العلاقة بين الاقتصاد الموازي والموارد العامة في الجزائر

خلال الفترة (1990–2018)

حنـــــان حاقـــــة[1] * رفيقة حروش[2] هشام لبزة[3]

1. مخبر العولمة والسياسات الاقتصادية، جامعة الجزائر 3، الجزائر.
2. جامعة الجزائر 3، الجزائر.
3. جامعة الوادي، الجزائر.

The Relationship between the Parallel Economy and Public Resources in Algeria in the Period (1990-2018)

Hanane haga & Rafika hrrouche & Hichem lebza

University of Algiers 3 & University of Algiers3 & University of El-Oued – Algeria

تاريخ الاستلام: 2019/07/18 **تاريخ القبول:** 2019/12/08 **تاريخ النشر:** 2019/12/31

ملخص:

هدفت الدراسة إلى تحديد طبيعة العلاقة السببية بين الاقتصاد الموازي والموارد العامة في الاقتصاد الجزائري خلال الفترة (1990-2018)، وذلك عن طريق تحليل بيانات سنوية باستخدام منهجية غرانجر لاختبار العلاقة السببية وفق ثلاث مراحل وهي اختبار جذر الوحدة باستخدام ديكي فولر الموسع، واختبار توازن طويل الأجل بين بيانات السلسلتين باستخدام جوهانسن، اختبار غرانجر للسببية في المدى القصير. دلت نتائج الاختبارات على عدم وجود تكامل مشترك بين حجم الاقتصاد الموازي والموارد العامة، كما أنه لا توجد علاقة توازنية في الأجل الطويل بين متغيرتي الدراسة، وأن العلاقة السببية كانت باتجاه حجم الاقتصاد الموازي إلى الموارد العامة في المدى القصير

الكلمات المفتاحية: اقتصاد موازي، موارد عامة، ناتج داخلي خام، اقتصاد رسمي، تكامل مشترك، سببية غرانجر.

الترميز الاقتصادي (JEL): C52; E26; H2

Abstract:

This study aims at determining the nature of the causal link between the parallel economy and public resources in the Algerian economy over the period (1990-2018) through annual data analysis using the methodology of Granger causality test in three phases, namely the unit root test using Dickie fuller Enlarged, testing long term equilibrium between two strings using Johansen test, and Granger causality in the short term. The results of the tests showed the absence of a common integration between the size of the parallel economy and public resources, and there are no long term balancing relationship between the two variables of the study, so that the causal link was towards the size of the parallel economy into the public resources in the short term

Keywords: parallel economy, public resources, GDP, the formal economy, common integration, causal Granger.

Jel Classification Codes: C52; E26; H2

* **المؤلف المرسل: الإيميل:** haga.hanane@univ-alger3.dz

I- تمهيد:

تعاني دول العالم من ظاهرة تهدد الكثير من اقتصادات الدول النامية والمتقدمة تتمثل في الاقتصاد الموازي، ويمثل هذا النوع من الاقتصاد نسباً عالية من الناتج المحلي الإجمالي في الدول النامية، ومن هنا فقد تبدو أهمية الاقتصاد الموازي في قدرته على توفير فرص للعمل لهؤلاء الذين لم يفلحوا في الحصول على فرصة عمل في الاقتصاد الرسمي، حيث يشمل كافة أشكال الدخل التي لا يعبر عنها رسمياً، ويكثر نشاطه في الدول التي تعاني من عدم الاستقرار وقصور في الأنظمة والقوانين.

حيث تميز الاقتصاد الجزائري خلال حقبة الثمانينات بظاهرة تنامي الاقتصاد الموازي، الذي يحوي العديد بين طياته العديد من الأنشطة الاقتصادية الخفية التي تولد عنها دخولاً ضخمة لا تدخل غالباً في التقديرات الرسمية للدخل الوطني ولم تخضع للضرائب، وقد أخذ الاقتصاد الموازي في الجزائر في الانتشار والتشعب بصورة ملموسة، حيث اتسعت رقعته لتغطي قطاعاً عريضا من فئات وطبقات متعددة في المجتمع، حيث أثبتت بعض الدراسات التي أجروها أنه قد حسن من مستويات معيشة أفراد المجتمع المسجلين في المستويات الدنيا من الدخول المالية.

ففي كافة الأحوال إن الاقتصاد الموازي في الجزائر أدى إلى تزايد معدل التهرب والغش الضريبيان، أفقد الحكومة إيرادات كبيرة تؤثر سلباً على ميزانياتها العامة وعلى مستوى الإنفاق العام والتنمية الاقتصادية بشكل عام، وهذا ما انعكس عنه اتباع سياسات اقتصادية أكثر تعقيداً كزيادة الضرائب والرسوم والغرامات، وتعقيد الإجراءات الأمنية والقضائية والإدارية والتنظيمية وزيادة النفقات العامة الجارية على حساب الإنفاق الاستثماري.

1.مشكلة الدراسة: مما سبق يمكن تلخيص مشكلة الدراسة في السؤال الرئيسي التالي:

هل توجد علاقة سببية بين الاقتصاد الموازي والموارد العامة في الجزائر خلال الفترة 1990-2018؟

2. فرضية الدراسة: على ضوء ما تم طرحه في مشكلة الدراسة وأملاً في تحقيق الهدف المرجو منه، تنطلق الدراسة من فرضية مفادها بأن هناك علاقة سببية بين تغيرات الاقتصاد الموازي والموارد العامة في الاقتصاد الجزائري، كما أن السببية القائمة تتحقق باتجاهين.

3. أهداف الدراسة: تسعى هذه الدراسة إلى تحقيق الأهداف التالية:

- قياس وتحليل الأثر بين تغيرات الاقتصاد الموازي والموارد العامة.
- تحديد نمط العلاقة واتجاهها بين الاقتصاد الموازي والموارد العامة.

4. أهمية الدراسة: تتأتى الأهمية من أن قياس وتفسير طبيعة العلاقة بين الاقتصاد الموازي والموارد العامة يعطي لمتخذي القرار رؤية واضحة للتوجهات المستقبلية للحد ومكافحة ظاهرة الاقتصاد الموازي في الاقتصاد الجزائري من جهة، وتحديد الأساليب التي من شأنها تعمل على دمج الاقتصاد الموازي بما يتلاءم مع مستوى النشاط الاقتصادي الرسمي من جهة أخرى.

5. الدراسات السابقة:

تظهر الدراسات السابقة أن هناك اهتماماً حثيثاً من قبل الباحثين في محاولة تقدير حجم الاقتصاد الموازي في اقتصاديات مختلفة، وتقوم هذه الدراسات بدراسة الموضوع من عدة جوانب، تناولت الدراسات الأخرى الجوانب النظرية للتعرف على خصائصه ومسبباته وآثاره على الاقتصاد الكلي.

1.5. قام (Friedrich Schneider): بتقدير حجم اقتصاد الظل الدنماركي باستخدام منهج الطلب على العملة: محاولة، منهج الطلب على العملة بغض النظر إلى حجم وتطور اقتصاد الظل في الدنمارك، يتأثر طلب العملة إحصائيًا بمعدلات الضرائب، ويتم حساب الفرق في الطلب على العملات من خلال مقارنة العبء الضريبي الفعلي مع مرور الوقت إلى أدنى عبء ضريبي في الفترة من 1952 إلى 1982. ونما اقتصاد الظل بأضعاف حتى وصل نسبة 10٪ (من الناتج القومي الإجمالي) في عام 1977 ثم تذبذب بين 7-10٪ (من الناتج القومي الإجمالي) في الفترة 1978- 1982، بما يتناسب الحجم المحسوب بشكل جيد مع النتائج التي تم الحصول عليها باستخدام نفس الأسلوب في النرويج والسويد وألمانيا الغربية .

2.5. في حين تناولت دراسة (بودلال علي 2006-2007): تقييم كلي للاقتصاد غير الرسمي في الجزائر "مقاربة نقدية للاقتصاد الخفي"، أطروحة دكتوراه، كلية العلوم الاقتصادية والتجارية وعلوم التسيير، جامعة أبي بكر بلقايد-تلمسان-، بدراسة تقدير حجم الاقتصاد الخفي في الجزائر وما الأثر الذي يمارسه هذا الاقتصاد في عجز الميزانية العامة للجزائر من جراء الفاقد الضريبي فيما بين الإيرادات الممكنة والإيرادات المحصلة خلال الفترة 1970- 2004، باستخدام أسلوب القياس لـــ V.Tanzi-، حيث سجلت نتائج التحليل القياسي والإحصائي للدخل غير الرسمي (الخفي) أرقاماً معتبرة مخيفة بحيث تراوحت نسب الاقتصاد الخفي في الجزائر ما بين 21٪ كحد أدنى ونسبة 30% كحد أقصى، من خلال الانعكاس السلبي على الموازنة العامة في صورة فاقد في الحصيلة الممكنة للضرائب التي بدورها تؤثر على الإيرادات العامة لميزانية الدولة فيما عدا المحروقات.

3.5. وتميزت دراسة (حامد بن داخل بن عبد ربه المطيري 2012): بقياس حجم الاقتصاد الخفي وأثره على المتغيرات الاقتصادية الكلية مع دراسة تطبيقية على المملكة العربية السعودية (1970-2009)، أطروحة دكتوراه، المملكة العربية السعودية، بمعرفة ما إذا كان الاقتصاد الخفي ظاهرة لها أثر على المتغيرات بشكل سلبي أو إيجابي وهذا عن طريق دراسة العلاقة بين الاقتصاد الخفي والنمو الاقتصادي، والاقتصاد الخفي والإنفاق الأمني ، مستعينة بمنهجية أنجل وغرانجر للسببية ونموذج تصحيح الأخطاء ECM والتكامل المشترك، وتوصلت الدراسة إلى وجود تكامل مشترك بين الاقتصاد الخفي والنمو الاقتصادي، وأن العلاقة السببية ثنائية الاتجاه بين الاقتصاد الخفي والنمو الاقتصادي، والإنفاق الأمني في المدى القصير

4.5. أما دراسة (أحمد محمود عبد الله الأستاذ 2013): تقدير حجم الاقتصاد الخفي في الأراضي الفلسطينية – دراسة قياسية-، رسالة ماجستير، كلية التجارة، قسم اقتصاديات التنمية، الجامعة الإسلامية بغزة، فهدفت إلى تقدير الاقتصاد الخفي باستخدام طريقة الطلب على العملة في فلسطين للفترة (2000-2010)، وذلك من خلال دراسة العلاقة بين مجموعة من المتغيرات التي تؤثر في نسبة النقود المتداولة خارج النظام المصرفي إلى عرض النقود بمعناها الواسع، ومن خلال استخدام اختبارات السلاسل الزمنية المتمثلة في التكامل المشترك، أظهرت نتائج اختبار جوهانس للتكامل المشترك وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغيرات النموذج القياسي المستخدم، وأن التقدير لحجم الاقتصاد الخفي في فلسطين متفاوت عبر الزمن، وقد بلغ متوسطه السنوي خلال الفترة 2000-2010 حوالي 816.2 مليون دولار، أي ما نسبته 16.6% من حجم الناتج المحلي الإجمالي، وتشير هذه النسبة إلى واقع إيجابي، خاصة إذا ما قورنت بنسبة الاقتصاد الخفي في الدول المجاورة والإقليمية.

5.5. وهدفت دراسة (عياش وريدة 2017-2018): الاقتصاد الخفي وآثاره على المتغيرات الاقتصادية الكلية في الجزائر، أطروحة دكتوراه، كلية العلوم الاقتصادية والتجارية وعلوم التسيير، جامعة الجزائر3، إلى معالجة ظاهرة الاقتصاد الخفي، وتأثيره على التشغيل والحصيلة الضريبية، وسعر الصرف، وتوصلت من خلال اختبار الفرضيات إلى النتائج أن ظاهرة الاقتصاد الخفي تساهم في حل بعض المشاكل الاجتماعية كمشكل البطالة، وامتصاص حجم كبير من العمالة، أما تأثيره على الإيرادات الضريبية فإن وجود الاقتصاد الخفي يترتب عليه فاقد في حصيلة الضرائب على الدخل، والذي يتوقف على عاملين هما السعر المتوسط للضريبة على الدخل الذي يمثل الحصيلة الفعلية لضرائب الدخل إلى الناتج المحلي، وكذا قيمة الدخل الناتج عن الأنشطة الخفية، حيث كلما زادت نسبة الاقتصاد الخفي يعيق النمو الاقتصادي ويؤدي إلى انخفاض موارد الدولة والتي تؤدي إلى عجز الموازنة الذي يعبر عن عدم قدرة الإيرادات العامة على تغطية النفقات العامة، ويمارس الاقتصاد الخفي تأثيره على سعر الصرف من خلال إضعاف فعالية السياسة النقدية في مكافحة التضخم بوجود سعر صرف رسمي، والآخر موازي، والتي تزايدت خلال فترة التسعينات في الجزائر، وكذلك يساهم في تفاقم مستوى التهرب الضريبي مما يكبد الدولة خسارة فرص الحصول على إيرادات عامة إضافية.

ويلاحظ الباحثين من استعراض الدراسات السابقة ما يلي:

- **دراسات ثنائية الاتجاه:** توضح العلاقة التبادلية بين الاقتصاد الخفي والنمو الاقتصادي، وكذا الاقتصاد الخفي والإنفاق الأمني لفترتي إبطاء وهي تتوافق مع النظرية الاقتصادية مثل دراسة: حامد بن داخل بن عبد ربه المطيري (2012) في المدى القصير.
- **دراسات التكامل المشترك:** أظهرت نتائج التقدير القياسية أن جميع المتغيرات (نسبة النقود المتداولة خارج الجهاز المصرفي إلى عرض النقود بمعناها الواسع، نسبة الضريبة إلى الناتج المحلي الإجمالي، نسبة الأجور

والمرتبات الكلية إلى الناتج المحلي الإجمالي، سعر الفائدة على الودائع الادخارية، نسبة العاملين في مصالحهم الخاصة إلى العاملين الفعليين، نصيب الفرد من الدخل القومي الإجمالي) دلت على وجود علاقة تكامل مشترك طويلة الأجل بين متغيرات النموذج القياسي المستخدم. مثل: دراسة أحمد محمود عبد الله الأستاذ (2013).

- إن معظم الدراسات السابقة اتفقت مع الدراسة الحالية بتقدير حجم الاقتصاد الموازي باستخدام أسلوب القياس لـ V.Tanzi، واستخدام أسلوب التكامل المشترك واختبار السببية، لكن الاختلاف بالنسبة لهذه الدراسة كان يهدف إلى تطبيق العلاقة باستخدام الاختبارات السابقة بين المتغيرين (الاقتصاد الموازي– الموارد العامة).
- تأتي أهمية الدراسة الحالية نظراً لعدم وجود دراسات كافية بالتطبيق على الاقتصاد الجزائري.

6. الإطار النظري للاقتصاد الموازي وأثره على الموارد العامة:

تعتبر ظاهرة الاقتصاد الموازي متعددة الأبعاد، فهي أيضا متعددة الأسباب لعل أهمها أسلوب تطبيق سياسة الانفتاح الاقتصادي، بالتحول السريع من اقتصاد مغلق إلى اقتصاد السوق أثر عل النسق القيمي والسلوك الاجتماعي، وأفرز أوجه نشاط لم تكن موجودة من قبل، أدت إلى فتح مجالات جديدة للكسب، أخذت أغلبها الطابع الموازي (غير الرسمي) وغير المنظم في الوقت الذي لم تتوسع فيه الأنشطة الاقتصادية الرسمية المنظمة بالقدر الذي يتيح فرص عمل جديدة تتناسب وحجم الزيادة في العرض من القوى العاملة، الذي أسهم في تزايد نمو معدلات الهجرة من الريف إلى الحضر، ومع تقلص القطاعات الرسمية عن استيعاب فائض القوى العاملة اتجهت إلى القطاع الموازي (غير الرسمي).

كما أن جمود النظام الضريبي وعجزه عن مواجهة التطورات الاقتصادية والاجتماعية من ناحية وارتفاع معدلات الاستقطاع الضريبي، والأسعار الحدية لضرائب الدخل من ناحية ثانية، خلق في ظل ضعف العقوبات، وتواضع إمكانيات الإدارة المنفذة حوافز قوية للتهرب والغش الضريبي باللجوء إلى ممارسة الأنشطة الموازية على مختلف المستويات.

1.6 مفهوم ظاهرة الاقتصاد الموازي:

يعتبر تحديد تعريف دقيق وواضح للاقتصاد الموازي من الأمور المهمة، خصوصاً في مجال الدراسات التطبيقية، إذ أنه وبناءً على هذا التعريف سوف تتحدد مهمة قياس حجمه، وتقدير آثاره، ومجالاته، ورغم تعدد الدراسات التي تناولت الاقتصاد الموازي، إلا أنه لا يكاد يوجد تعريف متفق عليه يحدد الظاهرة بدقة، ويعود هذا الاختلاف إلى طبيعة واتساع وتباين أنشطة الاقتصاد، وتفاوت حجمه وآثاره من مجتمع لآخر، ومن دولة لأخرى، حسب الظروف الاقتصادية والاجتماعية، والسياسية، السائدة بها، وحسب الإطار الشرعي والقانوني الذي يحدد هذا المفهوم، ومن خلاله يمارس هذا الاقتصاد وظائفه.

- يرى Vito Tanzi (1983) أن الاقتصاد الموازي هو مجموع الدخول المكتسبة غير المبلغة للسلطات الضريبية، أو مجموع الدخول غير الواردة في الحسابات القومية.
- كما يعرف الاقتصاد الموازي، في صياغة أخرى له، بذلك الجزء من الناتج القومي الذي لا يتم قياسه في الإحصاءات الرسمية، بسبب عدم إعلانه أو إقراره بأقل من قيمته الحقيقية للسلطات الضريبية (Vito. Tanzi، 1980، P: 428).

ويفترض التعريفان السابقان أن الحسابات القومية تستند بقدر ما على المعلومات الضريبية، يختلف مداه من دولة إلى أخرى، ومن ثم تهرب الدخول من الضرائب، قد يترتب عليها عدم القياس الدقيق للدخل القومي.

- أما كل منر Enste.D وF.Schneider (2000) فيعرفان الاقتصاد الموازي على أنه لا يشمل الأنشطة غير المشروعة فقط بل يشمل أيضاً أشكال الدخل التي لا يبلغ بها والمتحصلة من إنتاج السلع والخدمات المشروعة، سواء من المعاملات النقدية أو المعاملات التي تتم بنظام المقايضة. ومن ثم فإن الاقتصاد الموازي يشمل جميع الأنشطة الاقتصادية التي تخضع للضريبة بشكل عام إذا ما بلغت بها السلطات الضريبية.

2.6 أسباب ظاهرة الاقتصاد الموازي في الجزائر:

هناك شبه اتفاق بين الأدبيات الاقتصادية على نشوء ونمو الاقتصاد الموازي يعزى إلى مجموعة متشابكة من العوامل الاقتصادية، والاجتماعية، والسياسية، والإدارية، تؤثر في ظهور ونمو انتشار الظاهرة في كل البلدان سواء كانت متقدمة منها أو نامية، وتمثل العوامل الاقتصادية المقام الأول من بين هذه العوامل المسؤولة على نمو الظاهرة، علماً أن الأسباب الاقتصادية في حد ذاتها تختلف من بلد لأخر، وتكون أشد اختلافاً بين البلدان المتقدمة والنامية (محمد زعلاني، شمولية ظاهرة الاقتصاد الموازي بالإشارة إلى الاقتصاد الجزائري (تأصيل المعنى- بحث في الأسباب والآثار)، ديسمبر 2011، ص 198)، وأن هذه الظاهرة نفسها ذات أبعاد اقتصادية، وسياسية، واجتماعية، كما أنها مرتبطة بالنشاط الاجتماعي والاقتصادي، والحركة السياسية لكل بلد عبر الزمن، غير أن تلك الأسباب تختلف من دولة لأخرى، ومن بين هذه الأسباب:

1.2.6 الأنظمة الضريبية غير العادلة: والتي تدفع الأفراد والمنشآت إلى البحث عن الحيل والطرق الملتوية من الضرائب وتزوير الحسابات (بودلال علي، ، ديسمبر 2012، ص 132).

2.2.6 الأنظمة واللوائح الإدارية والقيود الحكومية: تعد المغالاة في فرض القيود الحكومية على الأنشطة الاقتصادية أمر من شأنه أن يشجع الأفراد والشركات على التحايل وممارسة أنشطة موازية (يحياوي، ديسمبر 2016، ص 293).

3.2.6 ندرة السلع: نقص عرض السلع الاستهلاكية والكمالية (تامر، 2018) ما يؤدي إلى التحول نحو الاقتصاد الموازي من أجل توفير وإنتاج هذه السلع للوفاء باحتياجات الطلب عليها (عبد الخالق، 2000).

4.2.6 دور المشروعات الصغيرة في خلق الاقتصاد الموازي: تستخدم المشروعات الصغيرة النقود السائلة في إجراء معاملاتها، هذا ما يسهل من الأنشطة الموازي والتهرب من دفع الضريبة، بالإضافة إلى عدم الإعلان عن الدخول الناتجة عنها (بن أيوب ، 2007).

5.2.6 العوامل السياسية: لا استقرار سياسي متزامن مع تحرير اقتصادي غير مراقب من قبل الدولة من شأنه أن يترك الحقل فارغاً وحر أمام نمو واتساع الأنشطة غير الرسمية (إسماعيل بوخاوة، أيام 2000).

6.2.6 أثر الفقر على زيادة حجم الاقتصاد الموازي: هناك علاقة قوية تربط بين ظاهرة الفقر وظاهرة الاقتصاد الموازي بحيث كلما زادت حدة الفقر، زاد حجم التوجه نحو الاقتصاد الموازي (بن يشو، 2008، ص 23-24).

7.2.6 أثر النمو الديمغرافي على الاقتصاد الموازي: إن ارتفاع النمو الديمغرافي يؤدي إلى ارتفاع نسبة البطالة وبالتالي فائض في اليد العاملة التي لا يمكن أن يستوعبها سوق العمل ما يؤدي بالتوجه نحو العمل في القطاع الموازي (بن يشو، ص 24-25).

3.6 أثر ظاهرة الاقتصاد الموازي على أهم المؤشرات الاقتصادية في الجزائر:

إن النمو السريع للاقتصاد الموازي قد يؤدي إلى فشل سياسات الاستقرار الاقتصادي، حيث يؤدي هذا الجانب من الاقتصاد إلى تشويه المؤشرات الخاصة بسياسة الاستقرار الاقتصادي، ومن ثم فإن هناك احتمال أن يقع صانع السياسة في خطر وصف طرق علاج غير صحيحة بسبب تشخيص غير سليم للمشكلة، فنمو الاقتصاد الموازي ينتج عنه نوع من المغالاة في المؤشرات الرسمية للتضخم والبطالة، ومعدلات نمو الناتج المحلي الإجمالي، وبالتالي فإن سياسة الاستقرار قد تستجيب لمشكلات غير واقعية، وإذا ما حاولت سياسة الاستقرار الاقتصادي أخذ إجراءات مضادة لمواجهة هذه المشكلات فإن سياسة الاستقرار الاقتصادي سينشأ عنها إجراءات تحدث نوعا من عدم الاستقرار في الاقتصاد الرسمي (بودلال، 2007، ص 61-62)، لدرجة أن المشكلات غير الحقيقية تصبح مشكلات حقيقية بمقتضاها يتحول الاقتصاد الموازي من خلال التضخم والبطالة إلى اقتصاد ذو حجم أكبر.

وفيما يلي نتناول بعض آثار هذا الاقتصاد على مؤشرات البطالة ونمو الناتج المحلي الإجمالي:

1.3.6 أثر ظاهرة حجم الاقتصاد الموازي على البطالة في الجزائر:

تعد البطالة، باعتبارها مؤشراً اجتماعياً، من بين أسباب ظهور واستفحال الاقتصاد الموازي، فالعاطلون عن العمل والذين عجزوا عن الحصول على فرص عمل في الاقتصاد الرسمي تضطرهم ظروفهم المادية والاجتماعية إلى البحث عن فرص عمل في أنشطة الاقتصاد الموازي، وقد أثبت Oduh et al (2008) العلاقة المباشرة الموجبة بين معدل البطالة والاقتصاد الموازي في الأجل القصير، غير أن هذا لا يعد قاعدة ثابتة فقد بين Vito Tanzi (1999) أن الاقتصاد الموازي يستقطب أنواعاً كثيرة من اليد العاملة منها ما يعمل في القطاع الرسمي، ومنها ما لا تتوفر فيها الشروط

القانونية كالقصُر ومن هم في حالة تقاعد ، ومثل هذه الحالات لا تؤثر على معدلات البطالة الرسمية بشكل مباشر، باعتبار أنها لا تؤخذ بعين الاعتبار عند حساب معدل البطالة .

2.3.6 الاقتصاد الموازي في سوق العمل:

إن ضعف قدرة الاقتصاد الوطني على استيعاب عنصر العمل أدى إلى دخول أعداد متزايدة من الأفراد في القطاعات والأنشطة الموازية كوسيلة لمواجهة أعباء المعيشة، والتهرب من البطالة ومن أهم ما يميز سوق العمالة الموازي بحسب (رقيق ، 2017، ص 86) ما يلي:

- أنه يتميز بالمرونة حيث يلقى فيه البطالون والباحثون عن العمل والمتقاعدين والمعوقين على حد سواء ملاذا في الحصول على عمل داخل هذا القطاع.
- يفتقر هذا السوق إلى أشكال التأهيل وضعف مستوى التحصيل العلمي.
- عدم توفر شبكات ضمان وإجازات مدفوعة الأجر للعاملين والعاملات في هذا القطاع.
- أجور متدنية مقابل أيام عمل طويلة وقد تكون الأجور عينية.

إن من بين الظروف التي ميزت سوق العمل في الجزائر والتي ساعدت على زيادة العمل غير المصرح به في السوق الموازي ترجع أسبابها إلى:

- عجز الدولة عن خلق وظائف، حيث في الجزائر يبقى القطاع العام هو المصدر الرئيسي لخلق الوظائف (إدوارد جاردنر، 2003، ص 19).
- المستويات العالية للنمو الديمغرافي حيث تعتبر الجزائر من الدول الأسرع نمواً من حيث عدد تزايد سكانها، مما رفع من معدلات البطالة ومثل عائق أمام توفير مناصب الشغل.
- إضافة إلى معدلات البطالة الإجبارية حيث نجد بعض الناشطين في السوق الموازي يفضلون النشاط به لارتفاع عوائده (رمضاني ، 2007).
- تزايد نسبة البطالة خصوصاً بسبب التسريح الجماعي للعمال الذي مس شريحة واسعة منهم خلال سنوات برنامج التعديل الهيكلي، وتعتبر البطالة من الأسباب الرئيسية في التوجه نحو العمل الموازي.

3.3.6 أثر ظاهرة حجم الاقتصاد الموازي على النمو الاقتصادي في الجزائر:

إن العلاقة بين الاقتصاد الرسمي والاقتصاد الموازي تحتاج إلى تناول الأثر على ضغوط العرض والطلب في الاقتصاد الموازي الناتجة عن التغير في أداء الاقتصاد الرسمي في مجالات النمو الاقتصادي والبطالة والتضخم، ذلك أن النمو البطيء أو السالب في الاقتصاد الرسمي ربما يؤدي من خلال تخفيض معدلات الزيادة في الدخول الحقيقية إلى زيادة الضغوط على الأفراد للبحث عن أو تدعيم مصادر الدخول الخاصة بهم، لكي يحافظوا على مستويات

المعيشة الحالية أو المتوقعة، وهو ما يؤكد العلاقة العكسية بين أداء الاقتصاد الموازي والاقتصاد الرسمي (بوجرفة، 2013، ص 143).

تشير العديد من الدراسات التطبيقية إلى وجود علاقة سببية بين وجود الاقتصاد الموازي ومعدل النمو الاقتصادي الفعلي، وذلك بسبب مساهمة الاقتصاد الموازي في تشويه المؤشرات الخاصة بالسياسات الاقتصادية والاستقرار الاقتصادي أو المغالاة فيها، لا سيما إذا كان للاقتصاد الموازي نصيب كبير في النشاط الاقتصادي، ومن تلك المؤشرات: المؤشرات المتعلقة بالأسعار، والتضخم، والبطالة، ومعدلات النمو الاقتصادي، وحسابات الدخل القومي، ومؤشرات دورات الإنتاج والدخل والإنفاق، وإحصائيات ميزان المدفوعات، إضافة إلى ما يمارسه الاقتصاد الموازي من تأثير على الدخول الحقيقية للأفراد وتخفيض الموارد الضريبية للدولة وزيادة العجز في الموازنة العامة. كما أن هناك توافق كبير على أن النمو الاقتصادي يؤدي إلى الحد من الاقتصاد الموازي في البلدان النامية خصوصا، وأن تحقيق معدلات مستهدفة من النمو الاقتصادي مرهون بالحد من معدلات نمو الاقتصاد الموازي، لكن هذه النتائج في نفس الوقت لم تقطع بوجود علاقة ثابتة بين هذين المعدلين، ومعنى ذلك أن النمو السريع للاقتصاد الرسمي لا يترتب عليه بالضرورة تزايد أسرع في الحد من نمو الاقتصاد الموازي، والعكس صحيح (توهامي ، 2018، ص ص 290-291).

وأخيراً فإن زيادة النشاط الاقتصادي في الاقتصاد الرسمي يمكن أن تؤدي إلى زيادة حجم الاقتصاد الموازي، لأنها تدفع بالأفراد نحو شرائح ضريبية أعلى بسبب زيادة الدخل وهو ما يدفع الأفراد نحو التحول إلى الاقتصاد الموازي حيث لا توجد ضرائب.

4.3.6 أثر ظاهرة الاقتصاد الموازي على الموارد العامة في الجزائر:

تميز الاقتصاد الجزائري خلال حقبة التسعينات بظاهرة تنامي الاقتصاد الموازي، لعل أهم أسبابها تطبيق أسلوب سياسة الانفتاح الاقتصادي، بالتحول السريع من اقتصاد مغلق إلى اقتصاد السوق الذي يحوي بين طياته العديد من الأنشطة الاقتصادية الخفية التي تولد عنها دخولاً ضخمة لا تدخل غالباً في التقديرات الرسمية للدخل الوطني ولم تخضع للضرائب.

كما أن جمود النظام الضريبي وعجزه عن مواجهة التطورات الاقتصادية والاجتماعية من ناحية، وارتفاع معدلات الاستقطاع الضريبي، والأسعار الحدية لضرائب الدخل من ناحية ثانية، خلق في ظل ضعف العقوبات، وتواضع إمكانيات الإدارة المنفذة حوافز قوية للتهرب والغش الضريبي باللجوء إلى ممارسة الأنشطة الموازية على مختلف المستويات (بودلال ، 2012، ص 141)، وهو ما يسبب في خسائر كبيرة في الموارد العامة لميزانية الدولة (بوالحيلة، 2017، ص 94).

تعتبر الموارد العامة (الجباية) الوسيلة الأساسية التي تملكها الدولة للتدخل في الحياة الاقتصادية والاجتماعية، وهي بهذا الشكل ليست حقيقة مستقلة، ولكنها مجال متعدد الجوانب، فإدراج الجباية ضمن النظام الاقتصادي لتحقيق أهداف النمو الاقتصادي، يفسر التفاعل المستمر بين الميدان المالي والميدان الاقتصادي، وعليه فإن نجاح السياسة الضريبية يرجع أساساً إلى بنية النظام الجبائي وإلى بنية الاقتصاد الذي ينتمي إليه، ومنه فإن نظاماً ضريبياً أحسن ملاءمة، وأكثر واقعية، وأكثر عدالة يشكل إحدى وسائل التنمية، فالنظام الجبائي عامة يؤثر في النظام الاقتصادي ويتأثر به (رابحي، 2017، ص 304).

وينعكس تأثير الاقتصاد الموازي على الموارد العامة من خلال ممارسات التهرب الضريبي في مجال المعاملات الكبيرة وخاصة الاستيراد، فلا تزال تتسبب في ضياع موارد هامة يمكن استغلالها لزيادة موارد الخزينة العامة (بوالحيلة، 2017، ص 113)، ويترتب على الفقد في الموارد الناتج عن التهرب الضريبي زيادة مستويات الضرائب على الأنشطة التي تتم في الاقتصاد الرسمي، بمعنى أن معدلات الضرائب التي يتم جمعها على الدخول المسجلة تصبح أكبر من اللازم، كذلك فإن الموارد الحكومية ستكون أقل من المستوى الذي يجب أن تكون عليه، ومن ثم يصبح عجز الموازنة العامة للدولة أكبر مما يجب، وبهذا الشكل يصبح النظام الضريبي القائم في ظل وجود حجم كبير للاقتصاد الموازي غير عادل الأمر الذي يولد ضغوطاً أكبر، مما يدفع بالفئات الأخرى إلى التهرب الضريبي (بوجرفة، 2013، ص 140).

II ـ الطريقة والأدوات:

استخدمت في دراسة البحث النماذج والاختبارات الحديثة للسلاسل الزمنية، كاختبارات جذر الوحدة، وتحليل اختبار التكامل المشترك وفق منهجية johansen لأن مقدراته أقل تحيزاً وأكثر استقراراً وخاصة في حالة السلاسل الزمنية التي تعاني من مشكلة عدم السكون في المستوى، هذا الاختبار أعم وأشمل من خلال تقدير نتيجة اختبار الأثر (λTrace) واختبار القيمة العظمى (λmax)، فإذا كانت قيمة الاختبار المحسوبة أكبر من القيمة الجدولية نرفض الفرض القائل بعدم وجود متجه تكامل لمتغيرات الدارسة ($H0: r = 0$)، ونقبل الفرض القائل بوجود على الأقل متجه تكامل واحد ($H1: r \neq 0$)، وإذا كان العكس فالنتيجة تكون العكس من خلال قبول الفرض القائل بعدم وجود تكامل مشترك، واختبار سببية أنجل وغرانجر من أجل تحديد اتجاه العلاقة السببية بين متغيرتي 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 غرانجر إلى أنه إذا كانت هناك سلسلتان زمنيتان متكاملتان فلابد من وجود علاقة سببية باتجاه واحد على الأقل، وحسب مفهومه فإنه إذا كان المتغير X_t يسبب المتغير Y_t فهذا يعني أنه يمكن توقع قيمة Y_t

بشكل أفضل باستخدام القيم الماضية لـ X_t ويتطلب اختبار غرانجر للسببية تقدير العلاقتين التاليتين (نور الهدى دحماني ، 2015، صفحة 371):

$$DRT = \beta 0 + \sum_{i=1}^{P1} \beta_i \, DRT_{t-i} + \sum_{i=1}^{P2} \varphi_i \; DYINF_{t-i} + \mu_{1t}$$

$$DYINF = \delta_0 + \sum_{i=1}^{P3} \omega_i \, DYINF_{t-i} + \sum_{i=1}^{P4} \theta_i \, YDRT_{t-i} + \mu_{2t}$$

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:

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

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

وقد تم معالجة بيانات الدراسة وتحليلها باستخدام برنامج القياس الاقتصادي النسخة التاسعة EViews9، ولقد اعتمد الباحثين في جمع البيانات المرتبطة بموضوع البحث على قاعدة الديوان الوطني للإحصاء، وكذا تقدير حجم الاقتصاد الموازي باستخدام أسلوب الطلب على العملة لـــــ V.Tanzi.

وقد تم استخدام طريقة المربعات الصغرى العادية لتقدير معلمات دالة الطلب على العملة بواسطة برنامج Eviews9.

أما فيما تعلق بمصادر البيانات فقد تم الاعتماد على قواعد بيانات البنك الدولي، بالإضافة إلى تقارير ونشريات بنك الجزائر، وبيانات الديوان الوطني للإحصاء.

III- النتائج ومناقشتها:

1. تقدير حجم الاقتصاد الموازي في الجزائر خلال الفترة 1990_2018 :

تنامت ظاهرة الاقتصاد الموازي في معظم الدول المتقدمة ومنها النامية، وتعددت مناهج قياسه وتقديره، وبناء على الدراسة المقدمة تم الاستناد على النموذج القياسي لمعادلة الطلب على العملة الخاص بالتهرب والغش الضريبي أو ما يطلق عليه بأسلوب V.Tanzi. وذلك لتوفر البيانات عن كل من العملة المتداولة والودائع تحت الطلب والودائع لأجل، وتحصر العوامل التفسيرية للنموذج التي تمكننا من تطبيقه على الاقتصاد الجزائري مستعينين بالأدوات القياسية والإحصائية.

1. 1. عرض النموذج:

تقدير الدخل الموازي باستخدام النموذج التانزي القياسي "معادلة الطلب على العملة"، حيث يهدف النموذج إلى تقدير حجم الاقتصاد الموازي في الجزائر خلال الفترة 1990-2018 وذلك بدلالة الدخل غير المعلن، والفكرة الأساسية لنموذج الطلب على العملة هو:

الأول: حينما لا يكون المتغير الضريبي مساوياً للصفر.

الثاني: حينما يكون المتغير الضريبي مساوياً للصفر.

ويطلق على الفرق الموجود بين التقديرين نتيجة لوجود المتغير الضريبي بالنقود غير المشروعة بعد ذلك يمكن تحديد: سرعة تداول النقود: بقسمة إجمالي الناتج الداخلي الخام على مقدار النقود المشروعة ويستخرج حجم الدخل الموازي (الخفي) بالعلاقة التالية (Vito. Tanzi, 1982 a):

مقدار الدخل الموازي = النقود غير المشروعة × سرعة تداول النقود.....(1)

والتي يفترض تعادلها في الاقتصاد الرسمي والاقتصاد الموازي (Vito. Tanzi 1983، " the underground economy in the united states", Annual Estimates (1930-1980)، الصفحات 283-305).

ثم إيجاد نسبة الاقتصاد الموازي إلى الاقتصاد الرسمي، وذلك من خلال قسمة قيمة الدخل الموازي المتحصل عليه سابقاً على إجمالي الناتج الداخلي الخام PIB، وتحويلها إلى نسبة مئوية بضرب حاصل القسمة في مئة.

2.1. فرضيات النموذج:

اعتمدت الدراسة نموذج الطلب على العملة الذي اقترحه Tanzi (1999)، والذي تتلخص فكرته في أساس مؤداه أن كافة معاملات الاقتصاد الموازي تتم باستخدام النقود المتداولة (السائلة)، ويقوم على عدة افتراضات وهي:

- تتم معاملات الاقتصاد الموازي باستخدام النقود لغرض التهرب الضريبي، ومن ثم زيادة الاقتصاد الموازي سيؤدي إلى زيادة الطلب على العملة.
- إن أنشطة الاقتصاد الموازي هي نتيجة مباشرة لارتفاع الضرائب، ومن ثم فإن تغير معدل الضريبة في النموذج يؤثر على تقدير كمية النقود المتداولة(السائلة) المرتبطة بوجود الاقتصاد الموازي، ومن خلاله يتم تقدير حجم الاقتصاد الموازي.
- تساوي سرعة دوران النقود في الاقتصاد الرسمي والاقتصاد الموازي.
- استخدام النقود المتداولة (السائلة) إلى عرض النقود بمعناها الواسع (M2) وليس بمعناها الضيق (M1).

وقد قام Tanzi باختبار العلاقة بين الطلب على النقود السائلة ومستوى الضرائب بصورة عميقة، وذلك من خلال استخدام نسبة النقود المتداولة (السائلة) إلى عرض النقود بمعناها الواسع M2، حيث أوضح Tanzi أن هذا المعدل يتأثر بمجموعتين من العوامل القانونية والعوامل غير القانونية.

3.1 .متغيرات النموذج:

- **المتغير التابع:**

(CFM2): هو عبارة عن $(\frac{CF}{M2})$ نسبة النقود المتداولة خارج الجهاز المصرفي إلى كمية عرض النقود بمعناها الواسع حيث أن:

CF: النقود المتداولة خارج الجهاز المصرفي.

M2: كمية عرض النقود بمعناها الواسع وتشمل النقود المتداولة خارج الجهاز المصرفي وودائع الطلب وودائع الأجل.

- **المتغيرات المستقلة:**

(MPIB): هو عبارة عن نصيب الفرد من الناتج الداخلي الخام.

(SPIB): هو عبارة عن ($\frac{S}{PIB}$) نسبة الأجور والرواتب إلى الناتج الداخلي الخام حيث أن:

S: الأجور والرواتب.

PIB: الناتج الداخلي الخام.

(TPIB): هو عبارة عن ($\frac{T}{PIB}$) نسبة الضرائب الإجمالية إلى الناتج الداخلي الخام حيث أن:

T: الضرائب الإجمالية.

(i): معدل الفائدة.

4.1 .الشكل الرياضي للنموذج: وبالاعتماد على الافتراضات التي سبق سردها، اقترح Tanzi تقدير دالة الطلب على العملة باستخدام نموذج الانحدار غير الخطي المتعدد، وفقا لمعادلة الانحدار الأساسية للطلب على العملة وتأخذ المعادلة الصورة اللوغاريتمية التالية:

$$Ln(CFM2)= b_0+ b_1Ln(MPIB)+b_2 Ln(SPIB)+ b_3(TPIB)+ b_4Ln(i)+ \alpha$$

حيث أن:

L n: اللوغاريتم الطبيعي.

α: الخطأ العشوائي (ذو قيمة متوقعة = صفر وتباين ثابت)

b_0: الحد الثابت

b_1, b_2, b_3, b_4 : معلمات المتغيرات المفسرة للنموذج.

- **تحديد التوقعات القبلية للنموذج:**

من المتوقع أن تكون إشارتي معلمتي المتغيرين MPIB وi سالبة.

أي: $b_1<0$، $b_4<0$

ومن المتوقع أن تكون إشارتي معلمتي المتغيرين SPIB وTPIB موجبة.

أي: $0< b_2$ ، $0< b_3$

5.1. تقدير حجم الاقتصاد الموازي: جاءت إشارات المعلمات المقدرة مطابقة لتوقعات الإشارات القبلية (تم تقدير معلومات النموذج وإجراء الاختبارات الإحصائية باستخدام برنامج Eviews9.).

بتعويض الإحصاءات المتوفرة والمطلوبة للنموذج نتج ما يلي:

أولاً: بوجود المتغير الضريبي (أنظر الملحق 1)

LnCFM2 = 9.30 - 0.66*Ln MPIB + 0.50*Ln SPIB + 0.33*Ln TPIB 0.66*Ln I…..(2)

- معامل جودة التوفيق $R^2 = 0.8417$ يدل على القوة التفسيرية للنموذج، مما يعني أن المتغيرات المفسرة في المعادلة تساهم بنسبة 84.17٪ في شرح تغيرات المتغير التابع، وهذا ما يمنح النموذج دلالة إحصائية كبيرة، أما النسبة الباقية 15.83% مفسرة من طرف عوامل أخرى مجهولة.
- دلت إحصائية فيشر المحسوبة (F-statistic =31.903) على المعنوية الكلية للنموذج عند مستوى معنوية 5٪، وهذا لأنها أكبر من الإحصائية المجدولة (2.78).
- معنوية جميع معلمات النموذج حسب اختبار t-statistic عند مستوى معنوية 5٪.
- قيمة درين واتسون أكبر من معامل التحديد $DW(1.743) > R^2(0.8417)$، وهذا يستلزم برفض احتمال أن يكون الانحدار زائفاً.

ثانياً: عدم وجود المتغير الضريبي (أنظر الملحق 2)

$$\mathbf{Ln\ CFM2 = 4.91 - 0.348*Ln\ MPIB + 0.789*Ln\ SPIB - 0.48*Ln\ I.....(3)}$$

- معامل التحديد $R^2 = 80.76$٪، يدل على أن نسبة النقود المتداولة إلى كمية عرض النقود مشروحة بصفة مقبولة بمتغيراتها المفسرة، أما النسبة الباقية 19.24% تفسرها عوامل أخرى غير مدرجة في النموذج.
- أظهر اختبار فيشر F-statistic = 34.99 أن النموذج ككل له دلالة إحصائية عند مستوى معنوية 5٪. وهذا ما يوحي بأن جميع المتغيرات التفسيرية تؤثر بصورة جوهرية على المتغير التابع $(\frac{CF}{M2})$.
- معنوية جميع معلمات النموذج عند مستوى معنوية 5٪ حسب اختبار t-statistic.
- أظهرت قيمة DW=1.533 على غياب مشكل الارتباط الذاتي للأخطاء.

بعد تقدير النتائج لحجم الاقتصاد الموازي في الجزائر نلاحظ من خلال الملحقين رقم (3) (4) أنه هناك تزايد مستمر في حجم الاقتصاد الموازي في الجزائر خلال فترة الدراسة (1990-2018) التي تمثلت في سلسلة زمنية مكونة من 29 مشاهدة.

إذ ارتفع حجم الاقتصـــاد الموازي من 394.45 مليار دينار جزائري ســـنة 1991 ما يعادل 45.75٪ من الناتج الداخلي الخام إلى 614.051 مليار دينار جزائري سنة 1993 ما يعادل 51.61٪ من الناتج الداخلي الخام نتيجة الفترة لأواخر الثمانينات وفترة التسعينات هي أكثر فترات الدراسة ازدهاراً لأنشطة الاقتصاد الموازي، جراء التوجه نحو اقتصاد السوق.

في حين واصل حجمه في الارتفاع إلى غاية سنة 1998 حوالي 1073.352 مليار دينار جزائري وذلك بسبب الإصلاحات الهيكلية إلى أن ينخفض بمعدل ما يقارب 37.92٪ من الناتج الداخلي الخام.

أما الفترة من 2000-2014 انخفض فيها حجم الاقتصـــاد الموازي على التوالي 1309.996 مليار دينار جزائري ما يعادل 31.76٪ من الناتج الداخلي الخام، 6876.225 مليار دينار جزائري ما يعادل 39.91٪ من الناتج الداخلي

الخام، كانت من أهم الأسباب التي أدت إلى ارتفاع حجم الاقتصاد الموازي هي عدم تحقيق الأهداف المحددة في البرامج التنموية.

وأخيراً يصل تقديره بشكل مرتفع نوعاً ما مقارنة بالزيادة المتواصلة بالسنوات السالفة حوالي 7627.794 مليار دينار جزائري سنة 2016 إلى 8439.016 مليار دينار جزائري سنة 2018، وهذا راجع إلى جمود النظام الضريبي وعجزه عن مواجهة التطورات الاقتصادية والاجتماعية.

2. العلاقة السببية والتكامل المشترك بين حجم الاقتصاد الموازي والموارد العامة في الجزائر خلال الفترة 1990-2018:

1.2 نتائج اختبار استقرارية السلاسل الزمنية لمتغيرتي الدراسة:

تم استخدام اختبار ديكي- فولر المطور Augmented Dickey Fuller لاختبار وجود جذر الوحدة أو الاستقرارية Stationarity في كلا متغيرتي الدراسة، وهذا حسب درجة التأخير (P) لاختبار فيما إذا كانت السلاسل الزمنية موضوع الدراسة مستقرة أم لا، وكذلك تحديد درجة تكاملها والملحق رقم (5) يوضح نتائج تحليل اختبار ADF عند المستوى الأصلي وعند الدرجة الأولى بوجود حد ثابت فقط، حد ثابت واتجاه عام، بدون ثابت، عند مستوى معنوية 5٪.

أوضحت النتائج المبينة في الملحق رقم (6) أن السلسلة الزمنية Ln(RT)، Ln(YINF)، مستقرة عند أخذ الفرق الأول (الدرجة الأولى)، حيث يلاحظ أن القيمة المطلقة للإحصائية (T) أقل من القيمة المطلقة للقيمة الحرجة عند المستوى الأصلي، 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 السلسلة متكاملة من الدرجة الأولى سواء كان ذلك بوجود ثابت فقط أو بدون ثابت أو ثابت واتجاه عام.

2. 2 اختبار التكامل المشترك لجوهانسن: أعطت نتائج اختبار التكامل المشترك وفق جوهانسن لمتغيرتي الدراسة ما يلي:

أشارت نتائج الملحق رقم (7) إلى قبول الفرضية الصفرية، القائلة بعدم وجود تكامل مشترك عند مستوى دلالة 0.05، بسبب نتائج اختبار الأثر Trace التي تبين أن قيمة الاحتمال الأعظم المحسوب 054045.9 أقل من القيمة الجدولية 15.49471، وعلية نقبل الفرض الصفري ونجزم بعدم وجود معادلة تكامل واحدة على الأقل.

هذه النتائج يؤكدها اختبار القيم المميزة العظمى Max والذي يختبر الفرض الصفري القائل بأن عدد متجهات التكامل المتساوي هي r مقابل الفرض البديل بأنها تساوى r +1 ، لأن قيمة الاحتمال الأعظم المحسوب 608398.7 أقل من القيمة الجدولية 14.26460، وعليه نقبل الفرض الصفري ونؤكد بعدم وجود معادلة تكامل واحدة على الأقل، وعلى ذلك يمكن القول طبقاً لهذه النتيجة أنه لا توجد علاقة توازنية في الأجل الطويل بين متغيرتي النموذج.

2. 3 اختبار سببية غرانجر (The Granger causality test):

دلت نتائج اختبار السببية لغرانجر الموضحة في الملحق رقم (8) بعد ما تم اختيار درجة التأخير رقم (P=2) لتحديد اتجاه علاقة بين متغيرتي النموذج. أن التغيرات في الموارد العامة RT لا تسبب ولا تساعد في تفسير التغيرات في حجم الاقتصاد الموازي Y_{INF} عند مستوى معنوية 5٪ في حين أظهر ذات الاختبار بوجود علاقة سببية متجهة من حجم الاقتصاد الموازي Y_{INF} إلى الموارد العامة RT، أي أن التغيرات في حجم الاقتصاد الموازي تساعد في تفسير التغيرات في الموارد العامة حيث بلغت قيمة F المحسوبة 80601.4 باحتمال قدره 0.01855 وهو أقل من 0.05، أي أن هناك علاقة سببية من اتجاه واحد على المدى القصير متجهة من حجم الاقتصاد الموازي إلى الموارد العامة.

IV- الخلاصة:

كان هدفنا من هذا البحث هو جذب الاهتمام إلى إحدى الظواهر الاقتصادية الهامة والخطيرة، وهي ظاهرة الاقتصاد الموازي والتي أصبحت منتشرة بصورة كبيرة في معظم دول العالم المتقدم منها والنامي، وذلك لما لهذه الظاهرة من آثار هامة وخطيرة على زيادة درجة الشمول وعدم التأكد في الحسابات الوطنية والإجماليات الاقتصادية الأساسية للمجتمع.

وهكذا فإن وجود الاقتصاد الموازي لا يؤدي فقط إلى تشويه بيانات الناتج المحلي الإجمالي، وإنما يؤثر أيضا على كافة المعلومات المتاحة حول معظم جوانب النشاط الاقتصادي، مثل توزيع الدخل، عدالة توزيع الأعباء الضريبية، مستويات التشغيل والبطالة، مدخرات القطاع العائلي، إجمالي الواردات....إلخ، وهو ما يؤثر بدرجة كبيرة على السياسات الاقتصادية والنقدية والمالية المتبعة على المستوى الكلي، والتي تهدف إلى تحقيق الاستقرار الاقتصادي، ومن ثم يتسبب وجود الاقتصاد الموازي في تفاقم المشكلات الاقتصادية بدلاً من معالجتها، فضلاً عن الآثار الاجتماعية الأخرى، كالإخلال بالعدالة والمساواة في توزيع الأعباء الضريبية في المجتمع.

على ضوء ما تم عرضه في الدراسة –اختبار العلاقة السببية والتكامل المشترك بين الاقتصاد الموازي والموارد العامة في الاقتصاد الجزائري خلال الفترة (1990 –2018)– تم التوصل إلى النتائج الآتية:

- تستحق ظاهرة الاقتصاد الموازي المزيد من الاهتمام والأخذ في الاعتبار عند وضع السياسات الاقتصادية التي تهدف إلى تحقيق الاستقرار الاقتصاد في المجتمع.
- تعزى أسباب نمو ظاهرة الاقتصاد الموازي في مجتمع من المجتمعات إلى مجموعة متشابكة من العوامل الاقتصادية والاجتماعية والثقافية والسياسية السائدة في المجتمع والتي تؤثر على نمو واتساع ظاهرة الاقتصاد الموازي.
- يؤدي التهرب الضريبي دورا أساسياً في نمو الاقتصاد الموازي وازدهاره، بحيث يمكن القول بأنه كلما زاد التهرب الضريبي زاد حجم الاقتصاد الموازي.

- لا يوجد تكامل مشترك بين حجم الاقتصاد الموازي والموارد العامة، كما أنه لا توجد علاقة توازنية في الأجل الطويل بين متغيرتي الدراسة.
- هناك علاقة سببية من اتجاه واحد على المدى القصير متجهة من حجم الاقتصاد الموازي إلى الموارد العامة.

وفي ضوء النتائج التي ذكرت، يمكن إيراد المقترحات والتوصيات الآتية:

- دعم الاستثمار بجميع أشكاله وإنعاش الأداة الوطنية للإنتاج وتشجيع الاستثمارات المنتجة، بغية التوجه نحو إمكانية توسيع القطاع الرسمي؛
- إصلاح النظام الضريبي ومسايرته للتطور العالمي؛
- تشديد العقوبات على التهرب الضريبي؛
- الإصلاحات التي تؤدي غلى تحرير القوانين التنظيمية وزيادة قدرة الاقتصاد على المنافسة؛
- تسهيل الإجراءات الإدارية لإدماج القطاع الموازي إلى الجانب الرسمي (التراخيص الإدارية- الإجراءات المالية والتجارية...إلخ).

ـ الإحالات والمراجع:

1 . إدوارد جاردنر. (مارس 2003). **المطلوب المزيد من الوظائف**. مجلة التمويل والتنمية، 40(4).

2 . إسماعيل بوخاوة. (أيام 14/15/16 نوفمبر 2000). **إشكالية الاقتصاد غير الرسمي بين النظرية والتطبيق. ملتقى دولي حول الاقتصاد الموازي في الجزائر**، جامعة أبو بكر بلقايد تلمسان. الجزائر.

3 . بن أيوب لطيفة وآخرون. (يومي 20/21 أفريل 2007). **أثر المشروعات الصغيرة والمتوسطة على الاقتصاد غير الرسمي**. ملتقى وطني حول الاقتصاد غير الرسمي في الجزائر: السعيدة. الجزائر.

4 . بن يشو فتحي. (2007-2008). **جدلية المقاربات النظرية والمنهجية للاقتصاد غير الرسمي**. ماجستير في اقتصاد التنمية. كلية العلوم الاقتصادية، علوم التسيير والعلوم التجارية، جامعة تلمسان، الجزائر.

5 . بناصر بوجرفة. (2013)، **ظاهرة الاقتصاد غير الرسمي: مقاربة تحليلية**. مجلة دفاتر اقتصادية، 3(6)، جامعة زيان عاشور- الجلفة.

6 . بوالحيلة عبد الحكيم. (2017)، **الإخضاع الضريبي لنشاطات الاقتصاد الموازي بين صعوبات الاقتطاع وآفاق التحصيل- على ضوء الدراسات الأكاديمية والمهنية**. مجلة دراسات اقتصادية، 4 (3)، جامعة عبد الحميد مهري قسنطينة2.

7 . بودلال علي. (2006-2007). **تقييم كلي للاقتصاد غير الرسمي في الجزائر: مقاربة نقدية للاقتصاد الخفي**. أطروحة مقدمة لنيل شهادة الدكتوراه في العلوم الاقتصادية، كلية العلوم الاقتصادية، علوم التسيير والعلوم التجارية، جامعة أبي بكر بلقايد تلمسان، الجزائر.

8 . بودلال علي. (ديسمبر 2012). **الاقتصاد الخفي والنمو في البلدان العربية حالة الجزائر دراسة قياسية**. مجلة رماح للبحوث والدراسات، (10)، الأردن.

9 . بورعدة حورية، رقيق أيسعد دريس. (2017). **واقع الاقتصاد الموازي في الجزائر وموقف الحكومة الجزائرية منه**. Revue Algérienne d'Économie de gestion, 11(01). جامعة محمد بن أحمد وهران2، ص: 86.

10 . توهامي محمد رضا. (2018-2019). **دراسة تحليلية للاقتصاد الخفي في الجزائر**. أطروحة مقدمة لنيل شهادة دكتوراه علوم في العلوم التجارية: كلية العلوم الاقتصادية والتجارية وعلوم التسيير، قسم العلوم التجارية، جامعة محمد بوضياف بالمسيلة، الجزائر.

11 . رابحي بو عبد الله. (جوان 2017). **دور الضرائب في التأثير على الميزانية العامة للدولة "دراسة حالة الجزائر للفترة 2000-2016"**. مجلة المعيار، (18).

12 . رمضاني محمد. (يومي 20-21 نوفمبر2007)، **التشخيص السليم للاقتصاد غير الرسمي طريق إلى الدمج الناجح**، ملتقى وطني حول الاقتصاد غير الرسمي في الجزائر، الآثار وسبل الترويض، المركز الجامعي: السعيدة. الجزائر.

13 . سعيد عبد الخالق. (2000/11/27)، **ظاهرة الاقتصاد غير الرسمي، أسبابها- آثارها، جماعة تحوتي للدراسات المصرية**. جمعية ثقافية علمية، نشرت بسلسلة تحوتي. (17).

14 . ماجدة تامر. (26 نوفمبر 2018). **اقتصاد الظل ظاهرة من ظواهر التخلف في البلدان النامية**. موقع الحوار المتمدن، (1195).

15 . محمد زعلاني. (ديسمبر 2011). **شمولية ظاهرة الاقتصاد الموازي بالإشارة إلى الاقتصاد الجزائري (تأصيل المعنى- بحث في الأسباب والآثار)**. مجلة أبحاث اقتصادية وإدارية، (10)، جامعة محمد خيضر بسكرة: الجزائر.

16 . نسرين يحياوي (ديسمبر 2016). **الاقتصاد الموازي في الجزائر: الحجم، الأسباب والنتائج**. مجلة الدراسات المالية، المحاسبية والإدارية، 3(2). جامعة أم البواقي.

17 . نور الهدى دحماني. (ديسمبر 2015). دور سوق الأوراق المالية في النمو الاقتصادي "دراسة حالة الجزائر"، مجلة جامعة القدس المفتوحة للأبحاث والدراسات، (37).

18. Schneider, F, Enste, D(2000) , **"Shadow économies: size, causes, and consequences"**. Journal of Economic Literature, (38).

19. Vito. Tanzi .(June 1983). **"the underground economy in the united states"**. Annual Estimates (1930-1980) I.M.F - STAFF Papers, 30(2), PP:283-305 . (Visited 20/03/2019).

20. Vito. Tanzi 1980**."The Underground Economy in the united states"**, Dec1980. Estimates and implication Blanca National del lavers quarterly review, (135).

21. Vito. Tanzi 1982(a) **."the underground economy and Tax evasion in the united states"**. Estimates and implication in TANZI 1980.

22. Oduh, Moses et al. (2008). **"Measurement and Explanation of Informal Sector of the Nigerian Economy"** . AIAE Research Paper, (3).

23. Vito.Tanzi (1999).**"Uses and abuses of estimates of the underground economy"** The Economic Journal, 109(456).

ـ الملاحق:

الملحق رقم (1): نتائج تقدير نموذج الطلب على العملة لـ V.Tanzi بوجود المتغير الضريبي

Dependent Variable: LCFM2
Method: Least Squares
Date: 01/18/19 Time: 17:31
Sample: 1990 2018
Included observations: 29

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	9.309956	2.642811	3.522747	0.0017
LMPIB	-0.661614	0.192898	-3.429861	0.0022
LSPIB	0.508891	0.147906	3.440642	0.0021
LTPIB	0.333816	0.146926	2.271992	0.0323
LI	-0.660996	0.175185	-3.773140	0.0009

R-squared	0.841702	Mean dependent var	-1.292841
Adjusted R-squared	0.815320	S.D. dependent var	0.175928
S.E. of regression	0.075604	Akaike info criterion	-2.171030
Sum squared resid	0.137183	Schwarz criterion	-1.935289
Log likelihood	36.47993	F-statistic	31.90331
Durbin-Watson stat	1.743683	Prob(F-statistic)	0.000000

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج القياس الاقتصادي EViews9

الملحق رقم (2): نتائج تقدير نموذج الطلب على العملة لـ V.Tanzi بعدم وجود المتغير الضريبي

Dependent Variable: LCFM2
Method: Least Squares
Date: 01/18/19 Time: 17:37
Sample: 1990 2018
Included observations: 29

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.911679	1.943125	2.527722	0.0182
LMPIB	-0.348322	0.145686	-2.390915	0.0247
LSPIB	0.789327	0.088013	8.968319	0.0000
LI	-0.486150	0.169972	-2.860179	0.0084

R-squared	0.807656	Mean dependent var	-1.292841
Adjusted R-squared	0.784574	S.D. dependent var	0.175928
S.E. of regression	0.081655	Akaike info criterion	-2.045184
Sum squared resid	0.166689	Schwarz criterion	-1.856592
Log likelihood	33.65517	F-statistic	34.99174
Durbin-Watson stat	1.533321	Prob(F-statistic)	0.000000

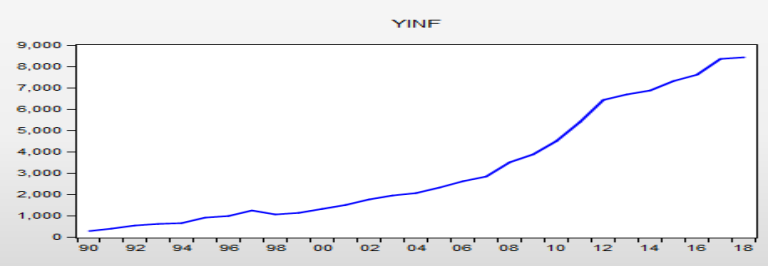
المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج القياس الاقتصادي EViews9

الملحق رقم (3): تقدير حجم الاقتصاد الموازي خلال الفترة 1990-2018 وفقا لنموذج الطلب على العملة أسلوب (V.Tanzi 2000)

السنوات	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996
حجم الاقتصاد الموازي	293.883	394.450	519.605	614.051	630.206	891.827	984.677
نسبة من PIB	0.5301	0.4575	0.4834	0.5161	0.4236	0.4448	0.3831
السنوات	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
حجم الاقتصاد الموازي	1237.638	1073.352	1138.433	1309.996	1487.141	1773.611	1948.536
نسبة من PIB	0.4451	0.3792	0.3515	0.3176	0.3518	0.3921	0.3709
السنوات	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
حجم الاقتصاد الموازي	2073.837	2332.035	2598.917	2822.654	3484.332	3858.467	4495.762
نسبة من PIB	0.3372	0.3083	0.3052	0.3013	0.3145	0.3870	0.3749
السنوات	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018
حجم الاقتصاد الموازي	5384.198	6432.760	6676.976	6876.225	7328.120	7627.794	8356.699	8439.016
نسبة من PIB	0.3690	0.3968	0.4010	0.3991	0.4387	0.4382	0.4419	0.4470

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على تعويض الإحصائيات في المعادلتين رقم 2 و3، وتحويل اللوغاريتم إلى الأصل، وتطبيق العلاقة رقم 1.

الملحق رقم (4): تطور حجم الاقتصاد الموازي خلال الفترة (1990- 2018)



حيث أن: Y_{INF} حجم الاقتصاد الموازي

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على بيانات الملحق رقم (3) ومخرجات برنامج القياس الاقتصادي EViews9

الملحق رقم (5): نتائج اختبار جذر الوحدة لاستقراريه السلاسل الزمنية

أولاً: السلسلة الزمنية Ln(RT)

- اختبار الاستقرارية للسلسلة الزمنية Ln(RT) (ثابت فقط 4)

1. عند المستوى الأصلي

Null Hypothesis: LRT has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=1)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3.126115	0.0360
Test critical values:	1% level	-3.689194	
	5% level	-2.971853	
	10% level	-2.625121	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LRT)
Method: Least Squares
Date: 01/19/19 Time: 13:57
Sample (adjusted): 1991 2018
Included observations: 28 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LRT(-1)	-0.089675	0.028686	-3.126115	0.0043
C	0.789259	0.213092	3.703841	0.0010

R-squared	0.273187	Mean dependent var	0.129256
Adjusted R-squared	0.245232	S.D. dependent var	0.175910
S.E. of regression	0.152826	Akaike info criterion	-0.850287
Sum squared resid	0.607249	Schwarz criterion	-0.755129
Log likelihood	13.90401	Hannan-Quinn criter.	-0.821196
F-statistic	9.772596	Durbin-Watson stat	2.099731
Prob(F-statistic)	0.004324		

2. عند الدرجة الأولى

Null Hypothesis: D(LRT) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=1)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-5.040507	0.0004
Test critical values:	1% level	-3.699871	
	5% level	-2.976263	
	10% level	-2.627420	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LRT,2)
Method: Least Squares
Date: 01/19/19 Time: 14:10
Sample (adjusted): 1992 2018
Included observations: 27 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LRT(-1))	-0.928710	0.184249	-5.040507	0.0000
C	0.106368	0.040479	2.627731	0.0145

R-squared	0.504034	Mean dependent var	-0.017793
Adjusted R-squared	0.484196	S.D. dependent var	0.232399
S.E. of regression	0.166908	Akaike info criterion	-0.671567
Sum squared resid	0.696453	Schwarz criterion	-0.575579
Log likelihood	11.06615	Hannan-Quinn criter.	-0.643024
F-statistic	25.40671	Durbin-Watson stat	2.035384
Prob(F-statistic)	0.000034		

- اختبار الاستقرارية للسلسلة الزمنية Ln(RT) (ثابت واتجاه عام 6)

1. عند المستوى الأصلي

Null Hypothesis: LRT has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=1)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.428269	0.3582
Test critical values:	1% level	-4.323979	
	5% level	-3.580623	
	10% level	-3.225334	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LRT)
Method: Least Squares
Date: 01/19/19 Time: 14:06
Sample (adjusted): 1991 2018
Included observations: 28 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LRT(-1)	-0.221164	0.091079	-2.428269	0.0227
C	1.507288	0.516953	2.915715	0.0074
@TREND("1990")	0.017223	0.011352	1.517123	0.1418

R-squared	0.334461	Mean dependent var	0.129256
Adjusted R-squared	0.281217	S.D. dependent var	0.175910
S.E. of regression	0.149138	Akaike info criterion	-0.866930
Sum squared resid	0.556055	Schwarz criterion	-0.724194
Log likelihood	15.13702	Hannan-Quinn criter.	-0.823294
F-statistic	6.281756	Durbin-Watson stat	1.992737
Prob(F-statistic)	0.006161		

2. عند الدرجة الأولى

Null Hypothesis: D(LRT) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=1)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-5.169197	0.0016
Test critical values:	1% level	-4.356068	
	5% level	-3.595026	
	10% level	-3.233456	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LRT,2)
Method: Least Squares
Date: 01/19/19 Time: 14:15
Sample (adjusted): 1993 2018
Included observations: 26 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LRT(-1))	-1.461197	0.282674	-5.169197	0.0000
D(LRT(-1),2)	0.356548	0.189501	1.881506	0.0732
C	0.343474	0.100989	3.401112	0.0026
@TREND("1990")	-0.011054	0.004714	-2.344951	0.0285

R-squared	0.603880	Mean dependent var	-0.008309
Adjusted R-squared	0.549864	S.D. dependent var	0.231611
S.E. of regression	0.155393	Akaike info criterion	-0.745077
Sum squared resid	0.531235	Schwarz criterion	-0.551524
Log likelihood	13.68600	Hannan-Quinn criter.	-0.689341
F-statistic	11.17957	Durbin-Watson stat	2.013467
Prob(F-statistic)	0.000116		

- اختبار الاستقرارية للسلسلة الزمنية Ln(RT) (بدون ثابت 5)

1. عند المستوى الأصلي

Null Hypothesis: D(LRT) has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=1)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3.915033	0.0004
Test critical values:	1% level	-2.653401	
	5% level	-1.953858	
	10% level	-1.609571	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LRT,2)
Method: Least Squares
Date: 01/19/19 Time: 14:13
Sample (adjusted): 1992 2018
Included observations: 27 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LRT(-1))	-0.634086	0.161962	-3.915033	0.0006

R-squared	0.367049	Mean dependent var	-0.017793
Adjusted R-squared	0.367049	S.D. dependent var	0.232399
S.E. of regression	0.184892	Akaike info criterion	-0.501755
Sum squared resid	0.888812	Schwarz criterion	-0.453761
Log likelihood	7.773689	Hannan-Quinn criter.	-0.487484
Durbin-Watson stat	2.111964		

2.عند الدرجة الأولى

Null Hypothesis: D(LRT) has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=1)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3.915033	0.0004
Test critical values:	1% level	-2.653401	
	5% level	-1.953858	
	10% level	-1.609571	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LRT,2)
Method: Least Squares
Date: 01/19/19 Time: 14:13
Sample (adjusted): 1992 2018
Included observations: 27 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LRT(-1))	-0.634086	0.161962	-3.915033	0.0006

R-squared	0.367049	Mean dependent var	-0.017793
Adjusted R-squared	0.367049	S.D. dependent var	0.232399
S.E. of regression	0.184892	Akaike info criterion	-0.501755
Sum squared resid	0.888812	Schwarz criterion	-0.453761
Log likelihood	7.773689	Hannan-Quinn criter.	-0.487484
Durbin-Watson stat	2.111964		

ثانياً. السلسلة الزمنية Ln(YINF)

- اختبار الاستقرارية للسلسلة الزمنية Ln(YINF) (ثابت فقط 4)

1.عند المستوى الأصلي

Null Hypothesis: LYINF has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=1)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.533723	0.1186
Test critical values:	1% level	-3.689194	
	5% level	-2.971853	
	10% level	-2.625121	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LYINF)
Method: Least Squares
Date: 01/19/19 Time: 14:19
Sample (adjusted): 1991 2018
Included observations: 28 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LYINF(-1)	-0.045242	0.017856	-2.533723	0.0177
C	0.464130	0.136928	3.389591	0.0022

R-squared	0.198020	Mean dependent var	0.119909
Adjusted R-squared	0.167174	S.D. dependent var	0.099157
S.E. of regression	0.090490	Akaike info criterion	-1.898405
Sum squared resid	0.212900	Schwarz criterion	-1.803247
Log likelihood	28.57766	Hannan-Quinn criter.	-1.869314
F-statistic	6.419752	Durbin-Watson stat	2.118103
Prob(F-statistic)	0.017653		

2. عند الدرجة الأولى

Null Hypothesis: LYINF has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=1)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.533723	0.1186
Test critical values:	1% level	-3.689194	
	5% level	-2.971853	
	10% level	-2.625121	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LYINF)
Method: Least Squares
Date: 01/19/19 Time: 14:19
Sample (adjusted): 1991 2018
Included observations: 28 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LYINF(-1)	-0.045242	0.017856	-2.533723	0.0177
C	0.464130	0.136928	3.389591	0.0022

R-squared	0.198020	Mean dependent var	0.119909
Adjusted R-squared	0.167174	S.D. dependent var	0.099157
S.E. of regression	0.090490	Akaike info criterion	-1.898405
Sum squared resid	0.212900	Schwarz criterion	-1.803247
Log likelihood	28.57766	Hannan-Quinn criter.	-1.869314
F-statistic	6.419752	Durbin-Watson stat	2.118103
Prob(F-statistic)	0.017653		

- اختبار الاستقرارية للسلسلة الزمنية Ln(YINF) (ثابت واتجاه عام 6)

1.عند المستوى الأصلي

Null Hypothesis: LYINF has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=1)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.981070	0.1548
Test critical values:	1% level	-4.323979	
	5% level	-3.580623	
	10% level	-3.225334	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LYINF)
Method: Least Squares
Date: 01/19/19 Time: 14:22
Sample (adjusted): 1991 2018
Included observations: 28 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LYINF(-1)	-0.388278	0.130248	-2.981070	0.0063
C	2.479829	0.769436	3.222920	0.0035
@TREND("1990")	0.040985	0.015443	2.654033	0.0136

R-squared	0.374311	Mean dependent var	0.119909
Adjusted R-squared	0.324256	S.D. dependent var	0.099157
S.E. of regression	0.081511	Akaike info criterion	-2.075207
Sum squared resid	0.166109	Schwarz criterion	-1.932471
Log likelihood	32.05289	Hannan-Quinn criter.	-2.031571
F-statistic	7.477980	Durbin-Watson stat	1.925291
Prob(F-statistic)	0.002848		

2. عند الدرجة الأولى

Null Hypothesis: D(LYINF) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=1)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-5.483604	0.0007
Test critical values:	1% level	-4.339330	
	5% level	-3.587527	
	10% level	-3.229230	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LYINF,2)
Method: Least Squares
Date: 01/19/19 Time: 14:29
Sample (adjusted): 1992 2018
Included observations: 27 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LYINF(-1))	-1.085271	0.197912	-5.483604	0.0000
C	0.185762	0.053964	3.442337	0.0021
@TREND("1990")	-0.004116	0.002459	-1.673752	0.1072

R-squared	0.556595	Mean dependent var	-0.010537
Adjusted R-squared	0.519645	S.D. dependent var	0.134734
S.E. of regression	0.093381	Akaike info criterion	-1.799826
Sum squared resid	0.209279	Schwarz criterion	-1.655844
Log likelihood	27.29765	Hannan-Quinn criter.	-1.757012
F-statistic	15.06332	Durbin-Watson stat	2.048733
Prob(F-statistic)	0.000058		

- اختبار الاستقرارية للسلسلة الزمنية Ln(YINF) (بدون ثابت 5)

1.عند المستوى الأصلي

Null Hypothesis: LYINF has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=1)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		5.635406	1.0000
Test critical values:	1% level	-2.650145	
	5% level	-1.953381	
	10% level	-1.609798	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LYINF)
Method: Least Squares
Date: 01/19/19 Time: 14:21
Sample (adjusted): 1991 2018
Included observations: 28 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LYINF(-1)	0.014808	0.002628	5.635406	0.0000

R-squared	-0.156373	Mean dependent var	0.119909
Adjusted R-squared	-0.156373	S.D. dependent var	0.099157
S.E. of regression	0.106628	Akaike info criterion	-1.603873
Sum squared resid	0.306979	Schwarz criterion	-1.556295
Log likelihood	23.45423	Hannan-Quinn criter.	-1.589328
Durbin-Watson stat	1.574831		

2. عند الدرجة الأولى

Null Hypothesis: D(LYINF) has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=1)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.171957	0.0312
Test critical values:	1% level	-2.656915	
	5% level	-1.954414	
	10% level	-1.609329	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LYINF,2)
Method: Least Squares
Date: 01/19/19 Time: 14:27
Sample (adjusted): 1993 2018
Included observations: 26 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LYINF(-1))	-0.318977	0.146862	-2.171957	0.0400
D(LYINF(-1),2)	-0.460468	0.163622	-2.814224	0.0095

R-squared	0.451411	Mean dependent var	-0.010222
Adjusted R-squared	0.428554	S.D. dependent var	0.137392
S.E. of regression	0.103860	Akaike info criterion	-1.617743
Sum squared resid	0.258885	Schwarz criterion	-1.520957
Log likelihood	23.03066	Hannan-Quinn criter.	-1.589875
Durbin-Watson stat	2.064807		

المصدر: من إعداد الباحثين بناء على مخرجات برنامج EViews9

الملحق رقم (6): نتائج اختبار الاستقرارية لمتغيرات الدراسة باستخدام

اختبار ديكي– فولر المطور Augmented Dickey and Fuller (ADF)										
المتغيرات			عند المستوى الأصلي (غير مستقرة)			عند الدرجة الأولى (مستقرة)			القرار	
	النموذج	درجة التأخير P*	القيم المحسوبة	القيم المجدولة5%	القيم الاحتمالية	مركبة الاتجاه العام	القيم المحسوبة	القيم المجدولة5%	القيم الاحتمالية	مركبة الاتجاه العام	درجة التكامل
LRT	ثابت فقط 4	01	3.126	2.971	0.036	-	5.040	2.976	0.0004	-	متكاملة من الدرجة الأولى I(1)
	بدون ثابت 5		3.306	1.953	0.999	-	3.915	1.953	0.0004	-	
	ثابت واتجاه عام 6		2.428	3.580	0.358	0.1418	5.169	3.595	0.0016	0.0285	
LY_{INF}	ثابت فقط 4	01	2.533	2.971	0.118	-	5.048	2.976	0.0004	-	متكاملة من الدرجة الأولى I(1)
	بدون ثابت 5		5.635	1.953	1.000	-	2.171	1.954	0.0312	-	
	ثابت واتجاه عام 6		2.981	3.580	0.154	0.0136	5.483	3.587	0.0007	0.1072	

المصدر: من إعداد الباحثين بناء على مخرجات برنامج EViews9 (أنظر الملحق رقم 5)

الجدول رقم (7): نتائج اختبار التكامل المشترك لجوهانسن

Date: 02/06/19 Time: 13:22
Sample (adjusted): 1992 2018
Included observations: 27 after adjustments
Trend assumption: Linear deterministic trend
Series: LRT LYINF
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	0.245570	9.054045	15.49471	0.3604
At most 1	0.052134	1.445646	3.841466	0.2292

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

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.245570	7.608398	14.26460	0.4199
At most 1	0.052134	1.445646	3.841466	0.2292

Max-eigenvalue 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: من إعداد الباحثين بناء على مخرجات برنامج EViews9

الملحق رقم (8): نتائج اختبار سببية غرانجر

Pairwise Granger Causality Tests
Date: 01/19/19 Time: 18:32
Sample: 1990 2018
Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
D(LYINF) does not Granger Cause D(LRT)	27	4.80601	0.01855
D(LRT) does not Granger Cause D(LYINF)		1.56306	0.23188

المصدر: من إعداد الباحثين بناء على مخرجات برنامج EViews9

كيفية الاستشهاد بهذا المقال حسب أسلوب APA :

حنـــان حاقـــة، رفيقة حروش، هشام لبزة. (2019). أثر العلاقة بين الاقتصاد الموازي والموارد العامة في الجزائر خلال الفترة (1990–2018)، مجلة رؤى اقتصادية، 09(02)، جامعة الوادي، الجزائر، ص.ص 31-52.

يتم الاحتفاظ بحقوق التأليف والنشر لجميع الأوراق المنشورة في هذه المجلة من قبل المؤلفين المعنيين بموجب رخصة المشاع الإبداعي نسب المصنف - غير تجاري 4.0 رخصة عمومية دولية (CC BY-NC 4.0).

Roa Iktissadia Review is licensed under a Creative Commons Attribution-Non Commercial license 4.0 International License. Libraries Resource Directory. We are listed under Research Associations category