تاريخ الإرسال: 2018/02/07 تاريخ القبول:2018/02/26

العلاقة بين الادخار والاستثمار في الجزائر
مقاربة اقتصادية قياسية في الفترة (1970-2016)

(The relationship between Savings and investment in Algeria - An Econometric Approach during the Period (1970-2016))

أحمد سلامي Sellami Ahmed
sellami.ahmed.78@gmail.com
جامعة قاصدي مرباح ورقلة
Laboratory of Quantitative Applications in Economic and Financial Sciences (LAQSEF)
University of Ouargla.

الملخص

تهدف هذه الدراسة إلى رصد واقع العلاقة بين الادخار والاستثمار في الجزائر للفترة (1970-2016)، حيث سيتم استخدام الطرق القياسية التي تمكننا من فهم الظواهر الاقتصادية المتعلقة بموضوع بحثنا، وذلك بالاعتماد على اختباري السببية والتكامل المتزامن، لغرض التحقق من وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغيرتين. نتائج التحليل القياسي التي توصلنا إليها باستخدام برنامج Eviews10 تؤكد على غياب علاقة توازنية بين الادخار والاستثمار خلال الفترة المعنية بالدراسة، مما يعني ضمنا وجود ارتباط منخفض بينهما، الأمر الذي يمكن تفسيره بشدة أحادية الاقتصاد الوطني، وتمحور النشاط الاقتصادي الاجمالي حول عوائد الصادرات من النفط الخام، حيث بات واضحا بما لا يدع مجالا للشك، أن الجزائر تعتمد سياسة الكل بترول في اقتصادها، حيث تتوقف كل الأنشطة الاقتصادية والاجتماعية وسياسة التنمية على عائدات النفط. هذا علاوة على ضيق الطاقة الاستيعابية للموارد المالية الفائضة التي تؤثر بشدة في محدودية مستوى الاستثمار الحقيقي الداخلي، وهو ما يشجع على استثمار معظم المدخرات في الخارج أو اكتنازها، بسبب الافتقار إلى الفرص الاستثمارية في القطاعات غير النفطية على المستوى

المحلي. في هذا السياق، أوصت الدراسة بضرورة أن تسعى الدولة إلى تكريس الاستثمار الحقيقي المُنتج الذي يساهم في توسيع القاعدة الإنتاجية للاقتصاد، وتنويع الاقتصاد الوطني لتطوير مصادر دخل بديلة تواجه المتطلبات، وتؤمن مستقبل الأجيال القادمة، ذلك أنه المدخل الصحيح لكسب رهان التنمية والنهوض بالاقتصاد الوطني، إذا ما أوريد له مواكبة الاقتصاديات المتقدمة.

الكلمات المفتاحية: ادخار، استثمار، تكامل متزامن، الجزائر.

Abstract

This study aims at understanding the reality of the relationship between Savings and Investment in Algeria during the period (1970-2016). The econometric methods that enable us to understand the economic phenomena related to the subject of our research will be used based on causality test and co-integration for the purpose of ascertaining a balance relationship between the two variables. The results of our econometric analysis using Eviews10 confirm the absence of a balanced relationship between domestic savings and Investment during the study period, implying a low correlation between them, which can be explained by the Lack of diversity in the national economy and Concentration of economic activity on export revenues of crude oil, Where it became clear that Algeria adopts the policy of all oil in its economy, where all economic and social activities and development policy depend on oil revenues. This is in addition to the limited capacity of surplus financial resources, which severely affect the limited level of domestic real investment, which encourages the investment of most of the savings abroad or hoarding, due to lack of investment opportunities in non-oil sectors at the local level. In this context, the study recommended that the State should seek to devote real productive investment which contributes to expanding the productive base of the economy, diversifying the national economy to develop alternative sources of income that meet the requirements, and secure the future of generations, because it is the right way to win the development and the promotion of the national economy, if I want him to keep up the developed economies.

Key Words: Savings, Investment, co-integration, Algeria.

مدخل :

يظل الادخار محور السياسة الاقتصادية وإحدى البدائل لبحث المشكلات الاقتصادية على مستوى الدولة، فتنميته تُعد أمرا حيويا وملحا للغاية، ذلك أنه الدعامة الأساسية للاستثمار، وهذا الأخير هو بمثابة المحرك للتنمية الاقتصادية، باعتباره الدافع الأساسي للنمو من خلال زيادة الناتج الداخلي الخام، والذي يتم من خلاله استقرار النشاط الاقتصادي والمحافظة على تكوين رأس المال. وفي الاقتصاد الجزائري تتدفق إيرادات المحروقات مباشرة للخزينة العمومية، والحكومة هي التي تقرر تخصيص هذه الإيرادات بين الاستهلاك والادخار. والادخار المحلي قد يستخدم لزيادة الاستثمار المحلي، أو لزيادة رصيد الدولة من الأصول الأجنبية. والاستثمار المحلي الذي يساهم في توسيع القاعدة الإنتاجية للاقتصاد، ومن ثم في تنويع مصادر الدخل والصادرات، قد يكون مقيدا بضعف الطاقة الإنتاجية المحلية، التي تؤثر بشدة في محدودية مستواه، وكذلك ضعف الطاقة الاستيعابية التي تعتمد على الموارد المكملة، كعرض العمالة الماهرة وحجم السوق المحلي، مما قد يضطر الحكومة لتقييد حجم الاستثمار العمومي. وهذا يعني أن الثروة النفطية التي تملكها الجزائر، والطفرة المالية التي ظهرت منذ بداية الألفية الثالثة نتيجة الأسعار العالية التي شهدتها أسعار النفط، كانت أكبر من قدرة الجزائر على استخدامها الاستخدام الأمثل ؛ فالجزائر في واقع الأمر لا تعاني من معضلة نقص الموارد المالية ؛ ذلك أن المدخرات المحلية كانت دائما في مستوى أعلى من الاستثمارات، فقد وصلت معدلات الادخار والاستثمار كمتوسط للفترة (1970–2016) إلى ما قيمته 37.68% و 31.32% على التوالي، وحتى بعدما انخفضت الأسعار بداية من منتصف عام 2014، فقد ضلت معدلات الادخار ومعدلات الاستثمار متقاربة جدا، حيث بلغت كمتوسط للفترة (2014–2016) النسبة 40.69% و 40.73% على التوالي. من هنا نعتقد أن هناك حاجة ملحة للقيام ببحث يهدف إلى التحقق من وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين الادخار والاستثمار في الجزائر، وبالتالي فالسؤال المطروح والذي ستتم معالجته في هذا البحث هو :

هل هناك علاقة تكامل متزامن بين الادخار والاستثمار المحليين في الجزائر؟

تأسيسا على ما تقدم، قمنا بتحديد الفرضية الأساسية التالية كأساس ومنطلق لمناقشة موضوع البحث، وهي :

توجد علاقة تكامل متزامن بين الادخار والاستثمار المحليين في الجزائر

ولغرض الإجابة على الإشكالية، سنقوم باستخدام المنهج الوصفي التحليلي، وسيتم تنظيم هذه الدراسة بتقسيمها إلى ثلاثة أقسام، فضلا عن مقدمة وخاتمة احتوت على أهم نتائج الدراسة وتوصياتها. وقد خصص القسم الأول للتطرق إلى الاطار النظري للعلاقة بين الادخار والاستثمار، أما القسم الثاني فكُرس للدراسات السابقة التي تناولت الموضوع، أما القسم الثالث فنعرض فيه الجانب القياسي للدراسة.

أولا – الاطار النظري للعلاقة بين الادخار والاستثمار :

بداية نود الاشارة إلى أن الادخار المحلي يمثل جميع المدخرات التي تحققت داخل الدولة، سواء المدخرات الاختيارية لدى البنوك وصناديق التوفير وشركات التأمين، وكذلك المدخرات الإجبارية التي تحققت في قطاع الأعمال من الأرباح غير الموزعة ومخصصات الإهتلاك، وكذلك المدخرات لدى صناديق التأمينات والمعاشات والادخار الحكومي[1]. بمعنى أن الادخار المحلي يساوي الناتج المحلي الإجمالي مخصوما منه الاستهلاك الكلي، حيث يتشكل الادخار المحلي من ادخار ثلاثة فئات، هؤلاء يمثلون القطاع العائلي ؛ قطاع الأعمال والقطاع الحكومي. ويقيس الادخار المحلي المقدرة الذاتية للاقتصاد على توليد موارد كافية لتمويل النشاطات الاستثمارية والاقتصادية المختلفة، بعيدا عن التأثيرات والعوامل الخارجية التي يصعب التحكم فيها، بل والتنبؤ بها في كثير من الأوقات. وعلى هذا الأساس يصح النظر إلى حجم الادخار المحلي كمؤشر على درجة الاستقلال، أو الاكتفاء الذاتي التي تتمتع به دولة ما من ناحية كفاية هذه المدخرات لتمويل الاستثمارات الكلية[2].

بينما يتمثل الاستثمار في تلك الوسائل المادية، والقيم غير المادية، ذات المبالغ الضخمة، التي اشترتها أو أنشأتها المؤسسة، لا من أجل بيعها، بل استخدامها في نشاطها لمدة طويلة[3]. والاستثمار هو نوع من الإنفاق، ولكن إنفاق على أصول يتوقع منها تحقيق عائد على مدى فترة طويلة من الزمن[4]، بحيث يكون العائد الكلي أكبر من

النفقات الأولية للاستثمار[5]. أي أن الاستثمار هو التضحية بقيم مالية مؤكدة الحدوث مقابل الحصول على قيم محتملة غير مؤكدة الحدوث في المستقبل[6]. بمعنى الحصول على مزيد من التدفقات النقدية في المستقبل تكون بمثابة تعويض عن القيمة الحالية للأموال المستثمرة، وكذلك تعويض عن الانخفاض المتوقع في القوة الشرائية للأموال المستثمرة بسبب التضخم، مع إمكانية الحصول على عائد معقول مقابل تحمل عنصر المخاطرة[7]. ويُعد الاستثمار المحرك الرئيس لعملية النمو الاقتصادي إذ يؤثر في النمو من جانبين ؛ أولا كونه جزءا أساسيا من الطلب الكلي، حيث يسهم مباشرة في تحفيز الإنتاج المحلي، ثانيا وظيفته في تراكم الأصول المنتجة المطلوبة للحفاظ على الطاقة الإنتاجية للاقتصاد وتنميتها وزيادة قدرتها التنافسية[8].

وتبدو العلاقة بين الادخار والاستثمار علاقة مزدوجة، فهي من ناحية علاقة تمويلية، بمعنى تمويل الادخار للاستثمار من أجل تحقيق التنمية الاقتصادية. ومن ناحية أخرى، علاقة إنتاجية، فالادخار هو مصدر الاستثمار، إضافة إلى أن المدخرات تتحول من رأس مال نقدي إلى رأس مال عيني، أي إلى رأس مال حقيقي كالمباني والآلات والمعدات، وما إلى ذلك من سلع إنتاجية تُسهم في إنتاج سلع أخرى[9]. ونشير إلى أن التكوين الرأسمالي الثابت في كل اقتصاد إنما يعتمد على الاستثمار الذي ينشطه والادخار الذي يعتبر شرطا ضروريا له، كما أن نجاح السياسة الاستثمارية وتحقيق أهدافها، يعتمد على توفر سياسة ادخارية ذات كفاءة في ضوء العلاقة القائمة بينهما.

وقد اختلفت النظريات الاقتصادية في نوع العلاقة الموجودة بين الادخار والاستثمار، فالاقتصاديون الكلاسيك يؤسسون رؤيتهم للعلاقة بين الادخار والاستثمار على ما ذكره *آدم سميث* من أن كل ما يدخر سنويا فإنه كذلك يستثمر سنويا. وينظر الكلاسيكيون إلى الادخار على أنه صورة أخرى من صور الإنفاق على شراء سلع الاستثمار، أي أن كل ادخار يتحول بالضرورة إلى استثمار، بحيث لا يمكن أن يؤدي إلى انخفاض في الطلب الكلي، أي أن الدخل القومي يتم إنفاقه بالكامل[10]. ويرى *هايك*[11] أن الأفراد عندما يوزعون دخولهم بين الاستهلاك والادخار، فإنهم يشترون السلع الاستهلاكية بما ينفقونه من دخل، وادخارهم بالبنوك وشركات التأمين يقوم بإمداد

المنظمين بالائتمان لتحويل مشترياتهم من السلع الإنتاجية، وهذا هو الاستثمار[12]. وهكذا اهتم التحليل الكلاسيكي بالادخار لاعتباره كشرط ضروري لتدعيم التنمية الاقتصادية، ولما له علاقة دائمة بالاستثمار، فهم يرون الادخار والاستثمار الأساس في تكوين رأس المال، وهما مصدر التقدم الاقتصادي، فاعتبروا الادخار فضيلة، واعتبروا أن الكميات المدخرة مساوية للكميات المستثمرة، ومما يضمن تحقيق هذه المساواة ما يحدث من تغيرات في سعر الفائدة. وعليه، فإنه وفقا للفكر الكلاسيكي، الادخار هو المصدر الوحيد للأرصدة المتاحة للإقراض، بمعنى أن الادخار هو مصدر الاستثمار والعلاقة وطيدة بينهما، أي أنهم استبعدوا احتمال تمويل الاستثمار عن طريق السحب من المكتنزات، والتي تمثل . أصلا . سلوكا مستبعدا في هذا الفكر.

لكن الفكر الاقتصادي الكينزي قد اتخذ شكلا مغايرا لما كان عليه الفكر الاقتصادي الكلاسيكي، ولعل أهم ما جاء به كينز ؛ اعتبار الادخار دالة في الدخل لا في سعر الفائدة، وأن الأشخاص الذين يقومون بالادخار هم ليسوا نفس الأشخاص الذين يقومون بالاستثمار، كما لا يرى أن زيادة الادخار ستؤدي إلى خفض معدلات الفائدة فزيادة الاستثمار، لأنه يعتبر أن معدل الفائدة يتحدد بطلب النقود وعرضها، كما أن زيادة الاستثمار تتوقف على الكفاية الحدية لرأس المال، أي مقدار الأرباح التي تخلفها الأموال المستثمرة ومعدل الفائدة. وكان منطلق كينز في هذا التنظير الجديد، هو تفسير ما حدث خلال أزمة الكساد الكبير في الثلاثينات، فقد انخفض سعر الفائدة ولم ينخفض الادخار، ولم يزد الاستثمار على النحو الذي يحقق الخروج من الأزمة، أي أن تحركات سعر الفائدة قد عجزت عن تقديم الحافز لعودة النشاط الاقتصادي إلى مستوى أعلى. فمثلا في الولايات المتحدة انخفض معدل الفائدة إلى حوالي 1% في حين لم يوجد هناك طلب على الأموال. ويرى كينز أن الادخار والاستثمار يكونان وبالضرورة مقدارين متساويين، ذلك لأنه بالنسبة لجماعة معينة ليس الادخار والاستثمار سوى مظهرين مختلفين لشيء واحد. والواقع أن هذه المساواة بينهما ليست مؤسسة على التوازن التلقائي الذي يتحقق كنتيجة لحرية الحياة الاقتصادية وعدم تدخل الدولة كما ذهب إليه الكلاسيكيون، ولكنها مؤسسة على حد تعريف كينز لكل من الادخار والاستهلاك، والادخار والاستثمار. كما ركز كينز

على الدخل كعامل أساسي في تحقيق المساواة بين الادخار والاستثمار، فنقص الاستثمار يؤدي إلى نقص الدخل، وبالتالي يؤدي إلى نقص الادخار، مما يجعله يتعادل مع الاستثمار. وقد لخص كينز علاقة المساواة بين الادخار والاستثمار فيما يلي[13]: الدخل = قيمة الناتج = الاستهلاك + الاستثمار ؛ الادخار = الدخل – الاستهلاك ؛ وبالتالي : الادخار = الاستثمار.

ثانيا – الدراسات السابقة :

حظيت العلاقة بين الاستثمار والادخار باهتمام واضح في الأدبيات الاقتصادية، ترجمت إلى عدة دراسات تطبيقية، شملت العديد من الدول المتقدمة والنامية، نذكر منها دراسة *Shabbir Ahmad* (2017)[14] التي تختبر فرضية فلدشتاين و هوريوكا *Feldstein and Horioka hypothesis* (1980) لأربعة اقتصادات نامية في جنوب آسيا واقتصاد منتج للنفط وهو اقتصاد المملكة العربية السعودية. بعد إجراء اختبارات التكامل المشترك على البيانات السنوية، أشارت النتائج إلى وجود علاقة توازنية في المدى الطويل بين الاستثمار والادخار في كل من الهند والمملكة العربية السعودية، وبالتالي التحقق من صحة الفرضية المذكورة أعلاه، في حين ظهرت علاقة ضعيفة بالنسبة لبنغلاديش وباكستان وسريلانكا. كما بحث كلا من رمكريشنا وفونكاتشوار – *Ramakrishna Venkateshwar* (2012)، في العلاقة طويلة الأجل بين الادخار والاستثمار في إثيوبيا لبيانات تغطي الفترة (1981-2009)، باستخدام طريقة التكامل المشترك لجوهانسن. وأشارت النتائج إلى أنه لا توجد أي علاقة سببية في المدى الطويل بين الادخار والاستثمار في كلا الاتجاهين في إثيوبيا، فالاستثمار يعتمد إلى حد كبير على المساعدات الخارجية وإثيوبيا لا يمكنا رفع مدخراتها المحلية لتلبية متطلبات الاستثمار، وبالتالي مواجهة مشكلة التبعية وخطر الصدمات الخارجية[15]. كما فحص بشير عبد الله بلّق (2012)، العلاقة بين الاستثمار والادخار في الاقتصاد الليبي للفترة (1970-2005)، وتوصل إلى عدم وجود علاقة توازنية بين الادخار والاستثمار[16]. وقد قام كلا من بوردولويم وجون *Bordoloim et John* (2011)، بإجراء محاولة لاستكشاف العلاقة بين الادخار والاستثمار في ثلاثة اقتصاديات متنوعة، وهي : المملكة المتحدة ؛ الولايات المتحدة

والصين، وقارنا ذلك مع الهند باستخدام أسلوب التكامل المشترك للفترة (1950.2010)، ووجدا أنهما يرتبطان بعلاقة طويلة الأجل في هذه الدول، غير أن مقدار معامل الأجل الطويل يختلف من بلد لآخر[17]. كما قام أنج *Ang* (2007)، بالبحث في مدى وجود علاقة موجبة بين الادخار المحلي والاستثمار المحلي في ماليزيا خلال الفترة (1965.2003)، وتوصل إلى وجود علاقة معنوية قوية بين معدل الادخار ومعدل الاستثمار في المدى الطويل[18]. كما بحث *Seshaiah S.Venkata et Sriyval.V* (2005)، في العلاقة بين الادخار والاستثمار في الهند للفترة (1970.2002)، وأشارت النتائج بأن هناك اتجاها للسببية من الادخار إلى الاستثمار[19]. وقد بحث نارايان *Narayan* (2005)، في العلاقة بين الاستثمار والادخار في اليابان، وذلك باستخدام بيانات سنوية للفترة (1960.1999)، وأشارت النتائج إلى أن الاستثمار والادخار متكاملين على المدى الطويل وأن العلاقة السببية تسير في الاتجاهين. كما أن معامل المدى الطويل على الادخار هو 0.68، ما يعني معدل معتدل للارتباط بين المتغيرين[20].

وقد حاول باهماني اوسكوي وكاكرابارتي *Bahmani-Oskooee et Chakrabarti* (2005)، البحث في العلاقة بين الادخار والاستثمار باستخدام بيانات مقطعية زمنية لـ 126 دولة للفترة (1960.2000)، وأشارت نتائجهما إلى وجود علاقة معنوية موجبة راسخة بين معدل الاستثمار المحلي ومعدل الادخار المحلي. الدراسة توصلت أيضا إلى تأكيد وجود تأثير لحجم الاقتصاد ودرجة الانفتاح على العلاقة بين الاستثمار والادخار، حيث بينت النتائج أن العلاقة أقوى في الدول ذات الدخل المرتفع منه في الدول منخفضة الدخل، كما كانت العلاقة أقوى في الاقتصاديات المغلقة منه في الدول الأكثر انفتاحا[21]. وقد اختبر ليفي *Daniel Levy* (2000)، العلاقة بين الاستثمار والادخار في الولايات المتحدة الأمريكية باستخدام سلسلة زمنية تغطي الفترة (1897.1989)، وبينت النتائج إلى وجود علاقة قوية على المدى الطويل ودورية بين الاستثمار والادخار[22]. كما بحث سينها *Sinha* (2000)، في العلاقة بين الاستثمار والادخار في اليابان وإحدى عشرة دولة آسيوية، وأشارت النتائج إلى وجود علاقة طويلة المدى فقط في اليابان ؛ اندونيسيا وتايلندا[23]. وقد بحث ديبوندرا سينها وتابن سينها

Dipendra Sinha et Tapen Sinha (بدون تاريخ)، في العلاقة بين الادخار والاستثمار في المدى الطويل بالنسبة للهند، وذلك خلال الفترة (1950.1992) باستخدام منهجية التكامل المشترك، وأشارت النتائج إلى وجود علاقة إيجابية في المدى الطويل بين الادخار والاستثمار في الهند. وهذا التقارب يعني أنه من غير المرجح أن يعاني الاقتصاد الكلي الهندي من عدم استقرار[24]. وتشير الدراسات التطبيقية عموما إلى أن العلاقة بين الادخار والاستثمار أقوى في الدول المتقدمة منه في الدول النامية.

ثالثا – الدراسة القياسية : لغرض اجراء اختبار التكامل المتزامن سنعتمد على أسلوب *Engle et Granger* (1987) وأسلوب *Johansen et Juselius*(1990)، إضافة إلى منهجية السببية لـ *Granger* بتحليل العلاقة بين المتغيرين، ولأغراض هذه الدراسة استخدمنا نموذج انحدار خطي على النحو التالي :

$$IPIB_t = \alpha + \beta.SPIB_t + \varepsilon_t .....(*)$$

حيث : $IPIB_t$ الاستثمار المحلي كنسبة من الناتج الداخلي الخام، $SPIB_t$ الادخار المحلي كنسبة من الناتج الداخلي الخام.

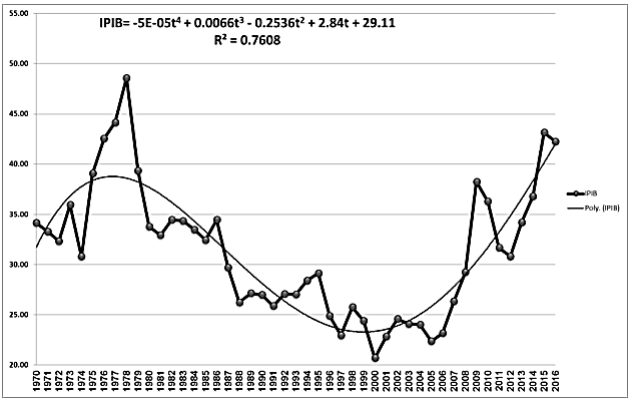
وقد أظهرت الدراسة القياسية عدة نتائج نوردها بالترتيب التالي :

1. نتائج التحليل الإحصائي لمتغيرات الدراسة :

1-1- التحليل الاحصائي لسلسلة معدل الاستثمار IPIB:

يتبين من قيم المتغيرة (IPIB) أن معدل الاستثمار خلال فترة الدراسة كان محصورا بين أقل قيمة 20.67% مُسجَّلة سنة 2000 وأعلى قيمة 48.58% مُسجَّلة سنة 1978، بمتوسط بلغ 31.32% وبانحراف معياري 6,60%. وبالتالي فإن درجة التقلب 21.07% التي تؤشر على تذبذب بسيط في قيم هذه المتغيرة.

الشكل (1) : تطور معدل الاستثمار وكثير الحدود الممهد له للفترة (1970-2016)



المصدر : مرسوم بناء على إحصائيات البنك الدولي

تبين المعادلة أدناه، تطور معدل الاستثمار كمتغير تابع لمتغير الزمن، حيث يمكن التعبير عنه بكثير حدود من الدرجة الرابعة :

$IPIB = -5E\text{-}05t^4 + 0.0066t^3 - 0.2536t^2 + 2.84t + 29.11$

$R^2 = 0.7608$

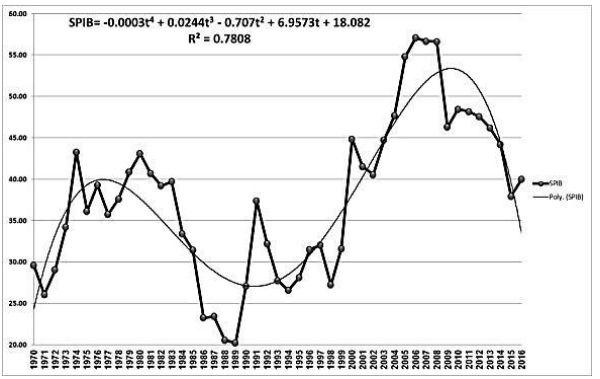
وتفيد هذه البيانات من خلال المعادلة المقدرة وكما يبينه الشكل (1)، بأن هناك اتجاها متذبذبا ويؤول إلى التناقص لحركة (IPIB)، حيث أن ميل الاتجاه يكون بمقدار مرتبط بعنصر الزمن في شكل كثير حدود من الدرجة الثالثة كما يلي :

$-2E\text{-}04t^3 + 0.0198t^2 - 0.5072t + 2.84$

1-2- التحليل الاحصائي لسلسلة معدل الادخار SPIB :

يتبين من قيم المتغيرة (SPIB) أن معدل الادخار المحلي المحقق في الاقتصاد الجزائري خلال فترة الدراسة، كان محصورا بين أقل قيمة 20.19% مُسجَّلة سنة 1989 وأعلى قيمة 57.06% مُسجَّلة سنة 2006، بمتوسط بلغ 37,68% وبانحراف معياري 9,61%. ومنه فإن مقدار معامل الاختلاف[25] هو 25,50% الذي يؤشر على تقلب قيم هذه المتغيرة.

الشكل (2) : تطور معدل الادخار وكثير الحدود الممهد له للفترة (1970-2016)



المصدر : مرسوم بناء على إحصائيات البنك الدولي

تبين المعادلة الآتية تطور معدل الادخار المحلي كمتغير تابع لمتغير الزمن، حيث يمكن التعبير عنه بكثير حدود من الدرجة الرابعة كما يلي :

$$SPIB = -0.0003t^4 + 0.0244t^3 - 0.707t^2 + 6.9573t + 18.082$$
$$R^2 = 0.7808$$

وتفيد هذه البيانات من خلال المعادلة المقدرة وكما يبينه الشكل (2)، أن هناك اتجاها متذبذبا ويؤول إلى التناقص لحركة (S/PIB)، حيث أن ميل الاتجاه يكون بمقدار مرتبط بعنصر الزمن في شكل كثير حدود من الدرجة الثالثة كما يلي :

$$-0.0012t^3 + 0.0732t^2 - 1.414t + 6.9573$$

2. نتائج اختبارات الاستقرارية

من خلال الشكلين (1) و (2) يبدو لنا أن كلا من السلسلتين الزمنيتين (SPIB) و (IPIB) غير مستقرتين، ولتأكيد ذلك أو نفيه، تطلب الأمر استخدام اختبارين اثنين، وهما : اختبار ديكي . فوللر الموسع (Augmented Dickey-Fuller) واختبار فيليب . بيرون (Phillips-Perron). و"في حالة تضارب وعدم انسجام نتائج الاختبارين فإن الأفضل الاعتماد على نتائج اختبار PP"[26]. نتائج الاختبارين السابقين (أنظر الجدول (1))، تؤكد أن السلسلتين غير مستقرتين، وتحتويان على جذر وحدوي، باعتبار أن القيم المحسوبة أقل تماما من القيم الحرجة لـ Mackinnon، وما يعزز هذه النتيجة هو قيم الاحتمال الحرج الأكبر من 5%. الخطوة الموالية هي تطبيق الاختبارين السابقين

عند الفروقات من الدرجة الأولى للسلسلتين المعنيتين، ويوضح الجدول (1) النتائج الإحصائية التي تم الحصول عليها.

الجدول (1) : نتائج اختبارات جذر الوحدة لسكون السلاسل الزمنية الأصلية (في المستوى) والمحولة (الفروقات من الدرجة الأولى)

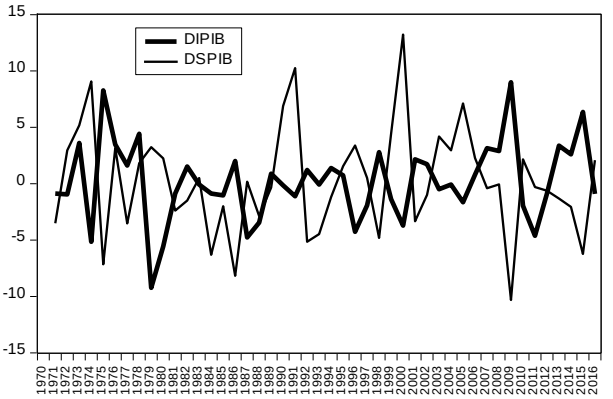
نوع الاختبار	نوع النموذج	القيمة المحسوبة **SPIB** (القيمة الحرجة) ***الاحتمال الحرج***	القيمة المحسوبة **IPIB** (القيمة الحرجة) ***الاحتمال الحرج***	القيمة المحسوبة (D SPIB) (القيمة الحرجة) ***الاحتمال الحرج***	القيمة المحسوبة (D IPIB) (القيمة الحرجة) ***الاحتمال الحرج***
اختبار (ADF) : H_0 يوجد جذر وحدة	(1)	-0.123240 -1.948140 ***0.6359***	0.044659 -1.948140 ***0.6920***	-6.337196 -1.948313 ***0.0000***	-6.185552 -1.948313 ***0.0000***
	(2)	-1.797541 -2.926622 ***0.3771***	-1.670012 -2.928142 ***0.4393***	-6.288625 -2.928142 ***0.0000***	-6.133508 -2.928142 ***0.0000***
	(3)	-1.895135 -3.510740 ***0.6409***	-1.151868 -3.510740 ***0.9084***	-6.252899 -3.513075 ***0.0000***	-4.992757 -3.515523 ***0.0011***
اختبار (PP) : H_0 يوجد جذر وحدة	(1)	-0.090223 -1.948140 ***0.6473***	0.125334 -1.948140 ***0.7173***	-6.328567 -1.948313 ***0.0000***	-6.179362 -1.948313 ***0.0000***
	(2)	-1.864234 -2.926622 ***0.3458***	-1.585731 -2.926622 ***0.4817***	-6.277991 -2.928142 ***0.0000***	-6.119542 -2.928142 ***0.0000***
	(3)	-2.000411 -3.510740 ***0.5856***	-1.275368 -3.510740 ***0.8816***	-6.241018 -3.513075 ***0.0000***	-6.242764 -3.513075 ***0.0000***

المصدر: إعداد الباحث بناء على مخرجات برنامج EViews10

تشير النتائج إلى أن السلسلتين المحولتين مستقرتين، وذلك باعتبار أن القيم المحسوبة أكبر تماما من القيم الحرجة لـ Mackinnon، وما يعزز هذه النتيجة هو قيم الاحتمال الحرج الأصغر من 5%، أي أن (SPIB) و (IPIB) متكاملتان من الدرجة الأولى. وهذه النتائج تنسجم مع النظرية القياسية التي تفترض أن أغلب المتغيرات الاقتصادية الكلية تكون غير ساكنة في المستوى ولكنها تصبح ساكنة في الفرق الأول. وبمشاهدة الشكل (3) تتأكد هذه النتيجة، حيث نلاحظ أن السلسلتين تتذبذبان حول وسط

حسابي ثابت، مع تباين ليس له علاقة بالزمن. وهذا يعني أن هناك احتمالا بوجود تكامل متزامن بين معدل الاستثمار ومعدل الادخار. للتحقق من ذلك، استخدمنا كلا من طريقة انجل – جرانجر وطريقة جوهانسن للتكامل المشترك.

الشكل (3) : سلسلة الادخار المحلي ومعدل الاستثمار المحلي بعد اجراء الفروق الأولى



المصدر : مرسوم انطلاقا من برنامج EViews10

3. نتائج اختبارات التكامل المشترك :

1.3. نتائج تحليل التكامل المشترك بطريقة انجل – جرانجر :

تستلزم هذه الطريقة المرور بخطوتين، الأولى تقدير العلاقة المعنية بطريقة المربعات الصغرى العادية حيث نحصل على معادلة انحدار التكامل المشترك، ثم الحصول على بواقي معادلة الانحدار المقدرة $(\hat{\varepsilon}_t)$، واختبار مدى سكونها وفق الآتي :

$$\Delta\hat{\varepsilon}_t = \alpha + \delta\hat{\varepsilon}_{t-1} + \Delta\hat{\varepsilon}_{t-1} + e_t \ldots\ldots\ldots\ldots(***) \quad , \quad e_t \sim IN(0)$$

فإذا كانت إحصائية (τ) لمعلمة (ε_{t-1}) معنوية فإننا نرفض الفرض العدمي $(\Delta\varepsilon_t \sim I(1))$ بوجود جذر وحدة في البواقي ونقبل الفرض البديل بسكون البواقي أو $(\Delta\hat{\varepsilon}_t \sim I(0))$، وبالتالي نستنتج بأن متغيرات النموذج بالرغم من أنها سلاسل زمنية غير ساكنة إلا أنها متكاملة من نفس الرتبة، وأن العلاقة المقدرة في الخطوة الأولى هي

علاقة صحيحة وغير مضللة. أما إذا كانت البواقي غير ساكنة في المستوى، فإنه لا توجد علاقة توازنية بين المتغيرين، وأن العلاقة السابقة مضللة ولا يمكن الركون إليها.

1.1.3. نتائج تقدير معادلة انحدار التكامل المشترك :

بتطبيق طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية وإجراء الانحدار بين الاستثمار والادخار المحلي، تحصلنا على العلاقة المقدرة التالية :

$$\hat{IPIB} = 31.85 - 0.014 * \hat{SPIB}$$

أما باقي إحصاءات عملية الانحدار فهي معروضة في الجدول (2).

الجدول (2) : تقدير العلاقة بين معدل الادخار ومعدل الاستثمار

Dependent Variable: IPIB
Method: Least Squares
Date: 11/21/17 Time: 21:06
Sample: 1970 2016
Included observations: 47

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	31.85467	3.981330	8.001013	0.0000
SPIB	-0.014130	0.102438	-0.137933	0.8909

R-squared	0.000423	Mean dependent var	31.32221
Adjusted R-squared	-0.021790	S.D. dependent var	6.608150
S.E. of regression	6.679759	Akaike info criterion	6.677662
Sum squared resid	2007.863	Schwarz criterion	6.756392
Log likelihood	-154.9251	Hannan-Quinn criter.	6.707289
F-statistic	0.019026	Durbin-Watson stat	0.269329
Prob(F-statistic)	0.890908		

المصدر: مخرجات برنامج EViews10

وبعد الحصول على بواقي الانحدار تم استخدام عدة أدوات إحصائية لاختبار سكون البواقي، إضافة إلى تقدير المعادلة (***) لاختبار جذر الوحدة، وهذا بهدف تأكيد النتائج المتوصل إليها.

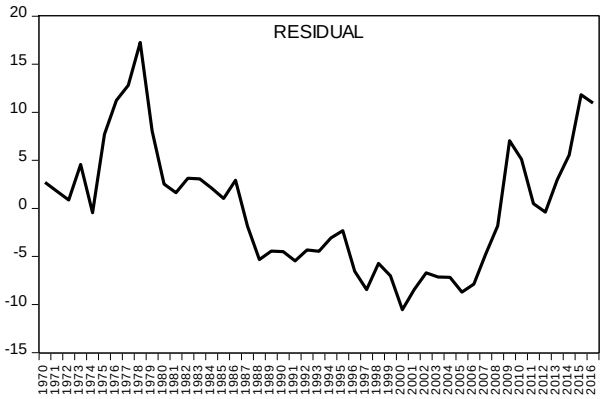
2.1.3. نتائج دراسة استقرارية سلسلة بواقي التقدير :

لهذا الغرض قمنا بفحص بواقي المعادلة المقدرة، وكذلك معاملات الارتباط الذاتي للبواقي، وفي الأخير استخدمنا اختباري ديكي فوللر الموسع وفيليب بيرون من أجل تعزيز النتائج المتوصل إليها.

أ . نتائج فحص بواقي معادلة انحدار التكامل المشترك :

لهذا الغرض قمنا برسم بياني لقيم بواقي التقدير، حيث حصلنا على الشكل (4).

الشكل (4) : بواقي معادلة انحدار التكامل المشترك



المصدر : مرسوم انطلاقا من مخرجات برنامج EViews10

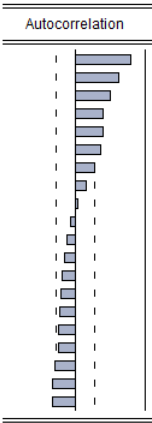
يبين الشكل (4) أن سلسلة بواقي معادلة انحدار التكامل المشترك غير مستقرة. ذلك أن "السلسلة تكون مستقرة إذا تذبذبت حول وسط حسابي ثابت، مع تباين ليس له علاقة بالزمن"[27]. ولتأكيد ذلك قمنا بفحص معاملات الارتباط الذاتي لبواقي التقدير.

ب . نتائج فحص معاملات الارتباط الذاتي لبواقي التقدير :

تكون سلسلة البواقي مستقرة إذا كانت معاملات دالة ارتباطها P_K معنويا لا تختلف عن الصفر من أجل كل $K > 0$. والجدول (3) يبين دالة الارتباط الذاتي والجزئية لسلسلة البواقي.

الجدول (3) : دالة الارتباط الذاتي والجزئي لبواقي تقدير معادلة انحدار التكامل المشترك

Date: 11/21/17 Time: 21:16
Sample: 1970 2016
Included observations: 47



	Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
1			1	0.834	0.834	34.789	0.000
2			2	0.643	-0.168	55.980	0.000
3			3	0.518	0.106	70.018	0.000
4			4	0.423	-0.014	79.604	0.000
5			5	0.418	0.255	89.174	0.000
6			6	0.383	-0.157	97.417	0.000
7			7	0.286	-0.109	102.14	0.000
8			8	0.165	-0.152	103.74	0.000
9			9	0.035	-0.079	103.81	0.000
10			10	-0.070	-0.119	104.12	0.000
11			11	-0.116	0.030	104.98	0.000
12			12	-0.164	-0.133	106.74	0.000
13			13	-0.203	0.044	109.52	0.000
14			14	-0.224	-0.000	113.03	0.000
15			15	-0.246	0.056	117.38	0.000
16			16	-0.249	-0.015	121.99	0.000
17			17	-0.260	-0.047	127.18	0.000
18			18	-0.317	-0.217	135.16	0.000
19			19	-0.350	0.020	145.22	0.000
20			20	-0.347	-0.055	155.49	0.000

المصدر: مخرجات برنامج EViews10

تبين النتائج أن سلسلة البواقي لا تمثل سيرورة ذات تشويش أبيض، كما أن دالة الارتباط الذاتي لسلسلة البواقي تبين أن المعاملات المحسوبة من أجل الفجوات K التي تساوي : 1، 2، 3، 4، 5، 6، 7، 18، 19، 20، معنويا تختلف عن الصفر، أي أنها خارج مجال الثقة، ولتدعيم هذه النتيجة نستخدم اختبار Ljung-Box.

ج . نتائج اختبار Ljung-Box :

لدراسة المعنوية الكلية لمعاملات دالة الارتباط الذاتي ذات الفجوات الأقل من 20، حيث توافق إحصائية الاختبار المحسوبة LB آخر قيمة في العمود $Q-Stat$ في الجدول (3)، أي :

$$LB = n(n+2)\sum_{k=1}^{20}\frac{\hat{P}_k^2}{n-k} = 47(47+2)\sum_{k=1}^{20}\frac{\hat{P}_k^2}{47-k} = 155.49 > \chi^2_{0.05;20} = 31{,}41$$

بما أن الاحصاءة المحسوبة أكبر من الاحصاءة المجدولة وكذلك الاحتمالات الحرجة (Les Probabilités Critiques) للاحصاءة $Q-Stat$ كلها تقترب أو تؤول إلى الصفر، فإننا نرفض فرضية العدم القائلة بأن كل معاملات دالة الارتباط الذاتي P_K مساوية للصفر، وبالتالي فإن سلسلة البواقي غير مستقرة.

د . نتائج اختبار ديكي فوللر الموسع وفيليب بيرون :

لتأكيد النتائج السابقة قمنا بإجراء اختباري ديكي فوللر الموسع (ADF) وفيليب بيرون (PP) على بواقي التقدير. نتائج الاختبارين موضحة في الجدول (4).

الجدول (4) : نتائج اختبارات الجذر الوحدوي لبواقي التقدير

نوع النموذج	النموذج(1): بدون ثابت أواتجاه		النموذج (2) : مع ثابت		النموذج (3) : مع ثابت واتجاه	
نوع الاختبار	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP
القيمةالمحسوبة	-1.692612	-1.589723	-1.652280	-1.561755	-1.129368	-1.257495
القيمة الحرجة	-1.948313	-1.948140	-2.928142	-2.926622	-3.510740	-3.510740
الاحتمال الحرج	0.0854	0.1045	0.4481	0.4937	0.9127	0.8859

المصدر: إعداد الباحث بناء على مخرجات برنامج EViews10

تبين نتائج الجدول (4) عدم استقرارية بواقي معادلة انحدار التكامل المشترك في جميع النماذج (1) و (2) و(3)، على اعتبار أن القيم المحسوبة أقل تماما من القيم الحرجة لـ Mackinnon، وما يعزز هذه النتيجة هو قيم الاحتمال الحرج الأكبر من 5%، وهذا ما يؤدي بنا إلى قبول فرضية العدم القائلة بوجود جذر وحدوي، وهذا يعني عدم وجود دليل على علاقة تكامل متزامن بين معدل الاستثمار المحلي ومعدل الادخار المحلي بحسب طريقة انجل – جرانجر.

2.3. نتائج تحليل التكامل المشترك بطريقة(Johansen-Juselius)

لتحديد عدد متجهات التكامل المشترك اقترح Johansen (1988) إجراء اختبار الأثر $(Trace\ \ test-\lambda_{trace})$ حيث يختبر فرضية العدم القائلة بأن هناك على الأكثر q من متجهات التكامل المشترك مقابل الفرض البديل $(q=r)$ ويحسب بالصيغة التالية[28]:

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

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

وتتبع هذه الإحصائية قانونا احتماليا يشبه إلى حد بعيد توزيع χ^2 مجدولا بالاستعانة بعملية محاكاة قام بها جوهانسن وجسليوس (1990). يكون اختبار جوهانسن على الشكل التالي :

. رتبة المصفوفة π تساوي الصفر $(r=0)$، أي $H_0: r=0$ ضد الفرضية $H_1: r>0$. إذا رفضنا H_0، نمر إلى الاختبار الموالي (إذا كانت الإحصائية λ_{trace} أكبر تماما من القيمة الحرجة لـ Johansen-Juselius فإننا نرفض H_0) ؛

. رتبة المصفوفة π تساوي الواحد $(r=1)$، أي $H_0: r=1$ ضد الفرضية $H_1: r>1$. إذا رفضنا H_0، نمر إلى الاختبار الموالي (إذا كانت الإحصائية λ_{trace} أكبر تماما من القيمة الحرجة لـ Johansen-Juselius فإننا نرفض H_0) ؛

. رتبة المصفوفة π تساوي 2 $(r=2)$، أي $H_0: r=2$ ضد $H_1: r>2$. إذا رفضنا H_0، نمر إلى الاختبار الموالي (إذا كانت الإحصائية λ_{trace} أكبر تماما من القيمة الحرجة لـ Johansen-Juselius فإننا نرفض H_0)، وهكذا.

. إذا رفضنا H_0 في نهاية المطاف، واختبرنا بعدها الفرضية $H_0: r=k-1$ ضد الفرضية $H_1: r=k$ وقمنا برفض H_0، فإن رتبة المصفوفة هي $r=k$، وفي هذه الحالة لا توجد علاقة تكامل مشترك باعتبار أن المتغيرات هي $I(0)$. وقبل تطبيق طريقة جوهانسن للتكامل المشترك يجب تحديد عدد فترات الإبطاء P للسيرورة VAR، ولتحديد P يُستخدم معياري Akaike و Schwarz. طريقة اختيار P تتضمن تقدير كل نماذج VAR لفترات إبطاء من 0 إلى h (h هو الإبطاء الأكبر المقبول بالنسبة للنظرية الاقتصادية). دوال $AIC(p)$ و $SC(p)$ محسوبة بالطريقة التالية [29]:

$$AIC(p) = Ln\left(\det\left|\sum_e\right|\right) + \frac{2k^2 p}{n}$$

$$SC(p) = Ln\left(\det\left|\sum_e\right|\right) + \frac{2k^2 pLn(n)}{n}$$

حيث، k : عدد المتغيرات ؛ n : عدد المشاهدات ؛ p : عدد الإبطاء ؛ $\sum_e$: مصفوفة التباين . التباين المشترك المقدرة لبواقي النموذج . الإبطاء p الذي يقلل من معياري AIC أو SC هو الذي سيتم اختياره. وبناء على القيم المدرجة في الجدول (5)، والمتعلقة بمعياري Akaike و Schwarz لفترات إبطاء متتالية، قمنا باختيار الإبطاء $p=1$ لأنه يقلل من قيمة المعياري المذكورين.

الجدول (5) : قيم Akaike و Schwarz لفترات إبطاء متتالية

VAR Lag Order Selection Criteria
Endogenous variables: IPIB SPIB
Exogenous variables: C
Date: 11/22/17 Time: 07:55
Sample: 1970 2016
Included observations: 43

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-301.4124	NA	4612.226	14.11220	14.19412	14.14241
1	-230.4377	132.0458*	204.7529	10.99710	11.24285*	11.08773*
2	-225.3568	8.980226	195.0368*	10.94683*	11.35641	11.09787
3	-224.5255	1.391922	226.8530	11.09421	11.66762	11.30567
4	-223.7621	1.207244	265.4836	11.24475	11.98200	11.51662

* indicates lag order selected by the criterion
LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
FPE: Final prediction error
AIC: Akaike information criterion
SC: Schwarz information criterion
HQ: Hannan-Quinn information criterion

المصدر : مخرجات برنامج EViews10

وبتطبيق طريقة جوهانسن للتكامل المشترك من أجل درجة إبطاء $p=1$ ، تحصلنا على النتائج المعروضة في الجدول (6) التالي :

الجدول (6) : اختبار التكامل المشترك لجوهانسن

Date: 11/22/17 Time: 11:13
Sample (adjusted): 1972 2016
Included observations: 45 after adjustments
Trend assumption: Linear deterministic trend
Series: IPIB SPIB
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	0.163552	13.30058	15.49471	0.1042
At most 1 *	0.110395	5.263988	3.841466	0.0218

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 EViews10

ومن ثم قمنا بإجراء اختبار جوهانسن على الشكل التالي :

. رتبة المصفوفة π تساوي الصفر $(r=0)$، أي $H_0: r=0$ ضد الفرضية $H_1: r>0$.

. القيم الذاتية المقدرة للمصفوفة A هي : $\lambda_1 = 0{,}163$ و $\lambda_2 = 0{,}110$

. احصاءة جوهانسن المحسوبة هي: $\lambda_{trace} = -n\sum_{i=r+1}^{k} Ln(1-\lambda_i)$

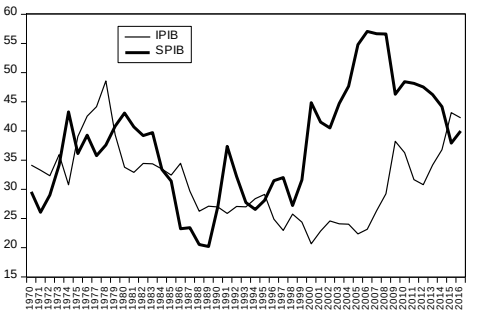
ومن أجل $r = 0$، يكون لدينا :

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

$$\lambda_{trace} = -45 \times \{Ln(1-0{,}163) + Ln(1-0{,}110)\} = 13{,}30$$

تشير النتائج إلى أن القيمة الحرجة تساوي 15,494عند مستوى معنوية 5% وهي أكبر من الاحصاءة المحسوبة 13,30، كما أن الاحتمال الحرج 0,1042 أكبر من 0,05، إذن نقبل الفرضية الصفرية القائلة بأن رتبة المصفوفة تساوي الصفر، وهذا يعني عدم وجود علاقة تكامل مشترك بين معدل الادخار ومعدل الاستثمار عند مستوى معنوية 5%. وبالتالي لا يمكننا تبني صياغة نموذج تصحيح الخطأ ECM، وهذا يدعم ما توصلنا إليه بأسلوب انجل –جرانجر. وبالتالي فإنه يمكن القول بأن الاستثمار المحلي لا يعتمد على مستوى الادخار المحلي في الاقتصاد الجزائري خلال الفترة المعنية بالدراسة. وبالإطلاع على الشكل (5) الذي يوضح الاستثمار والادخار كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي لفترة الدراسة، نلاحظ ترابطا محدودا في الأجل الطويل بينهما على الرغم من تقلب الادخار بشكل كبير حول الاستثمار في الأجل القصير حتى سنة 1998 عندما بدأ المتغيران يبتعدان عن بعضهما بشكل واضح. وعليه، قمنا بتحديد عينة الدراسة لتنتهي عند سنة 1998، ثم قمنا بحساب معامل الارتباط الخطي بين المتغيرين للفترة (1970.1998) حيث وجدنا أنه يبلغ 0,48 وهو دال عند مستوى معنوية1%، وهذا دليل على وجود ارتباط بين الاستثمار والادخار للفترة الجزئية، وليس للفترة الكاملة التي يبلغ فيها معامل الارتباط (سالب 2.05%) لكنه غير معنوي عند مستوى 5%.

الشكل (5) : تطور معدل الاستثمار ومعدل الادخار خلال الفترة (1970–2016)



المصدر : إعداد الباحث

وللتأكد من اتجاه العلاقة السببية بين الاستثمار والادخار خلال فترة الدراسة كلها، استخدمنا اختبار جرانجر للسببية.

4. نتائج دراسة العلاقة السببية بين الادخار والاستثمار:

يتطلب اختبار السببية لجرانجر تقدير نموذج متجه انحدار ذاتي VAR ثنائي الاتجاه الذي يصف سلوك المتغيرين SPIB وIPIB، كما يتطلب كذلك استخدام المتغيرات بصيغتها المستقرة، لأن غياب صفة الاستقرار قد يجعل الانحدار المقدر زائفا، وبالتالي أخذنا بعين الاعتبار المتغيرين DSPIB و DIPIB كما يلي :

$$DSPIB_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p} \beta_i . DSPIB_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} \phi_i . DIPIB_{t-i} + \mu_{1t} \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (1)$$

$$DIPIB_t = \delta_0 + \sum_{i=1}^{p} \varpi_i . DIPIB_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} \theta_i . DSPIB_{t-i} + \mu_{2t} \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (2)$$

حيث: μ_{1t} و μ_{2t} تمثلان بواقي النموذجين. ولكن قبل تحديد العلاقة السببية بين المتغيرين، يجب تحديد عدد الفجوات الزمنية p المناسب لنموذج $VAR(P)$، وذلك لأنه بعدد أقل من p يؤدي إلى خطأ في التوصيف، وبعدد أكبر من p يؤدي إلى عدم استغلال كامل معلومات السلسلة الزمنية، كما ينقص من درجات الحرية. ويتم عادة تحديد عدد الفجوات الزمنية بالاعتماد على معياري AIC و SC . وإن أفضل علاقات سببية يمكن أن تتحقق في التباطؤ الزمني الثاني[30]. نتائج اختبار جرانجر للسببية معروضة في الجدول التالي.

الجدول (7) : نتائج اختبار سببية جرانجر بين DIPIB وDSPIB

Pairwise Granger Causality Tests
Date: 11/22/17 Time: 11:43
Sample: 1970 2016
Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DSPIB does not Granger Cause DIPIB	44	1.51116	0.2333
DIPIB does not Granger Cause DSPIB		1.67399	0.2007

المصدر : مخرجات برنامج EViews10

من ثم أجرينا الاختبار على الشكل التالي :

. لإختبار الفرضية : $H_0^*: \sum_{i=1}^{2}\theta_i = 0$ ، لدينا :

$F_C = \frac{\left(\sum \hat{\varepsilon}_{1t}^2 - \sum \hat{\mu}_{1t}^2\right)/p}{\sum \hat{\mu}_{1t}^2/n-k} = 1{,}5116$ أقل من $F_t = 3{,}219$ عند مستوى معنوية 5% ودرجات حرية 2 للبسط و 42 للمقام. ومنه نقبل فرضية العدم، ونرفض الفرضية البديلة، وبالتالي لا توجد علاقة سببية بين معدل الادخار ومعدل الاستثمار، أي أن التغير في معدل الادخار DSPIB لا يؤدي إلى التغير(لا يسبب) في معدل الاستثمار DIPIB. كما يعزز هذه النتيجة قيمة الاحتمال الحرج الموافق لإحصائية فيشر التي تساوي 23.33 % وهي أكبر من 5%.

. لإختبار الفرضية : $H_0: \sum_{i=1}^{2}\phi_i = 0$ ، لدينا :

$F_C = \frac{\left(\sum \hat{\varepsilon}_{1t}^2 - \sum \hat{\mu}_{1t}^2\right)/p}{\sum \hat{\mu}_{1t}^2/n-k} = 1{,}67399$ أقل من $F_t = 3{,}219$ ، ومنه نقبل فرضية العدم، ونرفض الفرضية البديلة، وبالتالي التغير في معدل الاستثمار DIPIB لا يؤدي إلى التغير (لا يسبب) في معدل الادخار DSPIB، كما يعزز هذه النتيجة قيمة الاحتمال الحرج الموافق لإحصائية فيشر التي تساوي 20.07%، وهي أكبر من 5%. إذن نستنتج أنه لا توجد سببية في أي من الاتجاهين، وبالتالي يمكن القول بأن الادخار المحلي و الاستثمار المحلي لا يرتبطان بعلاقة طويلة الأجل في الاقتصاد الجزائري خلال الفترة

المغطاة بالدراسة، وهو ما يعزز النتائج المتوصل إليها سابقا بإتباع أسلوب التكامل المشترك لكل من أنجل . جرانجر وجوهانسن.

خاتمة :

بينت النتائج المتوصل إليها باستخدام أدوات التحليل الاحصائي عدم صحة الفرضية الأساسية للبحث التي تنص على وجود علاقة توازنية بين الادخار والاستثمار. وهذه النتيجة تختلف عن الاتجاه العام للنتائج المتحصل عليها في الأدب الاقتصادي. وهو ما يمكن أن يُفسر بشدة أحادية الاقتصاد الوطني، وتمحور النشاط الاقتصادي الاجمالي حول عوائد الصادرات من النفط الخام، حيث بات واضحا بما لا يدع مجالا للشك، أن الجزائر تعتمد سياسة الكل بترول في اقتصادها، حيث تتوقف كل الأنشطة الاقتصادية والاجتماعية وسياسة التنمية على عائدات النفط، فزيادة المداخيل من النفط تؤدي إلى زيادة الإنفاق بنوعيه الاستهلاكي والاستثماري، وزيادة الإنفاق يحتم الجري نحو زيادة الإنتاج والصادرات بهدف زيادة المداخيل، وهكذا في حلقة مغلقة، تؤدي إلى ما يمكن أن نطلق عليه الإدمان النفطي. وهذا دون أن توفق الجزائر في إيجاد إستراتيجية بديلة تنهي هذه الظاهرة المزمنة. وإن الجزائر التي تعاني من مشكلة البنيان الاقتصادي التبعي المرتكز على مصدر واحد قابل للنضوب، بما يعني ضعف تنوع اقتصادها وهيكل اقتصادها، ربما ستجد استثمار مدخراتها في الخارج أكثر جدوى بالنسبة لها، وهو ما يؤدي إلى توقع استقلالية التراكم الرأسمالي المحلي عن المدخرات المحلية في الاقتصاد الوطني، أو على الأقل أن يكون معامل الارتباط بين الاستثمار والادخار فيها أقل قوة منه في الدول غير النفطية الأكثر تنوعا في مصادر دخلها. وبما أن النفط لا يزال يشكل أهم الموارد والقوى التي تتحكم في عملية التنمية في الجزائر عن طريق ما توفره العوائد البترولية من عملات صعبة ضرورية لتمويل المشاريع التنموية، فعلى هذا الأساس يرتبط الادخار في الاقتصاد الوطني بشدة بالطلب الأجنبي على النفط، وبالتالي تتراكم لدى الجزائر الثروة الطبيعية في شكل ادخار.

هذا علاوة على ضيق الطاقة الاستيعابية للموارد المالية الفائضة التي تؤثر بشدة في محدودية مستوى الاستثمار الحقيقي الداخلي، وهو ما يشجع على استثمار معظم المدخرات

في الخارج أو اكتنازها، بسبب الافتقار إلى الفرص الاستثمارية في القطاعات غير النفطية على المستوى المحلي ؛ فالاستثمار الذي يساهم في توسيع القاعدة الإنتاجية للاقتصاد، ومن ثم في تنويع مصادر الدخل والصادرات، قد يكون مقيدا بضعف الطاقة الإنتاجية المحلية، وكذلك ضعف الطاقة الاستيعابية التي تعتمد على الموارد المكملة (مثل عرض العمالة الماهرة وحجم السوق المحلي)، مما قد يضطر الحكومة لتقييد حجم الاستثمار العمومي. وبالنسبة للاستثمار الخاص فيمكن إرجاع ضعفه لعدة أسباب، لعل أهمها هو الترابط الضعيف بين قطاع المحروقات وباقي القطاعات، كما أن انخفاض مستوى التطور المالي، وطبيعة القروض المصرفية التي غالبا ما تكون قصيرة الأجل، ومرتبطة بالنشطات التجارية، يترتب عنه، ألا تجد المدخرات المحلية غالبا طريقها إلى الاستثمار في النشاطات الإنتاجية طويلة الأجل عبر القطاع المالي.

في هذا السياق، أوصت الدراسة بضرورة أن تسعى الدولة إلى تكريس الاستثمار الحقيقي المُنتج الذي يساهم في توسيع القاعدة الإنتاجية للاقتصاد، وتنويع الاقتصاد الوطني لتطوير مصادر دخل بديلة تواجه المتطلبات، وتؤمن مستقبل الأجيال القادمة، ذلك أنه المدخل الصحيح لكسب رهان التنمية والنهوض بالاقتصاد الوطني، إذا ما أوريد له مواكبة الاقتصاديات المتقدمة.

الهوامش والمراجع المعتمدة:

(1) عمار السيد عبد الباسط، أثر الضريبة العامة على المبيعات على القوة الادخارية في الاقتصاد، ط1، مكتبة الوفاء القانونية، الإسكندرية، 2011، ص139.149.

(2) عبد الحليم محيسن، الادخار في مجلس التعاون الخليجي، مجلة الاقتصاد الخليجي، اتحاد غرف مجلس التعاون الخليجي، السعودية، العدد78، 1997، ص42.

(3) محمد بوتين، المحاسبة العامة للمؤسسة، ديوان المطبوعات الجامعية، الجزائر، 1991، ص96.

(4) مصطفى كمال السيد طايل، القرار الاستثماري في البنوك الإسلامية، دار طيبة للنشر والتوزيع، القاهرة، 1999، ص103.

(5) Abdellah. Boughaba, Analyse et évaluation de projets, Berti edition, imprimé en France, Paris, 1999, P7.

(6) عادل محمد رزق، الاستثمارات في البنوك والمؤسسات المالية من منظور إداري ومحاسبي، دار طيبة للنشر والتوزيع، القاهرة، 2004، ص3.

(7) محمد عبد الفتاح الصيرفي، دراسة الجدوى الاقتصادية وتقييم المشروعات، ط1، دار الفكر للطباعة والنشر والتوزيع، مصر، 2002، ص21.

(8) صحيفة الاقتصادية الالكترونية، تحفيز الاستثمارات المحلية والأجنبية للاتجاه نحو المناطق الأقل نموا،(2017/12/04)، [على الخط]،

http://www.aleqt.com

(9) منير الحمش، الجوانب الاجتماعية للإصلاح الاقتصادي، (2018/02/02)، [على الخط]،

www.mafhoum.com/syr/articles_02/hamash/hamash.htm

(10) ضياء مجيد الموسوي، النظرية الاقتصادية التحليل الاقتصادي الكلي، ط3، ديوان المطبوعات الجامعية، الجزائر، 2005، ص50.

(11) فريدريخ هايك (Friedrich Hayek) (1899.1992): اقتصادي ومنظر سياسي نمساوي بريطاني.

(12) عمر يوسف عبد الله عبابنه، الأزمة المالية المعاصرة تقدير اقتصادي إسلامي، ط1، عالم الكتب الحديث، إربد، الأردن، 2011، ص42.

(13) Patrick Arture, Pierre Morin, Macroéconomie appliquée, Presse universitaire de France, Paris, 1991, PP63– 64.

(14) Shabbir Ahmad , Investment and Saving Relationship in South Asia, International Journal of Economics and Financial Issues, 2017, 7(4), 726-729. http://dergipark.gov.tr/download/article-file/364664

(15) G. Ramakrishna, S.Venkateshwar Rao, The Long run Relationship between Savings and Investment in Ethiopia: a Cointegration and ECM Approach, Review of Developing Country Studies, Vol 2, N°4, 2012, PP1-6.

(16) بشير عبد الله بلّق، العلاقة بين الاستثمار والادخار في الاقتصاد الليبي (1970–2005)، المجلة الجامعة، العدد 14، الأكاديمية الليبية، 2012، ص ص349. 374.

(17) Bordoloim Sanjib and Joice John, Are Saving and Investment Cointegrated? A Cross Country Analysis, Reserve Bank of India Occasional Papers, Vol. 32, No1, 2011, PP41-55.

(18) Ang, James, Are saving and investment cointegrated? The case of Malaysia (1965–2003), Applied Economics, 39, 2007, PP2167–2174.

(19) seshaiah s.venkata and sriyval.v, savings and investment in india: a cointegration approach, applied econometrics and international development. Aeid. Vol. 5-1,(2005), PP25-44.

(20) Narayan, Paresh K, The relationship between saving and investment for Japan, Japan and the World Economy, Vol. 17, No. 2005, PP239-309.

(21) Mohsen Bahmani-Oskooee and Avik Chakrabarti, Openness, Size, and the saving-investment relationship, Economic Systems, 29, 2005, PP283-293.

(22) Levy, Daniel, Investment – Saving Comovement and Capital Mobility: Evidence from Century Long U.S. Time Series, Review of Economic Dynamics, 3, 2000, PP100-136.

(23) Sinha, Dipendra, Saving-Investment Relationships for Japan and other Asian countries, Japan and the World Economy, 14, 2002, PP1-16.

(24) Dipendra Sinha and Tapen Sinha, the long run relationship between saving and investment in India, PP1-12.

(25) معامل الاختلاف = (الانحراف المعياري/المتوسط الحسابي)*100، وكلما قلت قيمته عن 15% كلما دل ذلك على تجانس قيم المتغيرة.

(26) عابد العبدلي، محددات الطلب على واردات المملكة العربية السعودية في إطار التكامل المشترك وتصحيح الخطأ، مجلة مركز صالح كامل للاقتصاد الإسلامي، العدد 32، جامعة الأزهر، 2007، ص20.

(27) MELARD Guy, Méthodes de prévision à court terme, Edition Ellipses, Bruxelles, 1990, P282.

(28) Régis bourbonnais, exercices pédagogiques d'économétrie, 2e édition, économica, Paris, 2012, P210.

(29) Régis bourbonnais, exercices pédagogiques d'économétrie, Op.cit., P185.

(30) ندوى خزعل رشاد، استخدام اختبار كرانجر في تحليل السلاسل الزمنية المستقرة، المجلة العراقية للعلوم الإحصائية، العدد19، 2011، ص276.