Al-Mukhtar Journal of Economic Science 13 (1): 130-148, 2026
Doi: https://doi.org/10.54172/d20tjh66

Research Article

Open Access

دور السياسة النقدية في معالجة التضخم في الاقتصاد الليبي
دراسة تحليلية قياسية للفترة (1990–2022 م)

فاطمة المبروك سعيد[1]*، حليمة محمد العقاب[2]

الباحث الاول[1]*: قسم الاقتصاد، جامعة عمر المختار، ليبيا.

الباحث الثاني: قسم الاقتصاد، جامعة عمر المختار، ليبيا.

المستخلص: تهدف هذه الدراسة إلى تحليل وقياس دور السياسة النقدية في معالجة التضخم في الاقتصاد الليبي خلال الفترة (1990–2022)، وذلك في ظل خصوصية الاقتصاد الليبي القائم على الريع النفطي وما شهده من تحولات سياسية ومؤسسية عميقة، خاصة بعد عام 2011، وقد اعتمدت الدراسة منهجًا وصفيًا تحليليًا لتتبع تطور المتغيرات الاقتصادية محل الدراسة، إضافة إلى منهج قياسي كمي باستخدام نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية **(ARDL)** لقياس العلاقة بين التضخم وأدوات السياسة النقدية، ممثلة في عرض النقود **(M2)** وسعر الصرف الحقيقي، مع إدراج متغير وهمي لالتقاط أثر الأزمات السياسية، وأظهرت النتائج وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغيرات، مع تباين في قوة واتجاه تأثير أدوات السياسة النقدية على التضخم، بما يعكس خصوصية الاقتصاد الليبي وضعف فعالية آليات انتقال السياسة النقدية خلال فترات الاضطراب.

الكلمات المفتاحية: السياسة النقدية، التضخم، الاقتصاد الليبي.

The Role of Monetary Policy in Addressing Inflation in the Libyan Economy An Analytical Econometric Study for the Period (2022−1990).

***Fatima Al-Mabrouk Saeed** **Halima Mohammed Al-Aqab**

Abstract: This study aims to analyze and measure the role of monetary policy in addressing inflation in the Libyan economy during the period (1990–2022), considering the specificity of the Libyan economy based on oil rent and the profound political and institutional transformations it has undergone, especially after 2011.The study adopted a descriptive analytical approach to track the development of the economic variables under study, in addition to a quantitative econometric approach using the Autoregressive Distributed Lag (ARDL) model to measure the relationship between inflation and monetary policy tools, represented by money supply (M2) and the real exchange rate, with the inclusion of a dummy variable to capture the effect of political crises. The results showed the existence of a long-term equilibrium relationship between the variables, with variation in the strength and direction of the impact of monetary policy tools on inflation, reflecting the specificity of the Libyan economy and the weak effectiveness of monetary policy transmission mechanisms during periods of turmoil.

Keywords: Monetary policy, inflation, Libyan economy.

***Corresponding author:**
Fatima Al-Mabrouk Saeed,
E-mail addresses:
fatema.albrassy@gmail.com
Department of Economics,
Omar Al-Mukhtar University,
Libya

Second Author: **Halima Mohammed Al-Aqab**, E-mail addresses:
hlymh1224@gmail.com
Department of Economics,
Omar Al-Mukhtar University,
Libya.

Received:
19 May 2026

Accepted:
09 June 2026

Publish online:
30 June 2026

The Author(s) 2026. This article is distributed under the terms of the *Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International License* (http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/), which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, *for non-commercial purposes only*, provided you give appropriate credit to the original author(s) and the source, provide a link to the Creative Commons license, and indicate if changes were made.

1.1 المقدمة

يُعدّ التضخم من أبرز الظواهر الاقتصادية الكلية التي تحظى باهتمام واسع في الأدبيات الاقتصادية، نظرًا لما يخلّفه من آثار مباشرة وغير مباشرة على استقرار الاقتصاد الكلي. ويتمثل التضخم في الارتفاع المستمر في المستوى العام للأسعار، سواء نتيجة زيادة الطلب الكلي أو التوسع في العرض النقدي بما يفوق الطاقة الإنتاجية للاقتصاد، الأمر الذي يقود إلى تآكل القوة الشرائية للنقود، ويؤثر سلبًا على مستويات الادخار والاستثمار، ويُحدث اختلالات اقتصادية واجتماعية متفاوتة الحدة بين الدول.

وفي هذا السياق، تبرز السياسة النقدية كأداة رئيسية تعتمد عليها المصارف المركزية في إدارة الطلب الكلي والحفاظ على استقرار الأسعار، من خلال التحكم في عرض النقود، وتوجيه أسعار الفائدة، والتأثير على أسعار الصرف. وتسعى هذه الأدوات، بشكل متكامل، إلى احتواء الضغوط التضخمية وتحقيق التوازن بين أهداف الاستقرار الاقتصادي والنمو.

غير أن فعالية السياسة النقدية لا تتحدد فقط بقدرة الأدوات المستخدمة، بل تتأثر أيضًا بالبيئة الاقتصادية والمؤسسية التي تُطبّق فيها. ويُعد الاقتصاد الليبي نموذجًا بارزًا في هذا الإطار، حيث يتسم بطابع ريعي يعتمد بشكل كبير على عائدات النفط، ما يجعله عرضة للتقلبات الخارجية المرتبطة بأسعار النفط العالمية. كما أن التحديات الداخلية، المتمثلة في عدم الاستقرار السياسي والانقسامات المؤسسية، قد أضعفت من كفاءة انتقال أثر السياسة النقدية، خاصة في ظل تعدد أسعار الصرف وارتفاع معدلات التضخم خلال فترات مختلفة من الدراسة.

وعليه، تبرز إشكالية هذه الدراسة في محاولة تحليل وقياس مدى فعالية السياسة النقدية في معالجة التضخم في الاقتصاد الليبي خلال الفترة (1990–2022)، في ظل خصوصية البنية الاقتصادية والتحديات الهيكلية والمؤسسية، بما يساهم في تقديم فهم أعمق لدور الأدوات النقدية في تحقيق الاستقرار الاقتصادي.

2.1 مشكلة الدراسة:

شهد الاقتصاد الليبي خلال العقود الأخيرة، ولاسيما في الفترة التي أعقبت عام 2011، تقلبات ملحوظة في معدلات التضخم، الأمر الذي يعكس هشاشة الاستقرار النقدي وتزايد الضغوط على المستوى العام للأسعار. فوفقًا لبيانات مصرف ليبيا المركزي، بلغ معدل التضخم السنوي نحو 4.6% عام 2022 مقارنة بـ 4.1% عام 2021، وهو ما ترافق مع تراجع ملحوظ في القدرة الشرائية لشرائح واسعة من المجتمع، بما يعكس الأثر المباشر للتضخم على الأوضاع المعيشية.

ويرتبط هذا المسار التضخمي بعدة عوامل هيكلية ومؤسسية، في مقدمتها الطبيعة الريعية للاقتصاد الليبي واعتماده الكبير على عائدات النفط، فضلًا عن الصدمات السياسية والاقتصادية التي أعقبت أحداث عام 2011، وما نتج عنها من تراجع في الإيرادات النفطية خلال الفترة (2013–2014)، إضافة إلى الانقسام المؤسسي الذي طال مصرف ليبيا المركزي، وما صاحبه من ازدواجية في السياسات النقدية.

كما ساهم التوسع في الإصدار النقدي لتمويل الإنفاق العام وتغطية العجز المالي في زيادة الكتلة النقدية بشكل يفوق القدرة الإنتاجية للاقتصاد، الأمر الذي أدى إلى تصاعد الضغوط التضخمية. وزاد من حدة هذه الاختلالات إلغاء سعر الفائدة دون تطوير أدوات بديلة فعّالة للسياسة النقدية، إلى جانب محدودية تطور السوق المالية وغياب التنسيق بين السياستين النقدية والمالية، مما أضعف من كفاءة آلية انتقال أثر السياسة النقدية.

وبتتبع تطور هذه الظاهرة خلال فترة الدراسة، يُلاحظ أن معدلات التضخم قد بلغت مستويات مرتفعة في بعض السنوات، وهو ما يعكس عدم استقرار المستوى العام للأسعار.

في ضوء ما سبق، تتحدد إشكالية الدراسة في محاولة تحليل وقياس مدى فعالية السياسة النقدية في احتواء التضخم في الاقتصاد الليبي، وذلك من خلال الإجابة عن التساؤل الرئيس التالي

ما مدى فعالية السياسة النقدية في معالجة التضخم في الاقتصاد الليبي خلال الفترة (1990–2022)؟

3.1 أهداف الدراسة

تهدف هذه الدراسة إلى تحقيق مجموعة من الأهداف العلمية، أهمها:

1- تحليل تطور معدلات التضخم في الاقتصاد الليبي خلال فترة الدراسة.
2- قياس أثر أدوات السياسة النقدية (عرض النقود، سعر الصرف) على التضخم.
3- تقييم مدى فعالية السياسة النقدية في تحقيق استقرار الأسعار.
4- الكشف عن طبيعة العلاقة قصيرة وطويلة الأجل بين المتغيرات النقدية والتضخم.
5- تقديم توصيات اقتصادية تدعم صانع القرار في تحسين كفاءة السياسة النقدية.

4.1 فرضيات الدراسة

تنطلق الدراسة من اختبار الفرضيات التالية:

- الفرضية الرئيسية:

توجد علاقة ذات دلالة إحصائية بين أدوات السياسة النقدية ومعدلات التضخم في الاقتصاد الليبي.

- الفرضيات الفرعية:

1. توجد علاقة طردية ذات دلالة إحصائية بين عرض النقود والتضخم.
2. توجد علاقة ذات دلالة إحصائية بين سعر الصرف والتضخم (غالبًا طردية في الاقتصادات الريعية).

5.1 أهمية الدراسة

تستمد هذه الدراسة أهميتها من عدة اعتبارات:

- أهمية علمية:

تُسهم في إثراء الأدبيات الاقتصادية المتعلقة بالسياسة النقدية في الاقتصادات الريعية، خاصة في حالة ليبيا التي تعاني من ندرة الدراسات القياسية الحديثة .

- أهمية تطبيقية:

توفر نتائج الدراسة مؤشرات كمية تساعد صانعي السياسات النقدية في مصرف ليبيا المركزي على تحسين فعالية أدوات السياسة النقدية .

- أهمية زمنية:

تغطي فترة طويلة (1990–2022)، بما يسمح بتحليل تأثير التحولات الاقتصادية والسياسية على العلاقة بين المتغيرات.

6.1 منهجية الدراسة:

تعتمد هذه الدراسة على منهجية متكاملة تجمع بين التحليل الوصفي والقياسي، بما يتيح فهماً عميقاً لطبيعة العلاقة بين أدوات السياسة النقدية والتضخم في الاقتصاد الليبي خلال فترة الدراسة.

ففي المرحلة الأولى، يتم توظيف المنهج الوصفي التحليلي لعرض وتفسير تطور المتغيرات الاقتصادية محل الدراسة، من خلال تحليل الاتجاهات العامة لمعدلات التضخم، وعرض النقود، وسعر الصرف، في ضوء التحولات الاقتصادية والسياسية التي شهدها الاقتصاد الليبي.

أما في المرحلة الثانية، فتعتمد الدراسة على المنهج القياسي الكمي باستخدام بيانات سلاسل زمنية سنوية تغطي الفترة (1990–2024)، وذلك بهدف تقدير وقياس طبيعة العلاقة بين السياسة النقدية والتضخم. وفي هذا السياق، يتم استخدام نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية**(ARDL)** ، نظرًا لملاءمته في تحليل العلاقات بين المتغيرات التي تتكامل عند درجات مختلفة، وقدرته على التمييز بين العلاقات قصيرة وطويلة الأجل.

كما يتم تنفيذ التحليل القياسي باستخدام برنامج **EViews**، لما يوفره من أدوات متقدمة في تقدير نماذج السلاسل الزمنية واختبار الفرضيات الاقتصادية.

7.1 متغيرات الدراسة

تتضمن الدراسة مجموعة من المتغيرات التي تعكس أدوات السياسة النقدية ومؤشرات التضخم، وذلك على النحو التالي:

1- عرض النقود بالمعنى الواسع:**(M2)**

يمثل أحد أهم أدوات السياسة النقدية، ويُستخدم لقياس أثر التوسع النقدي على معدلات التضخم .

2- سعر الصرف الحقيقي:**(EXR)**

يُعبّر عن القدرة التنافسية للعملة المحلية، ويُعد من القنوات الرئيسية لانتقال التضخم المستورد .

3- معدل التضخم:**(INF)**

ويتم قياسه من خلال الرقم القياسي لأسعار المستهلك، باعتباره المؤشر الأكثر شيوعًا لقياس التغير في المستوى العام للأسعار .

4- المتغير الوهمي:**(D)**

يُستخدم لالتقاط أثر الصدمات والأزمات السياسية والاقتصادية التي مر بها الاقتصاد الليبي، خاصة خلال الفترات التي شهدت عدم استقرار مؤسسي، مثل فترة الحصار والعقوبات الاقتصادية التي فرضت على ليبيا في قضية لوكربي في التسعينات وثورة السابع عشر من فبراير 2011 والانقسام السياسي وحرب الكرامة 2014 كورونا 2019 .

8.1 مصادر البيانات:

- النشرات الاقتصادية لمصرف ليبيا المركزي
- منشورات الهيئة العامة للمعلومات مصلحة التعداد والإحصاء

9.1 الدراسات السابقة:

حظيت العلاقة بين السياسة النقدية والتضخم باهتمام واسع في الأدبيات الاقتصادية، حيث سعت العديد من الدراسات إلى تحليل محددات التضخم وقياس أثر أدوات السياسة النقدية عليه، خاصة في الاقتصادات الريعية والانتقالية.

تُعد دراسة داغر والصويعي (2008) من أوائل الدراسات التي تناولت هذه العلاقة في الاقتصاد الليبي، حيث هدفت إلى قياس أثر عرض النقود وسعر الصرف على معدل التضخم خلال الفترة (1990–2008)، باستخدام الرقم القياسي لأسعار المستهلك كمؤشر للتضخم. واعتمدت الدراسة على اختبارات التكامل المشترك واختبارات السببية، وأظهرت النتائج وجود علاقة سببية أحادية الاتجاه من

عرض النقود إلى كل من التضخم وسعر الصرف، بما يشير إلى أهمية المتغيرات النقدية في تفسير التغيرات في المستوى العام للأسعار على المديين القصير والطويل.

وفي سياق مختلف، هدفت دراسة رابح (2019) إلى تحليل أثر السياسة النقدية على التضخم في الجزائر خلال الفترة (1980–2017)، باستخدام نموذج الانحدار الذاتي للإبطاء الزمني الموزع **.(ARDL)** وقد شملت الدراسة متغيرات رئيسية مثل سعر الفائدة، وسعر إعادة الخصم، والمعروض النقدي، وتوصلت إلى وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين التضخم وأدوات السياسة النقدية، بما يعزز دور هذه الأخيرة في الحد من تقلبات المتغيرات الاقتصادية.

كما تناولت دراسة علي ونور الدين (2018) تحليل العلاقة بين سعر الصرف في السوق الموازي والعرض النقدي من جهة، والتضخم من جهة أخرى في الاقتصاد الليبي خلال الفترة (2011–2018). واعتمدت الدراسة على اختبارات التكامل المشترك وفق منهجيتي **Johansen**و**Gregory-Hansen**، إلى جانب نموذج الانحدار الذاتي المتجه **.(VAR)** وأظهرت النتائج عدم وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغيرات، في حين كشفت اختبارات سببية جرانجر عن وجود علاقة سببية أحادية الاتجاه من سعر الصرف الموازي إلى التضخم، وكذلك من التضخم إلى عرض النقود. كما بينت نتائج نموذج **VAR** وجود تأثير موجب معنوي لسعر الصرف على التضخم، مقابل غياب تأثير دال إحصائيًا للعرض النقدي.

وفي الإطار نفسه، سعت دراسة بوفروة وآخرون (2019) إلى قياس أثر عرض النقود وسعر الصرف الموازي على التضخم في ليبيا خلال الفترة (2015–2018)، باستخدام نموذج متجه تصحيح الخطأ**(VECM)** ، إلى جانب اختبارات ديكي–فولر الموسع والتكامل المشترك وفق منهجية**Johansen** ، وتحليل دوال الاستجابة للصدمات. وأشارت النتائج إلى وجود علاقة سببية طويلة الأجل تتجه من عرض النقود وسعر الصرف نحو التضخم، في حين لم تظهر هذه العلاقة في الأجل القصير، مع وجود تأثير موجب في الأجل الطويل يُعزى إلى عوامل هيكلية، أبرزها عدم استقرار قطاع التصدير المعتمد على النفط.

ومن جانب آخر، هدفت دراسة أمينة (2021) إلى تقييم مدى قدرة السياسة النقدية في الجزائر على استهداف التضخم خلال الفترة (1980–2019)، باستخدام نموذج متجه تصحيح الخطأ **.(VEC)** واعتمدت الدراسة على مجموعة من المتغيرات، من بينها مؤشر أسعار المستهلك، والكتلة النقدية، وسعر الصرف، وسعر الفائدة على الودائع، وسعر إعادة الخصم، والناتج المحلي الإجمالي. وقد أظهرت النتائج وجود علاقات سببية بين التضخم وكل من الكتلة النقدية وأسعار الفائدة، في حين غابت هذه العلاقة مع بعض المتغيرات الأخرى، كما خلصت إلى أن للسياسة النقدية دورًا في التحكم في التضخم، وإن كان بدرجة نسبية.

وأخيرًا، تناولت دراسة أوشيبة وخشيم (2023) تحليل وقياس أثر السياسات الاقتصادية المتمثلة في (الرسوم الجمركية، والإنفاق الحكومي، وسعر الصرف، وعرض النقود) على التضخم في الاقتصاد الليبي خلال الفترة 2000–2018. ولتحقيق ذلك، تم تطبيق نموذج الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة **.(ARDL)** وتشير النتائج المتحصل عليها إلى أن الرسوم الجمركية وعرض النقود وسعر الصرف لها آثار إيجابية على التضخم. من ناحية أخرى، هناك تأثير سلبي يأتي من الإنفاق الحكومي تجاه التضخم. وتجدر الإشارة في هذا الصدد إلى أنه على الرغم من أن عرض النقود له علاقة إيجابية بالتضخم، إلا أن تأثيره كان ضعيفًا على المدى القصير والطويل. بينما كان لسعر الصرف تأثير إيجابي قوي. بطبيعة الحال، هذا نتيجة لاعتماد ليبيا الشديد على البضائع المستوردة أما دراسة السوقي (2024) فتناولت تحليل أثر سعر الصرف وعرض النقود على التضخم في الاقتصاد الليبي خلال الفترة (2000–2022)، باستخدام المنهج الوصفي والتحليل القياسي عبر برنامج **EViews**وقد أظهرت النتائج وجود علاقة سببية بين سعر الصرف والتضخم، في حين لم يتم إثبات علاقة سببية بين عرض النقود والتضخم، كما لم يتم التوصل إلى علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغيرات.

يتضح من العرض للدراسات السابقة أن:

أ- سعر الصرف يُعد المتغير الأكثر تأثيرًا واستقرارًا في تفسير التضخم في ليبيا

ب- بينما يتسم أثر عرض النقود بعدم الاستقرار والتباين بين الدراسات

ت- كما تختلف النتائج بين الأجلين القصير والطويل، مما يعكس تعقيد الظاهرة التضخمية

وهو ما يؤكد الحاجة إلى دراسة قياسية حديثة تأخذ في الاعتبار:

- التطورات الاقتصادية والسياسية بعد 2011
- استخدام نماذج ديناميكية أكثر تطورًا
- دمج العوامل الهيكلية والمؤسسية في التحليل
-

1.2 الإطار النظري والتحليلي للدراسة:

تُعد العلاقة بين السياسة النقدية والتضخم من الموضوعات المحورية في الاقتصاد الكلي، حيث تناولتها المدارس الاقتصادية المختلفة بتفسيرات متباينة حول مصادر التضخم وآليات انتقال أثر السياسة النقدية.

أولًا: نظرية كمية النقود:

تُعد نظرية كمية النقود من أهم الأسس النظرية المفسرة للعلاقة بين عرض النقود والتضخم، حيث ترى أن التضخم ظاهرة نقدية بالأساس. وقد أكد فريدمان **(Friedman, 1963)** أن "التضخم هو دائمًا وأينما وُجد ظاهرة نقدية"، بما يعني أن الزيادة المستمرة في عرض النقود تؤدي إلى ارتفاع المستوى العام للأسعار.

وتُصاغ العلاقة الأساسية كما يلي:

$$MV=PY$$

وبناءً عليه، فإن زيادة عرض النقود **(M)** مع ثبات سرعة التداول **(V)** والناتج الحقيقي **(Y)** تؤدي إلى ارتفاع المستوى العام للأسعار **(P)**، وبالتالي حدوث التضخم (فريدمان، 1963؛ **Mishkin**، 2016).

ثانيًا: النظرية الكينزية للتضخم

تذهب النظرية الكينزية إلى أن التضخم لا يُفسَّر فقط بالعوامل النقدية، بل يرتبط أيضًا بزيادة الطلب الكلي. حيث يرى كينز **(Keynes, 1936)** أن التضخم ينشأ عندما يتجاوز الطلب الكلي القدرة الإنتاجية للاقتصاد.

وتؤثر السياسة النقدية على التضخم من خلال سعر الفائدة؛ إذ يؤدي خفض سعر الفائدة إلى زيادة الاستثمار والاستهلاك، ومن ثم ارتفاع الطلب الكلي، مما قد يؤدي إلى ضغوط تضخمية، بينما يؤدي رفع سعر الفائدة إلى تقليص الطلب وكبح التضخم (بلانشار، 2017).

ثالثًا: آلية انتقال السياسة النقدية

تتحدد فعالية السياسة النقدية من خلال آلية انتقال أثرها إلى الاقتصاد الحقيقي، والتي تشمل عدة قنوات، أهمها:

- قناة سعر الفائدة
- قناة الائتمان المصرفي
- قناة سعر الصرف
- قناة التوقعات

ويشير **Mishkin** (2016) إلى أن هذه القنوات تنقل أثر السياسة النقدية إلى الطلب الكلي وبالتالي إلى المستوى العام للأسعار. إلا أن ضعف النظام المالي قد يؤدي إلى إضعاف هذه الآلية.

رابعًا: أثر سعر الصرف على التضخم

تُفسَّر العلاقة بين سعر الصرف والتضخم من خلال ما يُعرف بـ انتقال أثر سعر الصرف إلى الأسعار (**Exchange Rate Pass-Through**)، حيث يؤدي انخفاض قيمة العملة المحلية إلى ارتفاع أسعار السلع المستوردة، وبالتالي زيادة التضخم، ويرى **Goldfajn** و**Werlang** (2000) أن هذه الظاهرة تكون أكثر وضوحًا في الاقتصادات التي تعتمد بشكل كبير على الاستيراد، كما هو الحال في الاقتصادات الريعية.

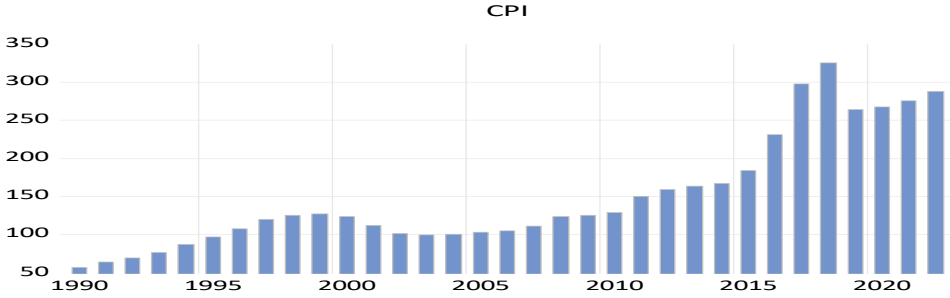
خامسا: تحليل متغيرات الدراسة:

أولًا: **تطور معدل التضخم في الاقتصاد الليبي خلال الفترة**(1990–2022)

يُظهر تحليل الرقم القياسي لأسعار المستهلك **(CPI)** في ليبيا خلال الفترة (1990–2022) اتجاهًا تصاعديًا واضحًا، حيث ارتفع من 57.61 إلى 288.3، بما يعكس تضخمًا تراكميًا يفوق 400%، وهو مؤشر على ضعف الاستقرار السعري على المدى الطويل. وبهذا الصدد يمكن تمييز عدة مراحل رئيسية؛ فقد شهدت الفترة (1990–1998) تضخمًا معتدلًا نتيجة الاقتصاد شبه الموجه والدعم الحكومي، تلتها مرحلة انكماش نسبي (1999–2003) بسبب تحسن سعر الصرف وتخفيف القيود الاقتصادية، أما خلال (2004–2010) فقد اتسمت الأسعار باستقرار نسبي مدعوم بارتفاع الإيرادات النفطية، في حين سجلت مرحلة (2011–2015) تضخمًا مرتفعًا نتيجة الاضطرابات السياسية وتراجع الإنتاج، وخلال (2016–2018) بلغت الضغوط التضخمية ذروتها ، حيث ارتفع المؤشر بشكل حاد نتيجة أزمة سعر الصرف، واتساع العجز المالي، والتمويل بالعجز، ما يعكس خصائص تضخم شبه جامح. في المقابل، شهد عام 2019 تصحيحًا ملحوظًا نتيجة إصلاحات نقدية، قبل أن تدخل الأسعار مرحلة استقرار نسبي مع ميل تضخمي معتدل خلال **(2020–2022).**

أن التضخم في ليبيا ذو طابع هيكلي وحساس للصدمات، يرتبط بعوامل نقدية ومالية وهيكلية، خاصة عرض النقود وسعر الصرف والإنفاق العام، في ظل طبيعة الاقتصاد الريعي المعتمد على النفط وهذا يتطلب سياسات متكاملة تشمل ضبط المالية العامة، وتعزيز فعالية السياسة النقدية، وإصلاح سوق الصرف لتحقيق الاستقرار الاقتصادي.

الشكل (1) معدل التضخم في الاقتصاد الليبي خلال الفترة(1990–2022)



عمل الباحثتان بالاعتماد على بيانات الدراسة وباستخدام برنامج **Eviews**

ثانيًا: تطور عرض النقود في الاقتصاد الليبي خلال الفترة(1990–2022)

شهد عرض النقود بالمعنى الواسع **(M2)** في الاقتصاد الليبي اتجاهًا تصاعديًا عامًا خلال فترة الدراسة، مع تباين في معدلات النمو تبعًا للظروف الاقتصادية والسياسية.

ففي عام 1990 بلغ عرض النقود نحو **4645.4**، ثم ارتفع تدريجيًا ليصل إلى **7948.2**عام 1999، قبل أن ينخفض إلى **7433** عام 2000، نتيجة تحسن نسبي في الاستقرار الاقتصادي وتراجع آثار العقوبات الدولية خلال تلك المرحلة.

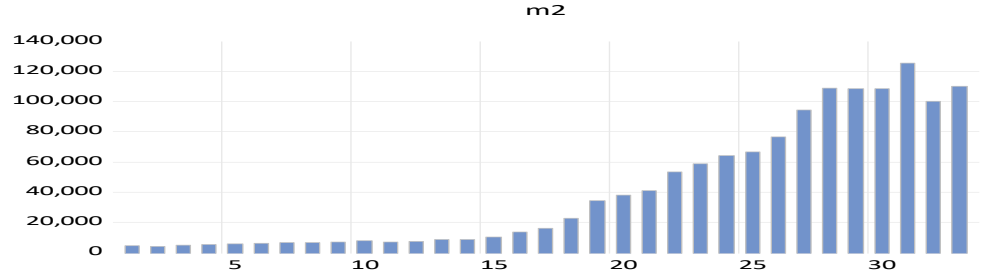
ومع تحسن أسعار النفط عالميًا، شهد الاقتصاد الليبي طفرة في الإيرادات النفطية، ما أدى إلى ارتفاع كبير في عرض النقود ليصل إلى **34414.6**عام 2008، نتيجة زيادة الإنفاق العام في مجالات الرواتب والمشروعات وبرامج توزيع الدخل.

وبعد عام 2011، شهد عرض النقود توسعًا كبيرًا ومتسارعًا، ليبلغ نحو **109089.1**عام 2017، وهو ما يعكس التوسع النقدي لتمويل الإنفاق العام في ظل الانقسام المؤسسي ووجود حكومتين، وما ترتب عليه من زيادة في الإصدار النقدي.

كما سجل عرض النقود ارتفاعًا إضافيًا خلال عام 2020 ليصل إلى حوالي **125543.0**، متأثرًا بالإنفاق الاستثنائي المرتبط بجائحة كورونا، ليُسجل بذلك أعلى مستوى له خلال فترة الدراسة.

وفي عام 2022، انخفض نسبيًا إلى **110338.9**، وذلك في ظل بعض الإجراءات الإصلاحية التي اتخذها مصرف ليبيا المركزي للحد من الضغوط التضخمية وكبح التوسع النقدي.

الشكل (2) عرض النقود في الاقتصاد الليبي خلال الفترة(2022–1990)



عمل الباحثتان بالاعتماد على بيانات الدراسة وباستخدام برنامج **Eviews**

ثالثًا: تطور سعر الصرف الحقيقي في الاقتصاد الليبي خلال الفترة(2022–1990)

شهد سعر الصرف الحقيقي في ليبيا خلال الفترة محل الدراسة تغيرات هيكلية مهمة، عكست التحولات في السياسة النقدية والظروف الاقتصادية.

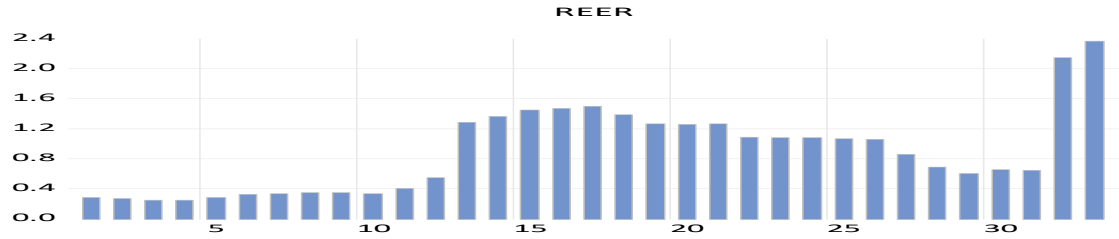
فخلال الفترة (1990–2001)، استقر سعر الصرف ضمن نطاق ضيق بين **0.647 – 0.283**دينار/دولار، في ظل سياسة صرف شبه ثابتة هدفت إلى الحفاظ على استقرار العملة المحلية.

ابتداءً من عام 2002، بدأ سعر الصرف في الارتفاع التدريجي ليصل إلى حوالي **1.25**دينار/دولار بحلول عام 2010، وذلك عقب قرار مصرف ليبيا المركزي في يناير 2002 بشأن توحيد سعر الصرف، وما صاحبه من تخفيض في قيمة الدينار بنسبة تقارب **%.**50

وخلال الفترة (2011–2019)، استقر سعر الصرف الرسمي نسبيًا ضمن نطاق **1.30 – 1.26**دينار/دولار، رغم التحديات السياسية والاقتصادية. وفي إطار معالجة الاختلالات، تم اعتماد برنامج الإصلاح الاقتصادي عام 2018، والذي تضمن فرض رسوم على مبيعات النقد الأجنبي.

وفي سبتمبر 2020، أصدر مصرف ليبيا المركزي القرار رقم (1) بشأن تعديل سعر الصرف، ليتم توحيده عند مستوى **4.48** دينار/دولار أمريكي، وهو ما مثّل تحولًا جذريًا في السياسة النقدية وسعر الصرف في ليبيا.

الشكل (3) سعر الصرف الحقيقي في الاقتصاد الليبي خلال الفترة(1990–2022)



عمل الباحثتان بالاعتماد على بيانات الدراسة وباستخدام برنامج **Eviews**

2.2 الدراسة القياسية:

النموذج القياسي للدراسة:

ومن أجل وصف الظاهرة محل الدراسة وتصميم وتقدير النموذج المناسب لها، تم الاستعانة بالدراسات والأبحاث السابقة لصياغة نموذج قياسي يربط بين متغيرات الدراسة المتغير التابع (أسعار المستهلك) والمتغيرات المستقلة (عرض النقود، سعر الصرف الحقيقي). من خلال ما سبق يمكن التعبير عن الدالة بالصيغة الاتية:

$$Cpi_t = F(m2_t, reer_t) \ldots\ldots (1)$$

حيث Cpi_t المتغير التابع **"Depended Variable"** .

و **(m2,reer)** متغيرات مستقلة **"Independent Variables"**.

ويمكن التعبير عن الدالة الرياضية الآتية:

$$Cpi_t = a + B_1\, m2_t + B2\, reer_t \ldots (2)$$

وبإضافة المتغير العشوائي يأخذ النموذج الصيغة القياسية كما يأتي:

$$Cpi_t = a + B_1\, m2_t + B2\, reer_t + e_t \ldots (3)$$

اختبار جذر الوحدة **(Unit Root Test)**:

تم إجراء اختبارات الكشف عن وجود جذر الوحدة باستخدام اختباري ديكي فولر الموسع **(Augmented Dickey and fuller ADF)**، نظرا لكونه يعتبر الأكثر شيوعا في مجال الدراسات الاقتصادية القياسية للكشف عن سكون السلاسل الزمنية، والذي يمكن الحصول على نتائجه مباشرة في نفس الوقت لكافة المتغيرات بالاعتماد على البرنامج الإحصائي المعد خصيصا لذلك **(EViews)** ".

حيث ينص فرض العدم **(H_0)** إلى وجود جذر وحدة وبتالي السلسلة الزمنية غير ساكنة، أما الفرض البديل**(H_1)** فينص على أن السلسلة الزمنية ساكنة (لا تعاني من جذر الوحدة) وذلك لتجنب الحصول على انحدار زائف **(Spurious)**، وعند اخضاع سلسلة بيانات الدراسة لاختبارات جذر الوحدة تبين أن جميع متغيرات الدراسة غير ساكنة عند المستوى **"at Level I(0)** يظهر ذلك من خلال قيم **"T"** المحسوبة **(Calculated Value)** والتي جاءت اصغر من القيمة الجدولية لها "بالقيم المطلقة" لجميع متغيرات الدراسة، وذلك عند مستوى معنوية **5%، 1%**، كما كانت أيضا قيم **(prob)** أعلى من **0.05** عند اغلب النماذج سواء بحد ثابت أو حد ثابت واتجاه زمني أو بدون حد ثابت واتجاه زمني، وذلك كما موضح في الجدول التالي.

الجدول (1) نتائج اختبار السكون (Augmented Dickey and fuller ADF)

Test	Exogenous	5%	1%	Calculated Value	Prob	Variable
ADF At Level I(0)	Intercept	2.957110-	3.653730-	0.051487-	0.9465	Cpi
	Trend and Intercept	3.562882-	4.284580-	2.055115-	0.5494	
	None	1.951687-	2.639210-	1.845683	0.9822	
	Intercept	2.957110-	3.653730-	0.569834	0.9865	M2
	Trend and Intercept	3.557759-	4.273277-	1.813024-	0.6748	
	None	1.951687-	2.639210-	2.121590	0.9903	
	Intercept	2.957110-	3.653730-	0.603811-	0.8561	Reer
	Trend and Intercept	3.557759-	4.273277-	1.396273-	0.8428	
	None	1.951687-	2.639210-	0.725617	0.8666	

المصدر: اعداد الباحثتان بالاعتماد على برنامج **EViews**

وبما أن جميع سلاسل متغيرات الدراسة اتضح أنها غير مستقرة عند المستوى **(at level)**، تطلب الأمر اخذ الفروق الأولى **(1-st Difference)** لسلسة هذه المتغيرات، بهدف تخليص سلسلة متغيرات الدراسة من جذر الوحدة، ومن ثم تم اخضاع متغيرات الدراسة مجددا لاختبارات جذر الوحدة **(Unit Root)**، فكانت النتائج بعد استخدام طريقة الفروق تشير إلى سكون البيانات **(stationary)**، حيث كانت قيم **(t-Statisti)** المحسوبة المتمثلة في العمود **(Calculated Value)** أكبر من قيمته الجدولية **(critical values)** بالقيم المطلقة عند مستوى معنوية **(5%)**،و **(1%)** في النماذج الثلاث **(Intercept، Trend and Intercept، None)**. كما كانت القيم الاحتمالية **(prob)** أقل من **0.05** أيضا في النماذج الثلاث، وذلك بحسب النتائج الملخصة في الجدول (2)، وعلى ضوء هذه النتائج تم قبول الفرض العدم **H_1** القائل بأن سلسلة الدراسة ساكنة عند الفرق الأول **I(1)** ورفض الفرض البديل **H_0** القائل بعكس ذلك.

الجدول (2) نتائج اختبار السكون (Augmented Dickey and fuller ADF)

Test	Exogenous	5%	1%	Calculated Value	Prob	Variable
ADF At Level I(1)	Intercept	2.960411-	3.661661-	3.888328-	0.0057	Cpi
	Trend and Intercept	3.568379-	4.296729-	4.360680-	0.0086	
	None	1.952066-	2.641672-	3.582100-	0.0008	
	Intercept	2.960411-	3.661661-	6.102443-	0.0000	M2
	Trend and Intercept	3.562882-	4.284580-	6.423564-	0.0000	
	None	1.952473-	2.644302-	2.121792-	0.0345	
	Intercept	2.960411-	3.661661-	4.618362-	0.0009	Reer
	Trend and Intercept	3.562882-	4.284580-	4.634675-	0.0043	
	None	1.952066-	2.641672-	4.499713-	0.0001	

اعداد الباحثتان بالاعتماد على برنامج **EViews**

وهذا بدورة يشير إلى ثبات التباين والوسط الحسابي عبر الزمن، وبالتالي يمكن القول أن السلاسل الزمنية لمتغيرات الدراسة متكاملة من الدرجة الأولى **I(1)** وهو ما يعتبر مؤشر جيد لفاعليه استخدام اختبار التكامل المشترك بين هذه السلاسل الزمنية بأتباع منهجية **(ARDL)**.

ملاحظة (قبل البداء في إجراء اختبارات التكامل المشترك تجدر الاشارة إلى أنه تم إضافة متغير وهمي **DUM** –"وهو متغير صفري يتكون من الرقمين **(1-0)**"–، إلى الدراسة كمتغير مستقل وذلك لكي يأخذ في اعتباره ما شهدته ليبيا من أحداث سياسية وعسكرية خلال فترة الدراسة)

اختبار التكامل المشترك:

بموجب هذا الاختيار يتم التحقق من وجود تكامل مشترك بين المتغيرات من عدمه يتم ذلك من خلال تطبيق اختبار الحدود **(Bounds Test)**، الذي يستند على اختبار **(Wald)** للكشف عن العلاقة التوازنية بين المتغيرات على المدى الطويل، من أجل ذلك يتطلب تحويل النموذج العام المتحصل عليه إلى نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد **(Unrestricted Error Correction Model UECM)**. (منصور ودلعاب، 2020)

ويتم اختبار التكامل المشترك بين المتغيرات من خلال الفروض الآتية:

فرض العدم **H_0**: لا يوجد تكامل مشترك في المتغيرات في الامد الطويل.

ألفرض البديل **H_1**: يوجد تكامل مشترك بين المتغيرات في الامد الطويل (أي وجود علاقة توازنية في الامد الطويل).

ومن أجل اختبار مدى وجود علاقة توازنية طويلة الأجل (وجود تكامل مشترك بين نسبة الناتج الزراعي من اجمالي الناتج المحلي كمتغير تابع ومتوسط معدل هطول الامطار إلى جانب المتغير الوهمي كمتغيرات مستقلة) تم حساب إحصائية **(F)** من خلال اختبار الحدود وكانت النتائج كما هو مبين في الجدول (3) الآتي:

الجدول رقم (3) نتائج اختبار الحدود " Bounds Test"

المصدر	F-statistic		النتيجة
النموذج	11.346512		توجد علاقة تكامل مشترك بين متغيرات الدراسة. (أي وجود علاقة توازنية طويلة الأجل تتجه من المتغيرات المستقلة إلى المتغير التابع عند مستوى معنوية **(1%)**
القيم الجرجة	**Bounds I(0)**	**Bounds I(1)**	
1%	4.614	5.966	
5%	3.272	4.306	
10%	2.676	3.586	

المصدر: اعداد الباحثتان بالاعتماد على برنامج **EViews**

من خلال النتائج المرصودة في الجدول (3) يتضح وجود علاقة تكامل مشترك في الأجل الطويل بين المتغيرات الثلاثة الداخلة في الدراسة، مما يدل على وجود علاقة طويلة الأجل تتجه من جهة المتغيرات المستقلة باتجاه المتغير التابع عند مستويات دلالة (**1% 2.5%, 5%, 10%**) وذلك نظرا لإن إحصائية **"F"** المحسوبة تساوي(11.35) تقريبا وهي أكبر من قيم الحد الاعلى عند مستوى دلالة**1%** بهذه النتائج نقبل الفرض البديل "**H_1**" الذي ينص على وجود علاقة تكامل مشترك في الأمد الطويل ويرفض فرض العدم**"H_0** "القائل بعدم وجود تكامل مشترك وبالتالي علاقة توازنية في الأمد الطويل.

نتائج الانحدار المقدر لنموذج (ARDL):

تم الحصول على بعض المؤشرات من خلال عملية الانحدار الناتجة من نموذج **(ARDL)** في الجدول (4)، وتم تفسيرها على النحو الآتي:

الجدول (4) نتائج تقدير نموذج ARDL

القيمة	المؤشر
0.992298	**Adjusted R-squared**
128.8378	**F-statistic**
0.000000	**Prob F-statistic**

اعداد الباحثتان اعتمادا على برنامج **EViews**

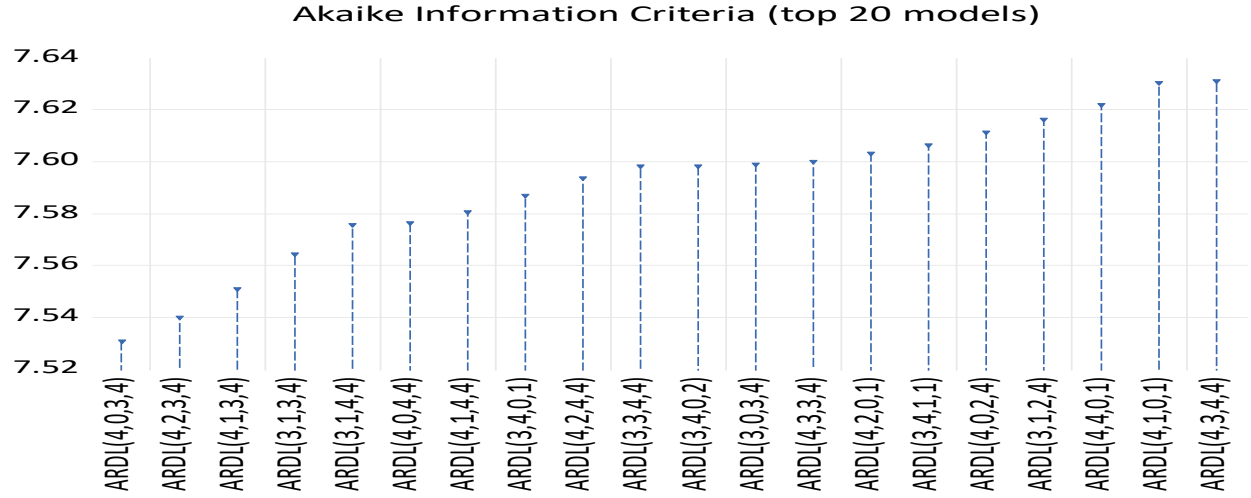
تم رصد قيمة معامل التحديد **(Adjusted R-squared)** والتي تساوي **" 0.99** تقريبا وهي نسبة تعني أن مقدرة تفسير المتغيرات للمستقلة **(m2,reer,dum)**للمتغير التابع **(Cpi)** بنسبة **99%** والباقي **1%** عوامل لم يشتمل عليها النموذج واحتواها معامل حد الخطاء (الحد العشوائي) **"e**" وهو مؤشر جيد على مقدرة النموذج على التنبؤ.

أيضا من خلال نموذج التقدير **ARDL** قيمة **(F-statistic)** تساوي **128.837** معنوية عند مستوى ثقة أقل من **1%** "**(Prob F-statistic)= 0.00 "** ويستدل منها أن النموذج ككل معنوي وقدرته على التنبؤ ذات ثقة أي العلاقة بين المتغيرات المستقلة والمتغير التابع ليست زائفة.

فترة الابطاء الزمني المثلى:

من المعلوم إن منهجية **ARDL** حساسة جدا لفترة الإبطاء، لذا فهي تعطي لكل متغير من متغيرات الدراسة فترة إبطاء على حده، ومن أجل تحديد فترات الإبطاء (التأخير الزمني) المثلى **" Period Number of Lag Time** سوف تعتمد منهجية **(ARDL)**لتحديد لذلك على معيار **(AIC)** كما هو موضح في الشكل (1) الآتي:

الشكل (4) فترة الابطاء المثلى لنموذج (ARDL)



المصدر: اعداد الباحثان بالاعتماد على برنامج**EViews**

من خلال الشكل (4) تم اختيار الابطاء الزمني المقابل لأصغر عمود الممثل لأقل قيمة من قيم معيار **(AIC)** لتكون فترة الابطاء المثلى والأنسب لبيانات الدراسة، حيث نلاحظ إن فترة الابطاء المثلى باستخدام نموذج **"ARDL"** كانت (4،0،3،4) .

تقدير العلاقة طويلة الأجل ومعلمة تصحيح الخطأ:

يمكننا من خلال نتائج نموذج "**ARDL**" المرصودة في الجدول (5) الحصول على معاملات الأجل الطويل وأيضا معلمة تصحيح الخطأ وذلك استخدام اختبار **(Cointegration And Long Run Form)** كما يلي:

الجدول (5) تقدير العلاقة قصيرة الأجل ومعلمة تصحيح الخطأ

اعداد الباحثتان اعتمادا على برنامج **EViews**

Dependent Variable: D(CPI)
Method: ARDL
Date: 12/05/25 Time: 21:12
Sample: 5 33
Included observations: 29
Dependent lags: 4 (Automatic)
Automatic-lag linear regressors (4 max. lags): M2 REER DUM
Deterministics: Restricted constant and no trend (Case 2)
Model selection method: Akaike info criterion (AIC)
Number of models evaluated: 500
Selected model: ARDL(4,0,3,4)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
COINTEQ*	-0.432314	0.050619	-8.540601	0.0000
D(CPI(-1))	0.123975	0.142829	0.867994	0.3968
D(CPI(-2))	-0.927090	0.173862	-5.332341	0.0000
D(CPI(-3))	-0.496219	0.204534	-2.426089	0.0260
D(REER)	-50.49605	12.59496	-4.009227	0.0008
D(REER(-1))	-68.21923	17.15633	-3.976331	0.0009
D(REER(-2))	-29.57711	14.44112	-2.048117	0.0554
D(DUM)	1.943826	4.885765	0.397855	0.6954
D(DUM(-1))	-87.97710	13.89751	-6.330423	0.0000
D(DUM(-2))	-57.19851	12.64858	-4.522128	0.0003
D(DUM(-3))	-24.78378	8.847016	-2.801372	0.0118

R-squared	0.903389	Mean dependent var	7.280000
Adjusted R-squared	0.849716	S.D. dependent var	20.39377
S.E. of regression	7.905939	Akaike info criterion	7.254802
Sum squared resid	1125.070	Schwarz criterion	7.773432
Log likelihood	-94.19463	Hannan-Quinn criter.	7.417231
F-statistic	16.83142	Durbin-Watson stat	1.856454
Prob(F-statistic)	0.000000		

* p-values are incompatible with t-Bounds distribution.

اظهرت نتائج الجدول إن معلمة تصحيح الخطاء "**CointEq(-1)**" كانت مطابقة للشرطين المطلوب اشتمالها عليهما وهما(خالد السواعي,2018):

– الشرط اللازم: ينص هذا الشرط على ضرورة إن تكون هذه المعلمة معنوية احصائيا (أقل من مستوى معنوية **5%** ، أي بمعنى وجود علاقة توازن (تكامل مشترك) في الأجل الطويل، ونلاحظ توافر هذا الشرط في معلمة تصحيح الخطاء "**CointEq(-1)**" لهذه الدراسة حيث كانت ذات معنوية إحصائية قوية عند مستوى دلالة أقل من **1%** وتساوي (**prob**=0.0000).

– الشرط الكافي: الشرط الكافي هو أن تكون إشارة معلمة تصحيح الخطاء "**CointEq(-1)**" سالبة وتعني الإشارة السالبة امكانية تصحيح الأخطاء قصيرة الأجل في الأمد الطويل (العودة للوضع التوازني في الأمد الطويل وهو ما توافر في معلمة تصحيح الخطاء "**CointEq(-1)**" لهذه الدراسة حيث كانت قيمتها تساوي (−0.4323).

إن توافر هذين الشرطان في معلمة تصحيح الخطاء يؤكد دقة العلاقة التوازنية طويلة الأجل وإن الية تصحيح الخطاء موجود بالنموذج وتعكس سرعة تكيف النموذج للانتقال من حالة الاختلال في الأجل القصير إلى وضع التوازن طويل الأجل وتعني القيمة "−0.4323" إنه إذا حدثت صدمة الإن فإننا كل سنة نستطيع إن نتخلص من الانحراف أو الاختلال قصير الأجل في المتغيرات التفسيرية بنسبة **(0.432)** في السنة.

وتجدر الإشارة إلى أن المعلمات بين متغيرات النموذج في الأمد القصير، معظمها ذات معنوية إحصائية بين المستوى **5%** و **1%**، حيث كان تأثير المتغيرات بين الإيجابي والسلبي كل حسب فترة ابطاءه.

اما فيما يخص علاقة الأمد الطويل:

جدول (6) معلمات الأمد الطويل

Variable *	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
M2	0.001860	0.000546	3.407720	0.0022
REER(-1)	128.3582	69.14329	1.856409	0.0752
DUM(-1)	207.7189	78.77759	2.636776	0.0142
C	-109.2190	87.35436	-1.250299	0.2228

Note: * Coefficients derived from the CEC regression.

المصدر: من اعداد الباحثان اعتمادا على نتائج برنامج EViews

أظهرت نتائج الدراسة وجود أثر موجب ومعنوي احصائيا بين معدل التضخم وعرض النقود، بمعنى كلما زاد عرض النقود بمقدار وحدة واحدة أدى ذلك لزيادة التضخم بمقدار 0.002 وحدة وذلك بمستوى معنوية 1%، كذلك هنا أثر إيجابي لسعر الصرف الحقيقي للفترة السابقة ولكن بمستوى معنوية 10% .

كما تم رصد أثر ايجابي معنوي بين المتغير المستقل **dum** والتابع **Cpi** أي ان فترة التدهور النسبي في البيئة الأمنية والسياسية، تؤدي الى زيادة معدلات التضخم.

من خلاصة ما سبق يمكن تقدير معادلة انحدار الأمد الطويل للدراسة كما يأتي:

Deterministics: Rest. constant (Case 2)

CE = CPI(-1) - (0.001860*M2 + 128.358220*REER(-1) + 207.718868 *DUM(-1) - 109.219049)

3.2 الاختيارات التشخيصية للنموذج:

للتأكد من جودة النموذج المستخدم في الدراسة وخلوه من المشاكل القياسية، تم إجراء بعض الاختيارات التشخيصية والتي توضحها نتائج الجدول (7):

الجدول (7) نتائج الاختيارات التشخيصية للنموذج المقدر

اسم الاختبار التشخيصي	P. Value (prod)	النتيجة
اختبار الارتباط الذاتي التسلسلي للبواقي ***Serial Correlation LM Test "Breusch- Godfrey" Test***	0.3802	لا يوجد ارتباط ذاتي تسلسلي للأخطاء
اختبار تباين البواقي ***Heteroscedasticity Test "Breusch – Pagan Godfrey Test***	0.1766	تباين إلاخطاء (البواقي) متجانس "لا وجود لمشكلة عدم ثبات التباين"
اختبار التوزيع الطبيعي للبواقي (الاخطاء) ***Histogram- Normality Test "Jarque- Bera" Test***	**0.8672**	توزيع البواقي يخضع للتوزيع الطبيعي

اعداد الباحثتان اعتمادا على برنامج **EViews**

نتائج اختبار الارتباط الذاتي التسلسلي للبواقي (LM Test):

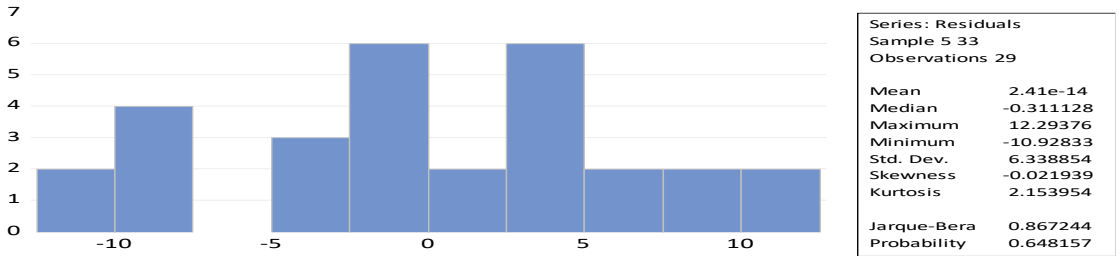
من خلال القيام باختبار **(Breusch Godfrey)** للكشف عن الارتباط الذاتي التسلسلي تبين إنه لا يوجد ارتباط تسلسلي، وذلك لإن القيمة الاحتمالية للاختبار تساوي **(prod=0.38)** تقريبا وهي أكبر من مستوى معنوية **5%**، وبالتالي نقبل الفرض العدم القائل بأنه لا يوجد ارتباط ذاتي تسلسلي للأخطاء.

نتائج اختبار تباين البواقي (الاخطاء) (Heteroskedasticity Test):

عند إجراء اختبار **(Breusch-Pagan-Godfrey)** للكشف عن تباين البواقي، اتضح عدم وجود اختلال في حد الخطاء، وذلك لأن **(prod** =0.1766) وهي أكبر من مستوى معنوية **5%**، وبالتالي يتم رفض الفرض البديل الذي ينص على وجود اختلال في تباين حد الخطاء، ونقبل الفرض العدم الذي ينص بعكس ذلك.

نتائج اختبار التوزيع الطبيعي (الاحتمالي) للبواقي (Histogram- Normality Test):

من خلال القيام باختبار (**Jarque -Bera)** للتأكد من أن البواقي تخضع للتوزيع الطبيعي، حيث ثبت أن توزيع البواقي معتدلا، أي يخضع للتوزيع الطبيعي، إذ وجد أن **(prod =0.867)** أكبر من **5%** وبالتالي تم قبول الفرض العدم **"H0"** القائل بإن توزيع البواقي يخضع للتوزيع الطبيعي، أيضا يمكن ملاحظة اعتدال التوزيع من خلال الرسم البياني رقم(2) حيث تتركز أكبر القيم وأكثرها في المنتصف.



الشكل (5) التوزيع الطبيعي للبواقي

اعداد الباحثتان اعتمادا على برنامج EViews

اختيارات التحقق من صلاحية وجودة النموذج:

في ظل اعتماد الدراســـة علي منهجية **(ARDL)** واســـتخدامها في التقدير، فإن ذلك يتطلب إجراء بعض الاختيارات المهمة للتحقق من شروط طريقة التقدير المستخدمة، وذلك بهدف التحقق من صلاحية وجودة النموذج المقدر لكي يتم الاعتماد على نتائج التقدير في التنبؤ وغيره، وللتحقق من ذلك تم اخضاع نتائج منهجية **(ARDL)** لبعض الاختيارات على النحو التالي:

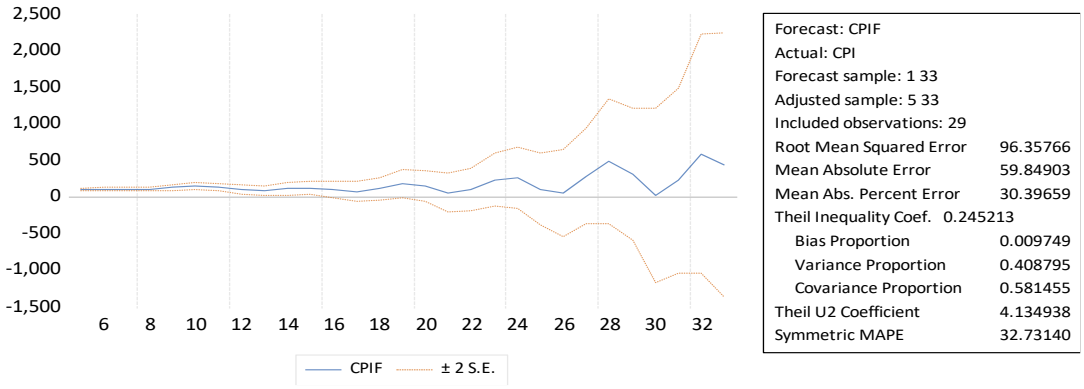
اختبار تقييم مقدرة النموذج على التنبؤ:

لاختبار مقدرة النموذج على التنبؤ يمكننا ذلك من خلال معامل عدم التساوي (لثايل) والذي يعتمد على الفروض الآتية:

فرض العدم **H_0:** تكون مقدرة النموذج على التنبؤ عالية إذا كان معامل (ثايل **Theil)** أقرب إلى الصفر.

الفرض البديل **H_1:** تكون مقدرة النموذج على التنبؤ ضعيفة إذا كان معامل **(Theil)** أقرب للواحد الصحيح.

من خلال نتائج الشكل (5) يتضح إن قيمة معامل التساوي لثايل **(Theil Inequality Coefficient)** تساوي **(0.009)**، وهي قريبة جدا من الصفر مما يشير إلى المقدرة العالية للنموذج على التنبؤ، وبالتالي قبول الفرض العدم **"H_0"** ورفض الفرض البديل **"H_1"**.



الشكل (6) نتائج اختبار معامل عدم التساوي (Theil) لتقدير مدى قدرة النموذج على التنبؤ

اعداد الباحثتان اعتمادا على برنامج **EViews**

اختبار الإستقرارية Ramsey REST Test:

بأجراء اختبار الاستقرارية للنموذج بالكامل **(Ramsey REST Test)** اتضح أن القيمة الاحتمالية تبلغ (0.173) **probability** وهي أكبر من مستوى معنوية **(0.05)**، وهذا يدل على أن جميع متغيرات الدراسة مستقرة بعد اخذ الفرق الأول لها.

1.3 النتائج

توصلت الدراسة إلى مجموعة من النتائج الرئيسة يمكن تلخيصها فيما يلي:

1. وجود علاقة تكامل مشترك طويلة الأجل بين التضخم وأدوات السياسة النقدية (عرض النقود وسعر الصرف)، مما يؤكد وجود علاقة توازنية بين المتغيرات محل الدراسة .
2. أثر موجب ومعنوي لعرض النقود على التضخم في الأجل الطويل، بما يتوافق مع النظرية الكمية للنقود، حيث يؤدي التوسع النقدي إلى زيادة الضغوط التضخمية .
3. وجود تأثير إيجابي لسعر الصرف على التضخم، مما يعكس ارتفاع مستوى انتقال أثر سعر الصرف إلى الأسعار في اقتصاد يعتمد بشكل كبير على الواردات .
4. تأثير معنوي للمتغير الوهمي**(D)** ، مما يثبت أن الأزمات السياسية والاضطرابات المؤسسية كان لها دور مباشر في زيادة معدلات التضخم .
5. ضعف فعالية السياسة النقدية في بعض الفترات، نتيجة الانقسام المؤسسي، وتعدد مراكز صنع القرار النقدي، وغياب التنسيق بين السياستين النقدية والمالية .
6. أظهرت نتائج الاختبارات القياسية **(ARDL)** جودة عالية للنموذج المستخدم، مع قدرة تفسيرية مرتفعة تفوق 99%، وعدم وجود مشاكل قياسية جوهرية (الارتباط الذاتي، التباين غير المتجانس، وعدم طبيعية البواقي) .

1.4 التوصيات

في ضوء النتائج المتحصل عليها، توصي الدراسة بما يلي:

1. تعزيز استقلالية وفعالية السياسة النقدية من خلال توحيد المؤسسات النقدية ودعم استقلالية مصرف ليبيا المركزي بما يضمن استقرار القرارات النقدية .
2. الحد من التوسع غير المنضبط في عرض النقود، عبر ربط الإصدار النقدي بالقدرة الإنتاجية الحقيقية للاقتصاد، وتجنب التمويل التضخمي للعجز المالي .
3. تطوير سياسة سعر الصرف من خلال اعتماد آليات أكثر مرونة واستقرارًا، بما يقلل من انتقال أثر تقلبات العملة إلى المستوى العام للأسعار .
4. تعزيز التنسيق بين السياسة النقدية والسياسة المالية لضمان انسجام السياسات الاقتصادية الكلية في مواجهة الضغوط التضخمية .
5. تنويع هيكل الاقتصاد الليبي وتقليل الاعتماد على القطاع النفطي، بما يساهم في رفع القدرة الإنتاجية وتقليل الضغوط التضخمية المستوردة .
6. تطوير الأسواق المالية والأدوات النقدية غير التقليدية بما يعزز فعالية انتقال أثر السياسة النقدية ويحد من التضخم في الأجل الطويل .
7. تحقيق الاستقرار السياسي والمؤسسي باعتباره شرطًا أساسيًا لنجاح أي سياسة نقدية فعالة ومستدامة.

1.5 المراجع:

المراجع العربية:

1- أبوشيبه، يونس الطيب، خشيم، رضاء الصديق، (2023). تحليل العلاقة بين السياسات الاقتصادية ومعدلات التضخم في ليبيا من خلال منهجية **(ardl)** للفترة 2000−2018**–43 ,(2)10**, ***Mağallaẗ Dirāsāt Al-Iqtiṣād Wa-al-Aʿmāl*** **. 64. https://doi.org/10.36602/jebs.2023.v10.02.03**

2- أحلام، ديدو، وإلهام، ميموني. (2023). أثر السياسة النقدية في معالجة معدلات التضخم في الجزائر: دراسة قياسية للفترة **(1990–2021).**

3- أمينة، دبات. (2021). السياسة النقدية واستهداف التضخم في الجزائر. جامعة الجيلالي ليابس، سيدي بلعباس.

4- بوفروة، عبدالمطلب أحمد، بركة، حنان عبدالرحمن، ومحمد، سند حسين. (2019). دراسة أثر عرض النقود وسعر الصرف الموازي على التضخم في ليبيا باستخدام نموذج **VECM** للفترة **.(2018–2015)** *مجلة المختار للعلوم الاقتصادية*، 6**.(11)**

5- داغر، محمود محمد، والصويعي، رمضان. (2008). تأثير عرض النقود وسعر الصرف على التضخم في الاقتصاد الليبي خلال الفترة (1990–2008). كلية الإدارة والاقتصاد، جامعة بغداد.

6- رابح، دحماني. (2019). أثر السياسة النقدية في التضخم في الجزائر: دراسة اقتصادية خلال الفترة (1980–2017). جامعة أكلي محند أولحاج، البويرة.

7- رحومة، عبدالسلام مسعود، والصالحي، عبدالعزيز علي. (2019). أثر التضخم على النمو الاقتصادي في ليبيا: دراسة قياسية للفترة **.(2018–2000)** *مجلة الجامعي*، **.(30)**

8- السوقي، عبدالرزاق عبدالله. (2024). دراسة قياسية لأثر سعر الصرف وعرض النقود على معدلات التضخم في ليبيا خلال الفترة**.(2024–2000)**

9- الصالح، رضا علي، والرتيمي، عبدالمجيد الهادي. (2020). واقع السياسة النقدية والمالية في الاقتصاد الليبي للفترة–**2012) .(2019***مجلة دراسات الإنسان والمجتمع***.**

10- صداقة، عبدالعزيز، الجيباني، صقر، وعطية. (2019). تحليل وقياس العلاقة السببية بين عرض النقود والتضخم في الاقتصاد الليبي **.***مجلة البحوث والدراسات الاقتصادية***،** المعهد العالي للعلوم التقنية**.**

11- علي، سهام يوسف، ونورالدين، عبدالله إبراهيم. (2018). قياس وتحليل اتجاه السببية بين سعر الصرف الموازي والعرض النقدي ومعدل التضخم في ليبيا باستخدام نموذج الانحدار الذاتي للفترة (2011–2018). جامعة سبها**.**

12- الكريطي، ساهرة جاسب سعيد. (2024). تأثير أدوات السياسة النقدية البديلة في تعزيز وسائل الدفع الإلكتروني: دراسة تحليلية في القطاع المصرفي العراقي (2017–2023). جامعة كربلاء**.**

13- منصور ،علي، دلعاب، بوبكر، " ظاهرة التضخم الركودي وانعكساتها على الاقتصاد الليبي : دراسة تحليلية للعلاقات الخطية وغير الخطية للمحددات المالية والنقدية للتضخم الركودي " ، المجلة الدولية للدراسات الاقتصادية، العدد الثالث عشر ، برلين– ألمانيا ، **2020**.

المراجع الاجنبية

1. **Blanchard, O. (2017).** ***Macroeconomics*****. Pearson**
2. **Friedman, M. (1963).** ***Inflation: Causes and Consequences*****.**
3. **Keynes, J. M. (1936).** ***The General Theory of Employment, Interest and Money*****.**
4. **Mishkin, F. S. (2016).** ***The Economics of Money, Banking and Financial Markets*****.**