Munich Personal RePEc Archive

Causality and cointegration Testing between Savings and Investment in the Algerian Economy during (1970-2011)

SELLAMI, Ahmed and CHIKHI, Mohamed

University of Ouargla, University of Ouargla

2014

Online at https://mpra.ub.uni-muenchen.de/76692/
MPRA Paper No. 76692, posted 09 Feb 2017 08:02 UTC

اختبار العلاقة السببية والتكامل المشترك بين الادخار والاستثمار في الاقتصاد الجزائري خلال الفترة (1970-2011)
Causality and cointegration Testing between Savings and Investment in the Algerian Economy during (1970-2011)

أحمد سلامي (*) & أ.د/ محمد شيخي(**)
كلية العلوم الاقتصادية والتجارية وعلوم التسيير
جامعة قاصدي مرباح ورقلة – الجزائر

ملخص : استهدفت الدراسة البحث في العلاقة بين معدل الادخار ومعدل الاستثمار في الاقتصاد الجزائري خلال الفترة (1970-2011). ولبيان فيما إذا كانت السلاسل الزمنية للمتغيرين مستقرة من عدمها، تطلب استخدام بعض الأدوات الإحصائية، فضلا عن اختبارات جذر الوحدة، كما تم تحديد رتبة تكامل كل متغير على حدة. وتبين أن المتغيرات متكاملة من الدرجة الأولى، وفي ضوء ذلك، تم استخدام اختبار التكامل المشترك لكل من طريقة انجل – جرانجر وطريقة جوهانسن، بالإضافة إلى استخدامنا لمنهجية جرانجر للسببية، وذلك للتحقق من وجود علاقة طويلة الأمد بينهما. واتضح من خلال التحليل عدم وجود علاقة توازنية بين الادخار والاستثمار في الاقتصاد الجزائري خلال الفترة المعنية بالدراسة. وكان التفسير المحتمل لذلك يرجع إلى طبيعة الاقتصاد الوطني الذي يعتمد بشدة على قطاع المحروقات كمصدر رئيسي للدخل الوطني والنقد الأجنبي، وعدم تنوع النشاط الاقتصادي و الصادرات من جهة، وإلى ضعف الطاقة الاستيعابية للاقتصاد الوطني من جهة أخرى.

الكلمات المفتاح : ادخار، استثمار، اقتصاد جزائري، تكامل مشترك، سببية جرانجر

تصنيف JEL : C12، C13، E20

Abstract: This Study aims to examine the relationship between the savings and the investment rates in the Algerian economy during the period (1970-2011). In order to test whether the two time series are stationary or not, we use some statistical tools, as well as unit root tests, We also determine the integration order of each variable separately. The two series seem integrated of same order. We use the Granger causality, Engle-Granger and Johensen cointegration tests to detect the existence of long-run relationship between these two variables. It turned out that the equilibrium relationship between the savings and investment in the Algerian economy during this period don't exist. It is due to the nature of the national economy, which is heavily based on hydrocarbons sector as a main source of the national income, the foreign exchange, the undiversified economic activity and exports and absorptive capacity of the national economy.

Keywords : Savings, investment, Algerian economy, co-integration, Granger causality

JEL Classification Codes : C12, C13, E20

I- تمهيد :

في إطار دفع عجلة التنمية الاقتصادية واستمرارها، إلتمست معظم الدول أهمية الادخار الذي يعد 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. 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[1]. ونشير إلى أن تكوين رأس المال 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[2]. ويرى *هايك*[3] 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

(*) : selahm_66@yahoo.fr & (**) mchikhi00@gmail.com

من السلع الإنتاجية، وهذا هو الاستثمار[4]. 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 ـ أصلا ـ 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[5] : الدخل = قيمة الناتج = الاستهلاك + الاستثمار ؛ الادخار = الدخل – الاستهلاك ؛ وبالتالي : الادخار = الاستثمار.

وقد حظيت العلاقة بين الاستثمار والادخار باهتمام واضح في الأدب الاقتصادي، ترجمت في عدة دراسات تطبيقية، شملت العديد من الدول المتقدمة والنامية، نذكر منها دراسة كلا من رمكريشنا وفونكاتشوار– *Ramakrishna Venkateshwar* (2012)، للعلاقة 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[6]. 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[7]. 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[8]. 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[9]. 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[10]. 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، أي : الاستثمار يسبب الادخار والادخار يسبب الاستثمار. كما أن معامل المدى الطويل على الادخار هو 0.68، مما يعني معدل معتدل للارتباط بين المتغيرين[11].

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[12]. 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[13]. كما بحث سينها *Sinha* (2000)، في العلاقة بين معدلات الاستثمار ومعدلات الادخار في اليابان وإحدى عشرة دولة آسيوية، وأشارت النتائج إلى وجود علاقة طويلة المدى فقط في اليابان ؛ اندونيسيا وتايلندا[14]. 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[15].

وتشير الدراسات التطبيقية عموما إلى أن العلاقة بين الادخار والاستثمار أقوى في الدول المتقدمة منه في الدول النامية. والسؤال المطروح والذي ستتم معالجته في هذا البحث هو : هل توجد علاقة مستقرة طويلة الأجل بين الادخار والاستثمار في الاقتصاد الجزائري ؟ ؛ للإجابة على هذا السؤال، سنقوم بالتحقق من الفرضية القائلة بأن الادخار والاستثمار يتمتعان بعلاقة مستقرة طويلة الأجل ضمن الاقتصاد الجزائري، ولهذا الغرض سنقوم بتجزئة هذا البحث إلى ثلاثة أقسام رئيسية ، نتناول في الأول الطريقة المستخدمة في البحث؛ وفي الثاني النتائج المتوصل إليها من جراء تطبيق اختبارات الاستقرارية واختبارات التكامل المشترك واختبارات السببية لجرانجر، وفي الأخير سنحاول تفسير ومناقشة النتائج المتوصل إليها.

II - الطريقة :

لغرض دراسة العلاقة بين الادخار والاستثمار، استخدمنا بيانات سنوية، وذلك عن الفترة (1970-2011). وتماشيا مع التوجهات الحديثة في تحليل السلاسل الزمنية، والتي كان لها الدور البارز في جعل العلاقات الاقتصادية قابلة للقياس والتحليل الكمي، فإننا قمنا باستخدام طرق تحليل التكامل المشترك، التي تشمل طريقة أنجل وجرانجر *Engle et Granger* (1987) وطريقة جوهانسن وجيزليوس *Johansen et Juselius* (1990)، إضافة إلى منهجية السببية لـ *Granger* بتحليل العلاقة بين الادخار والاستثمار ضمن الاقتصاد الوطني.

إن تحليل التكامل المشترك يسمح بتوضيح العلاقة الحقيقية بين متغيرين، من خلال البحث عن متجه التكامل المشترك وإزالة تأثيره عند الاقتضاء[16]. وإن طرق تحليل التكامل المشترك التي استخدمناها، تركز على الحالات التي تكون فيها متغيرات السلاسل الزمنية الأساسية متكاملة من نفس الدرجة، وهي الدرجة الأولى. ولأغراض هذه الدراسة استخدمنا نموذج انحدار خطي لتحديد طبيعة العلاقة بين الاستثمار والادخار 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.

III- النتائج :

أظهرت الدراسة الإحصائية للمعطيات نتائج عديدة، يمكن تقسيمها إلى عدة عناصر نوردها بالترتيب التالي :

1- نتائج التحليل الإحصائي للسلسلتين الزمنيتين :

الخطوة الأولى في عملية تحليل السلسلتين الزمنيتين، هو رسم مشاهدات المتغيرين لمعرفة الاتجاه العام لهما، حيث يمثل الشكل (1) السلسلة الزمنية لكل من معدل الادخار المحلي ومعدل الاستثمار المحلي. ويتبين من قيم المتغيرة (IPIB) أن معدل الاستثمار خلال فترة الدراسة كان محصورا بين أقل قيمة 23,28% مُسجَّلة سنة 1997 وأعلى قيمة 52,10% مُسجَّلة سنة 1978، بمتوسط بلغ 34,31% وبانحراف معياري 6,60%. وبالتالي فإن درجة التقلب 19,23% التي تؤشر على تذبذب بسيط في قيم هذه المتغيرة. تبين المعادلة أدناه، تطور معدل الاستثمار كمتغير تابع لمتغير الزمن، حيث يمكن التعبير عنه بكثير حدود من الدرجة السادسة :

$$I/PIB = -3E-07 * t^6 + 4E-05 * t^5 - 0,0021 * t^4 + 0,0597 * t^3 - 0,9666 * t^2 + 6,9784 * t + 26,03$$

$$R^2 = 0,7797$$

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

$$-18E-07 * t^5 + 2E-04 * t^4 - 0,0084 * t^3 + 0,1791 * t^2 - 1,9332 * t + 6,9784$$

كما يتبين من قيم المتغيرة (SPIB) أن معدل الادخار المحلي المحقق في الاقتصاد الجزائري خلال فترة الدراسة، كان محصورا بين أقل قيمة 19,89% مُسجَّلة سنة 1988 وأعلى قيمة 57,4% مُسجَّلة سنة 2006، بمتوسط بلغ 37,62% وبانحراف معياري 9,50%. ومنه فإن مقدار معامل الاختلاف[17] هو 25,26% الذي يؤشر على تقلب قيم هذه المتغيرة. تبين المعادلة الآتية تطور معدل الادخار المحلي كمتغير تابع لمتغير الزمن، حيث يمكن التعبير عنه بكثير حدود من الدرجة السادسة كما يلي :

$S/PIB = -0{,}00001 * t^5 + 0{,}0012 * t^4 - 0{,}027 * t^3 + 0{,}0723 * t^2 + 2{,}5494 * t + 24{,}502 \quad , \quad R^2 = 0{,}8312$

وتفيد هذه البيانات من خلال المعادلة المقدرة وكما يبينه الشكل (1)، 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 الرابعة كما يلي :

$$-0{,}00005 * t^4 + 0{,}0048 * t^3 - 0{,}081 * t^2 + 0{,}1446 * t + 2{,}5494$$

2- نتائج اختبارات الاستقرارية

يهدف اختبار الاستقرارية إلى فحص خواص السلاسل الزمنية لكل من معدل الادخار المحلي ومعدل الاستثمار الحلي خلال الفترة (1970-2011)، والتأكد من مدى سكونهما، وتحديد رتبة تكامل كل متغير على حدة. ومن خلال الشكل (1) يتراءى لنا أن كلا من السلسلتين الزمنيتين (SPIB) و (IPIB) غير مستقرتين، ولتأكيد ذلك أو نفيه، تطلب الأمر استخدام اختبارات جذر الوحدة (unit root tests). ورغم تعدد هذه الاختبارات، إلا أننا اعتمدنا في هذه الدراسة على اختبارين اثنين، وهما : اختبار ديكي ـ فوللر الموسع (Augmented Dickey-Fuller) واختبار فيليب ـ بيرون (Phillips-Perron)، وهذا لاختبار فرضية العدم القائلة بوجود جذر الوحدة (أي عدم استقرار السلسلة الزمنية). ويعتمد اختبار ديكي ـ فوللر الموسع ADF في دراسة استقرارية السلسلة X_t على تقدير النماذج التالية بطريقة المربعات الصغرى[18] :

$$\text{mod}[4]: \quad \Delta x_t = \rho . x_{t-1} - \sum_{j=2}^{p} \phi_j \Delta x_{t-j+1} + \varepsilon_t$$

$$\text{mod}[5]: \quad \Delta x_t = \rho . x_{t-1} - \sum_{j=2}^{p} \phi_j \Delta x_{t-j+1} + c + \varepsilon_t$$

$$\text{mod}[6]: \quad \Delta x_t = \rho . x_{t-1} - \sum_{j=2}^{p} \phi_j \Delta x_{t-j+1} + c + bt + \varepsilon_t$$

إن النموذج الخامس يختلف عن الرابع في احتوائه على حد ثابت، والنموذج السادس يختلف عن الرابع والخامس في احتوائه على حد ثابت ومتغير اتجاه زمني. ولتحديد طول الفجوات الزمنية P المناسبة يتم عادة استخدام أقل قيمة لمعياري AIC و SC. وبعد حساب الفروق الأولى $(\Delta x_{t-1} = x_{t-1} - x_{t-2})$ والفروق الثانية $(\Delta x_{t-2} = x_{t-2} - x_{t-3})$ وتقدير النموذج بطريقة المربعات الصغرى، يتم اختبار الفرضيتين : $H_0 : \phi = 1$ ضد الفرضية $H_1 : |\phi| < 1$. فإذا كانت فرضية العدم مقبولة، فهذا يعني وجود جذر وحدوي، وبالتالي تكون السلسلة الزمنية غير ساكنة.

وبالنسبة لاختبار فيليب ـ بيرون فيعتمد تقديره على نفس نماذج ديكي ـ فوللر DF، إلا أنه يختلف عن اختبار DF في أنه يأخذ بعين الاعتبار الأخطاء ذات التباين غير المتجانس (Les erreurs heteroscedastiques)، وذلك عن طريق عملية تصحيح غير معلمية لإحصاءات ديكي ـ فوللر، وقبل هذا يتعين تحديد عدد فترات الإبطاء l المحسوبة بدلالة عدد المشاهدات[19] : $l \approx 4(n/100)^{2/9}$

ومن المعلوم أن اختبار ADF قائم على فرضية أن السلسلة الزمنية متولدة بواسطة عملية الانحدار الذاتي Autoregressive AR بينما اختبار PP قائم على افتراض أكثر عمومية، وهي أن السلسلة الزمنية متولدة بواسطة عملية Autoregressive Integrated Moving Average ARIMA، ولذا فإن اختبار PP له قدرة اختبارية أفضل، وهو أدق من اختبار ADF لاسيما عندما يكون حجم العينة صغيرا. وفي حالة تضارب وعدم انسجام نتائج الاختبارين فإن الأفضل الاعتماد على نتائج اختبار PP[20] . ويجرى هذا الاختبار في أربعة مراحل[21] :

- التقدير بواسطة OLS للنماذج الثلاثة القاعدية لاختبار ديكي ـ فوللر مع حساب الإحصائيات المرافقة ؛
- تقدير التباين قصير المدى : $\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T} \hat{\varepsilon}_t^2$ ، حيث $\hat{\varepsilon}_t$ تمثل البواقي ؛
- تقدير المعامل المصحح s_1^2 المسمى التباين طويل المدى والمستخرج من خلال التباينات المشتركة لبواقي النماذج السابقة، حيث :

$$s_1^2 = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T} \hat{\varepsilon}_t^2 + 2\sum_{i=1}^{l}\left(1 - \frac{i}{l+1}\right)\frac{1}{T}\sum_{t=i+1}^{T} \hat{\varepsilon}_t \hat{\varepsilon}_{t-i}$$

- حساب إحصائية فيليب - بيرن : $t_{\hat{\phi}}^{*} = \sqrt{k} \times \frac{\left(\hat{\phi}-1\right)}{\hat{\sigma}_{\hat{\phi}}} + \frac{T(k-1)\hat{\sigma}_{\hat{\phi}}}{\sqrt{k}}$ مع $k = \frac{\hat{\sigma}^2}{s_1^2}$ والذي يساوي 1 في الحالة التقاربية عندما تكون $\hat{\varepsilon}_t$ تشويشا أبيضا. هذه الإحصائية تقارن مع القيمة الحرجة لـ Mackinnon[22].

يوضح الجدول (1) النتائج الإحصائية التي تم الحصول عليها من جراء تطبيق الاختبارين السابقين عند المستوى، كما يتضمن القيم الحرجة لكل اختبار عند مستوى معنوية 5%. ومن خلال نتائج الاختبارات السابقة، اتضح 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%. والخطوة الموالية هي تطبيق الاختبارين السابقين عند الفروقات من الدرجة الأولى للسلسلتين المعنيتين، ويوضح الجدول (1) النتائج الإحصائية التي تم الحصول عليها من جراء تطبيق الاختبارين السابقين، كما يتضمن القيم الحرجة لكل اختبار عند مستوى معنوية 5%.

تشير النتائج إلى أن السلسلتان المحولتان عن طريق الفروقات من الدرجة الأولى مستقرتان، 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 (2) 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 مشترك بين الاستثمار والادخار. وللتحقق من ذلك، استخدمنا كلا من طريقة انجل – جرانجر وطريقة جوهانسن للتكامل المشترك.

3- نتائج اختبارات التكامل المشترك :

على ضوء اختبار جذر الوحدة السابق، اتضح أن كل متغير على حدة متكامل من الدرجة الأولى، أي أنها غير ساكنة في المستوى ولكنها ساكنة في الفرق الأول. وتركز نظرية التكامل المشترك على تحليل السلاسل الزمنية غير الساكنة، حيث يشير كل من أنجل وجرانجر إلى إمكانية توليد مزيج خطي يتصف بالسكون من السلاسل الزمنية غير الساكنة. وإذا أمكن توليد هذا المزيج الخطي الساكن، فإن هذه السلاسل الزمنية غير الساكنة في هذه الحالة تعتبر متكاملة من نفس الرتبة. وبالتالي فإنه يمكن استخدام مستوى المتغيرات في الانحدار، ولا يكون الانحدار في هذه الحالة زائفا[23]. وتوصف بالعلاقة التوازنية في المدى البعيد. وتكوين المزيج الخطي من نموذج الدراسة هو كالآتي :

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

وعلينا أن نتحقق فيما إذا كان هذا المزيج الخطي (ε_t) أي أن : $(IPIB_t - \alpha - \beta.SPIB_t)$، والمتولد من متغيرات النموذج، متكامل من الدرجة الصفرية $IN(0)$ ، أي أنه سلسلة زمنية ساكنة. فإذا كان هذا المزيج متكاملا من الدرجة صفر، فإن متغيرات النموذج (SPIB) و (IPIB) تحقق التكامل المشترك، أي أنهما متكاملين من نفس الدرجة.

1-3- نتائج تحليل التكامل المشترك بطريقة انجل – جرانجر :

إن تحليل التكامل المشترك الذي تم وضعه من قبل غرانجر Granger سنة 1983 وأنجل وغرانجر Engel et Granger سنة 1987 يعتبر عند الكثير من الاقتصاديين كأحد أهم المفاهيم الجديدة في مجال القياس الاقتصادي وكذلك لتحليل السلاسل الزمنية[24]. وتستلزم هذه الطريقة المرور بخطوتين، الأولى تقدير العلاقة المعنية بطريقة المربعات الصغرى العادية حيث نحصل على معادلة انحدار التكامل المشترك، ثم الحصول على بواقي الانحدار المقدرة $(\hat{\varepsilon}_t)$، وهي المزيج الخطي المتولد من انحدار العلاقة التوازنية طويلة المدى. الثانية اختبار مدى سكون البواقي المتحصل عليها من الخطوة الأولى 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 طويلة الأجل 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 المحلي والادخار المحلي، تحصلنا على العلاقة المقدرة التالية : $\hat{IPIB} = 27,9 + 0,17 * \hat{SPIB}$

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

3-1-2- نتائج دراسة استقرارية سلسلة بواقي التقدير :

إن البحث في إمكانية وجود علاقة توازن طويلة الأمد، من خلال تطبيق اختبار التكامل المشترك بين المتغيرات المدروسة، سيكون ذلك انطلاقا من بواقي التقدير $\hat{\varepsilon}_t$. وعلينا أن نتأكد من أن هذه الأخيرة مستقرة، ولهذا 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 ـ نتائج فحص بواقي معادلة انحدار التكامل المشترك :

لهذا الغرض قمنا برسم بياني لقيم بواقي التقدير، حيث حصلنا على الشكل (3)، هذا الأخير يبين 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"[25]. ولتأكيد ذلك قمنا بفحص معاملات الارتباط الذاتي لبواقي التقدير.

ب ـ نتائج فحص معاملات الارتباط الذاتي لبواقي التقدير :

من بين طرق اختبار استقرارية سلسلة البواقي هو فحص معاملات الارتباط الذاتي لبواقي التقدير، حيث 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. ويتبين من هذا الجدول 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، 19، 20، معنويا تختلف عن الصفر، أي أنها خارج مجال الثقة، ولتدعيم هذه النتيجة استخدمنا اختبار Ljung-Box.

ج ـ 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 :

$$LB = n(n+2)\sum_{k=1}^{20}\frac{\hat{P}_k^2}{n-k} = 42(42+2)\sum_{k=1}^{20}\frac{\hat{P}_k^2}{42-k} = 125{,}70 > \chi^2_{0.05;20} = 31{,}41$$

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 ـ 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). وتبين نتائج هذا الأخير استقرارية بواقي معادلة انحدار التكامل المشترك، عند مقارنة قيمة t الجدولية (الحرجة) (1,94-) مع قيمة اختبار ADF بدون حد ثابت أو اتجاه للبواقي (النموذج 1)، والتي تساوي (2,14-)، كما يعزز هذه النتيجة اختبار فيليب بيرون، وذلك عند مقارنة قيمة t الجدولية (1,94-) مع قيمة اختبار PP بدون حد ثابت أو اتجاه للبواقي (النموذج 1) والتي تساوي (2,13-)، وذلك عند مستوى معنوية 5%. كما أن قيمة الاحتمال الحرج (0,0325) تؤدي بنا إلى رفض فرضية العدم القائلة بوجود جذر وحدوي، وبالتالي فالنموذج (1) يوضح استقرارية سلسلة البواقي. ولكن بالنسبة لكل من النموذج (2) و(3) نجد العكس، أين قيمة t الجدولية هي أكبر من القيمة المحسوبة لاختبار ADF واختبارPP، كما يعزز هذه النتيجة قيمة الاحتمال الحرج التي هي أكبر من 5%، وهذا ما يؤدي بنا إلى قبول فرضية العدم القائلة بوجود جذر وحدوي، وبالتالي فالنموذج (2) و(3) يؤكدان على عدم استقرارية سلسلة البواقي. وبما أن "مبدأ الاختبارات الإحصائية ينص على أنه إذا كان في إحدى النماذج الثلاثة جذر وحدوي، فهذا دليل على أن السلسة تحتوي على جذر وحدوي ومنه فهي غير مستقرة"[26]. إذن نستطيع أن نؤكد على أن سلسلة البواقي هي غير مستقرة، وهذا يعني عدم وجود دليل على علاقة تكامل مشترك بين الاستثمار والادخار حسب طريقة انجل – جرانجر.

3-2- نتائج تحليل التكامل المشترك بطريقة جوهانسن ـ جسليوس (Johansen-Juselius)

يتفوق هذا الاختبار على اختبار انجل وجرانجر للتكامل المشترك السابق، نظرا لأنه يتناسب مع العينات صغيرة الحجم، وكذلك في حالة وجود أكثر من متغيرين، والأهم من ذلك أن هذا الاختبار يكشف عن ما إذا كان هناك تكاملا مشتركا فريدا، أي يتحقق التكامل المشترك فقط في حالة انحدار المتغير التابع على المتغيرات المستقلة، وهذا له أهميته

في نظرية التكامل المشترك، حيث تشير إلى أنه في حالة عدم وجود تكامل مشترك فريد، فإن العلاقة التوازنية بين المتغيرات تظل مثارا للشك والتساؤل[27]. ولتحديد 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 ـ 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 :

ـ 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) ؛

ـ 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) ؛

ـ 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.

ـ 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 $I(0)$. وللتوضيح أكثر يمكننا الاعتماد على الجدول (5).

وقبل تطبيق طريقة جوهانسن للتكامل المشترك يجب تحديد عدد فترات الإبطاء P للسيرورة VAR، ولتحديد P يُستخدم معياري Akaike و Schwarz. طريقة اختيارP 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] :

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

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

حيث، k : عدد المتغيرات ؛ n : عدد المشاهدات ؛ p : عدد الإبطاء ؛ $\sum_e$: مصفوفة التباين ـ التباين المشترك المقدرة لبواقي النموذج . الإبطاء p الذي يقلل من معياري AIC أو SC هو الذي سيتم اختياره. وبناء على القيم المدرجة في الجدول (6)، والمتعلقة بمعياري Akaike و Schwarz لفترات إبطاء متتالية، قمنا باختيار الإبطاء $p=1$ لأنه يقلل من قيمة المعياري المذكورين. وبتطبيق طريقة جوهانسن للتكامل المشترك من أجل درجة إبطاء $p=1$ ، تحصلنا على النتائج المعروضة في الجدول (7)، ومن ثم قمنا بإجراء اختبار جوهانسن على الشكل التالي :

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

ـ القيم الذاتية المقدرة للمصفوفة A هي : $\lambda_1=0{,}147$ و $\lambda_2=0{,}094$

ـ احصاءة جوهانسن المحسوبة هي : $\lambda_{trace}=-n\sum_{i=r+1}^{k}Ln(1-\lambda_i)$ ، ومن أجل $r=0$ ، يكون لدينا :

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

$$\lambda_{trace}=-40\times\{Ln(1-0{,}147)+Ln(1-0{,}094)\}=10{,}30$$

تشير النتائج إلى أن القيمة الحرجة تساوي 15,494عند مستوى معنوية 5% وهي أكبر من الاحصاءة المحسوبة 10,30، كما أن الاحتمال الحرج 0,2551 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 (4) الذي يوضح الاستثمار والادخار كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي لفترة الدراسة، نلاحظ ترابطا محدودا في الأجل الطويل بين الاستثمار والادخار 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 0,59 وهو دال عند مستوى معنوية1%، وهذا دليل على وجود ارتباط بين الاستثمار والادخار للفترة الجزئية، وليس للفترة الكاملة التي يبلغ فيها معامل الارتباط 0,24 لكنه غير معنوي عند مستوى 5% ولا حتى عند مستوى معنوية 10%. وللتأكد من اتجاه العلاقة السببية بين الاستثمار والادخار خلال فترة الدراسة كلها، استخدمنا اختبار جرانجر للسببية.

4- نتائج دراسة العلاقة السببية بين الادخار المحلي والاستثمار المحلي

يدلل جرانجر على أن وجود تكامل مشترك بين متغيرين يعني وجود علاقة سببية في اتجاه واحد على الأقل. وبالتالي نستنتج أن عدم وجود تكامل مشترك بين متغيرين يعني عدم وجود علاقة سببية بينهما. وطبقا لجرانجر، إذا كانت لدينا سلسلتان زمنيتان تعبران عن تطور ظاهرتين اقتصاديتين مختلفتين عبر الزمن t وهما في دراستنا هذه تمثلان كل من SPIB و IPIB. فإذا كانت السلسلة SPIB تحتوي على المعلومات التي من خلالها يمكن تحسين التوقعات بالنسبة للسلسلة IPIB ففي هذه الحالة نقول إن المتغير SPIB يسبب المتغير IPIB. ومن المشاكل التي توجد في هذه الحالة هو أن بيانات السلسلة الزمنية لمتغير ما كثيرا ما تكون مرتبطة، أي يوجد ارتباط ذاتي بين قيم المتغير الواحد عبر الزمن، ولاستبعاد أثر هذا الارتباط الذاتي إن وجد، يتم إدراج قيم نفس المتغير التابع لعدد من الفجوات الزمنية كمتغيرات تفسيرية في علاقة السببية المراد قياسها، يضاف إلى ذلك إدراج قيم المتغير التفسيري لعدد من الفجوات الزمنية كمتغيرات تفسيرية أيضا، وذلك باعتبار أن السبب يسبق النتيجة في الزمن. بناء على ما سبق، 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 :

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

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

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]. وتتمثل خطوات اختبار جرانجر بما يلي[31] :

- تقدير الصيغة المقيدة، ونقصد بها المعادلة :

$$DSPIB_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p} \beta_i . DSPIB_{t-i} + \varepsilon_{1t} \quad \text{.....(3)}$$

التي تفترض أن يكون : $\sum_{i=1}^{p} \phi_i = 0$ في المعادلة رقم (1)، بمعنى أن المتغير DIPIB لا يؤثر على المتغير DSPIB، ثم نحصل على مجموع مربعات البواقي المقدرة المستخرجة من المعادلة المقيدة (3) : $\sum \hat{\varepsilon}_{1t}^2$.

- تقدير الصيغة غير المقيدة : التي تتمثل في المعادلة رقم (1) ، ومن ثم نستطيع الحصول على مجموع مربعات البواقي المقدرة المستخرجة من معادلة الصيغة غير المقيدة (1) : $\sum \hat{\mu}_{1t}^2$.

- اختبار فرض العدم التالي : $H_0 : \sum_{i=1}^{p} \phi_i = 0$ ، ومن أجل ذلك يجب حساب إحصائية فيشر F_C :

$$F_C = \frac{\left(\sum \hat{\varepsilon}_{1t}^2 - \sum \hat{\mu}_{1t}^2\right)/p}{\sum \hat{\mu}_{1t}^2 / n-k} \quad \text{.....(4)}$$

حيث n : حجم العينة ؛ k : عدد المعالم المقدرة في الصيغة غير المقيدة ؛ $n-k$: درجات الحرية للصيغة غير المقيدة. ثم نقوم بالحصول على F_t (الجدولية) عند مستوى معنوية 5% ودرجات حرية p للبسط و $n-k$ للمقام. ويستخدم اختبار فيشر للحكم على وجود علاقة سببية من عدمها بين المتغيرات، ويكون الحكم على الشكل التالي : إذا كانت F_c (المحسوبة) > F_t (الجدولية) نرفض فرض العدم، أي أن المتغير DIPIB يسبب المتغير DSPIB، أو بمعنى آخر يوجد هناك تأثير معنوي للمتغير DIPIB على المتغيرDSPIB.

- نقوم بتكرار نفس الخطوات السابقة بالنسبة للمعادلة (2)، مع اختبار فرض العدم التالي : $H_0^*: \sum_{i=1}^{p}\theta_i = 0$.

بهذا يكون لدينا أربع نتائج محتملة لاختبار السببية لجرانجر هي على النحو التالي :

- ☒ المتغير DIPIB يسبب المتغير DSPIB، والمتغير DSPIB لا يسبب المتغير DIPIB، أي :
  رفض $H_0: \sum_{i=1}^{p}\phi_i = 0$ وقبول $H_0^*: \sum_{i=1}^{p}\theta_i = 0$.
- ☒ المتغير DIPIB لا يسبب المتغير DSPIB، والمتغير DSPIB يسبب المتغير DIPIB، أي :
  قبول $H_0: \sum_{i=1}^{p}\phi_i = 0$ ورفض $H_0^*: \sum_{i=1}^{p}\theta_i = 0$.
- ☒ المتغير DIPIB يسبب المتغير DSPIB، والمتغير DSPIB يسبب المتغير DIPIB، أي :
  رفض $H_0: \sum_{i=1}^{p}\phi_i = 0$ ورفض $H_0^*: \sum_{i=1}^{p}\theta_i = 0$.
- ☒ المتغير DIPIB لا يسبب المتغير DSPIB، والمتغير DSPIB لا يسبب المتغير DIPIB، أي :
  قبول $H_0: \sum_{i=1}^{p}\phi_i = 0$ وقبول $H_0^*: \sum_{i=1}^{p}\theta_i = 0$.

لتحديد اتجاه العلاقة بين المتغيرات، أجرينا اختبار جرانجر للعلاقة السببية بين معدل الادخار المحلي ومعدل الاستثمار المحلي، وذلك باستخدام برنامج EViews7 مع أخذ عدد الفجوات الزمنية تساوي 2 (Lags: 2)، أين تحصلنا على النتائج المعروضة في الجدول (8). ومن ثم أجرينا الاختبار على الشكل التالي :

- لإختبار الفرضية : $H_0^*: \sum_{i=1}^{2}\theta_i = 0$ ، لدينا : $F_C = \frac{\left(\sum \hat{\varepsilon}_{1t}^2 - \sum \hat{\mu}_{1t}^2\right)/p}{\sum \hat{\mu}_{1t}^2/n-k} = 1{,}07619$ أقل من $F_t = 3{,}25$ عند مستوى معنوية 5% ودرجات حرية 2 للبسط و 37 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 35,22% وهي أكبر من 5%.

- لإختبار الفرضية : $H_0: \sum_{i=1}^{2}\phi_i = 0$ ، لدينا : $F_C = \frac{\left(\sum \hat{\varepsilon}_{1t}^2 - \sum \hat{\mu}_{1t}^2\right)/p}{\sum \hat{\mu}_{1t}^2/n-k} = 1{,}525$ أقل من $F_t = 3{,}25$ ، 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 23,21%، وهي أكبر من 5%.

إذن نستنتج أن الادخار لا يسبب الاستثمار، والاستثمار لا يسبب الادخار، بمعنى لا توجد سببية في أي من الاتجاهين. وبالتالي يمكن القول بأن الادخار المحلي والاستثمار 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 ـ جرانجر وجوهانسن. وهذه النتيجة تختلف عن الاتجاه العام للنتائج المتحصل عليها في الأدب الاقتصادي.

IV- مناقشة النتائج :

في هذا الجزء سنحاول تقديم تفسيرات واضحة ومنطقية للنتائج المتوصل إليها، بغرض الإجابة على السؤال المطروح في الإشكالية. وفي هذا الإطار، قد يكون التفسير المحتمل لضعف أو غياب العلاقة بين الاستثمار والادخار في الاقتصاد الجزائري مرده إلى ثلاثة أسباب رئيسية، هي : طبيعة الاقتصاد الوطني الذي يعتمد بشدة على قطاع المحروقات كمصدر رئيسي للدخل الوطني والنقد الأجنبي، وعدم تنوع النشاط الاقتصادي وهيكل الصادرات من جهة، وإلى ضعف الطاقة الاستيعابية للاقتصاد الوطني من جهة أخرى، الأمر الذي يشجع على استثمار معظم المدخرات في الخارج أو اكتنازها، بسبب قلة الفرص الاستثمارية، وبسبب الرغبة في تنويع مصادر الدخل الوطني، هذا بالإضافة إلى الحركية العالية لرأس المال الدولي.

1- الاعتماد على قطاع المحروقات وعدم تنوع النشاط الاقتصادي :

لقد 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[32]. وهذا دون أن توفق الجزائر في إيجاد إستراتيجية بديلة تنهي هذه الظاهرة المزمنة، التي أبقتها رهينة لما تقدمه لها الدول الصناعية من مواد استهلاكية ومستلزمات الإنتاج، لقاء ما تقدمه لها من براميل النفط، فالجزائر إذن لا تواجه معضلة اقتصادية تتعلق بقلة الموارد المالية – خاصة في الوقت الحالي – بل معضلة سياسة تنموية تتعلق بسوء التعامل مع الحاضر - كما كان الحال في الماضي - وربما في المستقبل مع الثروة النفطية[33].

إن الاقتصاد الوطني لا يزال يعتمد بشكل رئيسي على المحروقات في الحصول على النقد الأجنبي اللازم لعمليات الاستيراد التي تمثل 98% من الصادرات. كما يعتمد كثيرا على إيرادات المحروقات في تمويل الميزانية العامة للدولة التي مثلت 43,82% من الإيرادات العامة لعام 2011، بالإضافة إلى ذلك، يشكل قطاع المحروقات قاطرة النمو الاقتصادي من حيث موقعه ضمن هيكل الناتج الداخلي الخام بحيث لا تقل مساهمته عن 40%. إذن تنبع أهمية المحروقات من خلال توفيرها لفوائض مالية تعتبر ضرورية لتمويل خطط التنمية الاقتصادية. وقد لعبت المحروقات دورا رئيسيا في تحديد مسار وطبيعة التنمية منذ أوائل السبعينات وحتى وقتنا الحاضر. وقد جاءت أهمية البترول باعتباره سلعة إستراتيجية تعتبر مادة أساسية في الصناعة ولها أثرا فعالا على مختلف أوجه النشاط الاقتصادي والمالي والمصرفي. ويعتبر كذلك سلعة هامة في التجارة الدولية ومصدر دخل رئيسي للجزائر. ورغم الاعتراف بأن البترول ليس هو العامل الوحيد في التنمية الاقتصادية، إلا أنه لازال يشكل أهم الموارد والقوى التي تتحكم في عملية التنمية في الجزائر. وتأتي أهمية البترول بالنسبة للجزائر من خلال مساهمته الفعالة في التنمية الاقتصادية عن طريق ما توفره العوائد البترولية من عملات صعبة ضرورية لتمويل المشاريع التنموية. وهكذا يجد الاقتصاد الوطني نفسه عرضة للتقلبات، لأنه من الاقتصاديات المنفتحة على الخارج ولأنه يعتمد أساسا على المحروقات، وعلى هذا الأساس يرتبط الادخار الوطني في اقتصاد مثل هذا، بشدة بالطلب الأجنبي على النفط، و"إن معدلات الادخار العالية في الدول المنتجة للنفط بشكل عام يمكن تفسيرها بتملكها لموارد نفطية كبيرة تتجاوز بكثير الطلب الطبيعي، وبالتالي تتراكم لدى هذه الدول الثروة الطبيعية في شكل ادخار"[34]. وجدير بالذكر أن الاعتماد الكبير على سلعة شبه وحيدة للتصدير، وكمصدر رئيسي للإيرادات الحكومية، له مضامين مهمة بالنسبة للقرارات الاستثمارية، فالنفط سلعة ناضبة وغير متجددة، وبالتالي فإن أي فقدان دائم لرصيد الجزائر من رأس المال، من خلال استخراج النفط وبيعه، ستكون له آثارا هامة على خطط التنمية ومن ثم على الاستثمارات.

بالإضافة إلى ما سبق ذكره، فإن متوسط رصيد الحساب الجاري الخارجي للجزائر كان موجبا خلال فترة الدراسة، حيث بلغ هذا المتوسط كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي للفترة (1970-2011) ما نسبته 2,74%، وقد تحسن كثيرا خلال الفترة (2000-2011) ليبلغ متوسط 14,13%. إن التراكم الكبير لفائض الحساب الجاري في العشرية الأخيرة عموما كان بسبب التحسن المسجل في أسعار النفط عالميا، وهو ما ساعد الجزائر على البروز كعارض لرأس المال على المستوى الدولي، خصوصا مع ضيق القدرة الاستيعابية للاقتصاد الوطني. وما القرض الذي استفاد منه صندوق النقد الدولي من الجزائر في سنة 2012 والذي بلغ 5 مليار دولار من ذلك ببعيد[35]. 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.

وهكذا تبقى القضية المصيرية للبلاد، تتمثل في تنويع مصادر الدخل الوطني، وتخفيض الاعتماد على النفط كمصدر ناضب، واستثمار عائدات النفط في هذه المرحلة، لتطوير مصادر دخل بديلة تواجه المتطلبات، وتؤمن مستقبل الأجيال القادمة، فالثروة النفطية مورد من الموارد، إن أحسن استخدامه واستثماره في قنوات التنمية الحقيقية ؛ تحققت التنمية، أما إن كان استخدامه في غير ذلك فستظل التنمية وهما، ولعل الجزائر إن لم تتدارك أمرها في حسن استخدام واستثمار هذا المورد الناضب من خلال منطلقات التنمية الحقيقية، فستفيق يوما في المستقبل وقد نضب هذا المورد وحينئذ لا ينفع الندم. خاصة وأنه قد غابت عن الأذهان حقيقة أن العائدات النفطية هي بمثابة أقساط تدفع مقابل استنزاف ثروة عينية آيلة للنضوب، وأنه ينبغي استعمال هذه الأقساط في تطوير الثروات الوطنية الأخرى، وخاصة الثروة البشرية.

2- ضعف الطاقة الاستيعابية للاقتصاد الوطني :

في 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 مستوى الاستثمار المحلي، وكذلك ضعف الطاقة الاستيعابية التي تعتمد على الموارد المكملة (مثل عرض العمالة الماهرة وحجم السوق المحلي)، مما قد يضطر الحكومة لتقييد حجم الاستثمار العمومي. وهذا يعني أن الثروة النفطية[36] والطفرة المالية التي جاءت في السنوات الأخيرة كانت أكبر من قدرة الجزائر على استخدامها الاستخدام الأمثل.

وبالنسبة للاستثمار الخاص فيمكن إرجاع ضعفه لعدة أسباب، لعل أهمها هو الترابط الضعيف بين قطاع المحروقات وباقي القطاعات، مما يؤدي إلى ضعف الفرص الاستثمارية في القطاعات غير النفطية على المستوى المحلي. كما أن انخفاض مستوى التطور المالي، وضعف بورصة الجزائر، 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. وفي ظل تراجع أسعار النفط يلجأ القطاع العام للاقتراض من النظام المصرفي، مما يسبب مزاحمة الإنفاق الاستثماري الخاص، وبالتالي تخفيض مساهمته في الاستثمار الكلي.

3- الحركية العالية لرأس المال الدولي :

إن الدرجة المرتفعة لحركية رأس المال الدولي، يترتب عليها انخفاضا في معدل الارتباط بين الاستثمار المحلي والادخار المحلي في الأجل الطويل، والعكس صحيح. فإذا افترضنا أن المستثمرين القادرين على الاستثمار يمكنهم بسهولة أن يستثمروا أموالهم في أي مكان في العالم - بافتراض غياب عوائق أمام تدفقات رؤوس الأموال بين الدول المختلفة - فإنهم سيختارون الدول التي تعرض أعلى معدل عائد على وحدة الاستثمار. و إذا صح هذا الافتراض، فإن البيانات الإحصائية لن تظهر وجود علاقة بين الاستثمار والادخار داخل البلد الواحد[37]. أو بعبارة أخرى، إذا كانت العلاقة بين الاستثمار المحلي والادخار المحلي ضعيفة، فهذا يدل على حركية عالية لرأس المال الدولي. وهذا ليس غريبا في بلد غني كالجزائر ذو قدرة استيعابية محدودة. فالمستثمرون في بلد معين لا يعتمدون فقط على التمويل من المدخرين المحليين، بل يستطيعون الاقتراض من الأسواق الدولية عند معدلات الفائدة العالمية. وبالمثل يمكن للمدخرين أن يقرضوا المستثمرين الأجانب كامل مدخراتهم المحلية. وحسب النظرية الاقتصادية، فإنه في غياب القيود على الأسواق المالية الدولية، ستتدفق المدخرات في أي بلد إلى الدول ذات الفرص الاستثمارية الأكثر إنتاجية. لذا لن ترتبط معدلات الادخار المحلي مع معدلات الاستثمار المحلي على الرغم من ارتباطهم إذا ما نظرنا إلى العالم كاقتصاد واحد. لذلك فإن تزايد معدلات الادخار في اقتصاد ما لا يؤدي بالضرورة إلى ارتفاع معدلات الاستثمار في ذلك البلد في ظل حرية انتقال رأس المال بين الدول.

V- الخلاصة :

لغرض تحليل العلاقة بين معدل الادخار ومعدل الاستثمار في الاقتصاد الجزائري، ولبيان فيما إذا كانت السلاسل مستقرة من عدمها، تطلب استخدام بعض الأدوات الإحصائية، إضافة إلى اختبارات جذر الوحدة، كما تم تحديد رتبة تكامل كل متغير على حدة. وتبين أن المتغيرين متكاملين من الدرجة الأولى، وبناء على ذلك، تم استخدام اختبار التكامل المشترك لكل من طريقة انجل – جرانجر وطريقة جوهانسن، بالإضافة إلى استخدام منهجية جرانجر للسببية، وهذا للتحقق من وجود علاقة طويلة الأجل بين الادخار والاستثمار، وقد بينت النتائج عدم صحة فرضية وجود علاقة توازنية بين هذين المتغيرين خلال الفترة المعنية الدراسة، وتفسير ذلك نوجزه في طبيعة الاقتصاد الوطني الذي يعتمد بشدة على قطاع المحروقات كمصدر رئيسي للدخل الوطني والنقد الأجنبي، وعدم تنوع النشاط الاقتصادي وهيكل الصادرات من جهة، وإلى ضعف الطاقة الاستيعابية للاقتصاد الوطني من جهة أخرى. وإن الجزائر التي تعتمد على الادخار دون وجود منافذ استثمارية داخلية، معناه أن التنمية سوف تبقى متوقفة أو بطيئة لعدم بناء مصادر إنتاجية لسد الاحتياجات المحلية وتصدير الفائض، مما يعني أن هذا المسار غير صحيح.

أخيرا، نقترح توصيتين اثنتين، نعتقد أنها ضروريتان، خاصة بالنسبة للباحثين في حقل القياس الاقتصادي، وأولئك المسؤولين عن السياسة الاقتصادية :

- على الباحثين في حقل القياس الاقتصادي عند التعامل مع بيانات السلاسل الزمنية، ضرورة التحقق من أن تلك البيانات قد تم فحصها بعناية، واختبار سكون السلاسل الزمنية قبل القيام بالدراسات، وهذا خوفا من الوقوع في أية أخطاء عند تطبيق معادلات الانحدار نتيجة عدم سكون تلك السلاسل، والتي من الممكن أن تؤدي إلى نتائج مزيفة ومضللة وتوصيات غير مؤكدة بالمستقبل.

- على مسؤولي السياسة الاقتصادية، ضرورة تنويع مصادر الدخل الوطني، وذلك بتشجيع الاستثمارات الضخمة في البنية التحتية، وفي القطاع الإنتاجي من السلع والخدمات، إذا ما أوريد للاقتصاد الوطني أن يواكب الاقتصاديات المتقدمة، خاصة وأن الجزائر تعيش حاليا راحة مالية غير مسبوقة.

ملحق الجداول والأشكال البيانية :

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)	0,07 (-1,94) 0,70	-0,38 (-1,94) 0,54	-6,32 (-1,94) 0,0000	-6,38 (-1,94) 0,0000
	(2)	-1,71 (-2,93) 0,41	-1,83 (-2,93) 0,35	-6,30 (-2,93) 0,0000	-6,29 (-2,93) 0,0000
	(3)	-1,96 (-3,52) 0,60	-1,91 (-3,52) 0,63	-6,21 (-3,52) 0,0000	-4,89 (-3,52) 0,0016
اختبار(PP) H_0 : يوجد جذر وحدة	(1)	0,23 (-1,94) 0,74	-0,34 (-1,94) 0,55	-6,35 (-1,94) 0,0000	-6,40 (-1,94) 0,0000
	(2)	-1,70 (-2,93) 0,42	-1,83 (-2,93) 0,35	-6,32 (-2,93) 0,0000	-6,31 (-2,93) 0,0000
	(3)	-1,97 (-3,52) 0,59	-1,96 (-3,52) 0,60	-6,24 (-3,52) 0,0000	-6,22 (-3,52) 0,0000

المصدر: إعداد الباحث بناء على مخرجات برنامج EViews7

الجدول (2) : تقدير العلاقة بين الادخار المحلي والاستثمار المحلي بطريقة المربعات الصغرى العادية

Dependent Variable: IPIB
Method: Least Squares
Date: 06/24/13 Time: 15:45
Sample: 1970 2011
Included observations: 42

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	27.90013	4.128200	6.758425	0.0000
SPIB	0.170446	0.106445	1.601251	0.1172

R-squared	0.060239	Mean dependent var	34.31367
Adjusted R-squared	0.036745	S.D. dependent var	6.600939
S.E. of regression	6.478529	Akaike info criterion	6.621312
Sum squared resid	1678.853	Schwarz criterion	6.704058
Log likelihood	-137.0475	Hannan-Quinn criter.	6.651642
F-statistic	2.564005	Durbin-Watson stat	0.397920
Prob(F-statistic)	0.117191		

المصدر: مخرجات برنامج EViews7

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

Date: 06/24/13 Time: 17:07
Sample: 1970 2011
Included observations: 42

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.798	0.798	28.672	0.000
		2	0.640	0.012	47.624	0.000
		3	0.572	0.159	63.134	0.000
		4	0.490	-0.038	74.827	0.000
		5	0.446	0.097	84.755	0.000
		6	0.342	-0.182	90.770	0.000
		7	0.265	0.032	94.483	0.000
		8	0.179	-0.149	96.228	0.000
		9	0.073	-0.085	96.524	0.000
		10	0.018	-0.013	96.543	0.000
		11	-0.020	0.022	96.568	0.000
		12	-0.095	-0.137	97.123	0.000
		13	-0.121	0.096	98.051	0.000
		14	-0.120	0.026	99.008	0.000
		15	-0.125	0.023	100.08	0.000
		16	-0.150	-0.088	101.67	0.000
		17	-0.207	-0.094	104.85	0.000
		18	-0.262	-0.162	110.13	0.000
		19	-0.305	-0.079	117.63	0.000
		20	-0.310	0.007	125.70	0.000

المصدر: مخرجات برنامج EViews7

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	-2,14	-2,13	-2,11	-2,10	-2,44	-2,44

القيمة الحرجة	(-1,94)	(-1,94)	(-2,93)	(-2,93)	(-3,52)	(-3,52)
الاحتمال الحرج	0,0325	0,0332	0,2401	0,2435	0,3526	0,3526

المصدر: إعداد الباحث بناء على مخرجات برنامج EViews7

الجدول (5) : علاقة التكامل المشترك حسب رتبة المصفوفة

رتبة المصفوفة	النتيجة
$r=0$	لا توجد علاقة تكامل مشترك(متزامن)
$r=k$	كل المتغيرات مستقرة ولا يمكن إجراء الاختبار
$k-1>r>1$	توجد علاقة التكامل المتزامن بين المتغيرات

المصدر: إعداد الباحث.

الجدول (6) : قيم Akaike و Schwarz لفترات إبطاء متتالية

الإبطاء	1	2	3	4	5	6
AIC	11,51	11,61	11,83	11,89	11,60	11,52
SC	11,76	12,04	12,43	12,66	12,55	12,67

المصدر : إعداد الباحث بناء على مخرجات برنامج EViews7

الجدول (7) : اختبار التكامل المشترك لجوهانسن

Date: 06/16/13 Time: 12:41
Sample (adjusted): 1972 2011
Included observations: 40 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	0.147278	10.34567	15.49471	0.2551
At most 1 *	0.094547	3.972818	3.841466	0.0462

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 EViews7

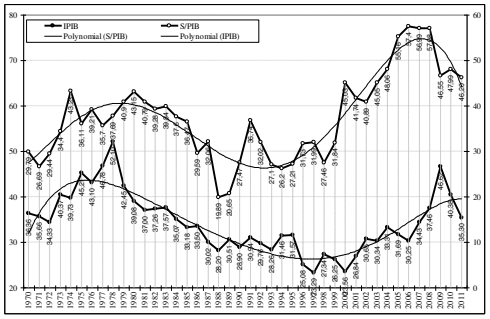
الجدول (8) : نتائج اختبار سببية جرانجر بين DIPIB وDSPIB

Pairwise Granger Causality Tests
Date: 06/17/13 Time: 16:13
Sample: 1970 2011
Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DSPIB does not Granger Cause DIPIB	39	1.07619	0.3522
DIPIB does not Granger Cause DSPIB		1.52500	0.2321

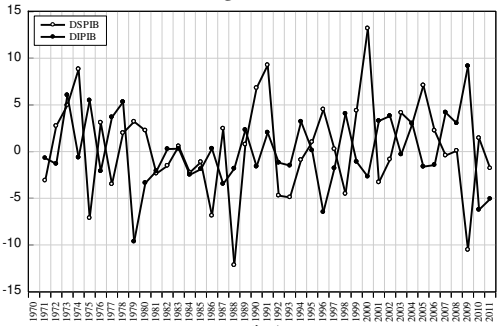
المصدر : مخرجات برنامج EViews7

الشكل (1) : تطور معدل الاستثمار ومعدل الادخار وكثير الحدود الممهد لهما



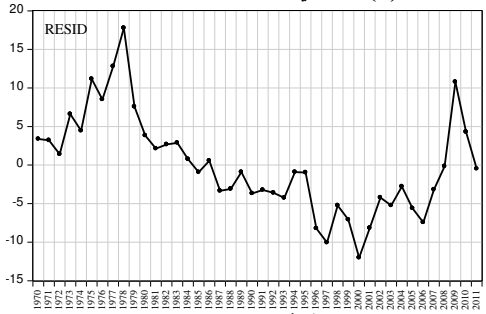
المصدر : مرسوم بناء على إحصائيات ONS

الشكل (2) : سلسلة الادخار المحلي والاستثمار المحلي بعد أخذ الفروقات الأولى



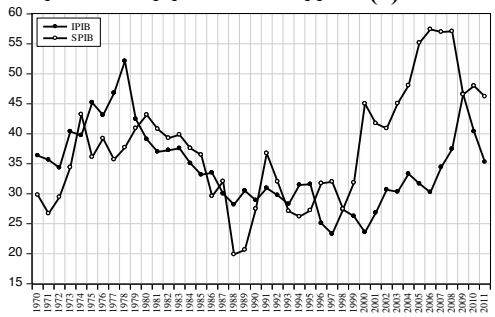
المصدر : مرسوم انطلاقا من برنامج EViews7

الشكل (3) : بواقي معادلة انحدار التكامل المشترك



المصدر : مرسوم انطلاقا من مخرجات برنامج EViews7

الشكل (4) : تطور معدل الاستثمار ومعدل الادخار



المصدر : إعداد الباحث.

الإحالات والمراجع :

[1] منير الحمش، الجوانب الاجتماعية للإصلاح الاقتصادي، (2012/12/24)، [على الخط]،
www.mafhoum.com/syr/articles_02/hamash/hamash.htm

[2] ضياء مجيد الموسوي، النظرية الاقتصادية التحليل الاقتصادي الكلي، ط3، ديوان المطبوعات الجامعية، الجزائر، 2005، ص50.
[3] فريدريخ هايك (*Friedrich Hayek*) (1899-1992): اقتصادي ومنظر سياسي نمساوي بريطاني.
[4] عمر يوسف عبد الله عبابنه، الأزمة المالية المعاصرة تقدير اقتصادي إسلامي، ط1، عالم الكتب الحديث، إربد، الأردن، 2011، ص42.
[5] Patrick Arture, Pierre Morin, Macroéconomie appliquée, Presse universitaire de France, Paris, 1991, PP63– 64.
[6] 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.
[7] بشير عبد الله بلّق، العلاقة بين الاستثمار والادخار في الاقتصاد الليبي (1970-2005)، المجلة الجامعة، العدد 14، الأكاديمية الليبية، 2012، ص ص349- 374.
[8] Bordoloim Sanjib and Joice John, Are Saving and Investment Cointegrated? A Cross Country Analysis, Reserve Bank of India Occasional Papers, Vol. 32, N°1, 2011, PP41-55.
[9] Ang, James, Are saving and investment cointegrated? The case of Malaysia (1965–2003), Applied Economics, 39, 2007, PP2167–2174.
[10] 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.
[11] Narayan, Paresh K, The relationship between saving and investment for Japan, Japan and the World Economy, Vol. 17, No. 2005, PP239-309.
[12] Mohsen Bahmani-Oskooee and Avik Chakrabarti, Openness, Size, and the saving-investment relationship, Economic Systems, 29, 2005, PP283-293.
[13] Levy, Daniel, Investment – Saving Comovement and Capital Mobility: Evidence from Century Long U.S. Time Series, Review of Economic Dynamics, 3, 2000, PP100-136.
[14] Sinha, Dipendra, Saving-Investment Relationships for Japan and other Asian countries, Japan and the World Economy, 14, 2002, PP1-16.
[15] Dipendra Sinha and Tapen Sinha, the long run relationship between saving and investment in India, PP1-12.
[16] Regis Bourbonnais, économétrie, 3ème édition, Dunod, Paris, 2000, P275.
[17] معامل الاختلاف = (الانحراف المعياري/المتوسط الحسابي)*100، وكلما قلت قيمته عن 15% كلما دل ذلك على تجانس قيم المتغيرة.
[18] Régis bourbonnais, exercices pédagogiques d'économétrie, 2e édition, économica, Paris, 2012, P164
[19] Régis bourbonnais, exercices pédagogiques d'économétrie, Op.Cit, P166.
[20] 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.
[21] شيخي محمد، طرق الاقتصاد القياسي محاضرات وتطبيقات، ط1، دار الحامد للنشر والتوزيع، عمان ـ الأردن، 2012، ص212.
[22] جيمس جوردون ماكينون(James Gordon MacKinnon) : ولد في 4 يناير 1951، هو أستاذ القياس الاقتصادي في جامعة كوينز Queen's في كندا، حيث أمضى حياته الأكاديمية. له مؤلفات منها : التقدير والاستدلال في القياس الاقتصادي Estimation and Inference in Econometrics ؛ نظرية وأساليب القياس الاقتصادي Econometric Theory and Methods، عضو جمعية الاقتصاد القياسي والجمعية الملكية لكندا.
[23] الانحدار الزائف يعني أن وجود اتجاه عام (trend) في السلاسل الزمنية للمتغيرات، قد يؤدي إلى وجود علاقة معنوية بين المتغيرات حتى لو كان الاتجاه العام هو الشيء الوحيد المشترك بينهما. وإن الطبيعة غير المستقرة للمتغيرات الاقتصادية تؤثر على نتائج الاختبارات القياسية، بحيث يتزايد احتمال الارتباط الزائف، وتباين القيمة المقدرة لمعاملات الانحدار لن يكون أقل ما يمكن.
[24] Régis Bourbonnais, économétrie, Op.Cit, p273.
[25] MELARD Guy, Méthodes de prévision à court terme, Edition Ellipses, Bruxelles, 1990, P282.
[26] Régis bourbonnais, exercices pédagogiques d'économétrie, Op.Cit, P159.
[27] عابد العبدلي، مرجع سبق ذكره، ص24.
[28] Régis bourbonnais, exercices pédagogiques d'économétrie, Op.Cit, 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،عدد19، 2011، ص276.
[31] شفيق عريش وأخرون، اختبارات السببية والتكامل المشترك في تحليل السلاسل الزمنية، مجلة جامعة تشرين للبحوث والدراسات العلمية ـ سلسلة العلوم الاقتصادية والقانونية، المجلد 33، العدد 5، سوريا، 2011، ص82.
[32] أي التعلق بالنفط وتتبع كميات الإنتاج والتصدير وارتفاع أسعاره وحساب العائدات ثم زيادة الواردات الاستهلاكية وهكذا.
[33] عيسى مقليد، قطاع المحروقات الجزائرية في ظل التحولات الاقتصادية، (مذكرة ماجستير في العلوم الاقتصادية ـ غير منشورة، جامعة الحاج لخضر ـ باتنة)، الجزائر، 2008/2007، ص86.
[34] Zhou Xiaochuan, Du taux d'épargne, Revue de la stabilité financière, Banque de France, N°15, Février 2011, P189.
[35] وهذا يرجع كذلك لحجم احتياطيات النقد الأجنبي التي بلغت مستويات قياسية بـ 200 مليار دولار سنة 2012، لتحتل الجزائر بذلك المرتبة الأولى عربيا و11 عالميا، وهي الدولة الأقل مديونية في الشرق الأوسط وإفريقيا بـ 2,4% من الناتج الداخلي الخام. نقلا عن : تقرير الجزيرة الإخبارية، اقتصاد الجزائر 50 عاما من الاستقلال، [على الخط]، *http://www.youtube.com/watch?v=JLyKfLjcGZw*
[36] جدير بالذكر أن الثروة النفطية ليست ثراء، فالثراء يعني استمرار قدرة الثروة على أن تعطي عائدا يتصاعد بما يحقق تقدم الأجيال الحاضرة، وأساسا لمستقبل الأجيال القادمة، وهي الأمور التي بدونها تتعرض الثروة للفناء مهما كانت قيمتها. إن الزيادة الكبيرة في عائدات النفط لا تعني في حد ذاتها الشيء الكثير، كما أن النقد السائل المتولد من تصدير النفط لا يشكل ثروة حقيقية، ولا يقود تلقائيا للتنمية الاقتصادية، ولهذا فإن عائدات النفط يجب ألا ينظر إليها من خلال المنظار النقدي، وإنما من خلال ما تستطيع توفيره من وسائل ومقومات التنمية. نقلا عن : أسامة عبد الرحمن، البيروقراطية النفطية ومعضلة التنمية، المجلس الوطني للثقافة والفنون والآداب، الكويت، 1978، ص48.
[37] بشير عبدالله بلّق، مرجع سبق ذكره، ص350، بتصرف.