مجلـة الاقتصاد والتنمية المستدامة
المجلد:05/ العـدد:01 (2022)، ص309-331
ISSN : 2661-7986 EISSN: 2773-2606

اختبار التكامل المتزامن بين عرض النقود والتضخم في الاقتصاد الجزائري خلال الفترة (1990– 2016)

Co- integration test of money supply and inflation in the Algerian economy during the period (1990-2018)

يوسف خنيش[1*]، هشام لبزة [2]

[1] جامعة الأغواط (الجزائر)، y.khenniche@lagh-univ.dz

[2] جامعة الوادي (الجزائر)، hichamlebza@gmail.com

تاريخ الاستلام: 2021/12/17 تاريخ القبول: 2022 /02/04 تاريخ النشر: 2022/03/02

مستخلص:

هدفت الدراسة إلى تحديد طبيعة العلاقة السببية بين عرض النقود والتضخم في الاقتصاد الجزائري خلال الفترة (1990-2016)،وتم الإعتماد على منهجية جرانجر لاختبار العلاقة السببية، ونموذج تصحيح الأخطاء لتحديد اتجاه العلاقة في المدى الطويل،وتوصلت الدراسة إلى وجود علاقة سببية من اتجاه واحد على المدى القصير متجهة من معدلات التضخم إلى العرض النقدي بالمفهوم الواسع (M2)،وبين اختبار التكامل المشترك بطريقة انجل وجرانجر بين كل مجمع للعرض النقدي والتضخم في الجزائر إلى غياب وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بينهم.

الكلمات المفتاحية: عرض النقود، التضخم، سببية جرانجر، التكامل المتزامن.

تصنيفات JEL: e40؛e42 ؛ e47

Abstract :

The aim of this study is to determine the nature of the causal relationship between money supply and inflation in the Algerian economy during the period 1990-2018, using the Granger methodology to test the causal relationship, and the error correction model to determine the direction of the relationship in the long term. The study found that there is a causal relationship of one direction in the short term, from inflation to M2, The joint cointegration test in the Engel and Granger method between each monetary aggregation and inflation complex in Algeria showed that there was no long-term balance between them.

Keywords: money supply, inflation, causality Granger, the cointegration

JEL Classification: e40; e42; e47

* المؤلف المرسل.

مقدمة

تعد ظاهرة التضخم من أهم الظواهر الاقتصادية النقدية التي عانت منها العديد من المجتمعات على اختلاف أنظمتها الاقتصادية والاجتماعية واختلاف درجة نموها الاقتصادي، وقد استحوذت هذه الظاهرة الحيز الوافر من الجدل والنقاش على مستوى الاقتصاد العالمي، وذلك نظير تأثيراته السلبية في تشويه صورة الاقتصاد ممتداً إلى الأفراد وقطاع الأعمال وصولاً إلى القطاع الحكومي .وبالرغم من أن هذه الظاهرة تأخذ وجهاً واحداً وهو حركة الارتفاع المستمرة للمستوى العام للأسعار إلا أن أسبابها كثيرة فأصحاب المدرسة النقدية يرون أن التضخم ظاهرة نقدية، حيث يردون سببه إلى الارتباط القوي بين عرض النقود (الكتلة النقدية) والأسعار، وبناء على ذلك يرون أن التحكم في زيادة المعروض النقدي يعد علاجاً لهذه الظاهرة. أما أصحاب المدرسة الهيكلية فيرون أن التضخم ظاهرة هيكلية، ويرجعونه إلى عدة أسباب أهمها: قصور في العرض الكلي، عجز في ميزانية الدولة ...إلخ.

ولا يزال الخلاف قائم بين المدارس الاقتصادية حول محددات التضخم وبشكل خاص حول مدى مساهمة عرض النقود في تفسير سلوك هذا المتغير، لذلك فإن هذه الدراسة كمحاولة للتعرف على طبيعة العلاقة بين متغيرتي عرض النقود ومعدل التضخم في الاقتصاد الجزائري.

إشكالية الدراسة:

مما سبق يمكن تلخيص مشكلة الدراسة في السؤال الرئيسي التالي:

هل توجد علاقة تكامل متزامن بين عرض النقود والتضخم في الاقتصاد الجزائري؟

فرضية الدراسة :

على ضوء ما تم طرحه في مشكلة الدراسة وأملاً في تحقيق الهدف المرجو منه، تنطلق الدراسة من فرضية مفادها بأن هناك علاقة تكامل متزامن بين تغيرات عرض النقود ومعدلات التضخم في الاقتصاد الجزائري.

أهداف الدراسة:

تسعى هذه الدراسة إلى تحقيق الأهداف التالية:

- تشخيص تطور عرض النقود ومعدلات التضخم في الجزائر.
- قياس وتحليل الأثر بين تغيرات عرض النقود والتضخم.
- تحديد نمط العلاقة واتجاهها بين عرض النقود والتضخم.

أهمية الدراسة:

تتأتى الأهمية من أن قياس وتفسير طبيعة العلاقة بين عرض النقود والتضخم يعطي لمتخذي القرار رؤية واضحة للتوجهات المستقبلية للحد ومكافحة ظاهرة التضخم في الاقتصاد الجزائري من جهة، وتحديد الأساليب التي من شأنها تعمل على ضبط المعروض النقدي بما يتلاءم مع مستوى النشاط الاقتصادي من جهة أخرى.

الدراسات السابقة:

تضمنت الأدبيات الاقتصادية من البحوث والدراسات التي تناولت البحث في طبيعة العلاقة بين عرض النقود والتضخم، سواء على مستوى الاقتصاديات المتقدمة أو النامية، والتي تختلف من حيث المتغيرات المستخدمة وأسلوب التحليل الإحصائي المستخدم إضافة إلى الفترة الزمنية للدراسة، مما ينعكس على نتائج تلك الدراسات وأهميتها.

1.دراسة (Hossain 2011): تم تناول دراسة سلوك عرض النقود الواسع في بنغلادش للمدة 1973-2008، باستخدام طريقة Johanse and Juselius ونموذج تصحيح الخطأ VECM ،وقد توصل الباحث إلى وجود علاقة سببية بين نمو عرض النقود والتضخم.

2. دراسة (Adesoye. A 2012): تناولت دراسة العلاقة بين الناتج وعرض النقود والأسعار في نيجيريا خلال الفترة 1970-2009، باستخدام أسلوب التكامل المشترك، وتوصلت الدراسة إلى وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين الناتج وعرض النقود وأن اتجاه العلاقة السببية من عرض النقود إلى الأسعار.

3. دراسة (زكية أحمد مشعل، عماد محمد أبو دلو 2014): أثر عرض النقد في الإنتاج ومستوى الأسعار في الأردن، وهدفت إلى تحليل أثر عرض النقود الحقيقي على الإنتاج المحلي الإجمالي الحقيقي والمستوى العام للأسعار باستخدام متجهات الانحدار الذاتي، حيث أظهر اختبار جوهانس للتكامل المشترك عدم وجود تكامل مشترك بين متغيرات الدراسة، كما فحصت الدراسة علاقة السببية بين المتغيرات التي أظهرت وجود علاقة توازنية أحادية الاتجاه، تسري من عرض النقد الحقيقي إلى الإنتاج الحقيقي، ووجود علاقة ثنائية الاتجاه بين الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي ومستوى الأسعار.

4. دراسة (إمامة مكي محمد السيد، طارق محمد الرشيد 2015): فهدفت إلى تحديد طبيعة العلاقة السببية بين التضخم وعرض النقود في السودان خلال الفترة 1990-2012، مستعينة بمنهجية جرنجر ونموذج تصحيح الأخطاء VECM والتكامل المشترك، وتوصلت الدراسة إلى وجود تكامل مشترك بين معدلات النمو في عرض النقود ومعدلات التضخم، وأن

العلاقة السببية ثنائية الاتجاه بين عرض النقود والتضخم في المدى القصير، وأن هناك علاقة سببية في اتجاه واحد في المدى الطويل تتجه من عرض النقود إلى التضخم.

منهجية الدراسة:

توافقاً مع أهمية الدراسة، ووصولاً إلى أهدافها، تم تقسيمها إلى ثلاث نقاط، مقدمة وخاتمة، الأولى الإطار النظري للدراسة والدراسات السابقة ، وخصصت الثانية لمسار تطور العرض النقدي ومعدلات التضخم في الاقتصاد الجزائري، بينما تميزت النقطة الأخيرة قياس العلاقة بين المتغيرين (الجانب التطبيقي)، وخلص البحث إلى جملة من النتائج سيتم ذكرها في الخاتمة.

أولاً: التحليل الاقتصادي للعلاقة بين عرض النقود والتضخم

لقد اختلفت النظريات الاقتصادية في نوع العلاقة الموجودة بين العرض النقدي والتضخم. فالنظرية الكلاسيكية(نظرية كمية النقود): هذه الأخيرة تعد من أهم النظريات التي سادت في الفكر الاقتصادي الكلاسيكي، والتي تعنى بتفسير العوامل المحددة للمستوى العام للأسعار، حيث ساد اعتقاد خلال الفترة ما بين أواخر القرن الثامن عشر وبداية القرن التاسع عشر بوجود علاقة وثيقة بين كمية النقود والتضخم، وأن التضخم يعد نتيجة طبيعية للزيادة في كمية النقود. (معتزو مشعل، 2014، صفحة 164)

وتقوم نظرية كمية النقود على عدد من الفرضيات تتمثل فيما يأتي: (حسين، 2006، صفحة 27)

- كمية النقود هي العامل الأساسي والمؤثر في حركات الأسعار.
- كمية النقود تربطها علاقة تناسبية طردية مع المستوى العام للأسعار، ومن ثم علاقة تناسبية عكسية مع قيمة النقود.
- تربط كمية النقود بعلاقة طردية مع الطلب على السلع والخدمات، وبعلاقة عكسية مع عرض السلع والخدمات.

ويرجع التضخم وفقاً لنظرية كمية النقود إلى الإفراط في عرض النقود، وذلك لأن الزيادة في كمية النقود المعروضة (الإصدار النقدي) سوف ينجم عنه زيادة في الطلب على النقود، ومن ثم إلى ارتفاع وزيادة مماثلة في المستوى العام للأسعار، حيث يترتب على هذه الزيادة في كمية المعروض النقدي بالنسبة للطلب عليها انخفاضاً في قيمتها، أي الحصول على ارتفاع في المستوى العام للأسعار.

ولكن النظرية الكينزية: فقد اتخذت شكلاً مغايراً لما كانت عليها النظرية الكلاسيكية، فقد أتت لمعالجة أخطاء هذه الأخيرة ومحاولة إخراج الاقتصاد العالمي من أزمة الكساد العظيم سنة

1929-1933، وقد اعتمد كينز في تحليله للتغيرات في المستوى العام للأسعار على التفاعل بين قوى الطلب الكلي وقوى العرض الكلي، حيث يرى كينز أن زيادة الطلب الفعال الذي لا يواكبه زيادة في السلع والخدمات (العرض المتاح) هو الأمر الذي يؤدي إلى ارتفاع الأسعار، فالتضخم مرتبط بحدوث تطورات في عدد من المتغيرات الاقتصادية أهمها العرض الكلي المتاح والطلب الكلي الفعال وكمية النقود المعروضة للتداول وأسعار الفائدة إضافة إلى مستوى التشغيل في الجهاز الإنتاجي. (معتز و مشعل، 2014، صفحة 12)

ويعتمد التحليل الكينزي في تفسير التضخم على مرحلتين أساسيتين هما: (جلال، 2006، الصفحات 42-43)

- مرحلة ما قبل بلوغ الاقتصاد الوطني مستوى التشغيل الكامل: في هذه الحالة تكون الأجهزة الإنتاجية لم تصل إلى أقصى طاقتها، وبالتالي فإن حدوث زيادة في الطلب لن يترتب عليه ارتفاع في المستوى العام للأسعار، لأن الزيادة في الطلب سيصاحبها زيادة مقابلة في عرض السلع والخدمات (الإنتاج) من خلال استغلال الطاقات الإنتاجية العاطلة، مما لا يؤثر على مستويات الأسعار.

- مرحلة التشغيل الكامل: وهي الحالة التي تكون فيها الأجهزة الإنتاجية والموارد الاقتصادية في حالة التوظف الكامل، حيث يؤدي زيادة حجم الطلب الكلي على السلع والخدمات عن العرض الحقيقي منها إلى ارتفاع المستوى العام للأسعار. نظراً لعدم وجود موارد اقتصادية عاطلة يمكن استخدامها لمواجهة الزيادة في حجم الطلب، مما يؤدي إلى حدوث التضخم الحقيقي حسب كينز.

بالإضافة إلى ذلك فإن هذه النظرية لا تعتبر أن الزيادة في كمية النقود (عرض النقود) عند مستوى التشغيل الكامل قد تؤدي إلى زيادة في المستوى العام للأسعار، وذلك عندما يصاحب الزيادة في عرض النقود زيادة تفضيل السيولة والاكتناز لدى الأفراد. (رمزي، 1980، صفحة 59)

أما في نهاية الحرب العالمية الثانية فقد أعادت المدرسة النقدية الحديثة (مدرسة شيكاغو): بقيادة مليتون فريدمان النظرية الكمية إلى الحياة، وذلك بصياغتها في صورة حديثة، حيث يرى فريدمان أن التضخم ظاهرة نقدية باعتباره نتيجة للنمو غير المتوازن بين كمية النقود وحجم الإنتاج (نوة، 2016، صفحة 46) ، وذلك من خلال ما يطرأ على الطلب على النقود من تغيرات، ويرى فريدمان بأن الطلب على النقود يتوقف إضافة إلى أذواق المستهلكين على جملة من الاعتبارات الآتية:

- دخل أو ثروة الأفراد كونها عنصراً أساسياً في الطلب على النقود: حيث يرى فريدمان أن الطلب على النقود يعتمد على الثروة وليس على الدخل الجاري حسب أراء كينز والتي انتقدها فريدمان، ولم يقتصر مفهوم فريدمان في تحديده للثروة على الثروة المادية فحسب، بل اشتملت على الثروة البشرية أيضاً، ويرى أنه كلما زادت نسبة الثروة البشرية* إلى إجمالي الثروات كلما زاد الطلب على النقود، بخاصة في ظل الركود الاقتصادي وارتفاع معدلات البطالة.

- العوائد المتحققة من البدائل المختلفة للاحتفاظ بالثروة، وذلك من خلال إجراء المقارنة بين مختلف العوائد التي قد تتحقق نتيجة الاحتفاظ بالثروة، سواء تم الاحتفاظ بها في صورة نقدية، أو استثمارها في الأسهم والسندات أو الاحتفاظ بها في صورة عينية، وتتحدد تكلفة الاحتفاظ بالنقود بالعائد المفقود نتيجة الاحتفاظ بالنقود في صورتها النقدية وعدم استثمارها في أحد المجالات الاستثمارية التي تحقق عوائد مرتفعة تعوض النقص في القوة الشرائية لوحدة النقد. (جلال، 2006، الصفحات 45-46)

من خلال ما سبق، يتبين لنا مدى التقارب بين آراء كل من نظرية كمية النقود في الفكر الكلاسيكي والنظرية الكمية الحديثة وذلك من خلال اعتبارهما أن التضخم ما هو إلا نتيجة لزيادة عرض النقود (كمية النقود) المتداول بالنسبة لكمية الإنتاج، غير أن النظرية الكمية الحديثة لم تفترض ثبات كل من الإنتاج وسرعة دوران النقود، والتي تمثل نقطة اختلاف بين النظرية الكمية الحديثة، ونظرية كمية النقود في الفكر الكلاسيكي، كما أنها لم تفترض حالة التوظف الكامل، وعلى ذلك يعد حجم الإنتاج عنصراً متغيراً، وذلك بعكس الآراء التي وردت في الفكر الكلاسيكي، ويرى فريدمان بأن ثبات كمية النقود في المجتمع – على سبيل الافتراض- مع زيادة حجم الناتج الإجمالي، سوف يؤدي إلى انخفاض المستوى العام للأسعار، وذلك بافتراض ثبات العوامل الأخرى، ويرجع الانخفاض في المستوى العام للأسعار لانخفاض نصيب الوحدة المنتجة من كمية النقود المتداولة في المجتمع. (معتز و مشعل، 2014، الصفحات 165-166)

ثانيا: مسار تطور عرض النقود ومعدلات التضخم في الاقتصاد الجزائري

1. تطور اتجاه العرض النقدي في الاقتصاد الجزائري

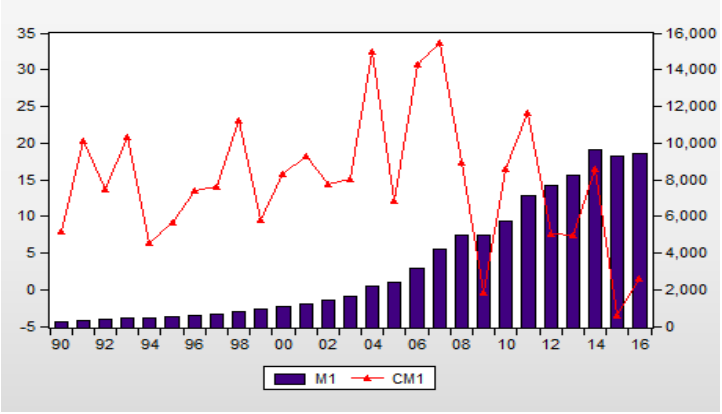
1.1. تطور اتجاه العرض النقدي بالمفهوم الضيق في الاقتصاد الجزائري

* باعتبار أن الثروة غير البشرية يمكن تحويلها إلى صورة نقدية في حين أن الثروة البشرية يصعب تحويلها .أي استخدامها في توليد الدخل خاصة في فترات البطالة .

نلاحظ من خلال الشكل الموالي أن قيم العرض النقدي بالمفهوم الضيق M1 شهد زيادات ملحوظة خلال فترة الدراسة ، وهذا راجع لنمو النقود الائتمانية أو العملة في التداول، الذي انتقل من 270.08 مليار دج سنة 1990 إلى 9407 مليار سنة 2016 أي أنه تضاعف بأكثر من 33 مرة.

غير أن هذا التطور في معدل نمو العرض النقديM1 ليكون بنفس الوتيرة خلال فترة الدراسة، حيث شهد نوعاً من التذبذب بين الارتفاع والانخفاض خلال الفترة 1990-1999 مسجلاً أعلى نسبة نمو قدرت بـ 23.05% لسنة 1998، ويرد تفسير التذبذب إلى ارتفاع حصة النقود الائتمانية وهذا ما يبين اتجاه الافراد إلى الاحتفاظ بالأموال خارج الجهاز المصرفي. وابتداء من سنة 2000 شهد العرض النقدي M1 نموا متواصلاً نتيجة ارتفاع حجم الودائع تحت الطلب للمؤسسات البترولية التي تضاعفت من 1048.184 مليار دج سنة 2000 إلى 9407 مليار دج سنة 2016 وبمعدل نمو 797.45%، كما أن لارتفاع المكونات الأخرى أثر على نمو العرض النقدي M1.

الشكل رقم (01): تطور العرض النقدي M1 في الجزائر خلال الفترة 1990-2016

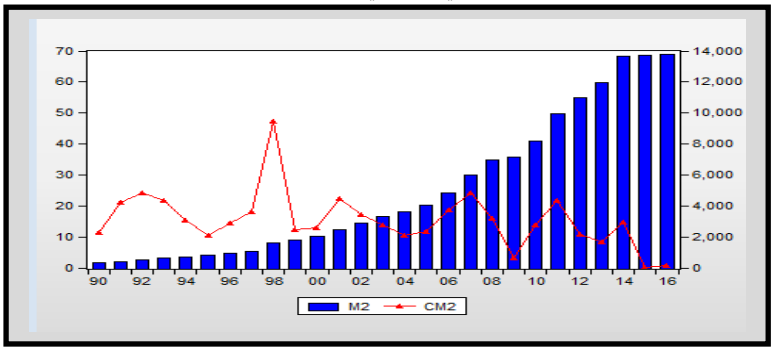


المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على معطيات الدراسة

يبين الشكل رقم (02) التطورات الملحوظة التي شهدها عرض النقود M2، إذ زاد هذه الأخيرة من 343.005 مليار دج سنة 1990 إلى13816.300 مليار دج سنة 2016، أي أنها تضاعفت بأكثر من 39 مرة، غير أن هذا التطور في معدل نمو عرض النقود M2 ليكن بنفس الوتيرة خلال الفترة 1990–2015، حيث نجد أن معدل نمو M2 شهد نوعاً من التذبذب في الفترة الممتدة ما بين 1990–1999، والسبب في ذلك يرجع إلى جملة الإصلاحات المصرفية التي قامت بها الجزائر من خلال قانون النقد والقرض 90–10، وإتباع الجزائر سياسة

تقشفية صارمة تطبيق الاتفاقية المبرمة مع صندوق النقد الدولي المتمثلة في برنامج التصحيح الهيكلي الذي كان هدفها لتحكم في نمو التوسع النقدي بما يخدم التوازنات الاقتصادية الكلية إضافة إلى قلة الاستقرار الأمني في هذه الفترة، وظل حجم عرض النقود M2 في تزايد حيث انتقل من 2022.53 مليار دج سنة 2000 إلى 8162.8 مليار دج سنة 2010، أي أنها تضاعفت خلال هذه الفترة بـ 4 مرات، ويرجع هذا التوسع النقدي الهام إلى عاملين أساسيين هما: "التوسع في الأرصدة النقدية الخارجية والتي ارتفعت من 7.280 مليار دج سنة 1998 إلى 41.794 مليار دج سنة 2005" (مصيطفى، 2008، صفحة 117)، ونتيجة لتحسن أسعار البترول، بالإضافة إلى الانطلاقة في تنفيذ برنامج الإنعاش الاقتصادي الذي أقره رئيس الجمهورية في أفريل 2001، والبرنامج التكميلي لدعم النمو الاقتصادي الذي يمتد من 2005 إلى غاية 2009، كما نلاحظ تقلص في معدل نمو عرض النقود M2 إلى 3.20% سنة 2009 بعد ما بلغ 16.04% سنة 2008 ويرجع السبب في ذلك إلى أثر الصدمة الخارجية المرتبطة بالأزمة المالية 2008، والتي أثرت على الوضعية المالية لمؤسسات قطاع المحروقات، أما سنة 2010 فقد سجل معدل نمو عرض النقود M2 تحسناً بـ 13.71% واستمر هذا الارتفاع سنة 2011 بمعدل نمو قدر بـ 21.64% نتيجة لتحسن الأوضاع الاقتصادية الخارجية وارتفاع أسعار المحروقات والتي ارتفع معها صافي الأصول الخارجية، وابتداء من سنة 2012 إلى 2016 شهدت معدلات نمو M2 تذبذب ملحوظ حيث سجل أدنى مستوياته سنة 2015 بمعدل نمو 0.13% ويرجع السبب إلى إتباع الجزائر سياسة تقشفية إثر انخفاض مداخيل قطاع المحروقات .

الشكل رقم (02): تطور العرض النقدي M2 في الجزائر خلال الفترة 1990-2016

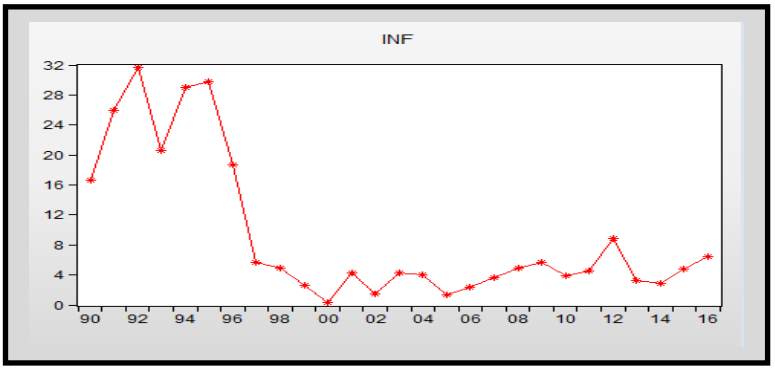


المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على معطيات الدراسة

2. مسار تطور معدلات التضخم في الاقتصاد الجزائري

تظهر البيانات الواردة في الشكل رقم (03) أن معدلات التضخم شهدت ارتفاعا كبيرا خلال الفترة 1990-1995 حيث بلغ 16.66% سنة 1990 ليقفز بـ 29.78% سنة 1995 والذي يرد سببه إلى تحرير الأسعار بشكل كبير خلال فترة الإصلاح الاقتصادي بموجب الاتفاق المبرم مع صندوق النقد الدولي وفق عدة آليات منها زيادة أسعار المنتجات الغذائية .في حين تميزت الفترة 1995–2000 تراجعاً محسوساً في معدلات التضخم الذي وصل إلى 0.34% سنة 2000 بسبب انتهاج الدولة آنذاك لسياسة مالية ونقدية عملت على تراجع مستوى الطلب الكلي وتدني حجم الائتمان المحلي والتحكم في السيولة النقدية بالإضافة إلى اتخاذ الدولة إجراءات وقائية كان من شأنها أن تكبح الارتفاع المحسوس في مستوى الأسعار تمثلت في دعم بعض السلع الاستهلاكية الأساسية، أما الفترة 2001-2016 فقد شهدت حركة معدلات التضخم تذبذب بين الارتفاع والانخفاض ليسجل أدنى مستوى له بـ 1.42% سنة 2002 نظير تباطؤ وتيرة أسعار المواد الغذائية، في حين سجل أعلى مستوى له خلال هذه الفترة بـ 8.89% سنة 2012 ويرجع ذلك إلى ارتفاع التضخم المستورد الناتج عن ارتفاع أسعار المواد الأولية وخاصة منها المواد الغذائية وكذلك انخفاض قيمة الدينار الجزائري.

الشكل رقم (03): تطور مسار معدلات التضخم في الجزائر خلال الفترة 1990-2016



المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على معطيات الدراسة

ثالثا: قياس واختبار العلاقة بين العرض النقدي والتضخم

لغرض دراسة العلاقة بين العرض النقدي والتضخم، استخدمنا بيانات سنوية، وذلك خلال الفترة 1990-2016، أي أن حجم العينات المستعملة تقدر بـ 27 مشاهدة. كما تم استخدام الأساليب الحديثة لدراسة هذه العلاقة هو أسلوب التكامل المتزامن والذي يشمل طريقة انجل وجرانجر Engle et Granger (1987) وطريقة جوهانس و جيزليوس Johanse et Juselius (1990)، إضافة إلى منهجية السببية لـ Granger باستخدام برنامج القياس الاقتصادي

EViews 9، ولقد اعتمد الباحثين في جمع البيانات المرتبطة بموضوع البحث على نشريات وتقارير بنك الجزائر، بالإضافة إلى قاعدة بيانات البنك الدولي حول مؤشرات التنمية في العالم.
إن تحليل التكامل المتزامن يسمح بتوضيح العلاقة الحقيقية بين المتغيرين، من خلال البحث عن متجه التكامل المشترك وإزالة تأثيره عند الاقتضاء (bourbonnais، 2000، صفحة 275) .

وإن طرق تحليل التكامل المشترك التي تم استخدامها، تركز على الحالات التي تكون فيها متغيرات السلاسل الزمنية الأساسية متكاملة من نفس الدرجة وهي الدرجة الأولى. ولأغراض هذه الدراسة تم الاستعانة بنموذج الانحدار الخطي البسيط لتحديد طبيعة العلاقة بين العرض النقدي والتضخم على النحو التالي:

$$Inf= \beta 0+\beta 1\ CM_{2\ +}Zi$$
$$Inf= \alpha 0+\alpha 1\ CM_{1\ +}Wi$$

حيث: Inf: معدل التضخم.

CM2: معدل نمو العرض النقدي بالمفهوم الواسع.

CM1: معدل نمو العرض النقدي بالمفهوم الضيق.

أظهرت الدراسة الإحصائية والقياسية للمعطيات جملة من النتائج يمكن ايضاحها وفق عدة عناصر نوردها بالترتيب الموالي:

1. اختبار استقرارية السلاسل الزمنية

يهدف اختبار الاستقرارية إلى فحص خواص السلاسل الزمنية لكل من معدل نمو عرض النقود ومعدل التضخم خلال الفترة (1990-2016)، والتأكيد من سكونهما، وتحديد رتبة تكامل كل متغير على حدة . ومن خلال الجدول رقم (01) يتضح لنا أن كل من السلاسل الزمنية (CM1)، (CM2) و(Inf) غير مستقرة، ولتأكيد ذلك أو نفيه تطلب الأمر استخدام اختبارات جذر الوحدة (Unit root tests) وغم تعدد هذه الاختبارات إلا أننا اعتمدنا اختبارين اثنين هما : اختبار ديكي فوللر المطور (Dickey-Fuller Augmente) واختبار فليب بيرون (Phillip-Perron) وهذا لاختبار فرضية العدم القائلة بوجود جذر الوحدة (أي عدم استقرارية السلسلة الزمنية)، ويعتمد اختبار ديكي فوللر المطور ADF في دراسة استقرارية السلسلة Xt على تقدير النماذج التالية بطريقة المربعات الصغرى (Bourbonnais، 2015، صفحة 275).

$$Mod[4] : {}^{\Delta}x_t = p\ x_{t-1} - \sum_{j=2}^{p} \emptyset_j \Delta x_{t-j+1} + \varepsilon_t$$

$$\text{Mod[5]} : {}^{\Delta}x_t = p\, x_{t-1} - \sum_{j=2}^{p} \emptyset_j \Delta x_{t-j+1} + c + \varepsilon_t$$

$$\text{Mod[6]} : {}^{\Delta}x_t = p\, x_{t-1} - \sum_{j=2}^{p} \emptyset_j \Delta x_{t-j+1} + c + bt + \varepsilon_t$$

إن النموذج الخامس يختلف عن الرابع في احتوائه على حد ثابت، والنموذج السادس يختلف عن الرابع والخامس في احتوائه على حد ثابت ومتغير اتجاه زمني، ولتحديد طول الفجوات الزمنية P المناسبة يتم عادة استخدام اقل قيمة لمعياري ACI وSch، وبعد حساب الفروق الأولى $(\Delta x_{t-1} = x_{t-1} - x_{t-2})$

الفروق الثانية $(\Delta x_{t-2} = x_{t-2} - x_{t-3})$، وتقدير النموذج بطريقة المربعات الصغرى، يتم اختبار الفرضية: $H0: \emptyset = 1$، ضد الفرضية $H1: |\emptyset| < 1$، فإذا كانت فرضية العدم مقبولة .فهذا يعني وجود جذر وحدوي، وبالتالي تكون السلسلة الزمنية غير ساكنة.

وبالنسبة لاختبار فليب– بيرون فيعتمد تقديره على نفس نماذج ديكي فوللرDF، إلا أنه يختلف عن DF في أنه يأخذ بعين الاعتبار الأخطاء ذات التباين غير المتجانس (Les erreurs heteroscedastiques)، وذلك عن طريق عملية تصحيح غير معلمية لإحصاءات ديكي فوللر، وقبل هذا يتعين تحديد عدد فترات الابطاء l المحسوبة بدلالة عدد المشاهدات 4(n/100)2/9 $l \approx$

ومن المعلوم أن اختبار ADF قائم على فرضية أن السلسلة الزمنية متولدة بواسطة عملية الانحدار الذاتي ARAutorégressive بينما اختبار PP قائم على افتراض أكثر عمومية، وهي أن السلسلة الزمنية متولدة بواسطة عملية Autorégressive Integrated Moving ، ولذا فإن اختبار PP له قدرة اختبارية أفضل ، وهو أدق من اختبار ADF لاسيما عندما يكون حجم العينة صغيراً، وفي حالة تضارب وعدم انسجام نتائج الاختبارين فإن أفضل الاعتماد على نتائج PP (سلامى، و شيخي، 2013، صفحة 125) ، ويجرى هذا الاختبار في أربعة مراحل (سلامى، و شيخي، 2013، الصفحات 124-125):

التقدير بواسطة OLS للنماذج الثلاثة القاعدية لاختبار ديكي– فوللر مع حساب الإحصائيات المرافقة.

تقدير التباين قصير المدى $\frac{I}{T}\sum_{t=1}^{T} \varepsilon_t^2\ \sigma^2$ حيث εi تمثل البواقي.

تقدير المعامل المصحح S21 المسمى التباين طويل المدى والمستخرج من خلال التباينات المشتركة لبواقي النماذج السابقة، حيث:

$$S_I^2 = \frac{I}{T}\sum_{t=1}^{T}\varepsilon_t^2 + 2\sum_{i=1}^{I}\left(1-\frac{i}{l+I}\right)\frac{I}{T}\sum_{t=i+I}^{T}\varepsilon_t \quad \varepsilon_{t-i}$$

حساب إحصائية فليب–بيرون $= \sqrt{K}\times\left(\frac{\emptyset-1}{\sigma_\emptyset}\right) + T\ \frac{(K-1)\sigma_\emptyset}{\sqrt{K}}\ t_\emptyset$ مع $K=\frac{\sigma^2}{S_I^2}$، والذي يساوي 1 في الحالة التقاربية عندما تكون εi تشويشاً أبيضا . هذه الاحصائية تقارن مع القيمة الحرجة لـ Mackinnon.

أوضحت النتائج المبينة في الجدول رقم (01) في الملاحق أن السلاسل الزمنية CM1، CM2، Inf، مستقرة عند أخذ الفرق الأول (الدرجة الأولى)، حيث يلاحظ أن القيمة المطلقة للإحصائية (T) أقل منا لقيمة المطلقة للقيمة الحرجة عند الدرجة الصفر، لذا نقبل فرض العدم بوجود جذر الوحدة، لذلك تم أخذ الدرجة الأولى أين القيمة المطلقة للإحصائية (T) أكبر من القيمة المطلقة للقيمة الحرجة عند مستوى معنوية 5% أي تم قبول الفرضية البديلة بعدم وجود جذر الوحدة، وبالتالي السلسلتان متكاملتان من الدرجة الأولى سواء كان ذلك بوجود ثابت فقط أو ثابت وقاطع أو ثابت واتجاه قاطع.

2. اختبارات التكامل المشترك

تركز نظرية التكامل المشترك على تحليل السلاسل الزمنية غير الساكنة، حيث يشير كل من أنجل وجرانجر إلى امكانية توليد مزيج خطي يتصف بالسكون من السلاسل الزمنية غير الساكنة، وإذا أمكن توليد هذا المزيج الخطي الساكن، فإن هذه السلاسل الزمنية غير الساكنة في هذه الحالة تعتبر متكاملة من نفس الرتبة، وبالتالي فإنه يمكن استخدام مستوى المتغيرات في الانحدار، ولا يكون الانحدار في هذه الحالة زائفا (سلامى، و شيخي، 2013، صفحة 125).

وتصف بالعلاقة التوازنية في المدى البعيد، وتكوين المزيج الخطي من نموذج الدراسة هو كالآتي:

$$= \text{Inf} - \beta 0 - \beta 1\ \text{CM2}^{Z_t}$$

$$= \text{Inf} - \alpha 0 - \alpha 1\ \text{CM1}^{W_t}$$

وعلينا أن نتحقق فيما إذا كان هذا المزيج الخطي Z_t و W_t أي أن (Inf –β0 –β1 CM2) و (Inf –α0 –α1 CM1) على الترتيب والمتولد من متغيرات النموذج متكامل من الدرجة الصفرية IN(0)، أي أنه سلسلة زمنية ساكنة، فإذا كان هذا المزيج متكاملا من الدرجة صفر، فإن متغيرتي النموذج CM2 و Inf تحقق التكامل المشترك أي أنها متكاملتين من نفس الدرجة، وأن متغيرتي النموذج الثاني CM1 و Inf تحقق كذلك التكامل المشترك أي أنها متكاملتين من نفس الدرجة.

1.2. تحليل التكامل المشترك بطريقة أنجل –جرانجر

يستلزم اختبار العلاقة بين(CM2 وInf) وكذلك بين (CM1 وInf) كما اقترح أنجل وجرانجر بإجراء اختبار من خطوتين، أولهما إجراء معادلة لانحدار المتغير التابع على المتغيرات المستقلة بشرط أن تكون المتغيرات متكاملة من نفس الدرجة، واختبار سكون البواقي لمعادلة الانحدار، فإذا كانت البواقي مستقرة فإن ذلك يعمل على وجود التكامل المشترك بين المتغيرات (التهتموني، 2012).

1.1.2. تقدير معادلة انحدار التكامل المشترك: بتطبيق طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية وإجراء الانحدار بين معدل نمو العرض النقدي سواء CM2 أو CM1 ومعدل التضخم Inf، تحصلنا على العلاقة المقدرة التالية:

Inf= 7.621519 + 0.111897 CM2……(01)

Inf=11.82468 - 0.167946 CM1……(02)

من خلال العلاقة (01) السابقة يتبين أن هناك علاقة ايجابية بين معدل عرض النقود بالمفهوم الواسع ومعدل التضخم وهذا ما يتفق مع النظرية النقدية، فعند زيادة CM2 بـ 1% سوف ينتج عنه زيادة في Inf بـ 0.021%، (أما بقية إحصاءات عملية التقدير فهي معروضة في الجدول رقم (02)).

أما العلاقة (02) أعلاه بينت أن هناك علاقة عكسية بين معدل عرض النقود بالمفهوم الضيق ومعدل التضخم، وهذا ما لا يتفق مع النظرية النقدية، (أما بقية إحصاءات عملية التقدير فهي مدرجة ضمن الجدول رقم (03)).

2.1.2. دراسة استقرارية سلسلة بواقي التقدير:

في إطار البحث في إمكانية وجود علاقة توازنية طويلة الأمد، من خلال اختبار التكامل المشترك بين متغيرات المدروسة سيكون انطلاقا من دراسة بواقي المعادلة المقدرة وكذلك معاملات الارتباط الذاتي للبواقي، ولتأكد من استقرارية بواقي(Z_t)و(W_t) للنموذج(01)،(02) على الترتيب من عدمها تم الاستعانة بأسلوب اختبار ديكي- فوللر المطورADF.

أ. فحص بواقي معادلة الانحدار للتكامل المشترك: يظهر الرسم البياني للشكل رقم (04)، سلسلة بواقي معادلة الانحدار للنموذج الأول والثاني، والذي يشير أن كلا السلسلتين Z، مستقرتين عند أخذ التأخير الخامس. ذلك أن "السلسلة الزمنية تكون مستقرة إذا تذبذبت حول وسط حسابي ثابت، مع تباين ليس له علاقة بالزمن" (سلامى، و شيخي، 2013، صفحة 126).

ب. فحص معاملات الارتباط الذاتي لبواقي التقدير: تكون سلسلة البواقي مستقرة، إذا كانت معاملات دالة ارتباطها P_k معنوياً لا تختلف عن الصفر من أجل كل k>0 والجدول رقم

الجدول رقم (05) نتائج اختبار الجذر الوحدوي لبواقي تقدير النموذج الأول (01)

نوع النموذج	ثابت فقط (4)	ثابت وقاطع (5)	ثابت واتجاه قاطع (6)
نوع الاختبار	ADF	ADF	ADF
pالتأخير	P=05	P=05	P=05
القيمة المحسوبة	5.415159	2.902354	3.981033
القيمة المجدولة) الحرجة(	3.012363	1.958088	3.644963
الاحتمالية	0.0003	0.0059	0.0263
مركبة الاتجاه العام	-	-	0.4699

الجدول رقم (06) نتائج اختبار الجذر الوحدوي لبواقي تقدير النموذج الثاني (02)

نوع النموذج	ثابت فقط (4)	ثابت وقاطع (5)	ثابت واتجاه قاطع (6)
نوع الاختبار	ADF	ADF	ADF
pالتأخير	P=05	P=05	P=05
القيمة المحسوبة	4.817380	2.750493	3.673469
القيمة المجدولة) الحرجة(	3.012363	1.958088	3.644963
الاحتمالية	0.0010	0.0085	0.0474
مركبة الاتجاه العام	-	-	0.5649

المصدر: من اعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج EViews 9

(04)، يبين دالة الارتباط الذاتي والجزئي لسلستي البواقي لكلا النموذجين الأول والثاني.

فالنموذج الأول يبين أن المعاملات المحسوبة من أجل الفجوات k تساوي 1، 2، 3، معنوياً تختلف عن الصفر (خارج مجال الثقة) ولإثبات هذا تم الاستعانة باختبار Ljung-Box لدراسة المعنوية الكلية لمعاملات دالة الارتباط الذاتي ذات الفجوات الأقل من 12. حيث:

$$LB= n(n+2)\sum_{k=1}^{12}\frac{p_k^2}{n-k} = 51.819 \quad 27(27+2)\sum_{k=1}^{12}\frac{p_k^2}{27-k}$$

أما النموذج الثاني يبين كذلك أن المعاملات المحسوبة من أجل الفجوات k تساوي 1، 2، 3، معنوياً تختلف عن الصفر (خارج مجال الثقة) ولإثبات هذا تم الاستعانة باختبار Ljung-Box لدراسة المعنوية الكلية لمعاملات دالة الارتباط الذاتي ذات الفجوات الأقل من 12، حيث:

$$LB= n(n+2)\sum_{k=1}^{12}\frac{p_k^2}{n-k} = 49.692 \quad 27(27+2)\sum_{k=1}^{12}\frac{p_k^2}{27-k}$$

وعليه فإن الإحصاءة المحسوبة في كلا النموذجين الأول والثاني تساوي 51.819، 49.692 على الترتيب أكبر من الإحصاءة المجدولة $x^2_{0.05,12}$ = 21.0.

ج. اختبار ديكي فولر المطور لبواقي تقدير النموذج:

أعطى اختبار ديكي فولر المطور لبواقي تقدير النموذجين الأول والثاني النتائج التالية والملخصة من الجدول رقم (05) و(06) على التوالي.

اشارت نتائج هذا الاختبار وفق الجدول رقم (05) و(06) استقرارية بواقي معادلة التكامل المشترك عند مقارنة قيمة (t) المحسوبة والقيمة المجدولة (الحرجة) في كل من النماذج التالية: ثابت فقط (4)، ثابت وقاطع (5)، ثابت واتجاه قاطع (6) عند مستوى معنوية 5%، وبناء على هذه النتيجة يمكن التأكيد على وجود تكامل مشترك بين معدل نمو مجاميع العرض النقدي CM1 ، CM2 ومعدل التضخم، وهذه النتيجة متفقة مع ما جاء به أجل وجرانجر 1987 بأن المتغيرات التي تكون متكاملة من الدرجة صفر I(0) هي متغيرات متكاملة تكاملا مشتركاً.

3.1.2. تقدير نموذج تصحيح الخطأECM بطريقة أنجلو جرانجر:

بعد الحصول على علاقة التكامل المشترك تأتي الخطوة الأخيرة في الاختبار وتتضمن تصميم وتقدير نموذج تصحيح الخطأ ECM بطريقة أنجل وجرانجر. والتي تتم وفق مرحلتين:

المرحلة الأولى: تقدير النموذج في المدى الطويل: باستخدام أسلوب الانحدار الخطي البسيط في تقدير النموذج القياسي وباستعمال طريقة المربعات الصغرى العادية. تم الحصول على العلاقة المقدرة رقم (01) و(02) السابقتين.

المرحلة الثانية: تقدير النموذج ECM في المدى القصير: في هذه المرحلة تم تقدير النموذج الديناميكي ECM وذلك باستعمال المتغيرات المستقرة إضافة إلى بواقي النموذج الأول المستقر، ويكتب النموذج الأول وفق الصيغة الرياضية التالية:

$$DInf=\beta0+\beta1\ DCM2+\beta2\ Z\ t-1 + \mu\ t \quad .....(01)$$

وقد تم الحصول على العلاقة المقدرة التالية: (أنظر الجدول رقم (07))

$$DInf = -0.382222+0.010572\ DCM2-0.156702\ Z\ t-1$$

فمن خلال نتائج النموذج (01) يتضح لنا بأن السلاسل لن تكون متكاملة على المدى الطويل، وذلك من خلال الإشارة السالبة لمعامل البواقي حيث أنها تشير إلى أن القيمة التوازنية تتحقق ما يقارب 15.67% سنويا، ويفسر هذا بقوة الإرجاع نحو التوازن.

أما صيغة النموذج الثاني فيعطى وفق الصيغة الرياضية التالية: $DCM1+\alpha2\ W$

$$DInf=\alpha0+\alpha1t-1 + \mu\ t$$

وقد تم الحصول على العلاقة المقدرة التالية:(أنظر الجدول رقم (08))

$$0.043805\ DCM1-0.150339\ W\ t-1 + \mu\ t.DInf=0.292196-\ldots\ldots\ldots(02)$$

فمن خلال نتائج النموذج (02) يتضح لنا بأن السلاسل لن تكون متكاملة على المدى الطويل، وذلك من خلال الإشارة السالبة لمعامل البواقي حيث أنها تشير إلى أن القيمة التوازنية تتحقق ما يقارب 15.03% سنويا، ويفسر هذا بقوة الإرجاع نحو التوازن.

2.2. التحليل المشترك بطريقة جوهانس–جسليوس

يتفوق هذا الاختبار على اختبار أنجل وجرانجر للتكامل المشترك السابق، نظرا لأنه يتناسب مع العينات صغيرة الحجم، وكذلك في حالة وجود أكثر من متغيرين، والأهم من ذلك أن هذا الاختبار يكشف عن ما إذا كان هناك تكاملا مشتركا فريدا، أي يتحقق التكامل المشترك فقط في حالة انحدار المتغير التابع على المتغيرات المستقلة، وهذا له أهميته في نظرية التكامل المشترك، حيث تشير إلى أنه في حالة عدم وجود تكامل مشترك فريد، فإن العلاقة التوازنية بين المتغيرات تظل مثارا للشك والتساؤل (العبدلي، 2007، صفحة 24)، ولتحديد عدد متجهات التكامل المشترك ، يقترح جوهانسوجسليوس اختبار احصائيتين وهما: اختبار الأثر (Trace Test- trace) حيث يختبر فرضية العدم القائلة بأن عدد متجهات التكامل المشترك الفريدة يقل عن أو يساوي العدد (q) مقابل الفرض البديل (q=r) ويحسب بالصيغة التالية (سلامى، و شيخي، 2013، صفحة 127):

$$\text{trace} = -n \sum_{i=r+1}^{k} Ln(1-\lambda_i)$$

حيث: λ_i القيمة الذاتية رقم i لمصفوفة التباين – التباين المشترك التي تسمح بحساب القيم الذاتية، k: عدد المتغيرات و r :رتبة المصفوفة.

ويكون اختبار جوهانس وفق النموذج التالي:

رتبة المصفوفة π تساوي الصفر (r=0)، أي H0:r=0 ضد الفرضية H1:r> 0، إذا رفضنا H0، نمر إلى الاختبار الموالي (إذا كانت الاحصائية trace أكبر تماما من القيمة الحرجة لجوهانس فإننا نرفض H0).

رتبة المصفوفة π تساوي الواحد(r=1)، أيr=1: H0 ضد الفرضية H1:r> 1، إذا رفضنا H0، نمر إلى الاختبار الموالي (إذا كانت الاحصائية trace أكبر تماما من القيمة الحرجة لجوهانس فإننا نرفض H0).

رتبة المصفوفة π تساوي 02 (r=2)، أيH0:r=2 ضد الفرضية H1:r> 2، إذا رفضنا H0، نمر إلى الاختبار الموالي (إذا كانت الاحصائية trace أكبر تماما من القيمة الحرجة لجوهانس فإننا نرفض H0) وهكذا.

إذا رفضنا H0 في نهاية المطاف، واختبرنا بعدها الفرضية H0:r=k-1 ضد الفرضية H1:r=k ، وقمنا برفض H0، فإن رتبة المصفوفة هي، r=k وفي هذه الحالة لا توجد علاقة تكامل مشترك باعتبار أن المتغيرات هي I(0)، وقبل تطبيق طريقة جوهانس للتكامل المشترك يجب تحديد عدد فترات الابطاء P للسيرورة VAR، ولتحديد P يستخدم معياري

AkaikeوSchwarz . طريقة اختيار P تتضمن تقدير كل نماذج VAR لفترات ابطاء من 0 إلى h (h هو الإبطاء الأكبر المقبول بالنسبة للنظرية الاقتصادية) ، وبناء على القيم المدرجة وفق الجدول التالي والمتعلقة بمعياريAkaike وSchwarz لفترات ابطاء متتالية، تم اختيار درجة الابطاء المثلى والموافقة لأصغر قيمة لهذين المعيارين وهي P=01 بالنسبة للنموذج الأول (أي علاقة العرض النقدي CM2 مع التضخم) والنموذج الثاني (أي علاقة العرض النقدي CM1والتضخم).

الجدول رقم (09) : تحديد درجة الإبطاء الموافقة لنموذج VAR

النموذج		الأول (CM2,Inf)			الثاني(CM1,Inf)		
التأخير		P=01	P=02	P=03	P=01	P=02	P=03
المعيار	AIC	13.96	13.83	13.67	13.70	13.97	14.04
	Csh	14.25	14.32	14.36	13.99	14.46	14.74

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج EViews 9

ملاحظة: AIC: معيار اكايك .Csh: معيار شوارتز

وبتطبيق طريقة جوهانس للتكامل المشترك وفق درجة إبطاء P=01 بالنسبة للنموذج الأول(أي علاقة العرض النقدي CM2 مع التضخم)، تحصلنا على النتائج التالية، ومن ثم إجراء اختبار جوهانس وفق الخطوات التالية:

- رتبة المصفوفة π تساوي الصفر (r=0)، أي H0:r=0 ضد الفرضية H1:r> 0.

- القيم الذاتية المقدرة للمصفوفة A هي: λ_1=0.39643 و λ_2 = 0.135059 .

- إحصاء هجوهانس المحسوبة هي: λ =-n $\sum_{i=r+1}^{k} Ln(1-\lambda_i$ trace)، ومن أجل r=0 يكون لدينا: λ_{trace}=-n {Ln(1-λ_1)+ Ln(1- λ_2) }

λ trace=-27 {Ln(1-0.396437)+ Ln(1- 0.135059) }= 17.54996

الجدول رقم (10): نتائج اختبار جوهانس للنموذج الأول

Date: 02/12/18 Time: 20:02
Sample (adjusted): 1992 2016
Included observations: 25 after adjustments
Trend assumption: Linear deterministic trend
Series: CM2 INF
Lags interval (in first differences): 1 to 1

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.396437	16.24999	15.49471	0.0384
At most 1	0.135059	3.627353	3.841466	0.0568

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

المصدر: مخرجات برنامج EViews 9

تشير النتائج الموضحة في الجدول أعلاه أن القيمة الحرجة تساوي 15.49471 عند مستوى معنوية 5% وهي أقل من الإحصاءة المحسوبة 17.54996 ، كما أن الاحتمال الحرج 0.0384 أقل من 0.05 . إذن نرفض الفرضية الصفرية القائلة بأن رتبة المصفوفة تساوي الصفر. وهذا يعني وجود علاقة تكامل مشترك بين CM2 و Inf عند مستوى معنوية 5%، وبالتالي يمكننا تبني صياغة نموذج تصحيح الخطأ ECM، وبالتالي فإنه يمكن القول بأن التضخم يعتمد على العرض النقدي بالمفهوم الواسع (M2) في الاقتصاد الجزائري خلال فترة الدراسة.

وبتطبيق طريقة جوهانس للتكامل المشترك وفق درجة إبطاء P=01 بالنسبة للنموذج الثاني(أي علاقة العرض النقدي CM1 مع التضخم)، تحصلنا على النتائج التالية، ومن ثم إجراء اختبار جوهانس وفق الخطوات التالية:

- رتبة المصفوفة π تساوي الصفر (r=0)، أي H0:r=0 ضد الفرضية H1 :r> 0.
- القيم الذاتية المقدرة للمصفوفة A هي: λ_1=0.26654 و λ_2 = 0.151426.
- إحصاء جوهانس المحسوبة هي (λ_{trace}= -n $\sum_{i=r+1}^{k} Ln(1-\lambda_i$)، ومن أجل r=0 يكون لدينا:

$$\lambda_{trace}=-n\ \{Ln(1-\lambda_1)+ Ln(\ 1-\lambda_2)\ \}$$

$$\lambda_{trace}=-27\ \{Ln(1-0.266540)+ Ln(\ 1-\ 0.151426)\ \}= 12.8028$$

الجدول رقم (11): نتائج اختبار جوهانس للنموذج الثاني

Date: 02/12/18 Time: 20:10
Sample (adjusted): 1992 2016
Included observations: 25 after adjustments
Trend assumption: Linear deterministic trend
Series: INF CM1
Lags interval (in first differences): 1 to 1

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.266540	11.85451	15.49471	0.1640
At most 1 *	0.151426	4.104944	3.841466	0.0427

Trace test indicates no cointegration at the 0.05 level
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

المصدر: مخرجات برنامج EViews 9

عند قراءة النتائج الموضحة في الجدول أعلاه تبين أن القيمة الحرجة تساوي 15.49471 عند مستوى معنوية 5% وهي أكبر من الإحصاءة المحسوبة 12.8028، كما أن الاحتمال

الحرج 0.1640 أكبر من 0.05، إذن نقبل الفرضية الصفرية القائلة بأن رتبة المصفوفة تساوي الصفر، وهذا يعني عدم وجود علاقة تكامل مشترك بين CM1 وInf عند مستوى معنوية 5%، وبالتالي لا يمكننا تبني صياغة نموذج تصحيح الخطأ ECM، وبالتالي فإنه يمكن القول بأن التضخم لا يعتمد على العرض النقدي بالمفهوم الضيق (M1) في الاقتصاد الجزائري خلال فترة الدراسة.

3. اختبار جرانجر للسببية Granger Gausality: يستخدم هذا الاختبار من أجل تحديد اتجاه العلاقة السببية بين متغيرات الدراسة، حيث يظهر اتجاه السببية هل كان أحادياً، أم تبادلياً، أي أن كلا المتغيرين يسبب الآخر، وقد لا تكون هناك علاقة سببية بينهما.

فقد أشار جرانجر إلى أنه إذا كانت هناك سلسلتان زمنيتان متكاملتان فلا بد من وجود علاقة سببية باتجاه واحد على الأقل ،وحسب مفهومه فإنه إذا كان المتغير Xt يسبب المتغير Yt فهذا يعني أنه يمكن توقع قيمة Yt بشكل أفضل باستخدام القيم الماضية لـ .Xt ويتطلب اختبار جرانجر للسببية تقدير العلاقتين التاليتين: (دحماني، 2012، صفحة 371):

$$DInf = \beta 0 + \sum_{i=1}^{P1} \beta_i \, DInf_{t-1} + \sum_{i=1}^{P2} \varphi_i \; DCM2_{t-1} + \mu_{1t}$$

$$DInf = \lambda 0 + \sum_{i=1}^{p1} \lambda_i \, Dinf_{t-1} + \sum_{i=1}^{p2} \vartheta_i \; DCM1_{t-1} + \mu_{2t}$$

$$DCM_2 = \delta_0 + \sum_{i=1}^{p3} \omega_i DCM2_{t-1} + \sum_{i=1}^{p4} \theta_i \, YDInf_{t-i} + \mu_{3t}$$

$$DCM_1 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p1} \gamma_i DCM1_{t-1} + \sum_{i=1}^{p4} \partial_i YDInf_{t-1} + \mu_{4t}$$

حيث:P1,P2 ,P3, P4 هي عدد الفجوات الزمنية لكل متغير تفسيري بحيث يمكن أن تكون كلها مختلفة أو تكون متساوية، ثم نقوم باختبار الفرضيتين التاليتين:

$$H0 : \sum_{i=1}^{P2} \varphi_{i=0}$$

$$H1 = \sum_{i=1}^{P2} \varphi_i \neq 0$$

الجدول رقم (12): نتائج اختبار السببية لجرانجر

Pairwise Granger Causality Tests
Date: 02/12/18 Time: 20:16
Sample: 1990 2016
Lags: 4

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DCM2 does not Granger Cause DINF	22	0.32455	0.8565
DINF does not Granger Cause DCM2		4.23454	0.0207
DCM1 does not Granger Cause DINF	22	0.15467	0.9575
DINF does not Granger Cause DCM1		0.49102	0.7425
DCM1 does not Granger Cause DCM2	22	0.17337	0.9481
DCM2 does not Granger Cause DCM1		0.60233	0.6677

المصدر: من مخرجات برنامج EViews 9

أظهرت نتائج اختبار السببية لجرانجر الموضحة في الجدول رقم (12) بعد ما تم اختيار درجة التأخير رقم (P=4) لتحديد اتجاه علاقة بين متغيرتي كلا النموذجين، أن التغيرات في العرض النقديCM2 لا تسبب ولا تساعد في تفسير التغيرات في معدل التضخم Inf عند مستوى معنوية 5%.في حين أظهر ذات الاختبار بوجود علاقة سببية متجهة من التضخم Inf إلى العرض النقدي CM2، أي أن التغيرات في معدل التضخم تساعد في تفسير التغيرات في CM2حيث بلغت قيمة F المحسوبة 4.23454 باحتمال قدره 0.0207 وهو أقل من 0.05، أي أن هناك علاقة سببية من اتجاه واحد على المدى القصير متجهة من معدلات التضخم إلى العرض النقدي CM2، في حين دل ذات الاختبار إلى عدم وجود أي علاقة سببية بين التضخم والعرض النقدي بالمفهوم الضيق CM1عند مستوى معنوية سواء 1% أو 5% أو 10%.

4. الخاتمة:

سعت هذه الدراسة إلى قياس واختبار العلاقة السببية بين مجاميع العرض النقدي (M1,M2) والتضخم في الجزائر باستخدام سلاسل زمنية لبيانات سنوية من سنة 1990 إلى غاية سنة 2016، حيث تم الاعتماد على منهجية التكامل المشترك كما تم الاستعانة بمنهجية السببية لجرانجر لاختبار العلاقة السببية بين متغيرات الدراسة. ويمكن رصد أهم النتائج التي توصلت إليه الدراسة فيما يلي:

- أظهرت نتائج اختبار استقرارية السلاسل الزمنية الموظفة في الدراسة على أنها مستقرة عند أخذ الفرق الأول، أي أنها متكاملة من الدرجة الأولى.
- بين اختبار التكامل المشترك بطريقة انجل وجرانجر بين كل مجمع للعرض النقدي والتضخم في الجزائر إلى غياب وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بينهم.
- دلت نتائج اختبار السببية وفقاً لأنجل وجرانجر:

وجود علاقة سببية من اتجاه واحد على المدى القصير متجهة من معدلات التضخم إلى العرض النقدي بالمفهوم الواسع (M2).

عدم وجود أي علاقة سببية بين معدلات التضخم والعرض النقدي بالمفهوم الضيق (M1).

ملحق الجداول والأشكال البيانية:

الجدول رقم (01): نتائج اختبار الاستقرارية لمتغيرات الدراسة باستخدام (ADF) و(PP)

		عند الدرجة صفر (غير مستقرة)			عند الدرجة الأولى (مستقرة)		
نوع	نوع	القيمة المحسوبة	القيمة المحسوبة	القيمة المحسوبةInf	القيمة المحسوبة DCM1	القيمة المحسوبة	القيمة المحسوبة

الاختبار	النموذج	CM2 القيمة المجدولة 5% الاحتمالية مركبة الاتجاه العام	CM1 القيمة المجدولة 5% الاحتمالية مركبة الاتجاه العام	القيمة المجدولة 5% الاحتمالية مركبة الاتجاه العام	DCM2 القيمة المجدولة 5% الاحتمالية مركبة الاتجاه العام	القيمة المجدولة 5% الاحتمالية مركبة الاتجاه العام	DInf القيمة المجدولة 5% الاحتمالية مركبة الاتجاه العام
اختبار ADF H_0 : يوجد جذر الوحدة	ثابت فقط (4)	3.295643 2.986225 0.0260 ———	2.831277 2.986225 0.0683 ———	2.115509 2.998064 0.2407 ———	6.080318 2.991878 0.0000 ———	6.528380 2.991878 0.0000 ———	4.844954 2.991878 0.0008 ———
	ثابت وقاطع (5)	1.156418 1.955681 0.2184 ———	0.878595 1.955681 0.3251 ———	1.896939 1.956406 0.0566 ———	6.139594 1.955681 0.0000 ———	6.634497 1.955681 0.0000 ———	2.174801 1.958088 0.0315 ———
	ثابت واتجاه قاطع (6)	4.643213 3.603202 0.0055 0.0108	2.822884 3.603202 0.2027 0.4492	3.098593 3.632891 0.1309 0.8890	5.992389 3.612199 0.0003 0.6167	6.598481 3.612199 0.0001 0.3340	5.289695 3.612199 0.0014 0.0892
اختبار PP H_0 : يوجد جذر الوحدة	ثابت فقط (4)	3.756364 2.981038 0.0090 ———	4.111402 2.981038 0.0039 ———	1.463146 2.981038 0.5359 ———	9.040744 2.986225 0.0000 ———	10.03197 2.986225 0.0000 ———	5.252979 2.986225 0.0003 ———
	ثابت وقاطع (5)	1.395477 1.954417 0.1476 ———	1.516882 1.954414 0.1188 ———	1.303824 1.954414 0.1727 ———	8.983323 1.955020 0.0000 ———	10.057551 1.955020 0.0000 ———	5.204375 1.955020 0.0000 ———
	ثابت واتجاه قاطع (6)	4.883851 3.595026 0.0030 0.0222	4.171200 3.595026 0.0150 0.3157	1.914921 3.595026 0.6181 0.3292	9.012543 3.603202 0.0000 0.6179	10.27988 3.603202 0.0000 0.5462	5.456539 3.603202 0.0009 0.3366

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على نتائج برنامج EViews9.

ملاحظة: عدد التأخيرات l المساوية لاختبار فليب بيرون تساوي $4(27/100)^{2/9}$

$l \approx 4(n/100)^{2/9} \approx 3l$

الجدول رقم (02): نتائج تقدير العلاقة بين العرض النقدي بالمفهوم الواسع والتضخم بطريقة المربعات الصغرى

Dependent Variable: INF
Method: Least Squares
Date: 02/12/18 Time: 19:58
Sample: 1990 2016
Included observations: 27

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	7.621519	3.840245	1.984644	0.0583
CM2	0.111897	0.215741	0.518663	0.6086

R-squared	0.010646	Mean dependent var	9.349962
Adjusted R-squared	-0.028928	S.D. dependent var	9.775884
S.E. of regression	9.916276	Akaike info criterion	7.497419
Sum squared resid	2458.313	Schwarz criterion	7.593407
Log likelihood	-99.21516	Hannan-Quinn criter.	7.525961
F-statistic	0.269011	Durbin-Watson stat	0.309903
Prob(F-statistic)	0.608557		

المصدر: مخرجات برنامج EViews 9

الجدول رقم (03): نتائج تقدير العلاقة بين العرض النقدي بالمفهوم الضيق والتضخم بطريقة المربعات الصغرى

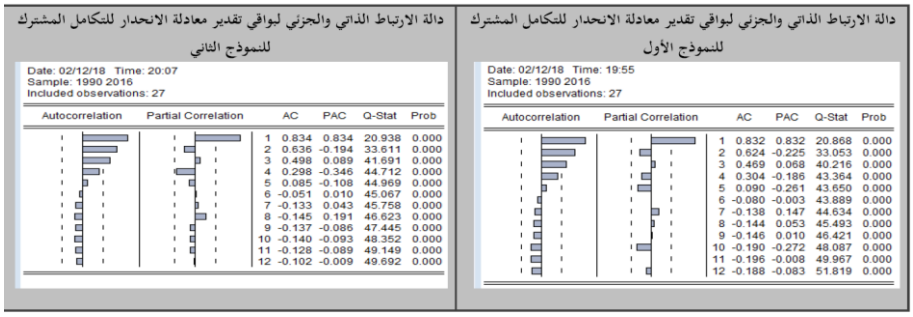
Dependent Variable: INF
Method: Least Squares
Date: 02/12/18 Time: 20:11
Sample: 1990 2016
Included observations: 27

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	11.82468	3.621668	3.264983	0.0032
CM1	-0.167946	0.209477	-0.801741	0.4303

R-squared	0.025067	Mean dependent var	9.349962
Adjusted R-squared	-0.013930	S.D. dependent var	9.775884
S.E. of regression	9.843739	Akaike info criterion	7.482735

المصدر: مخرجات برنامج EViews 9

الجدول رقم (04) دالة الارتباط الذاتي والجزئي لبواقي تقدير معادلة الانحدار للتكامل المشترك للنموذج الأول والثاني



المصدر: من مخرجات برنامج EViews 9

جدول رقم (07) تقدير نموذج تصحيح الخطأ في الأجل القصير للنموذج الأول

Dependent Variable: DINF
Method: Least Squares
Date: 02/12/18 Time: 20:05
Sample (adjusted): 1991 2016
Included observations: 26 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.382222	1.049056	-0.364348	0.7189
DCM2	0.010572	0.094123	0.112318	0.9115
Z(-1)	-0.156702	0.108259	-1.447479	0.1613

R-squared	0.083496	Mean dependent var	-0.394416
Adjusted R-squared	0.003800	S.D. dependent var	5.355674
S.E. of regression	5.345488	Akaike info criterion	6.298550
Sum squared resid	657.2076	Schwarz criterion	6.443715
Log likelihood	-78.88115	Hannan-Quinn criter.	6.340352
F-statistic	1.047684	Durbin-Watson stat	1.716499
Prob(F-statistic)	0.366897		

جدول رقم (08) تقدير نموذج تصحيح الخطأ في الأجل القصير للنموذج الثاني

Dependent Variable: DINF
Method: Least Squares
Date: 02/12/18 Time: 20:09
Sample (adjusted): 1991 2016
Included observations: 26 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.292196	2.032030	0.143795	0.8869
DCM1	-0.043805	0.115824	-0.378201	0.7087
W(-1)	-0.150339	0.110039	-1.366239	0.1851

R-squared	0.077495	Mean dependent var	-0.394416
Adjusted R-squared	-0.002723	S.D. dependent var	5.355674
S.E. of regression	5.362960	Akaike info criterion	6.305076
Sum squared resid	661.5109	Schwarz criterion	6.450241
Log likelihood	-78.96599	Hannan-Quinn criter.	6.346878
F-statistic	0.966059	Durbin-Watson stat	1.730301
Prob(F-statistic)	0.395494		

المصدر: من مخرجات برنامج EViews 9.

bourbonnais, R. (2000). *économétrie.* Paris : Dunod.
Bourbonnais, R. (2015). *Econométrie,Manuel et Exercice corriges.* (Dunod, Éd.) Paris.

التهتموني ,ف .ر .(2012) .اختبار العلاقة السببية والتكامل المشترك بين مؤشرات بورصة عمان للأوراق المالية .*المجلة العربية للإدارة* ,مجلد) *32*العدد .(1

العبدلي ,ع .ب .(2007) .محددات الطلب على واردات المملكة العربية السعودية في إطار التكامل المشترك وتصحيح الخطأ .*مجلة مركز صالح كامل للاقتصاد الاسلامي*)العدد .(32

جلال ,أ .م .(2006) .*دور السياسات النقدية والمالية في مكافحة التضخم في البلدان النامية دراسة حالة الجمهورية اليمنية .(2003 -1990)*جامعة الجزائر.

حسين ,ع .غ .(2006) .*التضخم المالي* .الاسكندرية، مصر :مؤسسة شباب الجامعة.

دحماني ,ن .ا .(2012) .دور سوق الأوراق المالية في النمو الاقتصادي دراسة حالة الجزائر .*مجلة جامعة القدس المفتوحة للأبحاث والدراسات*)العدد .(37

رمزي ,ز .(1980) .*مشكلة التضخم في مصر أسبابها ونتائجها مع مقترحات لمكافحة الغلاء* .القاهرة : الهيئة المصرية العامة للكتاب.

سلامى، ,أ & .,شيخي ,م .(2013) .اختبار العلاقة السببية والتكامل المشترك بين الادخار والاستثمار في الاقتصاد الجزائري .(2012-1970)*مجلة الباحث* ,*العدد .13*

مصيطفى ,ع .ا .(2008) .الوضعية النقدية ومؤشرات التطور المالي في الجزائر بعد انتهاء برنامج التسهيل الموسع) .ج .ورقلة (.Éd ,*مجلة الباحث* ,*العدد .06*

معتز ,ن & .,مشعل ,ي .(2014) .، تحليل العلاقة بين التضخم وعرض النقود في الاقتصاد السوري خلال الفترة .2010 – 1996*مجلة جامعة تشرين للبحوث والدراسات العلمية، سلسلة العلوم الاقتصادية والقانونية* ,*العدد*) *04*المجلد .(36

نوة ,ب .ي .(2016) .*تأثير التضخم على المتغيرات الاقتصادية الكلية دراسة قياسية لحالة الجزائر 1970-2012*.الجزائر :جامعة محمد خيضر ببسكرة.