

أثر التداول النقدي على مؤشر أسعار الاستهلاك في الجزائر-دراسة قياسية للفترة 2000-2021-

Impact of monetary trading on Algeria's consumer price index - A standard study for the period 2000-2021-

رملي حمزة

خوالد مولود*

مخبر دراسات استراتيجيات التنوع الاقتصادي لتحقيق

مخبر دراسات استراتيجيات التنوع الاقتصادي لتحقيق

التنمية المستدامة، المركز الجامعي عبد الحفيظ بالصفوف-

التنمية المستدامة، المركز الجامعي عبد الحفيظ بالصفوف-

ميلة- الجزائر

ميلة- الجزائر

hamza.ramli@centre-univ-mila.dz

mouloud.khoualed@centre-univ-mila.dz

تاريخ النشر: 2022/10/13

تاريخ القبول للنشر: 2022/09/24

تاريخ الاستلام: 2022/08/16

ملخص:

تهدف هذه الدراسة إلى قياس وتحليل أثر التداول النقدي على مؤشر أسعار الاستهلاك في الجزائر على مدار 21 سنة، حيث تمت معالجتها من خلال تقدير النموذج والكشف عن وجود تكامل مشترك بين التداول النقدي ومؤشر أسعار الاستهلاك وفق منهج الحدود، مع تقدير تلك العلاقة في المدى القريب والمدى البعيد باستخدام مقارنة الانحدار الذاتي للفعوات المتباطئة الموزعة ARDL.

خلصت الدراسة إلى أنه إذا حدثت صدمة على مستوى التداول النقدي بوحدة واحدة سيدوم هذا التأثير على وضع مؤشر أسعار الاستهلاك لمدة أقصاها (11) شهرا تقريبا حتى يرجع إلى وضعه التوازني والطبيعي، كما خالصنا إلى وجود علاقة توازنية بعيدة المدى بين التداول النقدي ومؤشر أسعار الاستهلاك على مستوى بيئة الاقتصاد الجزائري.

الكلمات المفتاحية: التداول النقدي، مؤشر أسعار الاستهلاك، الاقتصاد الجزائري، نموذج ARDL.

تصنيف JEL: E31، E51، B23.

Abstract:

This study aims to measure and analyze the impact of monetary trading on Algeria's consumer price index over a period of 21 years. It has been addressed by estimating the model and detecting a common complementarity between monetary trading and the consumer price index according to the boundary approach, while estimating that relationship in the near and long term using the auto-regression approach of the slow down deviations distributed by ARDL.

The study concluded that if there is a one-unit monetary shock wave, this impact on consumer price index position will last for a maximum period of about 11 months until it is due to its balanced and normal position. We also concluded that there is a far-reaching balance between monetary trading and the consumer price index at the level of the Algerian economy's environment.

Keywords: Monetary Trading, Consumer Price Index, Algerian Economy, ARDL Model.

Jel Classification Codes: E51، E31، B23.

* المؤلف المراسل.

1. مقدمة:

أخذت العلاقة بين كمية النقود المتداولة والمستوى العام للأسعار حيزا كبيرا من الاهتمام لدى المفكرين في مجال الاقتصاد، فبدأ من الدراسات الأولى لأنجل، بيجو وفيشر مرورا برواد مدرسة كامبريدج إضافة الى الكينزيين ووصولاً إلى المدرسة النقدية الحديثة، وعلى اختلاف هاته المدارس إلا أنها اجتمعت على اثبات وجود وقوة هاته العلاقة. وتقع على عاتق السلطات النقدية مهمة التحكم في المعروض النقدي بهدف التأثير على مختلف المؤشرات الاقتصادية الكلية، وقد مر النظام المصرفي والنقدي الجزائري بعدة مراحل تغيرت فيها السياسة النقدية بتغيير الأوضاع والفلسفة الاقتصادية السائدة، حيث عرفت في عديد الأحيان سياسة توسعية، نحاول في هاته الدراسة معرفة أثر كمية النقود المتداولة الناتجة عن السياسات النقدية المختلفة على مؤشر أسعار الاستهلاك خلال الفترة الممتدة بين (2000-2021).

1.1. الإشكالية:

يمكن إبراز إشكالية دراستنا في التساؤل الرئيسي التالي:

إلى أي مدى يمكن أن يؤثر التداول النقدي على مؤشر أسعار الاستهلاك في الجزائر خلال الفترة (2000-2021)؟

2.1. الأسئلة الفرعية:

من أجل الإجابة على هذا التساؤل الرئيسي نطرح الأسئلة الفرعية التالية:

- هل هناك أثر إيجابي بين متغير التداول النقدي ومؤشر أسعار الاستهلاك في الاقتصاد الجزائري خلال الفترة (2000-2021)؟

- هل هناك علاقة في المدى القصير والطويل بين مؤشر أسعار الاستهلاك ومعدل التداول النقدي في الجزائر خلال الفترة (2000-2021)؟

3.1. الفرضيات:

من خلال التساؤلات الفرعية السابقة يمكن صياغة الفرضيات التالية:

- يوجد أثر سلبي بين مؤشر أسعار الاستهلاك ومعدل التداول النقدي في الجزائر خلال الفترة (2000-2021)؟
- توجد علاقة في المدى الطويل فقط مؤشر أسعار الاستهلاك والتداول النقدي في الجزائر خلال الفترة (2000-2021)؟

4.1. أهداف الدراسة:

تسعى هذه الدراسة إلى تحقيق مجموعة من الأهداف نوجزها في ما يلي:

- إبراز مختلف المفاهيم الأساسية المتعلقة بالجانب النظري والمتمثلة في التداول النقدي ومؤشر أسعار الاستهلاك؛
- تحليل العلاقة بين التداول النقدي ومؤشر أسعار الاستهلاك؛
- محاولة بناء نموذج قياسي لتحديد العلاقة بين متغيرات الدراسة (التداول النقدي ومؤشر أسعار الاستهلاك).

5.1. منهجية الدراسة:

نظرا لطبيعة ومتطلبات الموضوع محل الدراسة ويهدف الإجابة على الإشكالية المطروحة وإختبار صحة الفرضيات، تم التنوع في المناهج المستخدمة، حيث تم استخدام المنهج الوصفي التحليلي لعرض وتحليل الجانب النظري لمتغيرات الدراسة (التداول النقدي ومؤشر أسعار الاستهلاك).

كما تطلب الأمر استخدام المنهج القياسي وذلك من خلال محاولة إعطاء (بناء) نمذجة قياسية لتحديد أثر التداول

النقدي على مؤشر أسعار الاستهلاك في الجزائر على مدار 21 سنة والممتدة بين (2000-2021).

2. الإطار النظري لمتغيرات الدراسة:

2.1. المعروض النقدي:

يعتبر المعروض النقدي من بين أهم المتغيرات النقدية التي تؤثر على مختلف متغيرات الاقتصاد الكلي، وسنحاول في هذا العنصر الإحاطة بمختلف المفاهيم الأساسية له إضافة إلى استعراض مختلف المجاميع النقدية التي يشتمل عليها.

❖ تعريف المعروض النقدي: لقد وردت عدة تعاريف للمعروض النقدي والتي يمكن إيجازها في مايلي:

- يعرف المعروض النقدي على أنه كمية النقود المتداولة في مجتمع ما خلال فترة زمنية، وتتمثل كمية النقود في وسائل الدفع بجميع أنواعها. (بلعزوز، 2004، صفحة 35)
- المعروض النقدي هو مختلف الالتزامات التي تقع على عاتق الاقتصاد الوطني والتي تمثلها المؤسسات المصدرة للنقد وفي المقابل تعتبر حقا لحائزها من عائلات ومشروعات؛ وبذلك فهي التي تمكنها من الحصول على السلع والخدمات. (إلمان، 2010، صفحة 93)

على ضوء ماتقدم نخلص إلى ما يلي: المعروض النقدي هو جميع وسائل الدفع والقرض المتاحة لدى مختلف الأعوان الاقتصاديين خلال فترة زمنية معينة.

❖ مكونات المعروض النقدي: يطلق عليها بالمجمعات النقدية وهي عبارة عن مؤشرات احصائية تضم كافة أنواع النقود التي يحوزها الأعوان الاقتصاديين، (Noureddine, 2010, p. 35) حيث تقسم حسب درجة سيولتها كالآتي:

- المعروض النقدي بالمعنى الضيق (M1): يعرف هذا المجمع بالمتاحات النقدية، يشمل النقود القانونية المتداولة خارج النظام المصرفي إضافة إلى الودائع تحت الطلب، والتي تتمثل في أرصدة الحسابات الجارية المفتوحة لصالح الجمهور لدى البنوك التجارية، وعليه يمكن كتابة معادلة المجمع النقدي M1 كما يلي: (لونيس، 2011، صفحة 82)

$$M_1 = C + DD$$

حيث أن: - M₁: المعروض النقدي بالمفهوم الضيق؛

- C: التداول النقدي (النقود المتداولة خارج الجهاز المصرفي)؛

- DD: الودائع الجارية.

- المعروض النقدي بالمفهوم الواسع (M2): يطلق عليه السيولة المحلية الخاصة، وتشتمل على M1 مضافا إليها الودائع لأجل وودائع الادخار قصيرة الأجل بالبنوك وودائع التوفير لدى صناديق التوفير، وهي أقل سيولة من M1. ومنه يمكن كتابة معادلة المجمع النقدي M2 كما يلي: (بلعزوز، 2004، صفحة 49)

$$M_1 = M_2 + TD + \text{أشبه النقود}$$

حيث أن: - M₂: العرض النقدي بالمفهوم الواسع؛

- TD: الودائع لأجل؛

- أشباه النقود: تمثل جميع أنواع الودائع الأخرى لدى البنوك.

- المعروض النقدي بالمفهوم الأوسع (M3): يعرف بالسيولة المحلية، حيث يشمل بالإضافة إلى المجمع M2 كل الودائع الادخار خارج البنوك التجارية (لدى مصارف الادخار المشتركة)، ومنه يمكن كتابة معادلة المجمع النقدي M3 كما يلي: (الوادي، 2014، صفحة 42)

$$M_3 = M_2 + \text{ودائع الإدخار خارج البنوك التجارية}$$

حيث أن: -M3: العرض النقدي بالمفهوم الأوسع.

• السيولة العامة (سيولة الاقتصاد) (M₄): يضم بالإضافة إلى M₃ أوراق الخزينة التي بحوزة الأعوان غير الماليين الصادرة عن المؤسسات وسندات الخزينة القابلة للتداول الصادرة عن الدولة والموجودة بيد الأعوان غير الماليين، وعليه يمكن كتابة معادلة المجمع النقدي M₄ كما يلي: (Noureddine, 2010, p. 36)

$$M_4 = M_3 + LM$$

حيث أن: -M₃: العرض النقدي بالمفهوم الأوسع.

-Lm: شهادات الودائع القابلة للتفاوض.

2.2. مؤشرات أسعار الاستهلاك:

يعد مؤشر أسعار الاستهلاك من أهم المؤشرات وأكثرها قدرة على قياس التغيير في القدرة الشرائية، حيث يعتمد لقياس التغيرات في أسعار السلع والخدمات المشتراة من قبل المستهلك بين فترة زمنية وأخرى.

1.2.2. تعريف مؤشر أسعار الاستهلاك:

- مؤشر أسعار الاستهلاك: هو أداة لقياس التغيرات عبر الزمن في أسعار سلعة محددة من السلع والخدمات التي عادة تشتري من قبل الغالبية العظمى من الأسر، ويتم تثبيت أنواع ومواصفات السلع والخدمات في سلة مؤشر أسعار الاستهلاك بالإضافة إلى كمياتها خلال سنة الأساس. (بن عيسى، 2015، صفحة 81)

- يعرف مؤشر أسعار الاستهلاك على أنه: أداة لقياس التغيير الذي يحدث في مستوى الأسعار لعدد من السلع والخدمات التي تستهلكها فئات المجتمع المختلفة في حياتها اليومية في فترة زمنية (الفترة الجارية) منسوبة إلى فترة زمنية يطلق عليها فترة الأساس. (Randall Wray, 2015, p. 248)

2.2.2. مؤشر أسعار الاستهلاك في الجزائر:

يعتمد الديوان الوطني للإحصاء في الجزائر في حسابه لمعدل التضخم على مؤشر أسعار الاستهلاك، حيث يقوم دوريا بنشر بيانات سنوية، فصلية وشهرية، أخذا بعين الاعتبار سنة الأساس، التي تعتمد على معطيات مهمة كعملية الإحصاء السكاني التي تكون عادة كل عشر سنوات.

يتكون مؤشر أسعار الاستهلاك في الجزائر من 261 مادة ويمثله 791 صنف، تم اختيارهم على أساس معايير مثل النفقات السنوية، تكرارها وجدواها، وتستند أوزان الأصناف على النفقات السنوية لسنة 2000 والتي تعتبر سنة الأساس أما سنة 2001 فاعتبرت سنة مرجعية لحساب المؤشر، وتصنف السلع والخدمات المستهلكة في مجموعات، ومجموعات فرعية ومواد، وهو ما يمثل توصيات منظمة الأمم المتحدة في نظام الحسابات الوطنية لسنة 1970، هذه المجموعات تكون مرجحة بأوزان حسب اتفاق كل فرد عليها: (حميد و خوني، 2020، الصفحات 445-446)

• التغذية والمشروبات غير الكحولية، ووزنها المرجح 43.09%؛

• الملابس والأحذية، ووزنها المرجح 9.29%؛

• الأثاث ولوازم المفروشات، ووزنها المرجح 4.96%؛

• الصحة والعناية بالجسم، ووزنها المرجح 9.2%؛

• النقل والاتصالات، ووزنها المرجح 15.85%؛

• تربية وثقافة وترفيه، ووزنها المرجح 4.52%؛

مواد متنوعة (غير مصرح بها في موضع آخر)، ووزنها الترجيحي 8.64%.

3. النموذج الاقتصادي والقياسي أثر التداول النقدي على مؤشر أسعار الاستهلاك في الجزائر - للفترة: (2000-2021)

1.3. تحديد متغيرات الدراسة:

تحديد متغيرات النموذج يعتبر الخطوة الأولى في تعيين نموذج الدراسة، وبالاعتماد على النظرية الاقتصادية

والمعلومات المتاحة من الدراسات السابقة عن الموضوع، بتحديد المتغير التابع مؤشر أسعار الاستهلاك (Consumer Price

Index ويرمز له بـCPI) والمتغير المستقل التداول النقدي (ويرمز له بـCirculation Fiduciare).

2.3. مصدر البيانات وكيفية معالجتها:

تم الحصول على البيانات الخاصة بمتغيرات الدراسة في الجزائر من موقع بنك الجزائر والديوان الوطني

للإحصائيات، وتم معالجتها ببرمجية 10views، حيث يوضح الجدول الموالي بيانات متغيرات الدراسة خلال الفترة ما بين

(2000-2021):

الجدول رقم (01): بيانات المتغيرات الاقتصادية المستخدمة في الدراسة القياسية

السنوات	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
التداول النقدي	484,5	577,2	664,7	781,3	874,3	921	1084,4	1285	1540	1829	2099
مؤشر أسعار الاستهلاك	101,4	105,8	109,95	111,5	114,05	118,24	123,98	131,1	136,2	142,4	155,1
السنوات	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021
التداول النقدي	2572	2952,3	3204	3686	4107,1	4497,2	4716,9	4927	5437,6	6138,3	6746,6
مؤشر أسعار الاستهلاك	160,4	164,77	173	183,7	194,97	202,25	206,2	212,7	221,25	535	557,6

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على:

• النشرات الإحصائية الثلاثية لبنك الجزائر لسنوات 2016-2021:

• الديوان الوطني للإحصائيات https://www.ons.dz/IMG/pdf/CH4-INDICE_.pdf

3.3. بناء النموذج:

بعد التعرف على المتغيرات التي يحتويها النموذج، وبعد تجميع البيانات الخاصة بالمتغيرات، سيتم استخدام منهجية

الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة ARDL.

1.3.3. اختبار إستقرارية متغيرات الدراسة (اختبار جذر الوحدة):

سوف نقوم بالاعتماد على اختبار ديكي فولر المطور باعتباره من أهم اختبارات استقرارية السلاسل الزمنية،

والجدول رقم (02) يوضح نتائج هذا الاختبار بالإضافة إلى تحديد النموذج ويجب أن تكون درجة تكامل المتغيرات إما I(0) أو

I(1) أو خليط بينهما.

الجدول رقم (02): نتائج اختبار ديكي فولر المطور adf للسلاسل محل الدراسة

درجة التكامل	عند الفرق الأول			عند المستوى			المتغيرات
	دون الثابت والاتجاه	الاتجاه والثابت	الثابت	دون الثابت والاتجاه	الاتجاه والثابت	الثابت	
I(1)	0.0001	0.0001	0.0018	0.0992	0.0783	0.0105	CPI
I(1)	0.0004	0.0209	0.0077	0.5848	0.7167	0.2644	C_FIDUCIAIRE

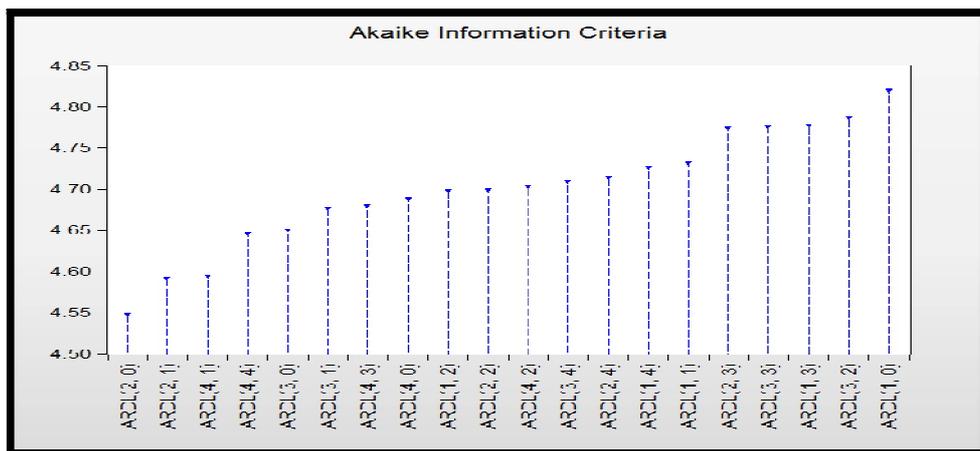
المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برمجية «eviews10»

دلت نتائج الجدول أعلاه أن متغيرتي التداول النقدي (C_FIDUCIAIRE) ومؤشر أسعار الاستهلاك (CPI) أنهما غير مستقرتين في حالتها الأولى، وهذا يعني قبول فرضية العدم التي تشير إلى أن البيانات غير مستقرة عند مستواها الأول، وأن هناك جذر الوحدة لكلا المتغيرتين، وذلك لأن قيم المحسوبة أقل من قيم الجدولة عند مستوى معنوية 5%، أما عند أخذ الفرق الأول لذات المتغيرتين تتحول البيانات إلى حالة الاستقرار ومن ثم رفض فرضية العدم المتمثلة بعدم استقرارية المتغيرتين في مستوياتها ويطلق عليهما في هذه الحالة أنهما متكاملتان من الدرجة الأولى (1)، ومنه انطلاقاً من هذه النتيجة يتبين لنا أن السلاسل الزمنية للمتغيرات مستقرة عند المستوى، وانطلاقاً من نتائج الاستقرار ومن حجم البيانات الصغير نعتد على نموذج ardl.

2.3.3. تحديد فترات الإبطاء الزمني (The Bound Test Approach to Co-integration):

لتحديد فترات الإبطاء الزمني المثلى للمتغيرات المستخدمة في الدراسة وفقاً لنموذج ARDL، تم استخدام معيار (Akaike) في تحديد رتبة النموذج وهو المعيار الأكثر شيوعاً، الذي يعتمد على أقل قيمة إحصائية في تحديد النموذج الملائم في الدراسة، (أحمد حسين، التكامل المشترك وفق ARDL Cointegration مع التطبيق في EIEWS، 2020)، وتبلغ هذه القيمة (2.0=4.547) كما هو موضح في الشكل الموالي:

الشكل رقم (01): اختبار فترات الإبطاء المثلى



المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برمجية «eviews10»

3.3.3. نتائج اختبار الحدود للتكامل المشترك (The Bound Test Approach to Co-integration):

للتأكد من وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغيرات الداخلة في النموذج يتم استخدام اختبار التكامل المشترك وفق منهجية ARDL من خلال الفرضيتين:

- الفرضية الصفرية: عدم وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين متغيرات الدراسة:

$$H_0: \partial_0 = \partial_1 = \partial_2 = \partial_3 = 0$$

• الفرضية البديلة: وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين متغيرات الدراسة:

$$H_1: \partial_0 \neq \partial_1 \neq \partial_2 \neq \partial_3 \neq 0$$

لمعرفة ما إذا كانت هناك علاقة توازنية طويلة الأجل بين متغيرات الدراسة نقارن قيمة إحصائية لفيشر F-statistic

المحسوبة مع القيم الجدولية التي وضعها (2005) Narayan. (عماني و بن عزو، 2017، صفحة 135)

الجدول رقم (03): نتائج اختبار التكامل المشترك باستخدام منهجية الحدود (The Bound Test)

F-Bounds Test		Null Hypothesis: No levels relationship		
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
Asymptotic: n=1000				
F-statistic	6.500346	10%	3.02	3.51
k	1	5%	3.62	4.16
		2.5%	4.18	4.79
		1%	4.94	5.58

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برمجية «eviews10»

أظهرت نتائج الجدول رقم (03) لاختبار الحدود أن القيمة المحسوبة لاختبار فيشر (F=6.500346)، وهي أكبر من القيم (الدرجة) الجدولية العليا عند مستويات معنوية (1%، 5%، 10%)، ووفقا لذلك يتم رفض الفرضية الصفرية، وتقبل الفرضية البديلة القائلة بوجود علاقة توازنية طويلة المدى بين مؤشر أسعار الاستهلاك كمتغير تابع ومؤشر التداول النقدي كمتغير مستقل، وبالتالي نستطيع اختبارها وفق نموذج تصحيح الخطأ.

4.3.3. انحدار التكامل المشترك:

تبين نتائج انحدار التكامل المشترك، أن قيمة إحصائية فيشر المحسوبة معنوية إحصائيا (P=0.000000)، بالإضافة إلى ذلك تبلغ قيمة معامل (0.9991101) مما يعني أن المتغير المستقل التداول النقدي يفسر (99.91%) من التغير في معدل أسعار الاستهلاك، كما هو موضح في الجدول الموالي:

الجدول رقم (04): تقدير انحدار التكامل المشترك باستخدام لنموذج ARDL

Dependent Variable: CPI				
Method: ARDL				
Date: 07/01/22 Time: 22:30				
Sample (adjusted): 2002 2021				
Included observations: 20 after adjustments				
Maximum dependent lags: 4 (Automatic selection)				
Model selection method: Akaike info criterion (AIC)				
Dynamic regressors (4 lags, automatic): C_FIDUCIAIRE				
Fixed regressors: C				
Number of models evaluated: 20				
Selected Model: ARDL(2, 0)				
Note: final equation sample is larger than selection sample				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
CPI(-1)	-0.003082	0.012236	-0.251892	0.8043
CPI(-2)	-0.008167	0.009493	-0.860395	0.4023
C_FIDUCIAIRE	0.020270	0.000501	40.44824	0.0000
C	94.53208	2.426252	38.96218	0.0000
R-squared	0.991101	Mean dependent var	153.3605	
Adjusted R-squared	0.989433	S.D. dependent var	39.45969	
S.E. of regression	4.056310	Akaike info criterion	5.815281	
Sum squared resid	263.2584	Schwarz criterion	6.014427	
Log likelihood	-54.15281	Hannan-Quinn criter.	5.854156	
F-statistic	594.0125	Durbin-Watson stat	0.916699	
Prob(F-statistic)	0.000000			
*Note: p-values and any subsequent tests do not account for model selection.				

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برمجية «eviews10»

5.3.3 اختبارات التشخيص للنموذج:

هناك العديد من الاختبارات التي يجب علينا القيام بها من أجل التأكد من جودة أداء النموذج المختار المقدر وخلوه من المشاكل القياسية تم اجراء اختبارات التالية:

- اختبار الارتباط الذاتي للأخطاء LM test: للتأكد من عدم وجود ارتباط ذاتي نلجأ لاختبارات الارتباط الذاتي (Autocorrelation, Breusch-godfrey correlation test) وكانت النتائج موضحة في الجدول التالي:

الجدول رقم (05): نتائج اختبارات الارتباط الذاتي

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test						
F-statistic	2.032337	Prob. F(2,4)				0.2460
Obs*R-squared	8.568164	Prob. Chi-Square(2)				0.0138

Date: 07/01/22 Time: 23:31 Sample: 2000 2021 Included observations: 17						
	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*
1	-0.067	-0.067	0.0907	0.763		
2	-0.077	-0.082	0.2179	0.897		
3	-0.006	-0.017	0.2187	0.975		
4	-0.257	-0.268	1.8621	0.761		
5	0.048	0.007	1.9251	0.859		
6	0.027	-0.018	1.9473	0.924		
7	-0.170	-0.190	2.8778	0.896		
8	0.148	0.062	3.6617	0.886		
9	-0.055	-0.069	3.7824	0.925		
10	-0.010	-0.013	3.7865	0.956		
11	-0.015	-0.120	3.7981	0.975		
12	-0.042	0.001	3.9141	0.985		

*Probabilities may not be valid for this equation specification.

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برمجية « eviews10 »

بينت نتائج الجدول رقم (05) اختبار (Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test) الذي يكشف عن مشكلة الارتباط الذاتي أن قيمة الاحتمالية لفيشر المحسوبة (F-statistic) أكبر من مستوى المعنوية 5%، كما نلاحظ من خلال هذا الجدول أن جميع الأعمدة داخل مجال الثقة وإحصائية الاختبار Q-Star غير معنوية، وحسب LM test فإن (Prob chi-square) أكبر من (0.05) ولذلك نقبل الفرضية الصفرية بعدم وجود ارتباط ذاتي ونرفض الفرضية البديلة.

- اختبار عدم ثبات التباين عدم وجود مشكلة: للكشف عن عدم ثبات التباين نستخدم اختبار (Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey) وكانت النتائج موضحة في الجدول التالي:

الجدول رقم (06): نتائج اختبار الارتباط الذاتي للأخطاء

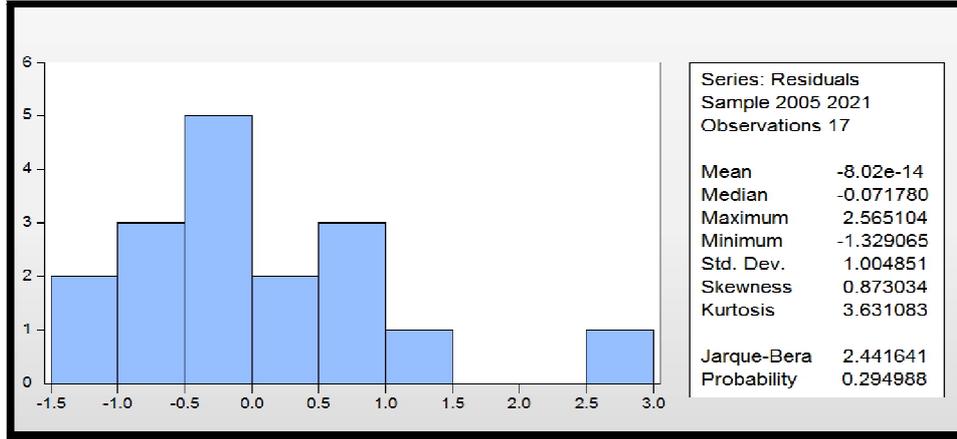
Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey			
F-statistic	0.809388	Prob. F(10,6)	0.6348
Obs*R-squared	9.762815	Prob. Chi-Square(10)	0.4615
Scaled explained SS	1.599869	Prob. Chi-Square(10)	0.9986

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برمجية « eviews10 »

بينت نتائج الجدول رقم (06) اختبار Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey الذي يفحص ثبات تباينات الأخطاء أن قيمة الاحتمالية ليفيشر (F-statistic) أكبر من مستوى المعنوية 5% ما يؤكد خلو النموذج المقدر من مشكلة عدم ثبات تباين الأخطاء.

- التوزيع الطبيعي للبواقي: نستخدم (JarqueBera)، للتحقق من شرط التوزيع الطبيعي، فكانت نتيجة الاختبار غير معنوية ($\alpha > 0.05$) وهو ما يؤكد أن البواقي تخضع للتوزيع الطبيعي، وقيمة معنويته (0.294988) وهي أكبر من (0.05)، وهو ما يؤكد أن بواقي النموذج تخضع للتوزيع الطبيعي، كما هو موضح في الشكل التالي:

الشكل رقم (02): التوزيع الطبيعي للبواقي



المصدر : من إعداد الباحثين بالاعتماد على برمجية « eviews10 »

6.3.3. تقدير نموذج تصحيح الخطأ والعلاقة قصيرة وطويلة المدى وفقا لنموذج ARDL:

- الاستجابة (العلاقة) في الأجل القصير ومعامل تصحيح الخطأ:

الغرض قياس العلاقة في المدى القريب، تم الاستعانة بنموذج تصحيح الخطأ Error correction model ، حيث أن هذا النموذج له ميزتان: الأولى هي قياس العلاقة قريبة المدى، والثانية هي أنها تقيس سرعة التعديل لإعادة التوازن في النموذج الديناميكي، وبعد التأكد من وجود علاقة طويلة المدى من خلال اختبار الحدود، يجب أن يكون معامل تصحيح الخطأ في نموذج ARDL القصير المدى سالب ومعنوي ECM. (أحمد حسين، التكامل المشترك وفق ARDL Cointegration مع التطبيق في EViews، 2020)، والجدول الموالي يوضح نتائج هذا الاختبار:

الجدول رقم (07): تقدير نموذج تصحيح الخطأ والعلاقة قصيرة الأجل

ARDL Error Correction Regression				
Dependent Variable: D(CPI)				
Selected Model: ARDL(2, 0)				
Case 2: Restricted Constant and No Trend				
Date: 07/02/22 Time: 17:55				
Sample: 2000 2021				
Included observations: 20				
ECM Regression				
Case 2: Restricted Constant and No Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob
D(CPI(1))	0.008187	0.008373	0.975397	0.3439
CointEq(-1)*	-1.011249	0.008478	-119.2847	0.0000
R-squared	0.998705	Mean dependent var	16.81750	
Adjusted R-squared	0.998633	S.D. dependent var	103.4515	
S.E. of regression	3.024325	Akaike info criterion	5.815201	
Sum squared resid	263.2584	Schwarz criterion	5.714854	
Log likelihood	-54.15281	Hannan-Quinn criter.	5.634718	
Durbin Watson stat	0.916699			

* p-value incompatible with t-Dounds distribution.

المصدر : من إعداد الباحثين بالاعتماد على برمجية « eviews10 »

حسب النتائج الموضحة في الجدول أعلاه نلاحظ أن معلمة حد تصحيح الخطأ مقبولة إحصائياً عند مستوى معنوية (1%)، وبإشارة سالبة والتي تؤكد لنا نتائج Bound Test بوجود تكامل مشترك بين متغيرات الدراسة، كما تشير قيمة معلمة حد تصحيح الخطأ $(-1.011249) = \text{CointEq}(-1)$ إلى أن قيمة مؤشر أسعار الاستهلاك يتعدل نحو قيمته التوازنية في كل فترة زمنية بنسبة من اختلال التوازن المتبقي من الفترة (t-1) ما يعادل 101.12%، أي أنه عندما تنحرف أسعار الاستهلاك خلال المدى القريب في الفترة (t-1) عن قيمته التوازنية في المدى البعيد فإنه يتم تصحيح ما يعادل 101.12% من هذا الانحراف أو الاختلال في الفترة (t).

من ناحية أخرى فإن نسبة التصحيح هذه تعكس سرعة تعديل قوية نحو التوازن، بمعنى أن أسعار الاستهلاك تستغرق ما يقارب 0.988 سنة أي تقريباً 11 شهراً باتجاه قيمته التوازنية، بعد أثر أي صدمة في النموذج نتيجة للتغير الحاصل في متغير التداول النقدي، بتعبير أكثر تفصيلاً إذا حدثت أي صدمة على مستوى التداول النقدي بوحدة واحدة سيدوم تأثيرها على مؤشر أسعار الاستهلاك مدة (11) شهراً تقريباً، حتى يرجع إلى وضعه التوازني والطبيعي، وهو ما يعني بطئ تأثير قيم أهم هذا المتغير التفسيري على مؤشر أسعار الاستهلاك في الجزائر.

- تقدير وتحليل معاملات نموذج الدراسة في الأجل الطويل وفق منهج ARDL:

نقدم من خلال الجدول الموالي المعاملات بعيدة المدى المقدر باستخدام منهجية ARDL لنموذج الدراسة:

الجدول رقم (08): تقدير علاقة طويلة الأجل

Levels Equation				
Case 2: Restricted Constant and No Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C_FIDUCIAIRE	0.020045	0.000526	38.12972	0.0000
C	93.48048	1.915990	48.78963	0.0000
EC = CPI - (0.0200*C_FIDUCIAIRE + 93.4805)				

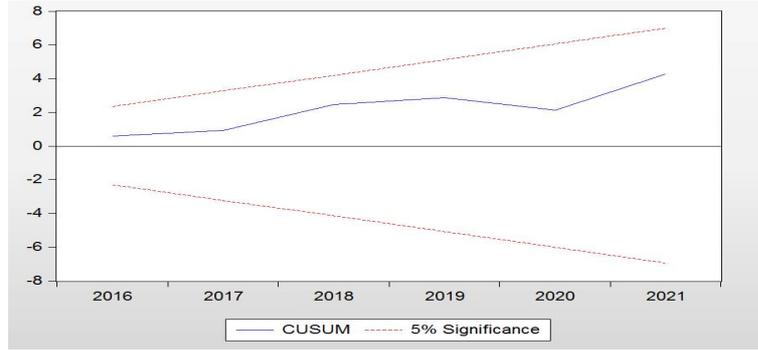
المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برمجية «eviews10»

أظهرت النتائج أعلاه إلى أن التداول النقدي ذو دلالة إحصائية عند مستوى معنوية 5% حسب اختبار t-statistic، وإلى تسجيل علاقة طردية بينه وبين أسعار الاستهلاك، أي أن زيادة هذا المتغير بنسبة 01% سيؤدي إلى زيادة أسعار الاستهلاك بنسبة 0.02%، وهي نتيجة متوافقة مع النظرية الاقتصادية، وهذا يعني أن زيادة معدل دوران النقود سيؤدي إلى تدهور قيمة العملة المحلية الأمر الذي يستوجب عليه في المقابل رفع قيمة العملة قصد الحصول على حدوث توازن نقدي وذلك بإتباع سياسة التعقيم النقدي.

7.3.3. اختبار الاستقرار الهيكلي للنموذج:

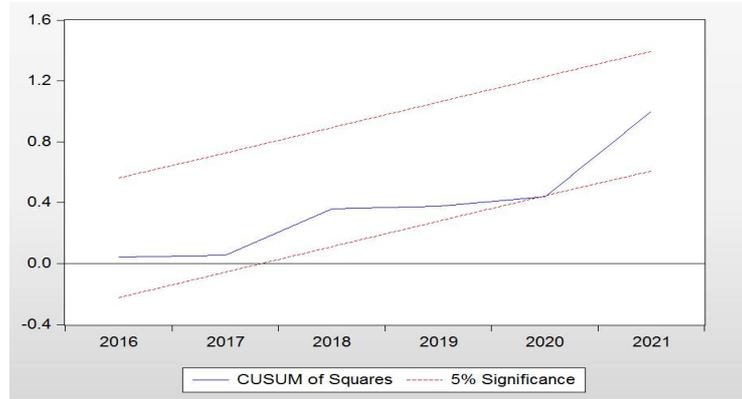
للتحقق من الاستقرار الهيكلي للمعاملات المقدره للعلاقة القصيرة المدى وطويلة المدى وفق نموذج ARDL تم استخدام اختبار لمجموع التراكمي لتكرار البواقي CUSUM واختبار المجموع التراكمي لتكرار مربعات البواقي CUSUM of Squares، فإذا كان التمثيل البياني يقع داخل حدود مجال الثقة عند مستوى معنوية 5% يتم قبول الفرضية الصفرية أي جميع المعاملات المقدره مستقرة، حيث يمثل الشكلين المواليين نتائج الاختبار:

الشكل رقم (03):المجموع التراكمي لتكرار البواقي



المصدر : من إعدادالباحثين بالاعتماد على برمجية « evIEWS10 »

الشكل رقم (04):المجموع التراكمي لتكرار مربعات البواقي



المصدر : من إعدادالباحثين بالاعتماد على برمجية « evIEWS10 »

نلاحظ من خلال التمثيل البياني لكل من نتائج المجموع التراكمي لتكرار البواقي CUSUM والمجموع التراكمي لتكرار مربعات البواقي CUSUM of Squares، أن شكلين عبارة خطين وسطيين داخل حدود مجال الثقة عند مستوى معنوية 5%، ومنه يتم قبول الفرضية الصفرية التي تنص على استقرارية المعلمات القصيرة والطويلة الأجل وترفض الفرضية البديلة، أي وجود استقرار هيكلي في النموذج خلال فترة الدراسة.

4. نتائج الدراسة:

توصلت الدراسة إلى جملة من لنتائج نوجزها في النقاط التالية:

✓ يتكون التداول النقدي منالنفود القانونية المتداولة خارج النظام المصرفي يضاف إليه الودائع الجارية (تحت الطلب) التي يتم سحبها بواسطة الشيكات، وبالتالي فهو يعد أكثر المجمعات النقدية سيولة؛

✓ حظي التداول النقدي بحصة الأغلبية مقارنة بالمكونات الأخرى للمجموع النقدي الأول M_1 (ألا وهي ودائع الإطلاع، وداائع الخزينة وودائع لدى حساب البريد الجاري)، ويمكن إرجاع ذلك حسب رأينا إلى ضعف أو غياب الوعي المصرفي لدى الأفراد؛

✓ تشير الإحصائيات وجود استقرار في مؤشر أسعارالاستهلاك على طول فترة الدراسة باستثناء سنوات 2019، 2020 و2021 إلى يومنا هذا؛ وهذا راجع للتزايد العالمي في أسعارالمواد الغذائية ابتداء من أواخر سنة 2019 والنتائج عن اضطراب سلاسل التوريد العالمية بسبب جائحة كورونا وهو ما نشهده في وقتنا الحالي (سنة 2022)، وكذلك يرجع إلى التخفيض المستمر لقيمة الدينار والمنتجة منذ سنة 2016، ضف إلى ذلك زيادة الأجور لمخلف القطاعات وبتأثير رجعي ابتداء من سنة 2008؛

✓ تؤكد النتائج المستخرجة من اختبار Bounds Test وجود علاقة تكامل مشترك بين التداول النقدي وأسعار الاستهلاك في الجزائر، وهو ما يدل على وجود علاقة بعيدة المدى بينهما، أي أن نمو وتطور معدل التداول النقدي على المدى البعيد يعمل على التأثير على مؤشر أسعار الاستهلاك في الاقتصاد الجزائري؛

✓ وجود علاقة طردية بين التداول النقدي وأسعار الاستهلاك في المدى البعيد، حيث أن الزيادة في معدل التداول النقدي تؤدي إرتفاع مؤشر أسعار الاستهلاك، وهي علاقة ذو اتجاه واحد، بإعتبار معدل التداول النقدي مؤشر يعبر عن العرض النقدي الذي تتحكم فيه السلطة النقدية في البلاد وهو متغير خارجي أي يؤثر ولا يتأثر؛

✓ في حالة حدوث صدمة على مستوى المتغير التفسيري التداول النقدي بوحدة واحدة سيدوم تأثيره على أسعار الاستهلاك مدة (11) شهرا تقريبا حتى ترجع إلى وضعها التوازني والطبيعي، وهو ما يعني بطئ تأثير الكتلة النقدية على وضع مؤشر أسعار الاستهلاك في الجزائر.

5. خاتمة:

استهدفت الدراسة قياس وتحليل أثر التداول النقدي على مؤشر أسعار الاستهلاك في الجزائر خلال الفترة (2000-2021)، من أجل ذلك تم بناء نموذج قياسي (نموذج ARDL) لمعرفة هذا الأثر وقد خلصت الدراسة إلى وجود علاقة طردية تتصف بالبطئ بين هته المتغيرات (التداول النقدي ، مؤشر أسعار الاستهلاك)، أي أن حدوث صدمة على مستوى التداول النقدي بوحدة واحدة سيدوم تأثيره مدة 11 شهرا تقريبا حتى ترجع أسعار الاستهلاك إلى وضعها التوازني والطبيعي. حيث يمكن ارجاع الضغوط التضخمية التي يعاني منها الاقتصادي الجزائري خلال فترة الدراسة إلى العوامل الآتية: عدم مرونة وضعف القطاع الإنتاجي القائم على سياسة الدعم، يضاف إليها زيادة الأجور والمرتبات دون إغفال تأثير جائحة كوفيد 19 وأواخر سنة 2019 والتي تسببت بشكل كبير في شح السيولة على مستوى المراكز البنكية والبريدية الجزائرية.

6. قائمة المراجع:

1. Noureddine, M. (2010). La demande de Monnaie en Algerie (thèse Doctorat). faculté des Sciences Economiques, des Sciences de gestion, et des Sciences commerciales, Tlemcen: universite Abou-BEKR Belkaid.
2. Randall Wray, I. (2015). modern money theory (2nd edition). new york, USA: Palgrave Macmillan.
3. اكن لونيس. (2011). السياسة النقدية ودورها في ضبط العرض النقدي في الجزائر خلال الفترة (2000-2009) (رسالة ماجستير). كلية العلوم الاقتصادية والتجارية وعلوم التسيير، الجزائر: جامعة الجزائر 03.
4. أمينة بن عيسى. (2015). العلاقة بين النقود والأسعار دراسة قياسية في الجزائر-تونس والمغرب (أطروحة دكتوراه). كلية العلوم الاقتصادية والتجارية وعلوم التسيير، تلمسان: جامعة أبو بكر بلقايد.
5. بتال أحمد حسين. (جوان، 2020). التكامل المشترك وفق ARDL Cointgration مع التطبيق في EVIEWS تاريخ الاسترداد 12 نوفمبر، 2020، https://www.researchgate.net/publication/341981066_alkaml_almshtk_wfq_mnhjyt_ardl_m_altbyq_AARDL_Cointegration_t_est_in_Eviews
6. بن علي بلعوز. (2004). محاضرات في النظريات والسياسات النقدية. الجزائر: ديوان المطبوعات الجامعية.
7. حازم محمود عيسى الوادي. (2014). النظام النقدي في الإسلام (دراسة مقارنة) (الإصدار ط1). الأردن: عالم الكتاب الحديث للنشر والتوزيع.
8. لمياء عماني، ومحمد زكرياء بن عزو. (2017). لمياء عماني، محمد زكرياء بن عزو، قياس تأثير التطور المالي على النمو الاقتصادي في المغرب-دراسة تجريبية بإعتماد نموذج ARDL للفترة (1988-2014). مجلة الباحث، (7)7، 129-142.
9. محمد الشريف إلمان. (2010). محاضرات في النظرية الاقتصادية الكلية (الإصدار ط2). الجزائر: ديوان المطبوعات الجامعية.
10. عزري حميد، وخوني رابع، (2020). تطور مؤشرات قياس ظاهرة التضخم في الجزائر خلال الفترة 1990-2017. مجلة ميلاف للبحوث والدراسات، (2)6، 445-446.