التداول، حيث عند حدوث زيادة مفاجئة في المعروض النقدي (M)،

يؤدي ذلك إلى انخفاض سعر الفائدة المحلي، ومن ثمّ فالمستثمرون يبحثون عن عائدات أعلى، فيحوّلون أموالهم إلى

الخارج، مما يسبب انخفاض قيمة العملة المحلية بسرعة، نظرًا لأن الأسعار المحلية لم تتغير بعد، فإن هذا

الانخفاض في العملة يكون أكبر من الانخفاض على المدى الطويل، وهذا هو "التجاوز" أو Overshooting. ومع مرور

الوقت، ترتفع الأسعار المحلية تدريجياً ويبدأ سعر الصرف في العودة نحو قيمته الجديدة المتوازنة على المدى

الطويل.

ب. نموذج Mundell-Fleming: الذي يربط بين سعر الصرف والسياسة النقدية، وهو امتداد لنموذج IS-LM

التقليدي إلى اقتصاد مفتوح يتعامل مع التجارة الدولية وتحركات رؤوس الأموال، وتم تطويره بشكل مستقل من

قبل: Robert Mundell (1960s), Marcus Fleming

وقد شكّل الأساس النظري لتحليل أثر السياسات المالية والنقدية في الاقتصاد المفتوح.

4.3.2 المعروض النقدي (Money Supply M2)

عرفت العلاقة بين المعروض النقدي وسرعة تداوله جدلاً نظرياً، فالنظرية الكلاسيكية تفترض علاقة عكسية مباشرة $V = PY/M$ ، أما النظرية الكينزية فتري أنّ العلاقة أكثر تعقيداً وتعتمد على مرونة الطلب على النقود، بينما تؤكد النظرية النقدية الحديثة على أنّ العلاقة تعتمد على مدى توقع الجمهور لنمو المعروض النقدي. غير أنّ ما يمكن تأكيده هو أنّ هذه العلاقة تأخذ شكلين (Frederic S. Mishkin & Stanley G. Eakins, 2018, p. 77):

-الأثر المباشر: زيادة المعروض النقدي تقلل سرعة التداول (بافتراض ثبات العوامل الأخرى).

-الأثر غير المباشر: عبر تأثير السياسة النقدية على أسعار الفائدة والتضخم.

ولهذين الأثرين قنوات انتقالية نلخصها في:

- ✓ قناة سعر الفائدة: حيث أنّ ارتفاع أسعار الفائدة يزيد تكلفة الفرصة البديلة للاحتفاظ بالنقود ويؤثر على قرارات الاستثمار والاستهلاك، كما يُعدّل من سلوك الطلب على أنواع مختلفة من الأصول النقدية.
 - ✓ قناة التوقعات: فتوقعات التضخم تؤثر على قرارات الاحتفاظ بالنقود، وعدم اليقين الاقتصادي يزيد الطلب على السيولة، كما أنّ التوقعات حول السياسة النقدية تؤثر على سلوك الوكلاء الاقتصاديين.
 - ✓ قناة الثروة: إنّ التغيرات في القيم الاسمية للأصول تؤثر على الثروة المدركة، وعلى أنماط الاستهلاك والادخار، وتتعداها للعلاقة بين تقلبات أسعار الأصول وسرعة تداول النقود (Carroll, 1997, p. 28).
- إنّ سرعة تداول النقود هي متغير محوري في التحليل النقدي، وعلاقتها بالمتغيرات الكلية معقدة ومتعددة الأبعاد. النظريات الاقتصادية المختلفة تقدم تفسيرات متنوعة لهذه العلاقات، بدءاً من النظرية الكمية الكلاسيكية وصولاً إلى النماذج الحديثة المعقدة.

وتشمل العوامل المحددة لسرعة التداول المتغيرات النقدية (التضخم، المعروض النقدي)، والمتغيرات المالية (أسعار الفائدة، أسعار الصرف)، والمتغيرات الحقيقية (الدخل، الأجور)، بالإضافة إلى العوامل المؤسسية والتكنولوجية.

فهم هذه العلاقات ضروري لصناع السياسة النقدية لتصميم سياسات فعالة، خاصة في الاقتصادات النامية التي تواجه تحديات خاصة مثل عدم استقرار أسعار الصرف وضعف القنوات الانتقالية للسياسة النقدية. يجب أن تركز الدراسات التجريبية على تطوير نماذج أكثر دقة تأخذ في الاعتبار التطورات التكنولوجية الحديثة والتغيرات الهيكلية في الاقتصادات المعاصرة.

3. الاختبار القياسي لأثر بعض متغيرات الاقتصاد الكلي على سرعة تداول النقود في الجزائر.

نحاول من خلال هذا المحور تلخيص جل الدراسة النظرية السابقة، وذلك من خلال اجراء دراسة قياسية لأثر العلاقة بين بعض متغيرات الاقتصاد الكلي وسرعة تداول النقود في الجزائر خلال الفترة (1990-2023).

1.3. عرض متغيرات الدراسة:

أ. متغيرات الدراسة: يعتبر تحديد متغيرات النموذج الركيزة الأولى في تعيين نموذج الدراسة، وبالاعتماد على النظرية الاقتصادية والمعلومات المتاحة من الدراسات السابقة ذات الصلة بالموضوع، تم الاعتماد على المتغيرات التالية:

- المتغير التابع: ويتمثل في سرعة تداول النقود ورمزنا له بـ V ؛

- المتغيرات المستقلة:

- معدل التضخم ورمزنا له بـ INF، معبرا عنه بنسبة مئوية؛
 - كتلة الاجور ورمزنا له بـ PROLL، معبرا عنه بالدينار الجزائري؛
 - سعر الصرف ورمزنا له بـ EXR، معبرا عنه بالدينار مقابل الدولار؛
 - المعروض النقدي بالمعنى الواسع ورمزنا له بـ M2، معبرا عنه بالدينار الجزائري؛
- ب. مصادر متغيرات الدراسة: تم الحصول على بيانات الدراسة من خلال البيانات السنوية الصادرة عن البنك الدولي. وغطت البيانات الفترة الممتدة من 1990 إلى 2023.

2.3. اختبار استقرار السلاسل الزمنية:

يهدف اختبار استقرار السلاسل الزمنية إلى تحديد درجة تكامل كل سلسلة ومعرفة خصائصها الاحصائية، ولذلك تم الاستعانة ببرنامج Eviews 12 واجراء اختبار فيليب بيرن، والذي يقوم على فرضيتين:

- الفرضية الصفرية: عدم استقرار السلاسل الزمنية، أي وجود جذر وحدة؛
- الفرضية البديلة: استقرار السلاسل الزمنية، أي عدم وجود جذر الوحدة.

ونتائج هذا الاختبار موضحة في الجدول التالي:

الجدول رقم (1): نتائج اختبار فيليب بيرن لاستقرار السلاسل الزمنية

السلسلة الزمنية	القرار (الرتبة)	المستوى			الفرق الأول	
		ثابت	ثابت واتجاه عام	بدون ثابت واتجاه عام	ثابت	ثابت واتجاه عام
V	I(1)	-1.6239 (0.4595)	-3.3524 (0.0756)	-0.5105 (0.4876)	-7.8968 (0.0000)	-8.2428 (0.0000)
INF	I(1)	-1.6784 (0.4326)	-1.6227 (0.7620)	-1.4665 (0.1308)	-5.6754 (0.0000)	-6.1709 (0.0001)
PROLL	I(1)	0.7520 (0.9915)	-1.7411 (0.7099)	2.9012 (0.9986)	-3.1709 (0.0313)	-3.3316 (0.0793)
EXR	I(1)	-1.0372 (0.7281)	-1.8357 (0.6644)	2.2719 (0.9932)	-3.9215 (0.0051)	-3.8557 (0.0262)
M2	I(1)	5.1282 (1.0000)	0.4838 (0.9988)	7.9205 (1.0000)	-2.9816 (0.0474)	-5.2090 (0.0010)

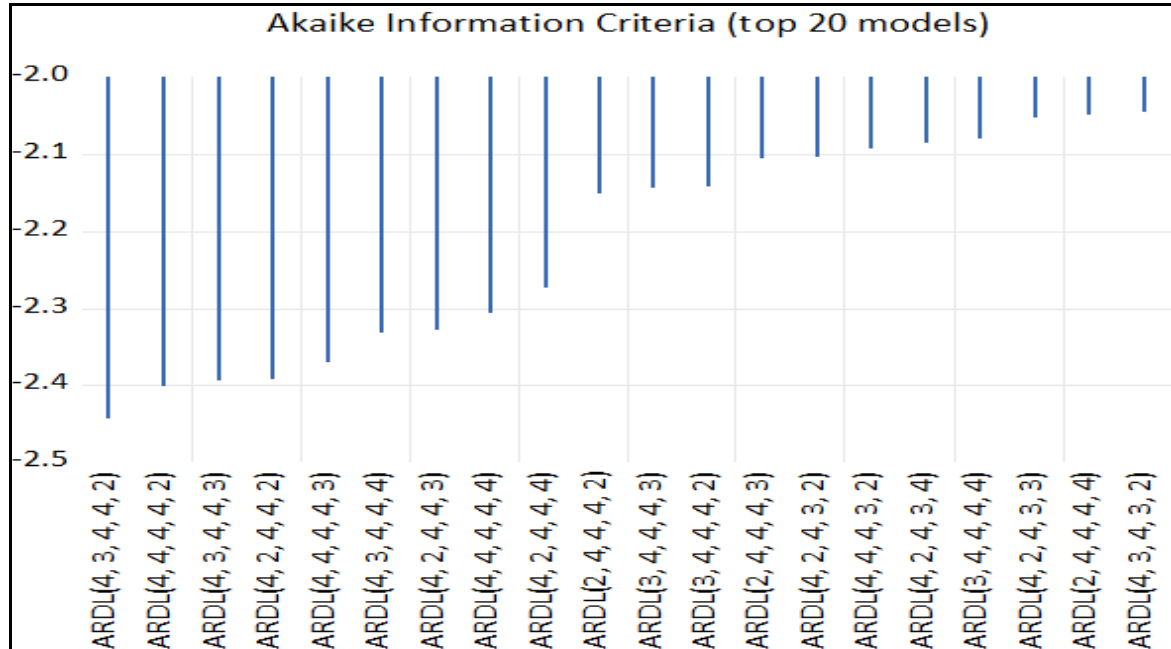
المصدر: من اعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews 12

نلاحظ من خلال الجدول رقم (1) الذي يستعرض نتائج هذا الاختبار، أن كل السلاسل الزمنية محل الدراسة هي سلاسل مستقرة عند أخذ الفرق الأول I(1) وهو ما أكدته القيمة الاحتمالية الأقل من 5% في جميع الحالات (وجود ثابت، وجود ثابت واتجاه عام، وعدم وجود ثابت واتجاه عام)، وبالتالي فإننا نرفض الفرضية الصفرية ونقبل الفرضية البديلة. وانطلاقا من نتائج الاستقرار (السلاسل الزمنية مستقرة عند الفرق الأول I(1) وكذلك حجم البيانات الصغير فإنه يمكن تطبيق منهجية ARDL.

3.3. اختبار الفجوات الملائمة للنموذج:

لتحديد النموذج المناسب (فترات الابطاء المثلى) للمتغيرات المستخدمة في الدراسة وفقا لنموذج ARDL ، تم استخدام معيار Akaike information criteria (Top 20) وكانت نتائج هذا الاختبار موضحة في الشكل التالي:

الشكل رقم (1): اختبار الفجوات الملائمة لنموذج الدراسة



المصدر: مخرجات برنامج Eviews 12

وفقا لمعيار AIC فإن النموذج المناسب (فترات الابطاء المثلى) من بين 2500 نموذج هو ARDL(4,3,4,4,2) ، وهذا يعني أن للمتغير سرعة تداول النقود التابع V أربع درجات ابطاء، وثلاث درجات ابطاء لمعدل التضخم INF، وأربع درجات ابطاء لكل من كتلة الاجور PROLL و سعر الصرف EXR ودرجتي ابطاء للمعروض النقدي M2. وعليه فإن النموذج يأخذ الصيغة التالية:

$$\Delta V_t = C_0 + \sum_{i=1}^4 \alpha_1 \Delta V_{t-1} + \sum_{i=1}^3 \alpha_2 \Delta INF_{t-1} + \sum_{i=1}^4 \alpha_3 \Delta PROLL_{t-1} + \sum_{i=1}^4 \alpha_4 \Delta EXR_{t-1} + \sum_{i=1}^2 \alpha_5 \Delta M2_{t-1} + \beta_1 V_{t-1} + \beta_2 INF_{t-1} + \beta_3 PROLL_{t-1} + \beta_4 EXR_{t-1} + \beta_5 M2_{t-1} + \varepsilon_t$$

حيث: Δ : الفروق من الدرجة الأولى؛ C_0 : الحد الثابت؛ t : اتجاه الزمن؛ ε_t : حد الخطأ العشوائي؛ $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \alpha_4, \alpha_5$:

معاملات العلاقة قصير الأجل؛ $\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4, \beta_5$: معاملات العلاقة طويلة الأجل.

4.3. اختبار التكامل المتزامن:

يجرى اختبار التكامل المتزامن (Bound test) لفحص العلاقة طويلة الأجل بين المتغيرات باستخدام اختبار فيشر؛ ولأن القيم الحرجة لا تتبع التوزيعات المعيارية فإنه يتم مقارنتها مع القيم الحرجة لـ (Pasaran at. al (2001) ، وهذه المنهجية لا تتطلب أن تكون المتغيرات مستقرة من نفس الدرجة بل يمكن تطبيقها على متغيرات من درجات مختلفة

(بوعبد الله و بوقصبة، 2018، صفحة 127)، ويتم اختبار الفرضية الصفرية التي تنص على عدم وجود علاقة طويلة الأجل بين متغيرات الدراسة، والفرضية البديلة التي تنص على وجود علاقة طويلة الأجل على النحو التالي:

$$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = 0$$

$$H_1: \beta_1 \neq \beta_2 \neq \beta_3 \neq \beta_4 \neq 0$$

الجدول رقم (02): اختبار التكامل المتزامن وفق منهجية ARDL

F-Bounds Test		Null Hypothesis: No levels relationship		
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
F-statistic	13.96161	10%	2.2	3.09
k	4	5%	2.56	3.49
		2.5%	2.88	3.87
		1%	3.29	4.37

المصدر: مخرجات برنامج Eviews 12

أظهرت نتائج الجدول 2 لاختبار التكامل المتزامن أن قيمة $F\text{-statistic}=13.96161$ وهي تتعدى القيم الحرجة للحد الأدنى والأعلى عند كل مستويات المعنوية (10%، 5%، 2.5%، 1%) وبالتالي فإننا نرفض الفرضية الصفرية ونقبل الفرضية البديلة أي وجود علاقة تكاملية طويلة الأجل بين متغيرات الدراسة.

5.3. تقدير العلاقة التوازنية طويلة الأجل:

بعد التأكد من وجود علاقة تكاملية طويلة الأجل بين متغيرات الدراسة، يمكن تقدير العلاقة طويلة الأجل، ونتائج التقدير موضحة في الجدول التالي:

الجدول رقم (03): نتائج تقدير العلاقة التوازنية طويلة الأجل باستخدام نموذج ARDL

Levels Equation				
Case 2: Restricted Constant and No Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INF	0.032215	0.008829	3.648774	0.0065
PROLL	0.000394	0.000161	2.440708	0.0405
EXR	-0.000955	0.004332	-0.220486	0.8310
M2	-0.000158	5.02E-05	-3.147082	0.0137
C	1.697142	0.291736	5.817379	0.0004
EC = V - (0.0322*INF + 0.0004*PROLL -0.0010*EXR -0.0002*M2 + 1.6971)				

المصدر: مخرجات برنامج Eviews 12

تشير نتائج تقدير العلاقة طويلة الأجل بين متغيرات الدراسة إلى:

- توجد علاقة طردية ومعنوية بين (V) و (INF) على المدى الطويل، وهو ما تؤكدُه نسبة المعنوية المقدرة بـ 0.0065 وهي أقل من نسبة المعنوية 5%، حيث يؤدي ارتفاع معدل التضخم بـ 1% إلى زيادة سرعة تداول النقود بحوالي 3.22%. تتوافق هذه النتائج مع تفسير سلوكي ونظري معهود: عندما يزداد التضخم يتضاءل الحافز للاحتفاظ بالنقود كخزينة للقيمة، فيسرع الأفراد والشركات إلى إنفاق النقود لتفادي تآكل القوة الشرائية، فتزيد سرعة التداول. هذا الطرح يتسق تماما مع الرؤية الوظيفية لنظرية الكمية وفق تفسير فيشر (Fisher, 1912) وحجج (Boucekkine, Laksaci, & Touati-Tliba, 2021) (Boskin, 1969) حول الاعتماد الشرطي لطلب النقود، لكنّه يختلف عن نتائج بعض الدراسات التجريبية مثلاً (Oyadeyi, 2024) و (Prasetyo, 2018) التي وجدت علاقة سلبية أو مختلطة للتضخم مع السرعة في سياقات أخرى كأندونيسيا ونيجيريا.
- وجود علاقة ايجابية ومعنوية بين (V) و (PROL) على المدى الطويل، وهو ما تؤكدُه نسبة المعنوية المقدرة بـ 0.0405 وهي أقل من نسبة المعنوية 5%، حيث يؤدي ارتفاع كتلة الأجور بـ 1% إلى زيادة سرعة تداول النقود بحوالي 0.04%. وهذا يتناغم مع مفاهيم نموذج Baumol–Tobin (Baumol, 1952) وتوسعات الطلب على النقد المرتبطة بالدخل والإنفاق الجاري (Tobin, 1956). كما أنّ صغر المقدار النسبي للمرونة يشير إلى أن جزءاً صغيراً فقط من ارتفاع الأجور يترجم فوراً إلى زيادة في دوران النقود، ربما لأن جزءاً من الزيادة يُدخر أو يُستخدم لسداد التزامات طويلة الأجل.
- هناك علاقة عكسية وغير معنوية بين (V) و (EXR) على المدى الطويل، وهو ما تؤكدُه نسبة المعنوية المقدرة بـ 0.8310 وهي أكبر من نسبة المعنوية 10%، أي أن سعر الصرف لا يؤثر على سرعة تداول النقود في الجزائر. هذا يتطابق جزئياً مع احتمال أن قنوات تأثير سعر الصرف على السرعة تكون مُعقّدة أو متعارضة: من جهة، انخفاض قيمة العملة قد يدفع الأسر إلى الإنفاق أسرع (زيادة V) لتفادي فقدان القوة الشرائية؛ ومن جهة أخرى قد يُحفّز ضعف العملة الادخار بالعملات الأجنبية أو التحوّل إلى السوق السوداء، ما يخفض حركة النقود الرسمية. وهذا خلافاً لنتائج دراسات مثل (Boucekkine, Laksaci, & Touati-Tliba, 2021) التي أظهرت تأثيراً لسعر الصرف على استقرار الطلب على النقود في الجزائر يمكن تفسيرها بتباين الفترات، مستويات ضبط رأس المال، أو فروق في القياسات (معدل صرافة رسمي مقابل معدل سوق موازي).
- وجود علاقة عكسية ومعنوية بين (V) و (M2) على المدى الطويل، وهو ما تؤكدُه نسبة المعنوية المقدرة بـ 0.0137 وهي أقل من نسبة المعنوية 5%، حيث يؤدي ارتفاع المعروض النقدي بـ 1% إلى إبطاء سرعة تداول النقود بحوالي 0.001%، تتفق هذه النتيجة بشكل مباشر مع النظرية الكمية $V = PY/M$ ، أي إذا زادت كتلة النقود أسرع من PY فإن V سينخفض. اقتصادياً، هذا يعكس أن زيادة العرض النقدي لم تُترجم بنفس الوتيرة إلى زيادة في الناتج أو المستوى العام للمعاملات، فارتفعت السيولة النسبية وبالتالي انخفضت سرعتها. ومع ذلك، الحجم الصغير للمرونة يشير إلى أن V قليلة المرونة تجاه التغيّر في M2 في الجزائر: قد يكون السبب تدخلات نقدية معقّمة، تحول الزيادة إلى حسابات ادخارية غير متداولة، أو تطور أدوات مالية بديلة تمتص السيولة. هذه النتيجة تدعم الاستنتاج بأن سياسة التوسع النقدي بحد ذاتها قد لا تسرّع النشاط الاقتصادي طالما أن القنوات الائتمانية والطلب الفعلي ضعيفة. تتقاطع هذه النتيجة مع ملاحظات (Mele, et al., 2016) حول أثر التحول الهيكلي، حيث تغيّر بنية الاقتصاد يمكن أن يغيّر العلاقة بين المعروض النقدي ودورانه.

6.3. تقدير العلاقة قصيرة الأجل ونموذج تصحيح الخطأ:

يمثل تقدير نموذج تصحيح الخطأ الخطوة الأخيرة في نموذج ARDL والذي يوضح لنا العلاقة بين متغيرات الدراسة في المدى القصير، كما يوضحه الجدول التالي:

الجدول رقم (04): تقدير العلاقة قصيرة الأجل ونموذج تصحيح الخطأ

ARDL Error Correction Regression				
Dependent Variable: D(V)				
Selected Model: ARDL(4, 3, 4, 4, 2)				
Case 2: Restricted Constant and No Trend				
Date: 09/01/25 Time: 18:12				
Sample: 1990 2023				
Included observations: 30				
ECM Regression				
Case 2: Restricted Constant and No Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(V(-1))	0.142204	0.067009	2.122180	0.0666
D(V(-2))	-0.146310	0.055142	-2.653331	0.0291
D(V(-3))	-0.246162	0.065704	-3.746559	0.0057
D(INF)	-0.032139	0.003991	-8.052817	0.0000
D(INF(-1))	-0.028916	0.006058	-4.773026	0.0014
D(INF(-2))	-0.007404	0.003494	-2.118902	0.0669
D(PROLL)	-0.000272	8.53E-05	-3.188076	0.0128
D(PROLL(-1))	-0.000125	7.81E-05	-1.602377	0.1477
D(PROLL(-2))	-0.000692	0.000108	-6.389273	0.0002
D(PROLL(-3))	-0.000633	9.09E-05	-6.964843	0.0001
D(EXR)	-0.008769	0.002746	-3.193970	0.0127
D(EXR(-1))	0.008548	0.002708	3.156838	0.0135
D(EXR(-2))	-0.017080	0.003128	-5.459888	0.0006
D(EXR(-3))	-0.012053	0.003425	-3.519569	0.0079
D(M2)	0.000140	2.17E-05	6.453760	0.0002
D(M2(-1))	0.000327	3.90E-05	8.370061	0.0000
CointEq(-1)*	-1.226260	0.105102	-11.66729	0.0000
R-squared	0.975046	Mean dependent var	-0.017123	
Adjusted R-squared	0.944334	S.D. dependent var	0.220678	
S.E. of regression	0.052066	Akaike info criterion	-2.775535	
Sum squared resid	0.035241	Schwarz criterion	-1.981523	
Log likelihood	58.63302	Hannan-Quinn criter.	-2.521523	
Durbin-Watson stat	2.734969			

المصدر: مخرجات برنامج Eviews 12

من خلال نتائج نموذج تصحيح الخطأ في الأجل القصير نجد أن قيمة حد تصحيح الخطأ (ECM) سالب ومعنوي عند احتمال أقل بكثير من 1% وقيمته تساوي -1.226260، ويمكن تفسير هذه النتيجة بأن المتغير التابع المتمثل في سرعة تداول النقود يتطلب $1/1.226260 = 0.82$ سنة أي حوالي 298 يوم للعودة إلى المستوى التوازني في الأجل الطويل وتصحيح الاختلال الحاصل في الأجل القصير.

• ما يعزز الثقة في النتائج المتحصل عليها هو:

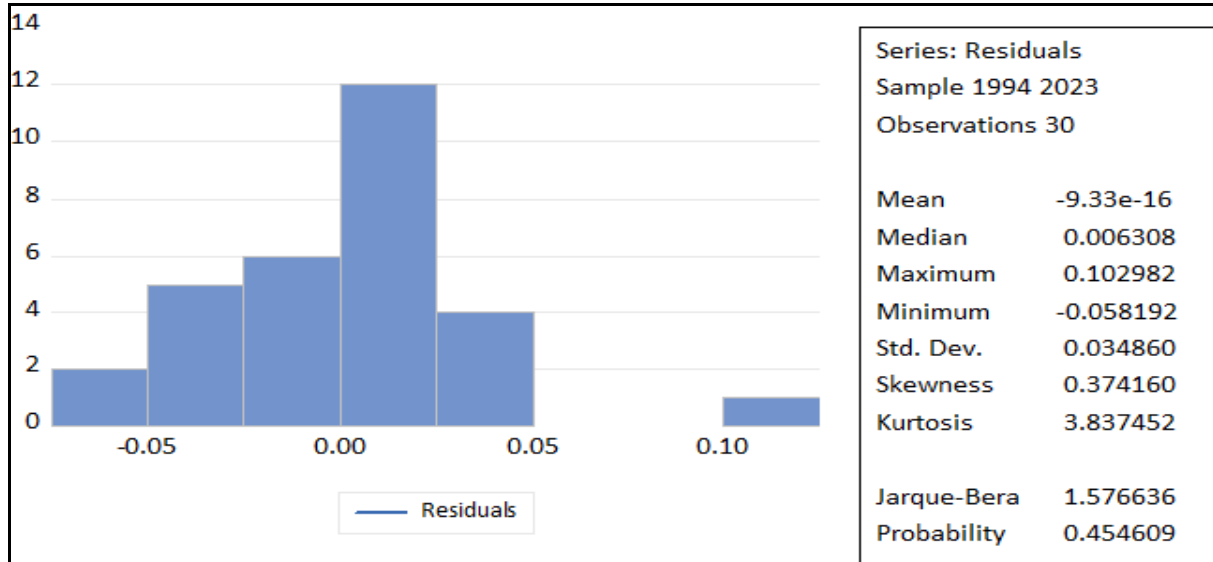
أن معامل التحديد R^2 بلغت قيمته 0.9750، وهو ما يعني أن 97.5% من التغيرات التي تحدث في سرعة تداول النقود سببه إلى التغيرات التي حدثت في المتغيرات محل الدراسة، وأن النسبة المتبقية تعود إلى متغيرات أخرى لم يتم إدراجها في النموذج ويعبر عنها بحد الخطأ i .

7.3. اختبار صلاحية النموذج:

للتأكد من صلاحية النموذج المختار وفق معيار (AIC) يجب إجراء مجموعة من الاختبارات التشخيصية الخاصة بسلسلة البواقي، وهي كالتالي:

أ. اختبار التوزيع الطبيعي لسلسلة البواقي: للتأكد من أن سلسلة البواقي تتوزع طبيعياً، نجري اختبار جارك بيرا. فنلاحظ من خلال الشكل 5 أن البواقي تتوزع توزيعاً طبيعياً (فرضية التوزيع الطبيعي محققة)، لأن احتمالية إحصائية Jarque-Bera أكبر من 0.05، وعليه فإننا نقبل بأن البواقي تتوزع توزيعاً طبيعياً في مجال الثقة 95 %.

الشكل رقم (02): اختبار التوزيع الطبيعي للبواقي



المصدر: مخرجات برنامج Eviews 12

ب. الارتباط التسلسلي للبواقي واختلاف التباين:

لاختبار الارتباط التسلسلي للبواقي واختلاف التباين سوف نعتمد على اختبار Breusch – Pagan – Godfrey الذي يعتمد بالدرجة الأولى على إحصائية مضاعف لاغرانج، واختبار عدم تجانس التباين Arch الذي يجري اختباراً ذاتياً للتباينات من الدرجة الأولى. وذلك لاختبار الفرضية الصفرية "عدم وجود تجانس التباين" وكانت نتائج تقدير الاختبارين موضحة في الجدول التالي:

الجدول رقم 5: اختبار الارتباط التسلسلي للبواقي واختلاف التباين

Test	F-statistic	Prob
Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey	0.414599	F(21,8): 0.9493
Heteroskedasticity Test: ARCH	0.511996	F(1,27): 0.4804

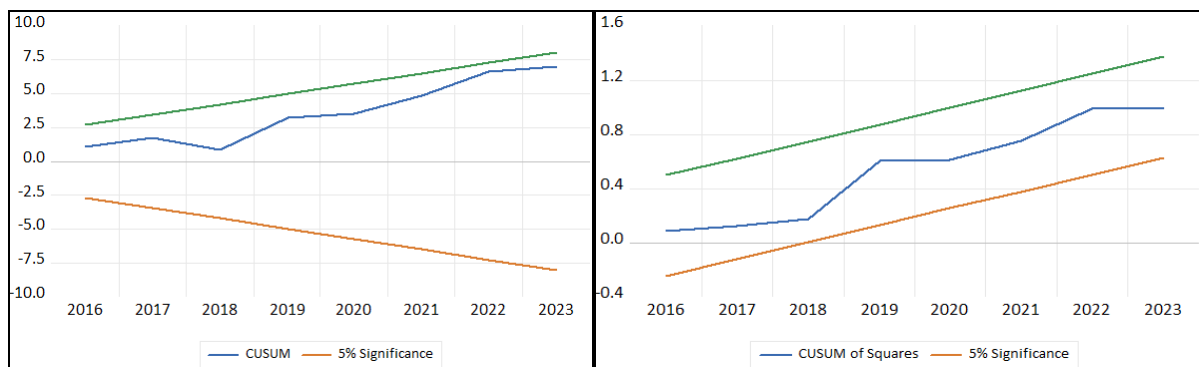
المصدر: من اعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews 12

نلاحظ من خلال احتمالية فيشر في اختباري Breusch – Pagan – Godfrey و Arch أنها أكبر من 5%، وبالتالي فإننا نقبل الفرضية الصفرية أي أن تباينات البواقي لا ترتبط بالزمن؛ وبالتالي نستطيع القول أن النموذج خالي تقريبا من المشاكل الإحصائية.

ج. اختبار استقرار هياكل النموذج:

للتأكد من أن البيانات المستخدمة في الدراسة خالية من أي تغيرات هيكلية فيها عبر الزمن، لابد من استخدام أحد الاختبارات المناسبة لذلك أهمها: المجموع التراكمي للبواقي المتتابع (CUSUM)، وكذا المجموع التراكمي لمربعات البواقي المتتابعة (CUSUM of Squares)، ويعد هذان الاختباران من أهم الاختبارات لتوضيح مدى استقرار المعلمات في الأمدين القصير والطويل (بوعبد الله و بوقصبة، 2018، صفحة 128). فمن خلال الشكل رقم (06) نلاحظ أن إحصاء اختبار المجموع التراكمي للبواقي المتتابع (CUSUM) والتي هي عبارة عن خط وسيطي يقع داخل الحدود الحرجة (الحد الأعلى والحد الأدنى) عند مستوى معنوية 5%، وهو نفس الحال عند إجراء اختبار المجموع التراكمي لمربعات البواقي المتتابعة (CUSUM of Squares) الذي وقع داخل الحدود الحرجة عند مستوى معنوية 5%، مما يؤكد أن النموذج مستقر ومعلماته ثابتة.

الشكل رقم 6: نتائج اختبار الاستقرار الهيكلي لنموذج (ARDL-ECM)



المصدر: من اعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews 12

4. خاتمة:

استهدفت الدراسة قياس وتحليل أثر بعض متغيرات الاقتصاد الكلي (التضخم، كتلة الأجور، سعر الصرف و المعروض النقدي) على سرعة تداول النقود في الجزائر على مدار 34 سنة أي خلال الفترة (1990 – 2023)، وذلك باستخدام أحد الطرق الحديثة نسبيا في تحليل التكامل المشترك، ألا وهو نموذج الانحدار الذاتي الموزع بفترات تأخير (ARDL). وقد خلصت هذه الدراسة إلى جملة من النتائج نوردتها في النقاط التالية:

- أظهرت نتائج اختبار استقرارية السلاسل الزمنية للمتغيرات محل الدراسة باستخدام اختبار (ADF) أنها مستقرة عند الفروق الأولى، مما يشير إلى وجود علاقة زمنية طويلة الأجل تعرف بعلاقة التكامل المشترك، وهذا يعني إمكانية تطبيق اختبار التكامل المشترك باستخدام الحدود وتصحيح الخطأ؛
- خلصت نتائج اختبار منهج الحدود (Bounds Test) إلى أن سرعة تداول النقود متكاملة تكاملا مشتركا مع المتغيرات المفسرة لها، ما يدل على وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغيرات محل الدراسة، ومنه يمكن تقدير نموذج ARDL. وهو ما يثبت صحة الفرضية الثانية؛

- تؤكد نتائج التقدير وجود علاقة طردية ومعنوية بين كلا من التضخم (INF) وكتلة الأجور (PROL) مع متغيرة سرعة تداول النقود (V)، أي أن الزيادة التضخم بـ 1% سوف تؤدي إلى زيادة سرعة تداول النقود بـ 3.22%، وكذلك الأمر بالنسبة لزيادة كتلة الأجور بـ 1% سوف تؤدي إلى زيادة سرعة (V) بـ 0.04%؛
- وجود علاقة عكسية وغير معنوية بين سعر الصرف و سرعة تداول النقود، بمعنى أن سعر الصرف لا يؤثر على سرعة تداول النقود في الاقتصاد الجزائري، وهو ما يمكن تفسيره بارتفاع تحفيز الأفراد نحو الادخار بالعملات الأجنبية أو التوجه إلى السوق السوداء للاستفادة من فروقات أسعار الصرف؛
- يؤدي التوسع النقدي (زيادة المعروض النقدي) إلى إبطاء سرعة تداول النقود في الجزائر، وهذا راجع حسب رأينا إلى عمليات التعقيم النقدي بالإضافة إلى استحداث أدوات مالية لامتناس السيولة؛
- أظهرت نتائج معامل التحديد وجود أثر ايجابي معنوي وقوي بين متغيرات الاقتصاد الكلي وسرعة تداول النقود في الجزائر خلال فترة الدراسة. وبالتالي نرفض الفرضية الأولى التي تنص على وجود أثر سلبي بين متغيرات الاقتصاد الكلي وسرعة تداول النقود خلال فترة الدراسة، ونستبدلها بالفرضية التالية: يوجد أثر ايجابي قوي بين متغيرات الاقتصاد الكلي وسرعة تداول النقود في الجزائر خلال الفترة (1990-2023)؛
- أسفرت النتائج أنه في حالة حدوث صدمة في متغيرات الاقتصاد الكلي بوحدة واحدة، فإن الزمن المستغرق لتصحيح الاختلال في الأجل القصير ووصول سرعة تداول النقود إلى قيمته التوازنية في الأجل الطويل يتطلب 298 يوما، أي حوالي 10 أشهر تقريبا.
- بناء على النتائج سالفة الذكر نقترح التوصيات التالية:
- تقليص حجم التوسع النقدي بما يتلاءم مع النشاط الاقتصادي في الجزائر؛
- تحفيز الطلب الفعلي والعمل على خلق قنوات ائتمانية فعالة تساهم في رفع حجم الإدخار الاستثماري (صكوك مالية اسلامية على سبيل المثال) وتقليص حجم الاكتناز؛
- تطوير أدوات امتناس السيولة قصيرة الأجل وربطها بمستوى سرعة دوران النقود في الجزائر؛
- تفعيل الشمول المالي الرقمي وتعزيز استخدام وسائل الدفع الالكتروني من أجل امتناس الأموال المتداولة في السوق غير الرسمية، الأمر الذي من شأنه المحافظة على استقرار سرعة تداول النقود وتجنب تأثيراتها المتشابكة مع باقي المتغيرات الاقتصادية الكلية؛
- الاسراع في انشاء مكاتب الصرف لتخفيف الطلب المتزايد على العملات الأجنبية وتخفيض فروق سعر الصرف الرسمي مقارنة بالموازي.

5. قائمة المراجع:

1. Baumol, W. J. (1952, November). The Transactions Demand for Cash: An Inventory Theoretic Approach. (H. University, Éd.) *The Quarterly Journal of Economics*, 66(4), pp. 545-556.

2. Blanchard, O. (2017). *Macroeconomics* (éd. 7th). Pearson.
3. Boucekkine , R., Laksaci , M., & Touati-Tliba , M. (2021). Long-run stability of money demand and monetary policy: The case of Algeria. *The Journal of Economic Asymmetries*, 24 .
4. Carroll, C. (1997). Why Do the Rich Save So Much. (p. 34). Cambridge,: NATIONAL BUREAU OF ECONOMIC RESEARCH.
5. Dimand, R. (2000). Irving Fisher and the Quantity Theory of Money: The Last Phase. *Journal of the History of Economic Thought*, 22(3), 329–348.
6. Dornbusch, R. (1976). Expectations and Exchange Rate Dynamics. *Journal of Political Economy*, 84(6), 1161–1176.
7. Fisher, I. (1912, June). The Equation of Exchange For 1911. and Forecast. *The American Economic Review*, 2(2), pp. 302-319.
8. Frederic S. Mishkin , & Stanley G. Eakins. (2018). *Financial Markets and Institutions* (Edition). . (éd. 9). pearson.
9. Friedman , M. (1989). *Quantity Theory of Money*. In *Money* . Palgrave Macmillan.
10. Gregory Mankiw, N. (2023). *Principles of Economics* (éd. 9th Edition). Cengage.
11. Humburger, M. (1987). A STABLE MONEY DEMAND FUNCTION. *Contemporary Economic Policy*, 5(1), 34–40.
12. IMF. (2017). *Monetary and Financial Statistics Manual and Compilation Guide*. INTERNATIONAL MONETARY FUND.
13. keynes , j. (1939). The Pure Theory of Money. A Reply to Dr. Hayek. *Economica*, 34, 387-397.
14. Keynes, j. (1936). *The General Theory of Employment, Interest, and Money*. Harcourt, Brace & Company.
15. Laidler, D., & E, w. (1991). , D. E. W. (). *The Golden Age of the Quantity Theory*. Princeton University Press.
16. Lane, P. (1997). Inflation in open economies. *Journal of International Economics*, 42((3–4)), 327–347.
17. Mele, A., Stefanski, R., Ellison, M., Herrendorf, B., Kaboski, J., Mestieri, M., & Ngai, R. (2016). Velocity in the Long Run: Money and Structura.
18. Oyadeyi, O. (2024). The Velocity of Money and Lessons for Monetary Policy in Nigeria: An Application of the Quantile ARDL Approach. *Journal of the Knowledge Economy*, 16(2), 8249–8285.
19. Persons, W. M , & Fisher, I. (1911). . . Fisher’s “The Purchasing Power of Money.” , . *Publications of the American Statistical Association*, 12(96), 818.

20. Prasetyo, A. (2018). Determinants of Demand For Money and The Velocity of Money in Indonesia. *Journal of Developing Economies*, 3(2).
21. Storer, R. (1956). Money Velocity and the Business Cycle. *The Analysts Journal*, 12(5), 89-96.
22. Tobin, J. (1956, August). The Interest-Elasticity of Transactions Demand For Cash. *The Review of Economics and Statistics*, 38(3), pp. 241-247.

6. ملاحق:

الملحق رقم 01: نتائج اختبار الاستقرارية

UNIT ROOT TEST RESULTS TABLE (PP)						
Null Hypothesis: the variable has a unit root						
	<u>At Level</u>	V	INF	PROLL	EXR	M2
With Constant	t-Statistic	-1.6239	-1.6784	0.7520	-1.0372	5.1282
	Prob.	0.4595	0.4326	0.9915	0.7281	1.0000
		n0	n0	n0	n0	n0
With Constant & Trend	t-Statistic	-3.3524	-1.6227	-1.7411	-1.8357	0.4838
	Prob.	0.0756	0.7620	0.7099	0.6644	0.9988
		*	n0	n0	n0	n0
Without Constant & Trend	t-Statistic	-0.5105	-1.4665	2.9012	2.2719	7.9205
	Prob.	0.4876	0.1308	0.9986	0.9932	1.0000
		n0	n0	n0	n0	n0
	<u>At First Difference</u>					
	d(V)	d(INF)	d(PROLL)	d(EXR)	d(M2)	
With Constant	t-Statistic	-7.8968	-5.6754	-3.1709	-3.9215	-2.9816
	Prob.	0.0000	0.0000	0.0313	0.0051	0.0474
		***	***	**	***	**
With Constant & Trend	t-Statistic	-8.2428	-6.1709	-3.3316	-3.8557	-5.2090
	Prob.	0.0000	0.0001	0.0793	0.0262	0.0010
		***	***	*	**	***
Without Constant & Trend	t-Statistic	-5.8580	-5.7197	-1.9079	-3.1651	-1.6894
	Prob.	0.0000	0.0000	0.0549	0.0025	0.0858
		***	***	*	***	*

المصدر: مخرجات برنامج Eviews 12

الملحق رقم 02: نتائج اختبار الارتباط التسلسلي

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey			
F-statistic	0.414599	Prob. F(21,8)	0.9493
Obs*R-squared	15.63439	Prob. Chi-Square(21)	0.7898
Scaled explained SS	1.577310	Prob. Chi-Square(21)	1.0000

المصدر: مخرجات برنامج Eviews 12

الملحق رقم 03: نتائج اختبار ثبات التباين

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	0.511996	Prob. F(1,27)	0.4804
Obs*R-squared	0.539688	Prob. Chi-Square(1)	0.4626

المصدر: مخرجات برنامج Eviews 12