باستخدام نموذج الانحدار الذاتي للإبطاء الزمني الموزع ARDL خلال الفترة 1986–2020

Measuring the effectiveness of monetary policy on monetary stability in Mauritania: Through the application of ARDL models for the period 1986-2020

## ولد موسى ابراهيم **Ould Moussa Brahim**

باحث في وحدة البحث حول الاقتصاد الكلي، النمو والتنمية، جامعة نواكشوط، موريتانيا، kane.brahim@yahoo.fr

تارىخ النشر: 2023/01/01

تاريخ الاستلام: 2022/09/24 تاريخ القبول: 2022/12/26

#### ملخص

تمدف هذه الدراسة إلى ابراز أثر أدوات السياسة النقدية على الاستقرار النقدي في موريتانيا، وذلك من خلال تطبيق نموذج الانحدار الذاتي للإبطاء الزمني الموزع ARDL خلال الفترة ARDL عن خلال الفترة

توصلت الدراسة إلى عدة نتائج من أهمها: أنه وبعد تقدير النموذج وفحص جودته تم التوصل إلى أن هنالك متغيرات تؤثر سلبا في المدى القصير على معامل الاستقرار النقدي في موريتانيا (سعر الصرف الإسمى وسعر الفائدة)، فيما يظهر التأثير السلبي لنمو القروض الموجهة للاقتصاد على المدي الطويل، أما بالنسبة لسعر الفائدة وغو الواردات، فقد كان لهما تأثير إيجابي على معامل الاستقرار النقدي فقط على المدى الطويل.

كلمات مفتاحية: السياسة النقدية، معامل الاستقرار النقدي، نموذج ARDL.

تصنيفات E52 ،E51 : IEL تصنيفات

#### Abstract:

This study aims to highlight the impact of monetary policy tools on monetary stability in Mauritania, Through the application of ARDL models for the period 1986 2020.

The study reached several results, the most important of which are: that after evaluating the model and examining its quality, it was concluded

l المؤلف المرسل: ولد موسى ابراهيم، الإيميل: kane.brahim@yahoo.fr

that there are variables that negatively (exchange rate and interest rate) affect the monetary stability factor in Mauritania in the short term, while it shown the negative impact of credit growth to the economy in the long term. As for the interest rate and the growth of imports, they had a positive impact on the monetary stability factor only in the long term.

**Keywords:** Monetary Policy; Monetary Stability factor; ARDL Models.

JEL Classification Codes: E51, E52, C22.

#### 1. مقدمة:

لقد شكل موضوع السياسة النقدية وعلاقتها بالاستقرار النقدي جدلا كبيرا على مدى السنوات الماضية، خاصة بعد الأزمة المالية 2008 وانعكاساتها السلبية على النمو الاقتصادي العالمي، وارتفاع الأسعار، فتحقيق الاستقرار النقدي يعد أحد الأهداف الكبرى التي تسعى السياسة النقدية إلى تحقيقه، ويرتبط تحقيقه بتحقيق الاستقرار الاقتصادي، وتتمثل أهم عناصر الاستقرار النقدي التي تسعى السياسة النقدية إلى تحقيقها، في عدم وجود ارتفاعات حادة على مستوى العام للأسعار المحلية التي من شأنها أن تؤثر على الاقتصاد بشكل سلبي، واستقرار سعر صرف العملة، وبالإضافة إلى خلق هيكل لأسعار الفائدة ينسجم مع الظروف الاقتصادية المحلية والدولية. لذا، تسعى السياسة النقدية إلى التأثير في حجم المعروض النقدي بالشكل الذي يتلاءم والظروف الاقتصادية السائدة، لما لذلك من تأثير على العديد من الأهداف التي ترتبط بتحقيق استقرار الاقتصاد الكلي.

لقد عانى الاقتصاد الموريتاني منذ نشأة البنك المركزي من مجموعة من الاختلالات الهيكلية خصوصا مع نهاية السبعينيات حتى منتصف الثمانينيات من القرن الماضي، انعكست على الاقتصاد بشكل عام وعلى القطاع المالي والمصرفي بشكل خاص، مما جعل الحكومة تشرع منذ منتصف ثمانينيات القرن الماضي في تطبيق جملة من الإصلاحات الاقتصادية والمالية وذلك بالتعاون مع صندوق النقد والبنك الدوليين.

ومن أبرز الإصلاحات التي قيم بما في مرحلة إعادة الهيكلة، الاتجاه نحو الخصخصة خاصة المؤسسات المصرفية المتعثرة، كما بدأ البنك المركزي الموريتاني باتباع الرقابة غير المباشرة على الائتمان منذ عام 1992. وقد تميز النظام النقدي الموريتاني خلال الألفية الأخيرة، بصدور القانون الأساسى للبنك

المركزي الموريتاني سنة 2007، والذي حدد المهمة الأساسية للبنك وهي الحفاظ على استقرار الأسعار وتعزيز استقلالية البنك في مجال رسم السياسة النقدية.

بالرغم من ذلك، فقد استحدث البنك المركزي الموريتاني نظاما أساسيا جديدا خلال سنة 2018، ليعزز المكاسب التي حددها النظام الأساسي السابق، وذلك بالتأكيد على أن استقرار الأسعار يعتبر الهدف الأساسي للسياسة النقدية وعلى ضرورة استقلالية البنك، بالإضافة إلى استحداث لجنة المطابقة مع ضوابط الشريعة الإسلامية. ومن ناحية أخرى فقد قامت السلطات النقدية في يناير 2018 بتغيير القاعدة النقدية وذلك بنزع الرقم صفر عن العملة المحلية (الأوقية).

وفي هذا السياق تسعى هذه الدراسة إلى تناول أدوات السياسة النقدية في موريتانيا ومعرفة الدور الذي لعبته في تحقيق الاستقرار النقدي، حيث تمكننا من طرح التساؤل التالى:

ما مدى تأثير السياسة النقدية في تحقيق الاستقرار النقدي في موريتانيا خلال الفترة 2020-1986

## فرضيات الدراسة

من أجل معالجة إشكالية الدراسة، سنقوم باختبار الفرضيتين التاليتين:

- 1. توجد علاقة تكامل مشترك، بين أدوات السياسة النقدية والاستقرار النقدي في موريتانيا خلال فترة الدراسة.
- 2. وجود علاقة ذات دلالة إحصائية، بين أدوات السياسة ومعامل الاستقرار النقدي خلال فترة الدراسة.

## منهجية الدراسة

للإجابة على اشكالية الدراسة واختبار صحة الفرضيتين، سنعتمد على أسلوب التحليل القياسي لتقدير أثر أدوات السياسة النقدية التي يتخذها البنك المركزي الموريتاني، وذلك للتأثير على معامل الاستقرار النقدي، وفي هذا الخصوص ستستخدم الدراسة نموذج الانحدار الذاتي للإبطاء الزمني الموزع

ARDL في تحديد أبرز تلك الأدوات خلال فترة الدراسة، حيث ركزت العديد من الدراسات السابقة على هذا الأسلوب لمعالجة هذا الموضوع.

## أهداف الدراسة

تسعى الدراسة للوصول إلى الأهداف التالية:

- 1. إبراز أهم أدوات السياسة النقدية في موريتانيا، للتأثير على الاستقرار النقدي خلال فترة الدراسة.
  - 2. تقييم مدى نجاح السياسة النقدية في موريتانيا خلال فترة الدراسة.

## 2. الدراسات التجريبية السابقة

يمثل الاستقرار النقدي أحد الأهداف الكبرى للسياسات النقدية لمختلف دول العالم، ولتحقيق هذا الهدف، فقد اختلفت السياسة النقدية التي تتبناها الدول بسبب تباين تأثير هذه السياسة من دولة إلى أخرى، بمعنى أن تأثيرها غير حاسم في كل الحالات. من هنا فقد تناولت العديد من الدراسات إشكالية علاقة النقود بالنشاط الاقتصادي واختلفت في نتائجها.

دراسة (Sasongko, G & Huruta, A. D, 2018) التي تناولت العلاقة السببية بين التضخم وعرض النقود في إندونيسيا، واستخدمت لذلك بيانات شهرية خلال الفترة 2007، كما اعتمدت الدراسة على سببية اجراجر، لتشير النتائج إلى أن عرض النقود هو الذي يتسبب في الدونيسيا. وفي الاتجاه ذاته، توصلت دراسة (Ofori-Frimpon, K, 2017) في نيجيريا إلى نفس النتائج في الدراسة السابقة، مع الإشارة في غانا ودراسة (Santos R, 2012) في نيجيريا إلى نفس النتائج لكن في الأمد الطويل.

في المقابل، توصلت بعض الدراسات إلى وجود علاقة ثنائية الاتجاه بين التضخم وعرض النقود، من بين تلك الدراسات، دراسة (Denbel, F. S & al, 2018) التي فحصت العلاقة السبية بين التضخم وكل من النقود والنمو الاقتصادي في اثيوبيا خلال الفترة 1970–2010، باستخدام اختبار جوهنسن، نتائج الاختبار أشارت إلى وجود علاقة سببية ثنائية الاتجاه على المدى الطويل بين التضخم وعرض النقود، وسببية أحادية الاتجاه بين التضخم والنمو الاقتصادي على المدى القصير. سارت على

نفس الاتجاه، دراسة (Roshan, S. A, 2014) في إيران التي توصلت إلى نفس النتائج، بينما توصلت دراسة (Muço, M & al, 2004) إلى أن العلاقة ضعيفة بين النقود والتضخم في ألبانيا، وذلك بالاعتماد على نموذج VAR خلال الفترة الممتدة من يناير 1993 إلى أغست 2000.

كما تطرقت بعض الدراسات السابقة لأهمية الاستقرار النقدي كهدف رئيسي للسياسة النقدية، سعيا وراء تهيئة مناخ ملائم لممارسة النشاط الاقتصادي قصد بلوغ استقرار اقتصادي.

سعت دراسة (Hope, E & al, 2021) إلى تقييم فعالية السياسة النقدية لدولة غانا في السيطرة على استقرار الأسعار، حيث درست العلاقة ما بين سعر الفائدة المركزي، أذونات الخزينة والكتلة النقدية كمتغيرات مستقلة والتضخم كمتغير تابع، استخدمت الدراسة بيانات فصلية للفترة 2006، وتوصلت إلى وجود تأثير فعال للسياسة النقدية في غانا على التضخم. كما استخدمت دراسة 2016، وتوصلت إلى وجود تأثير فعال للسياسة النقدية في غانا على التضخم. كما استخدمت دراسة تأثير (Honoré, T. O, 2021) نموذج الانحدار الذاتي للإبطاء الزمني الموزع الكاميرون على التضخم خلال الفترة 1980–2016، وكشفت نتائج الدراسة إلى أنه في الأمد الطويل، توحد علاقة إيجابية وهامة بين السياسة النقدية والتضخم في الكاميرون، حيث أظهرت النتائج بأن لسعر صرف الفرنك الإفريقي أثر على التضخم.

هدفت دراسة (Malek, E, Wahiba, N. F, & Firas, Z, 2021) إلى التحقق من وجود علاقة سببية بين استقلالية البنك المركزي والتضخم في تونس، واستخدمت نموذج ARDL خلال الفترة 1986–2019. الدراسة أشارت إلى وجود علاقة ما بين معدل دوران محافظ البنك المركزي كمؤشر للاستقلالية والتضخم في تونس، كما توصلت إلى تأثير لسعر الصرف وأسعار الفائدة على التضخم، بالإضافة إلى القروض الموجهة للاقتصاد كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي. في الاتجاه نفسه، قامت دراسة (Johnson, A. A & al, 2020) باستخدام نموذج ARDL لمعرفة تأثير السياسة النقدية على استقرار الأسعار في نيجيريا خلال الفترة 1986–2018، وتوصلت النتائج إلى وجود علاقة ايجابية على المدى الطويل ما بين الاحتياطي النقدي ومؤشر أسعار المستهلك.

ركزت دراسة (Alemu, M, Mulugeta, W, & Wassie, Y, 2016) على ديناميكية التضخم في الاقتصاد الاثيوبي، حيث استخدمت نموذج VAR خلال الفترة 1974-2014، وتوصلت إلى أن نمو الكتلة النقدية هو المسبب الرئيسي للتضخم في أثيوبيا، ويبرز ذلك في المدى القصير، أما في المدى الطويل فيظهر العجز المالي والعجز الحقيقي في التأثير على التضخم، كمار أوضح تحليل VAR أن تأثير معدل الفائدة على الودائع المحلية ضعيف على المدى الطويل. من ناحية أخرى، استخدمت دراسة (Mpofu, R. T, 2011) بيانات شهرية تمتد من يناير 1999 إلى سبتمبر 2010 لاقتصاد دولة جنوب إفريقيا، وذلك لتحديد العلاقة ما بين التضخم والمتغيرات الأخرى والمتمثلة في عرض النقود، سعر الفائدة، سعر الصرف وسعر النفط، توصلت نتائج الدراسة إلى وجود علاقة عكسية ما بين التضخم وكل من عرض النقود وأسعار الصرف. في المقابل، تؤكد النتائج وجود علاقة عكسية ما بين التضخم وكل من سعر الفائدة وسعر النفط.

أما الدراسات السابقة على مستوى التكتلات الاقليمية أو الدولية، فهنالك العديد من الدراسات التي تناولت العلاقة ما بين السياسة النقدية والاستقرار النقدي.

تناولت دراسة رالنقدي في الاتحاد النقدي لشرق افريقيا خلال الفترة 1981–2015، تم تصميم دالة الطلب على النقود وتقديرها باستخدام اختبار الحدود ونموذج تصحيح الخطأ والتكامل المشترك، نتائج هذه الدراسة أظهرت أن بوروندي ورواندا وتنزانيا لديهم طلب نقدي مستقر، في حين أن البلدان المتبقية وهي كينيا واوغندا تتمتع باستقرار جزئي فقط خلال فترة الصدمة. أما دراسة (Ekpo, A. H & فقد بحثت في تأثير السياسة النقدية على الناتج المحلي الإجمالي والتضخم على مستوى اقتصاد 37 دولة إفريقية خلال 2010–2015، حيث توصلت نتائج الدراسة إلى أن الانفتاح على التجارة الدولية محدد مهم لفعالية السياسة النقدية في هذه البلدان، كما يرتبط أيضا بشكل إيجابي بالناتج المحلى الإجمالي وسلبا بالتضخم.

تطرقت دراسة (Teixeira, J. R, 2014) للأداء الاقتصادي لكل من البرازيل، روسيا، الصين والولايات المتحدة، بالإضافة إلى منطقة اليورو وهونغ كونغ وتايوان وسنغافورا وكوريا، من خلال تطبيق مربع كالدور خلال الفترة 1997–2012، توصلت الدراسة إلى أن الأداء الاقتصادي كان جيدا للصين وروسيا وللدول الآسيوية الحديثة، بينما لم يكن الأداء الاقتصادي للبرازيل جيدا نتيجة للانخفاض في معدلات النمو والعجز في ميزان المدفوعات وارتفاع التضخم، كما أن الأداء الاقتصادي للولايات المتحدة ومنطقة اليورو كان مشابها للبرازيل في نتائجه.

# 3. السياسة النقدية في موريتانيا ودورها في تحقيق الاستقرار النقدية خلال الفترة 1986-2020

سنحاول في هذا الجزء معرفة مدى نجاح السياسة النقدية في ضبط المعروض النقدي، من خلال تقييم حالة الاستقرار النقدي في الاقتصاد الموريتاني خلال الفترة الممتدة 2020-2020، وذلك بحساب الفجوة ما بين نمو الكتلة النقدية ونمو الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي. وذلك على النحو التالي:

## 1.3 مؤشرات الاستقرار النقدي

يعتبر تحقيق الاستقرار النقدي من أهم الأهداف التي تسعى السلطات النقدية لتحقيقها لتعزيز دورها في النشاط الاقتصادي، حيث تسعى السلطات النقدية إلى تحقيق ذلك من خلال ضبط وتنظيم السيولة المحلية في الاقتصاد الوطني بما يتناسب وتمويل الاقتصاد الحقيقي. ومن أهم مؤشرات الاستقرار النقدي ما يعرف بمعامل الاستقرار النقدي، بالإضافة إلى معيار فائض الطلب وفائض العرض النقدي.

# معيار الاستقرار النقدي او الضغط التضخمي

يستند هذا المعيار الى منطق النظرية الكمية النيوكالاسيكية التي تدخل في اعتبارها إمكانية تغير كل من الدخل أو الناتج القومي، وأيضا إمكانية تغير الطلب على النقود أو سرعة دورانها، وطبقا لهذه النظرية، فإن الاستقرار النقدي يتحقق عموما إذا تعادل معدل التغير في كمية النقود مع معدل التغير في إجمالي الناتج القومي، وهنا يصبح الفرق بينهما (معامل الاستقرار النقدي) معادلا للصفر (صبحي و أحمد ، صفحة 291). ويصاغ معيار الاستقرار النقدي بالمعادلة التالية:

$$B = \frac{\Delta M}{M} - \frac{\Delta Y}{Y}$$

حيث أن:

. يمثل التغير في كمية النقود،  $\frac{\Delta Y}{Y}$  يمثل التغير في الناتج المحلي الإجمالي.

فإذا زاد معدل التغير النقدي عن معدل التغير في الناتج القومي أو الدخل القومي الحقيقي، فسيكون معامل الاستقرار موجبا، وتكشف معظم الأرقام في الفترات السابقة أن معدل نمو كمية النقود تفوق باستمرار معدل تغير الناتج القومي وبالتالي فإن قيمة معامل الاستقرار سيكون موجبا، وهذا يكشف عن وجود فائض في القدرة الشرائية يفوق الإنتاج من السلع والخدمات المنتجة والمتاحة، وأن استمرار هذا الفرق في الارتفاع يشير إلى نمو حجم القوى التضخمية.

# . 2.3 حساب معامل الاستقرار النقدي في الاقتصاد الموريتاني خلال الفترة 1986-2020

يمكن معيار الاستقرار النقدي من قياس العلاقة بين عرض النقود والناتج المحلي الإجمالي بالأسعار الثابتة - كما تم توضيح ذلك سابقا- إذ يستند هذا المعيار على نظرية كمية النقود والتي ترى بأن الزيادة في كمية النقود بكمية تفوق الزيادة في الناتج القومي الحقيقي تعتبر من أهم العوامل التي تساهم في زيادة الاختلال بين تيار الإنفاق النقدي والعرض الحقيقي بين السلع والخدمات مما يدفع بمستويات الأسعار إلى الارتفاع. ويبين الجدول (1) أن تطور معامل الاستقرار النقدي، قد شهد تذبذبا كبيرا في الاقتصاد الموريتاني خلال فترة الدراسة.

إذ تشير بيانات الجدول، أن معامل الاستقرار النقدي في الاقتصاد الموريتاني قد أخذ قيما موجبة في أغلب سنوات الدراسة، مما يشير إلى أن معدل النمو السنوي لعرض النقود قد فاق معدل النمو السنوي للناتج المحلي الإجمالي الحقيقي خلال أغلب السنوات، الأرقام الواردة في الجدول تظهر أن متوسط معدل النمو السنوي لعرض النقود خلال فترة الدراسة بلغ حوالي 13% بينما بلغ متوسط معدل نمو الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي حوالي 3%، الأمر الذي يدل على وجود اختلال كبير بين هذين المعدلين، حيث زادت كمية النقود بشكل كبير بالمقارنة مع الزيادة التي حدثت في الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي، الشيء الذي أدى إلى حدوث ارتفاع في الطلب الكلي على السلع والخدمات مع عجز الجهاز الإنتاجي المحلي عن

مواكبة هذه الزيادة في الطلب، مما ساهم في الدفع بمستويات الأسعار المحلية إلى الارتفاع. إن هذا الخلل الواضح بين الزيادة على مستوى الكتلة النقدية والزيادة على مستوى الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي، يظهر أن السياسة النقدية في موريتانيا خلال الفترة 1985–2020 ضعيفة نسبيا في تحقيق الاستقرار النقدي، حيث أن نسبة التحكم في السيولة لدى البنك المركزي الموريتاني ضعيفة نسبيا وذلك بسبب عدم كفاءة أدوات السياسة النقدية في امتصاص السيولة الفائضة بما يحقق التوازن بين الاقتصاد النقدي والحقيقي.

الجدول 1: يبين تطور معامل الاستقرار النقدي في الاقتصاد الموريتاني خلال الفترة (2020-2020) (القيم بالملايين من الأوقية الجديدة)

معامل الاستقرار النقدي	معدل النمو (%)	الناتج المحلي الإجمالي بالأسعار الثابتة	معدل النمو (%)	الكتلة النقدية	السنوات
		84858,3216		1363,3	1985
4,63	5,71	89706,7691	10,34	1504,2	1986
7,87	1,90	91411,5424	9,77	1651,1	1987
7,32	1,72	92984,1847	9,04	1800,3	1988
11,73	4,78	97426,5835	16,51	2097,5	1989
13,29	- 1,77	95700,8621	11,52	2339,1	1990
7,47	1,79	97412,077	9,26	2555,7	1991
5,30	1,87	99237,7018	7,17	2738,9	1992
- 5,20	5,87	105066,565	0,67	2757,3	1993
2,53	- 3,06	101850,758	-0,53	2742,8	1994
- 14,96	9,82	111852,3	-5,14	2601,9	1995
25,17	5,82	118360,791	30,99	3408,3	1996
28,07	- 4,04	113573,456	24,03	4227,2	1997
- 1,34	2,78	116728,305	1,44	4287,9	1998
6,93	3,67	121015,944	10,6	4742,6	1999
23,41	- 3,92	116274,508	19,49	5667	2000
35,10	- 0,80	115344,9	34,3	7610,8	2001
22,43	1,38	116938,372	23,81	9423,1	2002
18,58	6,93	125040,177	25,51	11827,3	2003
8,80	4,73	130958,026	13,53	13427	2004
5,98	8,57	142176,267	14,55	15380,9	2005
- 2,66	18,33	168241,725	15,67	17791,8	2006
20,88	- 1,97	164928,334	18,91	21155,8	2007
14,07	- 0,33	164382,29	13,74	24063,3	2008
15,06	0,10	164543,181	15,16	27711,7	2009
8,35	2,62	168854,59	10,97	30751,5	2010
17,50	4,17	175900,526	21,67	37415,4	2011
6,03	4,47	183763,303	10,5	41343,8	2012
9,45	4,15	191390,974	13,6	46967,3	2013
4,34	4,27	199572,6	8,61	51010	2014
- 4,99	5,38	210302,3	0,39	51210	2015
5,83	1,26	212954,021	7,09	54840	2016
10,25	3,50	220401,396	13,75	62380	2017
11,71	2,12	225063,475	13,83	71010	2018
11,66	5,93	238410,889	17,59	83500	2019
12,83	2,20	243655,92	15,03	96050	2020

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على بيانات البنك الدولي عن الاقتصاد الموريتاني

# للدراسة القياسية لتأثير السياسة النقدية في موريتانيا على معامل الاستقرار النقدي خلال الفترة 1986–2020

بعد أن تمكننا من حساب معامل الاستقرار النقدي على مستوى الاقتصاد الموريتاني، سنحاول في هذا الجزء القيام بالدراسة القياسية، حيث سنستخدم نموذج الانحدار الذاتي للإبطاء الزمني الموزع ARDL، وذلك للتعرف على مدى تأثير كل من سعر الصرف الإسمي، سعر الفائدة ونمو القروض الموجهة للاقتصاد بالإضافة إلى نمو الواردات على معامل الاستقرار النقدي خلال الفترة 1986-2020.

# 1.4 اختبارات سكون المتغيرات

يهدف اختبار الاستقرار إلى فحص خواص السلاسل الزمنية لكل متغيرات الدراسة خلال الفترة يهدف اختبارات جذر الوحدة لجميع 2020-1986 والتأكد من مدى سكونها، وتبين نتائج الجدول (2) اختبارات جذر الوحدة لجميع متغيرات الدراسة باستخدام اختبار ADF.

وسع ADF	فيلر الم	ِ دیکی	اختبار	نتائج	:2	الجدول
---------	----------	--------	--------	-------	----	--------

مستوي المتغير	الثابت		الثابت و الاتجاه العام	
	احصائية T	احصائية ADF	احصائية T	احصائية ADF
معامل الاستقرار النقدي (B)	-4.316587	-2.951125	-4.250782	-3.548490
نمو القروض الموجهة للاقتصاد (CRD)	-6.236338	-2.951123	-6.187042	-3.548490
نمو الواردات (IMP)	-4.494638	-2.951125	-4.420734	-3.548490
سعر الصرف الاسمي (TCN)	-0.707512	-2.954021	-2.000641	-3.552973
سعر الفائدة (INT)	-1.740295	-2.951125	-2.164487	-3.552973

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات Eviews 12

تبين النتائج أعلاه أن معامل الاستقرار النقدي ومعدل نمو القروض الموجهة للاقتصاد، بالإضافة إلى نمو الواردات مستقرون عند مستواهم الأصلي، حيث أن القيمة الاحصائية أكبر من القيمة الحرجة عند مستوى 5%. أما بالنسبة لسعر الصرف ومعدل الفائدة، فتظهر النتائج أنهما غير مستقران عند مستواهما الأصلي لكنهما أصبحا ساكنان بعد أخذ الفروق الأولى كما يبين ذلك الجدول (3).

الجدول 3: نتائج اختبار ديكي فيلر الموسع ADF بعد أخذ الفرق الأول

الفروق الأولي للمتغير	الثابت		الثابت و الاتجاه العام	
	احصائية T	احصائية ADF	احصائية T	احصائية ADF
سعر الصرف الاسمي (TCN)	-4.267561	-2.954021	-4.196335	-3.552973
سعر الفائدة (INT)	-4.856017	-2.957110	-5.265154	-3.557759

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات Eviews 12

# 2.4 عرض النتائج

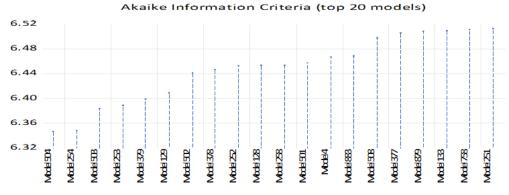
كما أشرنا سابقا، فإن هذه الدراسة اعتمدت على نموذج الانحدار الذاتي للإبطاء الزمني الموزع ARDL، لتقدير أثر السياسة في موريتانيا على معامل الاستقرار النقدي، وذلك باستخدام برنامج Eviews 12، وكانت النتائج على النحو التالي:

1.2.4 تقدير نموذج الانحدار الذاتي للإبطاء الزمني الموزع ARDL: بعد دراسة اختبار استقراريه متغيرات الدراسة، سنقوم بتقدير النموذج وذلك باتباع الخطوات التالية:

# أ- اختبار فترات الإبطاء للمتغيرات الداخلة في تقدير النموذج:

لتحديد عدد فترات الإبطاء المثلى، قمنا بحساب معيار Akaike لعدة تباطؤات زمنية وهي موضحة في الشكل البياني (3)، والذي يتبين من خلاله أن فترة الإبطاء المثلى بالنسبة لجميع متغيرات الدراسة هي النموذج التالي (4.0.4.4.1).

الشكل 1: يوضح نتائج اختبار فترات الإبطاء المثلى حسب (AIC)



#### ولد موسى ابراهيم

ب-تقدير نموذج ARDL: سوف نقوم بتقدير أثر سعر الصرف الإسمي، سعر الفائدة ونمو القروض الموجهة للاقتصاد، بالإضافة إلى نمو الواردات على معامل الاستقرار النقدي، باستخدام النموذج ARDL (4.0.4.4.1). ونتائج التقدير موضحة في الجدول التالي: الجدول 4: وضح نتائج تقدير نموذج (4.0.4.4.1) ARDL.

Dependent Variable: B

Method: ARDL

Date: 12/24/21 Time: 20:50 Sample (adjusted): 1990 2020

Included observations: 31 after adjustments
Maximum dependent lags: 4 (Automatic selection)
Model selection method: Akaike info criterion (AIC)

Dynamic regressors (4 lags, automatic): TCN INT CRD IMP

Fixed regressors: C

Number of models evalulated: 2500 Selected Model: ARDL(4, 0, 4, 4, 1)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
B(-1)	-0.523677	0.240293	-2.179323	0.0483
B(-2)	-0.167071	0.129088	-1.294244	0.2181
B(-3)	-0.298494	0.149989	-1.990100	0.0680
B(-4)	-0.310561	0.162355	-1.912843	0.0781
TCN	-0.589964	0.154907	-3.808512	0.0022
INT	-2.755037	0.730286	-3.772547	0.0023
INT(-1)	0.317213	1.400194	0.226549	0.8243
INT(-2)	2.562065	1.365655	1.876071	0.0833
INT(-3)	0.765980	1.052062	0.728075	0.4795
INT(-4)	1.840312	0.921522	1.997035	0.0672
CRD	-0.023062	0.024136	-0.955510	0.3568
CRD(-1)	-0.026999	0.023213	-1.163072	0.2657
CRD(-2)	-0.070344	0.023582	-2.982916	0.0106
CRD(-3)	-0.155001	0.023240	-6.669497	0.0000
CRD(-4)	-0.072820	0.033958	-2.144381	0.0515
IMP	0.076737	0.096229	0.797445	0.4395
IMP(-1)	0.167960	0.085787	1.957879	0.0721
C	12.88576	6.113055	2.107909	0.0550
R-squared	0.904124	4 Mean dependent var		10.38290
Adjusted R-squared	0.778748	S.D. dependen		10.61222
S.E. of regression	4.991719	Akaike info criterion		6.345690
Sum squared resid			Schwarz criterion	
Log likelihood	-80.35820	Hannan-Quinn	criter.	6.617109
F-statistic Prob(F-statistic)	7.211283 0.000418	· · · · · · · · · · · · · · · · · · ·		2.348679

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات Eviews 12

-تحليل نتائج التقدير: بلغ معامل التحديد حوالي 0,90 وهي نتيجة جيدة، حيث يبين أن المتغيرات المستقلة تتحكم ب 90% من التغيرات التي تحدث على مستوى مؤشر معامل الاستقرار النقدي، كما أن قيمة فيشر المحسوبة ذات دلالة إحصائية، حيث يلاحظ أن القيمة الاحتمالية له هي 0,000418 وتعتبر أقل من 0,00، وهذا يدل على أن النموذج ذو جودة إحصائية عند مستوى معنوية 0,000.

2.2.4 تقدير الأثر في الأجل الطويل والقصير باستعمال نموذج ARDL: سنقوم بتقدير الأثر على المديين القصير والطويل وفقا للخطوات التالية:

أ- اختبار الحدود: يبين الجدول (5) نتائج اختبار الحدود، إذ تشير النتائج إلى أن القيمة المحسوبة F ل F أكبر من القيم الحرجة للحد الأدنى والحد الأعلى عند مستويات معنوية F أكبر من القيم الحرجة العدم التي تنص على عدم وجود تكامل مشترك بين المتغيرات، ويعني ذلك قبول الفرضية البديلة التي تنص على وجود علاقة توازنيه طويلة الأجل بين معامل الاستقرار النقدي وبقية المتغيرات في النموذج.

الجدول 5: يوضح نتائج اختبار الحدود

F-Bounds Test		Null Hypothesis: No levels relationsh		
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
			Asymptotic: n=1000	
F-statistic	6.945315	10%	2.45	3.52
K	4	5%	2.86	4.01
		2.5%	3.25	4.49
		1%	3.74	5.06

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات Eviews 12

ب-تقدير نموذج تصحيح الخطأ: بعد التأكد من وجود علاقة توازنيه طويلة الأجل، سوف نقوم بتقدير الآثار القصيرة والطويلة كما هو مبين في الجدول التالي:

#### ولد موسى ابراهيم

## الجدول 6: نتائج نموذج تصحيح الخطأ

ARDL Cointegrating And Long Run Form

Dependent Variable: B

Selected Model: ARDL(4, 0, 4, 4, 1)

Date: 12/24/21 Time: 22:43

Sample: 1986 2020 Included observations: 31

#### Cointegrating Form

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(B(-1))	0.776126	0.226360	3.428729	0.0045
D(B(-2))	0.609054	0.209727	2.904038	0.0123
D(B(-3))	0.310561	0.162355	1.912843	0.0781
D(TCN)	-0.589964	0.154907	-3.808512	0.0022
D(INT)	-2.755037	0.730286	-3.772547	0.0023
D(INT(-1))	-2.562065	1.365655	-1.876071	0.0833
D(INT(-2))	-0.765980	1.052062	-0.728075	0.4795
D(INT(-3))	-1.840312	0.921522	-1.997035	0.0672
D(CRD)	-0.023062	0.024136	-0.955510	0.3568
D(CRD(-1))	0.070344	0.023582	2.982916	0.0106
D(CRD(-2))	0.155001	0.023240	6.669497	0.0000
D(CRD(-3))	0.072820	0.033958	2.144381	0.0515
D(IMP)	0.076737	0.096229	0.797445	0.4395
CointEq(-1)	-2.299803	0.404517	-5.685312	0.0001

#### Long Run Coefficients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TCN	-0.256528	0.061703	-4.157444	0.0011
INT	1.187290	0.227404	5.221053	0.0002
CRD	-0.151415	0.024295	-6.232400	0.0000
IMP	0.106399	0.045100	2.359181	0.0346
C	5.602987	2.547026	2.199816	0.0465

Eviews~12 مخرجات الباحث بالاعتماد على مخرجات

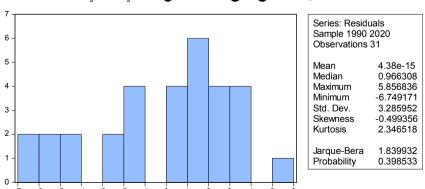
-تحليل نتائج التقدير: تتكون نتائج تقدير نموذج تصحيح الخطأ من جزئيين، حيث يوضح الجدول العلوي تقدير نموذج تصحيح الخطأ والعلاقة قصيرة الأجل، بينما يوضح الجدول السفلي تقدير النموذج والعلاقة طويلة الأجل.

-العلاقة قصيرة الأجل: نلاحظ من خلال الجدول العلوي، أن إشارة معاملات كل من سعر الصرف الإسمي وسعر الفائدة سالبة، بمعنى وجود علاقة عكسية قصيرة الأجل بين معامل الاستقرار النقدي وكل من سعر الصرف الإسمي وسعر الفائدة عند مستوى معنوية 1%. كما أظهرت نتائج نموذج تصحيح الخطأ أن قيمة معامل إبطاء حد تصحيح الخطأ بلغ 2,30-، وهو ذو دلالة إحصائية عند مستوى 1%، مما يزيد من صحة العلاقات التوازنية في المدى الطويل. كما تشير القيمة المطلقة لمعامل حد تصحيح الخطأ إلى سرعة استعادة التوازن، وهو ما يدل على وجود تصحيح من المدى القصير إلى المدى الطويل بسرعة إلى سرعة النخرافات قصيرة الأجل.

-العلاقة طويلة الأجل: تشير النتائج الموضحة في الجدول السفلي من نموذج تصحيح الخطأ، إلى وجود علاقة عكسية طويلة الأجل عند مستوى معنوية 5%، بين معامل الاستقرار النقدي وكل من سعر الصرف الإسمي ونمو القروض الموجهة للاقتصاد. في حين أشارت إلى وجود علاقة طردية بين معامل الاستقرار النقدي وكل من معدل الفائدة ونمو الواردات.

3.2.4 اختبار جودة النموذج المقدر: سنقوم بالتأكد من جودة هذا النموذج وذلك باستخدام مجموعة من الاختبارات وذلك على النحو التالي:

أ- اختبار شرط التوزيع الطبيعي للأخطاء: سنعتمد على اختبار Jarque-Bera والنتائج التي تم التوصل إليها مبينة في الشكل التالي:



الشكل 2: يوضح نتائج اختبار التوزيع الطبيعي للبواقي

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات Eviews 12

#### ولد موسى ابراهيم

P- تشير نتائج الشكل أعلاه أن قيمة الإحصائية المحسوبة تساوي (J-B=1.83)، باحتمال قدره Value=0.39 وهو أكبر من 5%، ويتضح من ذلك قبول فرضية العدم التي تنص على أن بواقي النموذج تتبع التوزيع الطبيعي.

ب-اختبار تجانس الأخطاء: توجد عدة اختبارات للكشف عن مدى تجانس البواقي من عدمها، ومن بين تلك الاختبارات اختبار ARCH، الجدول التالي يوضح هذا الاختبار.

الجدول 7: يوضح نتائج اختبار تجانس الأخطاء

#### Heteroskedasticity Test: ARCH

·			
F-statistic	0.032890	Prob. F(1,28)	0.8574
Obs*R-squared	0.035198	Prob. Chi-Square(1)	0.8512

#### المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات Eviews 12

تشير نتائج الجدول أعلاه إلى أن قيمة الاختبار بلغت (Obs\*R-squared = 0.035198)، باحتمال مرافق أكبر من 5%، وهذا يعني قبول فرضية العدم التي تنص على ثبات تباين البواقي.

ت-اختبار شرط استقلالية حدود الأخطاء: من أجل الوقوف على فرضية عدم ارتباط الأخطاء من Breusch-Godfrey Serial Correlation LM عدمها، نلجأ إلى اختبار Test:

# الجدول 8: يوضح نتائج اختبار :Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test

## Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

-			
F-statistic	0.849942	Prob. F(2,11)	0.4537
Obs*R-squared	4.149359	Prob. Chi-Square(2)	0.1256

## المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات Eviews 12

تشير نتائج الجدول أعلاه إلى أن قيمة اختبار (Obs\*R-squared = 4.149359)، باحتمال مرافق أكبر من 5% وهو ما يشير إلى قبول فرضية العدم التي تنص على عدم وجود ارتباط ذاتي للبواقي.

#### 5. خاتمة:

حاولت هذه الدراسة التطرق لأهم أدوات السياسة النقدية في موريتانيا، وما مدى نجاحها في تحقيق الاستقرار النقدي خلال الفترة 1985-2020، وقد تم استخلاص أهم النتائج التي تم التوصل إليها.

أظهرت الدراسة عدم قدرة البنك المركزي الموريتاني في التحكم التام في المعروض النقدي. وهو ما تبين من خلال مؤشر معامل الاستقرار النقدي الذي بلغ في المتوسط حوالي 10% خلال فترة الدراسة، وهو ما يشير إلى وجود تباين كبير بين الزيادة على مستوى الكتلة ومستوى الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي، حيث أن متوسط معدل النمو السنوي لعرض النقود خلال فترة الدراسة بلغ حوالي 13% بينما بلغ متوسط معدل نمو الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي خلال نفس الفترة حوالي 3%، وهو ما يشير الى أن بعض أدوات السياسة النقدية في موريتانيا غير فعالة في تحقيق الاستقرار النقدي خلال فترة الدراسة.

كما قمنا بتطبيق نموذج الانحدار الذاتي للإبطاء الزمني الموزع ARDL، لدراسة أثر سعر الصرف الإسمي وسعر الفائدة وكذلك نمو القروض الموجهة للاقتصاد، بالإضافة إلى نمو الواردات على معامل الاستقرار النقدي، وذلك باستخدام بيانات سنوية للفترة 1986–2020. بعد دراسة استقراريه السلاسل الزمنية لكل المتغيرات، تمكنا من تقدير نموذج للامكام، حيث أشارت نتائج اختبار الحدود إلى وجود علاقة توازنية طويلة الأجل، وبعد تقدير النموذج وفحص جودته تم التوصل إلى أن هنالك متغيرات تؤثر سلبا في المدى القصير على معامل الاستقرار النقدي، حيث أظهرت نتائج التقدير إلى وجود علاقة عكسية قصيرة الأجل بين سعر الصرف الإسمي وسعر الفائدة عند مستوى معنوية 1%. أما على المدى الطويل، فتبين النتائج وجود علاقة طردية بين معامل الاستقرار النقدي وبين كل من سعر الفائدة وغو الواردات عند مستوى معنوية 5%، فيما استمرت العلاقة السلبية ما بين سعر الصرف الإسمي ومعامل الاستقرار النقدي عند مستوى معنوية 1%، أما فيما يخص نمو القروض الموجهة للاقتصاد، فقد ومعامل الاستقرار النقدي عند مستوى معنوية 1%، أما فيما يخص نمو القروض الموجهة للاقتصاد، فقد أظهرت النتائج عدم فعاليته في المدى القصير ليظهر تأثيره السلبي على المدى الطويل عند مستوى معنوية

1%، وبالتالي فقد بينت الدراسة صحة الفرضيات، ومنه يمكن القول بأن أدوات السياسة النقدية في موريتانيا ساهمت في امتصاص جزء من المعروض النقدى خلال فترة الدراسة.

## 6. قائمة المراجع:

- 1. Malek, E, Wahiba, N. F, & Firas, Z. (2021). Inflation and Real Measure of Central Bank Independence in Tunisia. *International Journal of Academic Research in Accounting, Finance and Management Sciences*, 11(3), pp. 410 432.
- 2. Alemu, M, Mulugeta, W, & Wassie, Y. (2016). Monetary Policy and Inflation Dynamics in Ethiopia: An Empirical Analysis. *Global Journal of HUMAN-SOCIAL SCIENCE*, 16(4), pp. 33-48.
- 3. Denbel, F. S, & al. (2018). The Relationship between Inflation, Money Supply and Economic Growth in Ethiopia: Co integration and Causality Analysis. *International Journal of Scientific and Research Publications*, 6(1), pp. 556-565.
- 4. Ekpo, A. H, & Effiong, E. L. (2017). Openness and the Effects of Monetary Policy in Africa. *Munich Personal RePEc Archive MPRA, Paper No. 80847*, pp. 1-17.
- 5. Honoré, T. O. (2021). Monetary Policy and Inflation: Empirical Evidence from Cameroon. *International Journal of Economics, Finance and Management Sciences*, 6(5), pp. 200-207.
- 6. Hope, E, & al. (2021). The Monetary Policy Rate in the Control of Inflation in Ghana: A Theoretical Perspective. *international Journal of Economics and Business Administration*, 7(1), pp. 28-37.
- 7. Johnson, A. A, & al. (2020). monetary policy instruments and price stability in nigeria: an ARDL bound testing approach. *International Journal of Management, Social Sciences, Peace and Conflict Studies (IJMSSPCS)*, 3(3), pp. 473–485.
- 8. Mpofu, R. T. (2011). Money supply, interest rate, exchange rate and oil price influence on inflation in South Africa. *Corporate Ownership & Control*, 8(3), pp. 594-605.
- 9. Muço, M, & al. (2004). Inflation, exchange rates and the role of monetary policy in Albani. *European Bank for Reconstruction and Development, Working paper No. 88*, pp. 1-17.
- 10. Ofori-Frimpon, K. (2017). The Impact of Money Supply on Inflation, A Case of Ghana. *Imperial Journal of Interdisciplinary Research (IJIR)*, 3(1), pp. 2312-2318.
- 11. Roshan, S. A. (2014). Inflation and Money supply growth in Iran: Empirical Evidences from Cointegration and Causality. *Iran. Econ. Rev.* 18(1), pp. 132-152.

- 12. Santos R, A. (2012). The Quantity Theory of Money and Its Long Run Implications: Empirical Evidence from Nigeria. *European Scientific Journal*, 8(12), pp. 272-288.
- 13. Sasongko, G, & Huruta, A. D. (2018). Monetary policy and the causality between inflation and money supply in Indonesia. *Business: Theory and Practice, 19*, pp. 80-87.
- 14. Simplice, A, Oludele, F, & Nicholas, B. (2020). The Long Run Stability of Money in the Proposed East African Monetary Union. *African Governance and Development Institute, WP/20/034*, pp. 1-28.
- 15. Teixeira, J. R. (2014). Index of macroeconomic performance for a subset of countries: A Kaldorian analysis from the magic square approach focusing on Brazilian economy in the period 1997-2012. *Panoeconomicus*, 61(5), pp. 527-542.
  - 16. قريصة صبحى ، و رمضان نعمه الله أحمد . اقتصاديات النقود والبنوك. بيروت: الدار الجامعية.