القياس الاقتصادي لأثر التحرير المالي لمعدلات الفائدة على حجم الادخار في الاقتصاد الجزائري للفترة (1990–2013)

د/ بن بريكة الزهرة
جامعة بسكرة

د/ أحمد سلامي
جامعة ورقلة

الملخص :

يهدف هذا البحث إلى تحليل العلاقة طويلة الأجل بين التحرير المالي لمعدلات الفائدة وحجم الادخار في الجزائر خلال الفترة (1990–2013). النتائج تكشف عن عدم وجود دلائل لعلاقة توازنية في المدى الطويل بين المتغيرين، وبالتالي عدم فاعلية سياسة تحرير سعر الفائدة التي انتهجتها الحكومة في جذب المدخرات، الأمر الذي يؤكد على أن هناك عواملا اجتماعية وثقافية ودينية تجعل من سعر الفائدة عاملا غير مؤثر على الادخار، الأمر الذي لا يمكن الاعتماد عليه في رسم السياسات المتعلقة بالادخار في الجزائر. وهذا يقود إلى ضرورة الاتجاه نحو اعتماد المعاملات المالية الخالية من سعر الفائدة.

Abstract :

This research aims to long-term relationship analysis between financial liberalization of interest rates and the size of the savings in Algeria during the period (1990-2013). The results reveal a lack of evidence of the relationship of equilibrium in the long run between the two variables, and therefore the ineffectiveness of Liberalization of interest rate policy pursued by the government in attracting savings, which confirms that there are social, cultural and religious factors makes interest rate is Factor is ineffect on savings,

Thereby can not be relied upon in policies related to saving in Algeria . This leads to the need to move towards the adoption of financial transactions absent from interest rate.

مقدمة :

إن واحدة من القضايا إثارة للجدل في الفكر الاقتصادي هو تحرير معدلات الفائدة وعلاقتها بارتفاع مستويات الادخار. من هنا فإن الباحثين يسعيان من خلال هذه المقالة إلى الكشف عن هذه العلاقة. وعليه، فالسؤال المطروح والذي ستتم معالجته في هذا البحث هو : **هل هناك علاقة مستقرة طويلة الأجل بين التحركات في معدلات الفائدة الدائنة وبين التحركات في معدلات الادخار المحلي في الجزائر؟** للإجابة على إشكالية الدراسة، ثم صياغة **الفرضية الأساسية** التالية : **توجد علاقة مستقرة طويلة الأجل بين تحركات معدلات الفائدة الدائنة وبين تحركات معدلات الادخار المحلي في الجزائر.**

وسيتم تنظيم هذه الورقة بالتطرق أولا إلى بعض الدراسات السابقة، يليها إعطاء لمحة عن العلاقة النظرية بين تحرير معدلات الفائدة والادخار، ليتم بعدها إجراء تحليل إحصائي واقتصادي لمتغيرات الدراسة، قبل المضي في الدراسة القياسية والوصول إلى النتائج.

I. ــ بعض الدراسات التجريبية السابقة :

لقد حظيت العلاقة بين معدلات الفائدة والادخار باهتمام واضح في الأدب الاقتصادي، ترجمت في عدة دراسات تطبيقية حاولت فحص العلاقة بينهما، ولكن لم يكن هناك نمطا واضحا على النتائج التجريبية لهذه الدراسات، فهناك مجموعة منها وجدت أدلة على أن هناك علاقة في المدى الطويل بين معدل الفائدة والادخار، حيث أدى تحرير معدلات الفائدة إلى زيادة في حجم الادخار، ومن هذه الدراسات دراسة **FRY(1978)**[1]، التي أجريت على بيانات مقطعية لسبعة دول آسيوية لفترة تغطي 1962-1972، وأظهرت النتائج أن أسعار الفائدة الحقيقية ترتبط بعلاقة إيجابية مع المدخرات الوطنية. وفي نفس السياق تمت دراسة لـ **FRY & MASON(1982)**[2] على أربعة عشر دول آسيوية للفترة 1961-1983، حيث بينت النتائج وجود مرونة لأسعار الفائدة مقارنة مع المدخرات الوطنية، وهي موجبة ومعنويا تختلف عن الصفر. كما أكد **(FRY.1991)**[3] هذه النتائج فيما بعد على أحد عشر دولة آسيوية في الفترة التي تغطي 1961 ــ 1988. وبالمقابل هناك مجموعة أخرى من الدراسات مناقضة لما سبق، وخاصة دراسة **LIU & WOO (1994)**[4] التي استخدمت بيانات مقطعية لسبعة عشر دولة من دول منظمة التعاون والتنمية **OCDE** بما في ذلك

كوريا وتايوان، حيث أظهرت النتائج أن معاملات الانحدار كانت سالبة ومعنوية بالنسبة لأسعار الفائدة الحقيقية مقارنة مع نسبة المدخرات الخاصة. وبصفة عامة، فإن النتائج لهذه العلاقات تختلف من دولة إلى أخرى، ونستطيع القول بأن هناك جدلية في نوع العلاقة بين معدلات الفائدة الحقيقية والادخار. ومع ذلك، فهذه الدراسات تتم باستخدام بيانات السلاسل الزمنية الخاصة بدولة معينة. وبالتالي فالنتائج المتضاربة ليست مفاجئة، وذلك نظرا لطبيعة المناخ السياسي والنظام الاقتصادي للدولة التي تشملها الدراسة. ومع ذلك فمن الضروري مواصلة التعرف على العلاقة بين معدلات الفائدة والادخار. وهذه الدراسة في اعتقادنا قد تكون محاولة لاختبار نوع العلاقة بين المتغيرين في الاقتصاد الجزائري.

II.ـ الاطار النظري للعلاقة بين تحرير معدلات الفائدة والادخار :

تُعد قضية الادخار من أهم القضايا التي ركز عليها الفكر الاقتصادي كركيزة من ركائز النمو الاقتصادي، فقد ارجع الاقتصادي نيركسه الفقر الذي تعاني منه البلدان النامية إلى عدم قدرة الأفراد على الادخار، مما يعني انخفاض عرض رأس المال وانخفاض معدل النمو الاقتصادي[5]. ويمثل الادخار عنصرا أساسيا لحفز النمو، ومن ثَم يُعد انخفاضه من أهم معوقات النمو. ففي ظل المعدلات المنخفضة للادخار فإنه من الصعب تحقيق معدلات مرتفعة للاستثمار، هذا التدني في مستويات الادخار والاستثمار يعرقل فرص النمو الاقتصادي. إذن "الادخار هو العامل الحركي الأصيل في عملية النمو الاقتصادي، وهو مصدر التمويل الرئيسي لتراكم رأس المال"[6]. ويُعد الادخار دالة متزايدة بدلالة معدل الفائدة الحقيقي والدخل. وحسب ماكينون **McKinnon (1973)** صاحب نموذج التحرير المالي، يزداد الادخار المالي كلما ارتفع معدل الفائدة الحقيقي، والعكس صحيح. فمستوى الادخار يتحدد بمعدل الفائدة الحقيقي الذي يُعرف على أنه "التعويض الذي يحصل عليه المدخر لقاء عدم استخدامه لأمواله في استهلاك آني وتأجيل ذلك لفترة لاحقة "[7]. وكلما ارتفع معدل الفائدة الحقيقي زاد إقبال الأفراد على الادخار على حساب الاستهلاك، ويكون ذلك ابتداء من مستوى معين من الدخل المتاح، ويتأسس هذا على نظرية فحواها، أن منح الفائدة ورفع سعرها يشجع الناس على ادخار أموالهم، لتُكَوِّن بدورها قروضا تعود عليهم بالأرباح، بدل أن تُستهلك هذه الأموال[8]. ومن جهة أخرى فإن انخفاض معدل الفائدة

الحقيقي سيؤثر سلبا على الادخار، إذ يثبط من عزيمة أصحاب الدخول في تأجيل استهلاكهم وتكوين الادخار. ويسمح التحرير المالي عن طريق تحرير معدلات الفائدة بزيادة حجم الادخار والتخصيص الأمثل للموارد المالية وتوسع الأسواق المالية، وتطوير النظام المالي والمصرفي الأمر الذي ينعكس إيجابا على النمو. ومن جهة أخرى يترتب عن تحديد أسعار الفائدة عند مستوى أقل من المستوى التوازني تراجعا في الادخار، ومنه تراجعا في الاستثمار، الأمر الذي ينعكس سلبا على معدل النمو الاقتصادي.

-آلية تأثير أسعار الفائدة المحررة على الادخار ــ فرضية التكاملية لماكينون :

يمكن أن نعرف فرضية التكامل بمعادلة الطلب على النقود أو بدالة استثمار ماكينون McKinnon (1973) التي طبقها على الاقتصادات شبه الصناعية. وفرضية التكامل هذه تشرح الآلية التي يتم بها حفز الادخار عن طريق التحرير المالي لمعدلات الفائدة، وسيتم تقديمها كما يلي[9] :

$(M^d/P)_t = f[Y_t, (I/Y)_t, (i-\pi^a)_t]$: تمثل دالة الطلب على النقود

$(I/Y)_t = g[r_t, (i-\pi a)_t]$: تمثل دالة الاستثمار

M^d : الطلب على النقود ؛ **P** : المستوى العام للأسعار ؛ **Y** : الدخل ؛ **I** : الاستثمار ؛ **i** : معدل الفائدة الاسمي الدائن ؛ π^a : التضخم ؛ **r** : معدل العائد الداخلي المتوقع ؛ $(i-\pi^a)$: معدل الفائدة الحقيقي الدائن ؛ **t** : الوقت. ومن دالة الطلب على النقود، نحصل على معاملات الانحدار التالية :

1) $\partial(M^d/P)_t / \partial(i-\pi^a)_t > 0$: وهذا يعني أن هناك أثرا إيجابيا لسعر الفائدة الحقيقي المحفز الذي يسمح بزيادة الطلب على النقود.

2) $\partial(M^d/P)_t / \partial(I/Y)_t > 0$: يمثل الطلب على النقود لغرض الاستثمار. فالزيادة في معدل الاستثمار تسمح بزيادة قوية في الطلب على الأرصدة النقدية. أي أن الاستثمار (الاستثمار الخاص أو الذاتي) يسبقه تراكم للمدخرات النقدية. وهذا هو شرط ضروري لنجاح سياسة التحرير المالي من حيث أن زيادة الاستثمار ستؤدي إلى زيادة الادخار.

3) $\partial(Md/P)_t / \partial Y_t > 0$: تمثل الطلب على النقود بغرض المعاملات، فزيادة النشاط

الاقتصادي أو الدخل سيؤدي إلى زيادة حيازة الأرصدة النقدية. ويمكننا أن نلاحظ أن لمعدل الفائدة الحقيقي الدائن تأثيرا إيجابيا بالنسبة للطلب على النقود، خلافا لرأي فريدمان والنيوكلاسيك. في الواقع، النقود ليست بديلا لرأس المال، وبعبارة أخرى، النقود تعتبر قناة لتراكم رأس المال. العبارتين التاليتين :

$$\partial(I/Y)_t / \partial(i-\pi a)_t > 0 \quad \text{و} \quad \partial(M^d/P)_t / \partial(I/Y)_t > 0$$

تعبران عن الشرط الذي يشرح فرضية التكامل لـــ **McKINNON** بين النقود ورأس المال، بناء على دالة الطلب على النقود أو دالة الاستثمار. فكلما ارتفع معدل الفائدة الحقيقي على الأرصدة النقدية كلما حفز المدخرين على إيداع مدخراتهم في شكل أرصدة نقدية، ومن ثم تحصل زيادات في حجم الاستثمارات. فمن الواضح أن الادخار المالي والاستثمار يرتبطان بشكل إيجابي والتأثير متبادل بينهما. وعليه، يكون التحرير المالي أو ارتفاع أسعار الفائدة الحقيقية حساس جدا ومرغوب فيه. خصوصا، بالنسبة للاقتصاديات التي تطبق التمويل الذاتي على نطاق واسع.

III. ــ التحليل الإحصائي والاقتصادي لمتغيرات الدراسة :

1) التحليل الإحصائي والاقتصادي لسلسلة الادخار المحلي (SPIB) :

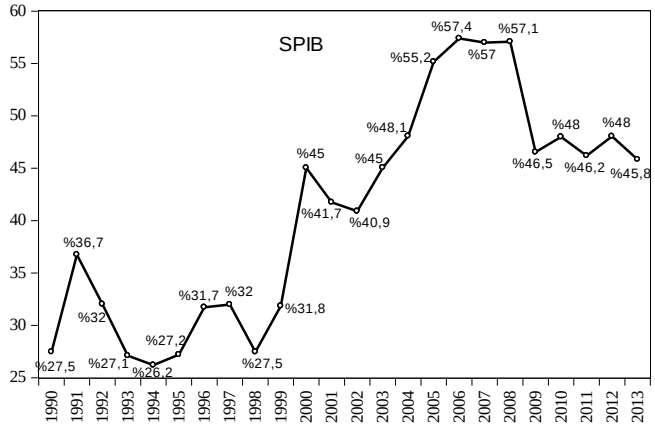
أ) **التحليل الإحصائي :** يتبين من قيم المتغيرة (SPIB) أن معدل الادخار المحلي خـــلال فترة الدراسة كان محصورا بين أقل قيمة 26,20% مُسجَّلة سنة 1994 وأعلى قيمة 57,40% مُسجَّلة سنة 2006، بمتوسط بلغ 40,90% وبانحراف معياري 10,55%، وبالتالي فإن درجة التقلب 25,79% التي تؤشر على تذبذب في قيم هذه المتغيرة. تبين المعادلة أدنـــاه تطـــور معدل الادخار المحلي كمتغير تابع لمتغير الزمن، حيث يمكن التعبير عنه بكثير حدود من الدرجة الخامسة :

$$SPIB = 0,0002t^5 - 0,0146t^4 + 0,3061t^3 - 2,4673t^2 + 7,1809t + 24,924$$
$$R^2 = 0,9025$$

وتفيد هذه البيانات من خلال المعادلة المقدرة وكما يبينه الشكل الآتي، بأن هناك اتجاهـــا متذبذبا ويؤول إلى التناقص لحركة (SPIB)، حيث أن ميل الاتجاه يكون بمقـــدار مـــرتبط بعنصر الزمن في شكل كثير حدود من الدرجة الرابعة كما يلي :

$$0,001t^4 - 0,0584t^3 + 0,9183t^2 - 4,9346t + 7,1809$$

الشكل (1): تطور معدل الادخار المحلي خلال الفترة (1990ـ2013)



المصدر : إعداد الباحثين اعتمادا على بيانات البنك الدولي :

http://data.worldbank.org/country/algeria

ب) **التحليل الاقتصادي :** من الشكل السابق يتبين أن معدلات الادخار المحلي قد عرفت مرحلتين متباينتين ؛ المرحلة الأولى (1990ـ1999) وسجل فيها معدل الادخار المحلي متوسط 29,97% وهي تعتبر نسبة متوسطة، ولكنها تبقى نسبة مقبولة إلى حد بعيد. والمرحلة الثانية تتعلق بالفترة (2000ـ2013)، وهي توضح بشكل عام اتجاه الادخار المحلي في الجزائر إلى الزيادة بصفة شبه مستمرة، فمعدل الادخار قد بلغ متوسط 48,71% على مدى هذه الفترة، وهي نسبة عالية، تبين مدى مساهمة الأوعية الادخارية المختلفة في الارتفاع بمعدلاته. وإن ارتفاع حجم الادخار في السنوات الأخيرة يعود بالأساس إلى ضعف قدرة استيعاب الاقتصاد الوطني من جهة، وكذا الانفجار الذي عرفته قيمة صادرات المحروقات التي تضاعفت كنتيجة لتحسن أسعار البترول. بمعنى أن الادخار المحقق ما كان ليتحقق لولا الفائض المالي المحقق بواسطة صادرات المحروقات.

2) **التحليل الإحصائي والاقتصادي لسلسلة معدل الفائدة الحقيقي (TIR) :**

أ) **التحليل الإحصائي :** يتبين من قيم المتغيرة (TIR) أن معدل الفائدة الحقيقي خلال فترة الدراسة كان محصورا بين أقل قيمة (-17,68%) مُسجَّلة سنة 1992 وأعلى قيمة 10,97% مُسجَّلة سنة 1997، بمتوسط بلغ (-2,37%) وبانحراف معياري 6,96%، وبالتالي فإن درجة التقلب 293,05% التي تؤشر على تذبذب عنيف في قيم هذه المتغيرة. تبين

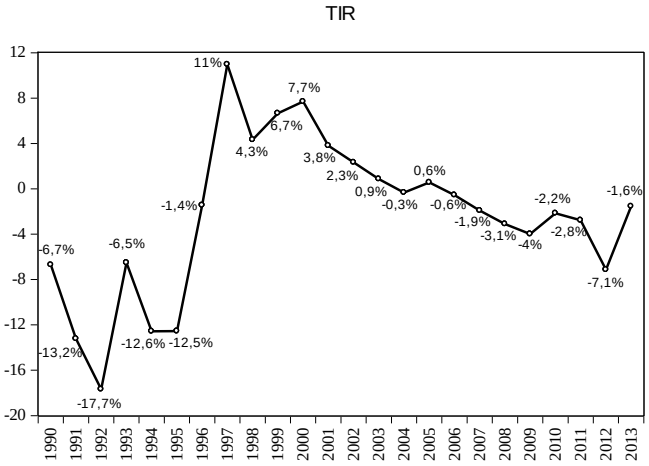
المعادلة أدناه، تطور معدل الفائدة الحقيقي كمتغير تابع لمتغير الزمن، حيث يمكن التعبير عنه بكثير حدود من الدرجة الخامسة :

$$TIR = -0,0003t^5 + 0,0179t^4 - 0,4454t^3 + 4,6637t^2 - 17,402t + 6,0787$$
$$R^2 = 0,7815$$

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

$$-0,0015t4 + 0,0716t3 - 1,3362t2 + 9,3274t - 17,402$$

الشكل (2) : تطور معدل الفائدة الحقيقي في الاقتصاد الجزائري خلال الفترة (1990ـ2013)



المصدر : إعداد الباحثين اعتمادا على بيانات المصادر التالية :

- http://data.albankaldawli.org/country/algeria
- http://www.tradingeconomics.com/algeria/interest-rate
- Ministère des finance-DSMF-octobre 2004, citant : Mohamed Yazid BOUMGHAR, libéralisation financière et épargne des ménages : quel(s) liens(s) ?, Centre de Recherche en Economie Appliquée pour le Développement (CREAD-Alger), P21.
- www.ons.dz

ب) التحيل الاقتصادي : عرفت معدلات الفائدة الحقيقية ثلاثة مراحل متباينة :

المرحلة (1990ـــ1996) : عرفت تكوين معدلات فائدة حقيقية سالبة، وسجلت رقما قياسيا بلغ (-17,7%) سنة 1992، على الرغم من الرفع التدريجي لسعر الفائدة الاسمي على الودائع، حيث أقر قانون النقد والقرض فتح المجال أمام تحرير الشروط البنكية المتمثلة

في معدلات الفائدة الدائنة اعتبارا من ماي 1990[10]. وكان ذلك يهدف إلى السماح بتكوين معدلات فائدة حقيقية موجبة على الادخار، قصد تشجيع تراكم هذا الأخير في مرحلة تتطلب الحاجة المتزايدة إلى الموارد، وذلك استجابة إلى قاعدة تقليدية في التحرير المالي. حيث تم تحرير أسعار الفائدة بشكل تدريجي، وبلغت مستويات جد مرتفعة، حيث انتقلت من 11,17% سنة 1990 إلى 17,25% سنة 1995، وإن ارتفاع معدلات الفائدة الاسمية يعود أيضا إلى تنفيذ برنامج الاستقرار والتثبيت الاقتصادي التي انطوت على سياسات التحرير الجزئي لأسعار الفائدة. لكن بدأت بعدها بالانخفاض تدريجيا حتى وصلت إلى 9,33% سنة 1998، وهي سنة نهاية فترة برنامج التعديل الهيكلي، وهذا ما يدل على نجاح الإصلاحات الهيكلية على السياسة النقدية. ويرجع تكوين المعدلات السالبة إلى تصاعد الموجة التضخمية بمعدلات تفوق الزيادة في معدلات الفائدة الاسمية، حيث تزايد التضخم من 17,88% في1990 إلى 31,68% في 1992.

الفترة (1997–2003) : شهدت هذه الفترة بداية تراجع في معدلات التضخم بفضل سياسات إدارة الطلب الأكثر تشددا، ومعها بدأت أسعار الفائدة الحقيقية تأخذ الإشارة الموجبة، ولأول مرة منذ بداية 1997، والتي بلغت فيها الذروة بنحو 11% وإلى غاية سنة 2003 بوصولها إلى نحو 0,9%. وهذا يُفترض به أن ينعكس إيجابا على سياسة الادخار والاستثمار وأداء المؤسسات البنكية بصفة عامة، ذلك أنه سيسمح للمدخرين بالحصول على عوائد موجبة، مما يزيد من حجم الادخار.

الفترة (2004–2013) : في هذه الفترة عرفت معدلات الفائدة الحقيقة قيما سالبة وفي اتجاه خطير، حيث انتقلت من (-0,33%) سنة 2004 إلى (-1,55%) سنة 2013، وبلغ متوسط الفترة نحو (-2,3%)، وذلك يعود إلى معدلات الفائدة الاسمية التي تطبقها البنوك على زبائنها، والتي انحدرت من حوالي 3,5% سنة 2004 إلى حوالي 1,75% سنة 2013. ومما زاد من انخفاضها، ارتفاع معدلات التضخم التي يترتب عليها أن تصبح أسعار الفائدة الاسمية ــ المنخفضة أصلا ــ أسعار فائدة حقيقية سالبة، مما قد يجعلها لا توفر حافزا على الادخار.

IV. ــ التحليل القياسي :

1) الطريقة المستخدمة : لغرض دراسة العلاقة بين معدل الفائدة الحقيقي ومعدل الادخار المحلي، سنستخدم بيانات سنوية تخص الاقتصاد الوطني، وذلك عن الفترة (1990ــ2013). وتماشيا مع التوجهات الحديثة في تحليل السلاسل الزمنية، والتي كان لها الدور البارز في جعل العلاقات الاقتصادية قابلة للقياس والتحليل الكمي، فإننا سنقوم باستخدام طريقة Engle et Granger لتحليل التكامل المشترك.

2) نموذج الدراسة : لأغراض هذه الدراسة سنستخدم نموذج انحدار خطي لتحديد طبيعة العلاقة بين معدل الفائدة الحقيقي ومعدل الادخار المحلي على النحو التالي :

$$SPIB_t = \alpha + \beta.TIR_t + \varepsilon_t \text{..... .....(*)}$$

حيث $SPIB_t$: معدل الادخار المحلي و TIR_t معدل الفائدة الحقيقي.

3) اختبارات الاستقرارية : يهدف اختبار الإستقرارية إلى فحص خواص السلاسل الزمنية لكل من معدل الفائدة الحقيقي ومعدل الادخار، والتأكد من مدى سكونهما، وتحديد رتبة تكامل كل متغير على حدة. حيث " تكون السلسلة مستقرة إذا تذبذبت حول وسط حسابي ثابت، مع تباين ليس له علاقة بالزمن"[11]. ولتأكيد ذلك أو نفيه، يتطلب الأمر استخدام اختبارات جذر الوحدة. وسنستخدم اختبار ديكي ــ فوللر الموسع (ADF) واختبار فيليب ــ بيرون (PP)، لاختبار فرضية العدم القائلة بوجود جذر الوحدة. وفيما يلي النتائج الإحصائية التي تم الحصول عليها من جراء تطبيق الاختبارين السابقين :

الجدول (1) : نتائج اختبارات جذر الوحدة لسكون السلاسل الزمنية الأصلية والمحولة

الاختبار	النموذج	TIR القيمة المحسوبة **القيمة الحرجة** الاحتمال الحرج	SPIB القيمة المحسوبة **القيمة الحرجة** الاحتمال الحرج	DTIR القيمة المحسوبة **القيمة الحرجة** الاحتمال الحرج	DSPIB القيمة المحسوبة **القيمة الحرجة** الاحتمال الحرج
(ADF)	(1)	-4.522282 **-1.960171** 0.0001	0.366010 **-1.956406** 0.7819	-5.135201 **-1.957204** 0.0000	-4.904730 **-1.957204** 0.0000
	(2)	-4.289845 **-3.029970** 0.0038	-1.467230 **-2.998064** 0.5317	-5.036331 **-3.004861** 0.0006	-4.795257 **-3.004861** 0.0010
	(3)	-1.895575 **-3.622033** 0.6242	-1.647302 **-3.622033** 0.7415	-5.059887 **-3.632896** 0.0028	-4.655835 **-3.632896** 0.0064
(PP)	(1)	-1.915651	0.505696	-5.174551	-4.885394

		-1.956406	**-1.957204**	**-1.957204**	**-1.957204**
		0.0544	0.8171	0.0000	0.0000
	(2)	-1.889144	-1.463986	-5.123482	-4.783154
		-2.998064	**-2.998064**	**-3.004861**	**-3.004861**
		0.3311	0.5333	0.0005	0.0010
	(3)	-1.904437	-1.647302	-5.976562	-4.650377
		-3.622033	**-3.622033**	**-3.632896**	**-3.632896**
		0.6197	0.7415	0.0004	0.0065

المصدر : إعداد الباحثين، بناء على مخرجات برنامج EViews8.

من خلال نتائج الاختبارات السابقة، يتضح أن القيم المحسوبة بالقيمة المطلقة بالنسبة للسلسة TIR أقل تماما من القيم الحرجة لـ Mackinnon خاصة بالنسبة للنموذج (3) في اختبار ADF وكذا النماذج (1) و (2) و (3) في اختبار PP. وما يعزز هذه النتيجة هو قيم الاحتمال الحرج الأكبر من 5%، وهذا يقود إلى أن السلسلة غير مستقرة، وتحتوي على جذر وحدوي. لكن النموذجين (1) و(2) في اختبار ADF يبين أن القيم المحسوبة أكبر تماما من القيم الحرجة لـ Mackinnon وما يعزز هذه النتيجة هو قيم الاحتمال الحرج الأصغر من 5%، وهو ما يقود إلى أن السلسلة مستقرة. وللفصل في ذلك يتعين الأخذ بعين الاعتبار مبدأ الاختبارات الإحصائية، هذا الأخير ينص على أنه إذا كان في إحدى النماذج الثلاثة جذر وحدوي، فهذا دليل على أن السلسلة تحتوي على جذر وحدوي ومنه فهي غير مستقرة[12]. ومنه نستطيع التأكيد على أن السلسة TIR غير مستقرة. ومن جهة أخرى، نعلم أن اختبار PP له قدرة اختبارية أفضل، وهو أدق من اختبار ADF ، وفي حالة تضارب وعدم انسجام نتائج الاختبارين فإن الأفضل الاعتماد على نتائج اختبار PP[13]، هذا الأخير يبين أن السلسلة TIR غير مستقرة، باعتبار أن قيم الاحتمال الحرج لكل النماذج الأكبر من 5%. نفس القول ينطبق على السلسة SPIB، فهي الأخرى غير مستقرة. وعند تطبيق الاختبارين السابقين عند الفروق من الدرجة الأولى للسلسلتين المعنيتين نلاحظ أن السلسلتين المحولتين عن طريق الفروق من الدرجة الأولى 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 (DTIR) و(DSPIB) متكاملتين من الدرجة الأولى.

4) اختبار التكامل المشترك بطريقة انجل – جرانجر :

على ضوء اختبار جذر الوحدة السابق، اتضح أن كل متغير على حدة متكامل من الدرجة الأولى، 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، وتوصف بالعلاقة التوازنية في المدى البعيد. تكوين المزيج الخطي من نموذج الدراسة هو كالآتي : $\varepsilon_t = SPIB_t - \alpha - \beta.TIR_t$ ....(**)

وعلينا أن نتحقق فيما إذا كان هذا المزيج الخطي (ε_t)، والمتولد من متغيرات النموذج، متكامل من الدرجة الصفرية $IN(0)$، فإذا كان هذا المزيج متكاملا من الدرجة صفر، فإن متغيرات النموذج (TIR) و (SBIB) تحقق التكامل المشترك.

إن طريقة تحليل التكامل المشترك الذي تم وضعها من قبل جرانجر Granger سنة 1983 وأنجل وجرانجر Engel et Granger سنة 1987 تستلزم 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 :

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

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، وأن العلاقة السابقة مضللة ولا يمكن الركون إليها.

أ) تقدير معادلة انحدار التكامل المشترك :

بتطبيق طريقة المربعات الصغرى تحصلنا على العلاقة المقدرة التالية :

$SPIB = 41.7342 + 0.3482*TIR$

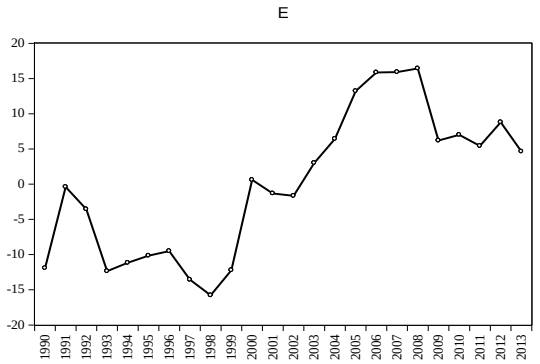
T (18,37) (1,10)

$R^2=0,0527$ F=1,22 DW=0,26 n=24

ب) دراسة استقرارية سلسلة بواقي التقدير :

لهذا الغرض سنقوم بفحص بواقي المعادلة المقدرة، ثم نقوم بإجراء اختبارات الاستقرارية. وقبل ذلك سنقوم برسم بياني لقيم بواقي التقدير، حيث نحصل على الشكل التالي :

الشكل (5) : بواقي معادلة انحدار التكامل المشترك



المصدر : مخرجات برنامج EViews8

من الواضح أن سلسلة البواقي ليست مستقرة. ذلك أنها لا تتذبذب حول وسط حسابي ثابت مع تباين ليس له علاقة بالزمن، ولتأكيد ذلك سنقوم بإجراء اختباري (ADF) و(PP) على بواقي التقدير. نتائج الاختبارين موضحة في الجدول التالي :

الجدول (3) : نتائج اختبارات الجذر الوحدوي لبواقي التقدير

نوع النموذج	النموذج (1) : بدون ثابت أو اتجاه		النموذج (2) : مع ثابت		النموذج (3) : مع ثابت واتجاه	
نوع الاختبار	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP
القيمة المحسوبة	-1.5179	-1.5179	-1.4843	-1.5359	-1.7016	-1.7016
القيمة الحرجة	-1.9564	-1.9564	-2.9980	-2.9980	-3.6220	-3.6220
الاحتمال الحرج	0.1183	0.1183	0.5234	0.4980	0.7175	0.7175

المصدر : إعداد الباحثين بناء على مخرجات برنامج EViews8

تبين نتائج الجدول أعلاه عدم استقرارية بواقي معادلة انحدار التكامل المشترك عند مقارنة قيمة t الجدولية مع قيمة احصاءة اختبار (ADF) واحصاءة اختبار فيليب بيرون (PP) بالنسبة لجميع النماذج. 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 نؤكد على عدم استقرارية سلسلة البواقي، وهذا يعني عدم وجود دليل على علاقة تكامل مشترك طويلة الأجل بين معدل الفائدة الحقيقي ومعدل الادخار المحلي في الجزائر. وبالتالي فإنه يمكن القول بأن تحركات معدل الادخار لا تعتمد على تحركات معدل الفائدة في الاقتصاد الجزائري خلال الفترة المعنية بالدراسة. وللتأكد من اتجاه العلاقة السببية بين معدل الفائدة الحقيقي ومعدل الادخار المحلي، نستخدم اختبار جرانجر للسببية.

5) دراسة العلاقة السببية بين معدل الفائدة الحقيقي ومعدل الادخار 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. ويتطلب اختبار السببية لجرانجر تقدير نموذج متجه انحدار ذاتي VAR ثنائي الاتجاه الذي يصف سلوك المتغيرين SPIB وTIR، كما يتطلب كذلك استخدام المتغيرات بصيغتها المستقرة، لأن غياب صفة الاستقرار قد يجعل الانحدار المقدر زائفا، وبالتالي سنأخذ بعين الاعتبار DSPIB وDTIR. ولإجراء اختبار جرانجر للعلاقة السببية بين المتغيرين، استخدمنا برنامج EViews8 مع أخذ عدد الفجوات الزمنية (Lags: 2)، أين تحصلنا على النتائج التالية :

الجدول (4) : نتائج اختبار سببية جرانجر بين DTIR وDSPIB

Pairwise Granger Causality Tests
Date: 01/10/15 Time: 22:05
Sample: 1990 2013
Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DTIR does not Granger Cause DSPIB	21	0.43635	0.6539
DSPIB does not Granger Cause DTIR		0.04898	0.9523

المصدر : مخرجات برنامج EViews8

بالنسبة للفرضية العدمية الأولى لدينا : $F_C = 0,43635 < F_t = 3,522$ عند مستوى معنوية 5% ودرجات حرية 2 للبسط و19 للمقام، ومنه نقبل فرضية العدم، وبالتالي لا توجد علاقة سببية تتجه من معدل الفائدة الحقيقي نحو معدل الادخار، كما يعزز هذه النتيجة قيمة الاحتمال الحرج الموافق لإحصائية فيشر 65,39% وهي أكبر من 5%. وبالنسبة للفرضية العدمية الثانية لدينا : $F_C = 0,04898 < F_t = 3,522$ ومنه نقبل فرضية العدم، وبالتالي معدل الادخار لا يسبب معدل الفائدة، كما يعزز هذه النتيجة قيمة الاحتمال الحرج الموافق لإحصائية فيشر التي تساوي 95,23%، وهي أكبر من 5%. إذن نستنتج أنه لا توجد سببية في أي من الاتجاهين. وبالتالي يمكن القول بأن معدل الفائدة والادخار لا يرتبطان بعلاقة طويلة الأجل في الاقتصاد الجزائري خلال الفترة المغطاة بالدراسة، وهو ما يعزز النتائج المتوصل إليها سابقا بإتباع أسلوب التكامل المشترك.

خاتمة :

لقد تم تحليل العلاقة بين معدل الفائدة الحقيقي ومعدل الادخار المحلي في الاقتصاد الجزائري، ولبيان فيما إذا كانت السلاسل مستقرة من عدمها، تطلب إجراء اختبارات جذر الوحدة، كما تم تحديد رتبة تكامل كل متغير على حدى، وتبين أن المتغيرات متكاملة من الدرجة الأولى، وفي ضوء ذلك، تم استخدام اختبار التكامل المشترك بطريقة انجل – جرانجر، بالإضافة إلى استخدام منهجية جرانجر للسببية، وذلك للتحقق من وجود علاقة طويلة الأمد بينهما، واتضح من خلال التحليل غياب علاقة توازنية بين المتغيرين، وبالتالي عدم صحة الفرضية الأساسية للبحث. وهذا عكس ما ذهبت إليه نظرية التحرير المالي. وبالتالي عدم فاعلية سياسة تحرير سعر الفائدة التي انتهجتها الحكومة ابتداء من عام 1995 في جذب المدخرات المحلية، بالرغم من أن الفكر الاقتصادي قد أكد على أهمية العلاقة بين الادخار وسعر الفائدة، الأمر الذي يؤكد على أن هناك عواملا اجتماعية وثقافية، ودينية تجعل من سعر الفائدة عاملا غير مؤثر على الادخار في الجزائر. بمعنى أن التحسن الذي شهده الادخار في الجزائر لا يرجع إلى تحرير أسعار الفائدة، وإنما إلى عوامل أخرى. لذلك توصي الدراسة بعدم جدوى الاعتماد على سعر الفائدة في رسم السياسات المتعلقة بتعبئة الادخار في الجزائر، باعتباره عاملا غير مؤثر في تحفيز

الادخار، وبالتالي ضرورة الاتجاه نحو اعتماد المعاملات المالية الخالية من سعر الفائـــدة، نظرا لما تتمتع به من قبول لدى المواطن الجزائري. ويتحقق ذلك على الأقل بفتح شبابيك إسلامية على مستوى البنوك، تراعي الدافع الديني للمواطن، وذلك بعـــدم إجبـــاره علـــى التعامل بسعر الفائدة أخذا وعطاء، مع العمل على تحديث وتطوير المنتجات المالية بمـــا يتناسب مع الاحتياجات المختلفة لكافة أصحاب الفائض المالي.

الهوامش :

[1] FRY M,[1978], Money and Capital or Financial Deepening in Economic Development », Journal of money, credit, and banking, vol 10, pp464-475

[2] FRY M & MASON A.[1982], « The Variable Rate-of-Growth Effect in the Life-Cycle Saving Model : Children, Capital, Inflows , Interest and Growth in a New Specification of the Life Cycle Model Applied to Seven Asian Developping Countries » , Economic inquiry, 20(3 , july), pp 426-442

[3] FRY M,[1991], « Domestic Ressource Mobilization in Developping Asia : Four Policy Issues », Asian Development Review, 9(2), pp.14-39.

[4] LIU L-Y. & WOO W.T.[1994], « Saving Behaviour under Imperfect Financial Markets and The Current Account Consequences », Economic Journal, 104(424, May), PP .512-527.

[5] رمزي زكي، مشكلة الادخار مع دراسة خاصة عن البلاد النامية، الدار القومية للطباعة والنشر، القاهرة، 1966، ص24.

[6] غازي عناية، تمويل التنمية الاقتصادية بالتضخم المالي، دار الجيل، بيروت، دون سنة نشر، ص 202.

[7] مفلح عقل، أسعار الفائدة واتجاهاتها،(2014/12/25)،[على الخط]،
www.muflehakel.com/part%20one/as3ar_elfa2eda_wa_etejahatha.htm

[8] عبد العظيم أبو زيد، أهم النظريات والدعاوى الاقتصادية في تبرير الفائدة، (2014/12/04)،[على الخط]،
http://shariaa.net/majala/bohooth/yy4.htm

[9] Engozogo Mba, Leopold; "La stratégie de libéralisation financière et la mobilisation de l'épargne en Zone CEMAC". Thèse, mémoire de diplôme; P10. En ligne. http://eagle2.american.edu/~le3616a/memoire5juin2001.htm.doc

[10] الطاهر لطرش، الاقتصاد النقدي والبنكي، ط1، ديوان المطبوعات الجامعية، الجزائر، 2013، ص391

[11] MELARD Guy, Méthodes de prévision à court terme, Edition Ellipses, Bruxelles, 1990, P282.

[12] Régis bourbonnais, Exercices pédagogiques d'économétrie, 2ème édition, economica, Paris, 2012. p159

[13] عابد العبدلي، محددات الطلب على واردات المملكة العربية السعودية فـــي إطـــار التكامـــل المشـــترك وتصحيح الخطأ، مجلة مركز صالح كامل للاقتصاد الإسلامي، جامعة الأزهر، عدد 32، 2007، ص20.