المجلة الجزائرية للدراسات المحاسبية والمالية | المجلد:04، العدد:01 (2018)، ص.ص. 13-26 | EISSN: 2588-252X * PISSN: 2437-0215

الإصلاحات المصرفية ودورها في تعبئة مدخرات القطاع العائلي بالجزائر – دراسة اقتصادية قياسية للفترة 1990- 2016-

The role of Banking reforms in mobilizing household savings in Algeria An Econometric Study for the period (1990-2016)

عبد الكريم بوغزالة أحمد[1]،*، أحمـــد ســـلامي [2]

[1] جامعة قاصدي مرباح، ورقلة، الجزائر (Boughazala@yahoo.fr)

[2] جامعة قاصدي مرباح، ورقلة، الجزائر (Sellami.ahmed.78@gmail.com)

تاريخ الاستلام: 2018؛ **تاريخ القبول**: 2018؛ **تاريخ النشر**: 01 جوان 2018

ملخص: يحاول هذا البحث الوقوف على الدور الذي لعبه القطاع المصرفي الجزائري في تعبئة مدخرات القطاع العائلي في الفترة ما بعد الاصلاحات المالية لسنة 1990، فقد كانت أولويات الاصلاح تنصب على إعطاء القطاع المصرفي دوره الرئيسي في تعبئة المدخرات وتمويل التنمية. وقد توصل الباحثان إلى أن الاصلاحات التي مست النظام المصرفي لم يكن لها تأثير ملموس على الادخار العائلي بالجزائر. وذلك بالنظر للعديد من العوامل، أهمها هو سيادة معدلات فائدة حقيقية سالبة في أغلب فترة الدراسة، وضعف البدائل الادخارية وعوامل أخرى دينية واجتماعية.

الكلمات المفتاحية : إصلاح مصرفي، إدخار عائلي، أسعار الفائدة الحقيقية، قطاع مصرفي، الجزائر.

Abstract: This paper examines the role played by the Algerian banking sector in mobilizing household savings in the period following the financial reforms of 1990. The reform priorities were to give the banking sector its main role in mobilizing savings and financing development.

The researchers found that the reforms that affected the banking system did not have a significant impact on family savings in Algeria due to many factors, the most important of which is the prevalence of negative real interest rates in most of the study period, the weakness of saving alternatives and other religious and social factors.

Keywords: Banking Reform, household savings, Real interest rates, Banking Sector, Algeria.

* المؤلف المرسل.

تمهيد :

يعد الادخار العائلي حجر الزاوية في ارتفاع الادخار الوطني، وهو أحد الشروط الأولية اللازمة لتحقيق معدل معقول من النمو الاقتصادي، وعليه تسعى جميع الدول إلى تعبئة مواردها المحلية وتنشيط الادخار المحلي من أجل تمويل برامج التنمية بدلاً من الاعتماد على الموارد الأجنبية. وبذلك أصبحت الدول تراهن على المدخرات الوطنية لإحداث التنمية وتؤكد على دورها كوسيلة اقتصادية لتأجيل الاستهلاك وتفادي الضغوط التضخمية وضمان الاستقرار الاقتصادي. وانطلاقاً من الأهمية البارزة التي تحتلها المدخرات الوطنية في تحقيق النمو الاقتصادي، يتضح مدى أهمية التزام الدولة بسياسة ادخارية سليمة، وهذا كذلك مرهون بتوفير هيكل مالي سليم، وفلسفة مصرفية واضحة، ذات فعالية في جذب الأموال الطليقة في الاقتصاد، وتوجيهها بشكل ائتمانات وفقاً لحاجات الاقتصاد.

وعليه فقد أولت السلطات الجزائرية اهتماما بتطوير و إصلاح و تحرير قطاعها المصرفي، انطلاقا من الدور المهم الذي يلعبه في تعزيز النمو الاقتصادي المتوازن والمستدام ؛ فكانت أولويات السياسات التي تم تبنيها لإصلاح وتطوير وتحرير هذا القطاع منذ سنة 1990، تتضمن أموراً يمكن بصورة عامة تقسيمها إلى عدة فئات ؛ منها تحرير القطاع من الكبح المالي من خلال إزالة القيود على أسعار الفائدة، وإلغاء القواعد الإدارية المفروضة على البنوك مثل سقوف الائتمان، ومنح درجة أعلى من الاستقلالية للمؤسسات المالية. وتبقى عملية تحرير أسعار الفائدة الدائنة والمدينة في سلم الأولويات، لما لها من علاقة مباشرة بتحفيز الادخار وتعبئة أكبر قدر ممكن من الموارد المالية، وكذا تحقيق معدلات فائدة حقيقية موجبة. ومن أجل الوقوف على نتائج هذه الاصلاحات بالذات على الادخار العائلي بالجزائر، نحاول في هذا البحث الاجابة على الاشكالية الرئيسية التالية:

ماهو أثر الاصلاحات المصرفية على تعبئة مدخرات القطاع العائلي بالجزائر؟

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

كان للإصلاحات المصرفية بالجزائر أثراً إيجابياً على تفعيل دور مؤسسات الوساطة في تعبئة مدخرات القطاع العائلي.

ولأن الاصلاحات المصرفية موضوع واسع يشتمل على عديد الجوانب فسوف نقتصر في بحثنا هذا على ما تعلق منه بالادخار بشكل مباشر، وهو تحرير معدلات الفائدة الحقيقية على الودائع، هذا من ناحية ومن ناحية ثانية يتعلق الوعاء الادخاري العائلي بالجزائر بالصندوق الوطني للتوفير والاحتياط CNEP، صحيح أنه ليس الوحيد، ولكن لا يزال الوعاء الأكبر والأهم لمدخرات القطاع العائلي ، بالرغم من إلغاء التخصيص في إطار الاصلاحات المصرفية الأخيرة. أما الحدود الزمانية فستكون فترة ما بعد الاصلاحات المالية من 1990 إلى 2016.

وحسب اطلاعنا وفي حدود ما توفر لدينا، فإن أغلب الدراسات تناولت موضوع العلاقة بين الاصلاحات المصرفية والادخار بالجزائر بشكل عام، فيما عدى واحدة وفيما يلي أهم هذه الدراسات:

- بطاهر علي، **إصلاحات النظام المصرفي الجزائري وآثارها على تعبئة المدخرات وتمويل التنمية** [1]: وتناول هذا البحث تقييم دور القطاع المصرفي في تعبئة المدخرات الوطنية في ظل الاصلاحات المصرفية، من ناحية، وكذا تقييم دوره في تمويل التنمية من ناحية ثانية، وتوصل الباحث إلى إستمرار محدودية النظام المصرفي في القيام بدوره الأساسي والمتمثل في الوساطة.
- غربي ناصر صلاح الدين و بن بوزيان محمد، **أثر تحرير أسعار الفائدة على حجم الادخار "دراسة قياسية لحالة الجزائر"** [2]: وحاولت هذه الورقة البحثية إلقاء الضوء على سياسة تحرير أسعار الفائدة في الجزائر وتحديد اثرها على الادخار من خلال استعمال اساليب الاقتصاد القياسي، وقد توصلت هذه الدراسة إلى ضرورة تبني النموذج الاسلامي في تعبئة الادخار بعد ثبوت عدم جدوى بدائل النظام المالي الوضعي خاصة فيما تعلق بأسعار الفائدة ودورها في تحفيز الادخار.
- M.Y.Boumghar**, libéralisation financière et épargne des ménages :quel(s) liens(s)**[3]**?**

وتناول هذا البحث العلاقة الرابطة بين التحرير المالي والإدخار العائلي في الجزائر بالفترة 1991-2002، وقد حاول الباحث تصميم مؤشر للتحرير المالي في الجزائر وكذا تقدير دالة للإدخار حيث قام بإدماج مؤشر التحرير المالي كأحد المتغيرات المفسرة لمستوى الإدخار في الجزائر، وكانت نتائج الدراسة الأولية توحي أن للتحرير المالي أثر سلبي على مستوى الإدخار. وفي نفس الوقت تظهر التقديرات أن مستوى إدخار العائلات الجزائرية لم يتأثر بتغيرات سعر الفائدة.

- Oriana Bandiera & al**, Does Financial Reform Raise or Reduce Saving**[4]**?**

وقام الباحثون في هذه الدراسة باختبار العلاقة بين الاصلاحات المالية والادخار الخاص، حيث تشير النتائج النظرية إلى غموض العلاقة بين مستويات أسعار الفائدة والادخار بسبب تعدد جوانب الاصلاح المالي من جهة، وما ينطوي عليه الاصلاح من انتكاسات أحياناً من جهة أخرى. وباستخدام النموذج الاحصائي **ACP** قام الباحثون ببناء مؤشر للتحرير المالي لسلسلة زمنية قدرها 25 سنة لثمانية بلدان نامية.

وتوصل البحث إلى نفي الفرضية القائلة بتأثير إيجابي للإصلاحات المصرفية على نمو الادخار، بل كانت النتائج عكس ذلك تماماً. وأشارت النتائج إلى أن التحرير المالي يزيد من فرص الوصول للائتمان والذي يترافق مع انخفاض حجم الادخار.

وعليه سنحاول تناول هذا البحث بالمحاور التالية :

- ماهية الادخار العائلي ؛
- العوامل الاقتصادية المحددة لمدخرات القطاع العائلي ؛
- اصلاحات القطاع المصرفي ودورها في تعبئة مدخرات القطاع العائلي ؛
- أثر تحرير سعر الفائدة الحقيقي على الادخار العائلي بالجزائر بالفترة 1990-2016.

1 - ماهية مدخرات القطاع العائلي:

تمثل مدخرات القطاع العائلي الفرق بين الدخل المتاح وبين الإنفاق على أوجه الاستهلاك المختلفة[5]. أي يمثل إدخار القطاع العائلي الفرق بين دخل الأفراد وإنفاقهم على السلع الاستهلاكية والخدمات وكذلك المدفوعات الضريبية الشخصية. وذلك بفرض عدم وجود مكتنزات. ويرى بعض رجال الاقتصاد أنه يمكن اعتبار إدخار القطاع العائلي استهلاكاً لسلع المستقبل، باعتبار أن الفرد الذي يدخر جزءاً من دخله لا يفضل أكثر من تخصيص هذا الجزء من دخله للاستهلاك المستقبلي. و"تعتبر مدخرات القطاع العائلي أهم مصادر الادخار في الدول النامية، وذلك بالمقارنة مع الدول المتقدمة"[6].

ويمكن التمييز بين نوعين من الادخار ؛ أما الأول فاختياري وهو ادخار فردي متروك لحرية الفرد ووعيه ورغبته في الادخار، دون أن يكون هناك دافع خارجي يجبره عليه أو يلزمه به. وذلك مثل ما لدى الأفراد من ودائع، وحسابات ادخارية، وكذلك الادخار عن طريق شراء شهادات الاستثمار بأنواعها، وصناديق التوفير في البنوك والبريد. ولما كان الادخار الفردي اختياريا فللفرد علاوة على حريته في تحديد المبلغ الذي يدخره، فإن له الحرية المطلقة في اختيار الوسيلة لذلك. أما الثاني فهو إجباري وهو شكل أساسي من أشكال الادخار الذي تلجأ إليه الدولة لصالحها ولصالح المواطن نفسه، وهو الادخار الذي يتحقق باقتطاع جزء من الدخل بصورة إلزامية، وتلجأ الدولة لمثل هذا الادخار لعدة أسباب تتمثل في كونه مصدراً لتمويل المشاريع الاستثمارية كشق الطرقات، وبناء المدارس،....الخ، إضافة إلى كونه منفعة للفرد المدخر نفسه، كالمعاشات واشتراكات الضمان الاجتماعي وغيرها[7].

2- العوامل الاقتصادية المحددة لمدخرات القطاع العائلي:

يتوقف الادخار العائلي على مجموعة من العوامل الاقتصادية، يأتي متوسط دخل الفرد في مقدمتها، إلى جانب النظام الضريبي، والمستوى العام للأسعار، ومدى اتساع السوق النقدية والمالية، ودرجة نماء الوعي الاقتصادي للأفراد، ومدى استقرار الأحوال الاقتصادية والسياسية. هذا إلى جانب عوامل أخرى ذاتية، تتمثل أساساً في عادات الادخار، والرغبة في توريث الثروة للأبناء والرغبة كذلك في تحسين مستوى المعيشة مستقبلاً، والاحتياط لأخطار المستقبل وكوارثه. وتبقى العوامل الاقتصادية الأكثر أهمية في دوافع الإدخار لدى العائلات، وفيما يلي استعراض لأهم تلك العوامل[8]:

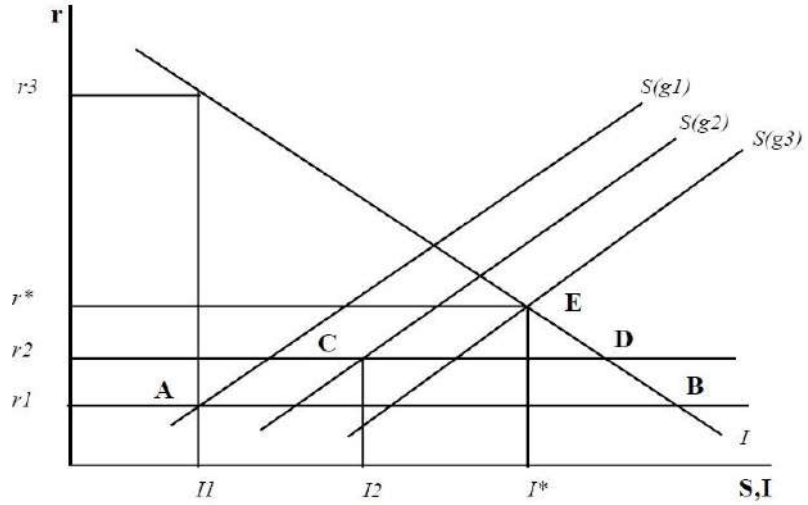
- الدخل: إن مستوى الدخل المتاح هو العامل الأكثر أهمية في تأثيره على الادخار، ويمكن التعبير عنه كمتغير يؤثر في السلوك الادخاري بالناتج الداخلي الاجمالي بالأسعار الجارية أو الثابتة.
- التضخم: وقد تباينت آراء الاقتصاديين في أثره على السلوك الادخاري، فمِن قائل أن ارتفاع الأسعار يؤدي إلى خلق جو نفسي يساعد على ارتفاع الطلب على كافة السلع والخدمات، مما يقلل من الدافع إلى الادخار. وعلى العكس من ذلك، يستعرض البعض أن توقع الارتفاع المتواصل في المستوى العام للأسعار إنما يؤدي إلى زيادة الادخار بسبب التشاؤم والخوف من المستقبل، مما يشجع الأفراد على الادخار.
- أسعار الفائدة: ويعتبر الكثير من الاقتصاديين أن التغيرات في أسعار الفائدة لها تأثيرا مباشرا على الادخار ؛ فالكثير من الشواهد تؤكد أن زيادة المدخرات تكون طردياً مع زيادة أسعار الفائدة الحقيقية خاصة عندما تكون هذه الأخيرة موجبة.
- السياسة المصرفية: تلعب المؤسسات المالية والمصرفية دور الربط بين الدائرتين المادية والنقدية من خلال قدرتها في تعبئة المدخرات، واستغلالها بكفاءة من خلال توجيهها نحو الاستثمارات الأكثر ربحية، كل هذا ضمن الإطار المرسوم لها وفقاً للسياسة المنتهجة (تحرير-كبح). فتؤكد الدراسات الحديثة أن الاصلاحات المصرفية ومنح المؤسسات المالية حرية أكبر يؤدي إلى ارتفاع حجم الموارد المعبئة، وارتفاع حجم الاستثمار والنمو الاقتصادي.

3- اصلاحات القطاع المصرفي ودورها في تعبئة المدخرات العائلية:

تشير تجارب الدول النامية التي نجحت في رفع معدلات النمو الاقتصادي بشكل كبير في العقدين الأخيرين، إلى قدرة هذه الدول على تعبئة المدخرات المحلية، وزيادة معدلات الإدخار من خلال تنشيط دور القطاع المصرفي في توفير قنوات ادخارية واستثمارية جاذبة للمدخرات المحلية، وكذا دوره في توفير أدوات التمويل الملائمة لاحتياجات الأفراد والشركات. فنوعية الخدمات المالية التي يقدمها القطاع المصرفي يمكن أن تؤثر على النمو الاقتصادي في الأجل الطويل، من خلال التأثير على حشد الموارد المحلية والخارجية لأغراض الاستثمار، في الوقت الذي تؤثر فيه على التخصيص الأمثل لهذه الموارد الاستثمارية، ومن ثم التأثير على النمو الاقتصادي. وتؤدي القيود المفروضة على مؤسسات الوساطة المالية حسب رونالد ماكينون وإدوارد شو 1973، إلى عديد الأثار السلبية على معدلات النمو، حيث تشجع أسعار الفائدة الحقيقية السالبة الاستهلاك الجاري، وتدفع الناس إلى الاحتفاظ بمدخراتهم في شكل أصول عينية بدلاً من الأصول المالية، على أساس أن الأصول العينية مثل العقارات والذهب وغيرها من المعادن الثمينة، تمثل وقاية أفضل ضد التضخم. الأمر الذي يؤدي بالضرورة إلى إعاقة تطور القطاع المالي كنتيجة لعدم كفاية الطلب على الأصول المالية، ويؤثر القطاع المالي الضحل بدوره سلباً على الادخار بسبب عدم وجود أدوات ادخار بديلة، هذا الانخفاض في تدفقات الادخار معناه موارد مالية أقل موجهة للاستثمار.

حيث أكدت المدرسة الليبرالية الحديثة بزعامة (رونالد ماكينون و إدوارد شو) على أنه يمكن الرفع من معدلات النمو الاقتصادي من خلال القضاء على كل أشكال التدخل الحكومي التي تشوه أداء وفعالية القطاع المالي. وعليه فالتعميق المالي "Financial Deepening" يمر حتماً عبر إلغاء كافة أشكال الكبح المالي. فالأثر الايجابي لإصلاحات القطاع المالي على الاقتصاد يكون في المقام الأول من خلال تحرير معدلات الفائدة الحقيقية، وبناءاً عليه يدعو (إدوارد شو) لتركها تتحدد بحرية وفق العرض والطلب بشكل يعكس الندرة النسبية للادخار. هذا التحرير يسمح بتحقيق معدلات فائدة موجبة فيرتفع حجم الادخار، من خلال ارتفاع خصوم البنوك التجارية والمؤسسات المالية، وتزداد مقدرة البنوك على منح الائتمان وتوجيه المدخرات إلى الاستثمارات الأكثر انتاجية فيتحقق النمو الاقتصادي. والشكل الموالي يوضح تحليل (*إدوارد* شو) لأثر سياسات الكبح المالي على الادخار والاستثمار والنمو الاقتصادي:

الشكل رقم (1): أثر سعر الفائدة على الادخار والاستثمار والنمو الاقتصادي.



Source : Baptiste Venet," Libéralisation financière et développement économique" ,Université Paris IX Dauphine,1994, P: 04.

ويعتمد شو في هذا التحليل على الفرضيات التالية:

- الاستثمار (I) هو دالة متناقصة في معدل الفائدة الحقيقي (r)؛
- الادخار (S) هو دالة متزايدة في معدل النمو الاقتصادي (g) وفي معدل الفائدة الحقيقي (r)؛
- كل دالة للادخار (S) ممثلة بدلالة معدلات النمو الاقتصادي (g)، حيث $g1 < g2 < g3$؛
- (r^*) هو معدل الفائدة التوازني الذي يتحقق عنده توازن الادخار مع الاستثمار ($S^* = I^*$)؛

● (r1) و(r2) يعبران عن حالتين لتحديد معدلات الفائدة بمستوى منخفض في إطار سياسة الكبح المالي حيث $r1 < r2 < r^*$.

وعليه نعتبر أن (g1) هو معدل النمو الاقتصادي المبدئي، عند المستوى (r1) (معدل الفائدة الحقيقي على الودائع البنكية والمحدد إداريا من طرف الدولة يكون الادخار عند المستوى (I1)، ويكون معدل النمو الاقتصادي عند المستوى (g1)، [.. لو كانت البنوك باستطاعتها تحديد أسعار الفائدة على القروض فسيكون المعدل عند المستوى (r3) (لاستثمار قدره I1) وتحقق البنوك هامش ربح قدره (r3 – r1) تستعمله البنوك في تمويل مصاريف الاعلانات أو تقديم خدمات مصرفية جديدة...الخ][9].وحسب (إدوارد شو) فإن تخفيض معدلات الفائدة على ودائع الأفراد وعلى القروض الممنوحة من البنوك في نفس الوقت، يهدف لتشجيع الاستثمار في القطاعات ذات الأولوية من خلال خفض تكلفة الاقتراض. وبالتالي فعند المستوى (r1) الذي يمثل من البنوك، يكون الادخار مساوياً لـــ (I1) الذي يسمح فقط بتمويل استثمار قدره (I1). وبالتالي فإن جزءاً من الطلب على الاستثمار لا يمكن تلبيته، وهو الجزء [A–B] وهو الطلب على الاستثمار الذي لا يجد التمويل اللازم بسبب ضعف الادخار عند هذا المستوى من الفوائد على الودائع.

بالمقابل فإن الانتقال من معدل فائدة قدره (r1) إلى معدل فائدة قدره (r2) يخفف من ضغوطات الحكومة على القطاع المالي، ولكن المستوى (r2) يمثل دائماً معدل فائدة محدد إدارياً من طرف الدولة بالرغم من أن حجم الاستثمار الذي لا يجد التمويل اللازم ينخفض من القيمة [A–B] إلى القيمة [C–D].وعند هذه القيمة يتحسن الادخار والاستثمار إلى المستوى(I2) ويرتفع النمو الاقتصادي إلى المستوى (g2).

الطلب على الاستثمار الذي لا يجد التمويل اللازم لا يختفي إلا عند المستوى التوازني (r^*) والذي يكون فيه الطلب على الاستثمار مساوياً لحجم الادخار المتوفر، وهو المستوى الذي يتحقق فيه أعلى مستوى من النمو الاقتصادي (g3).[10] وعليه فحسب (إدوارد شو) فإن اصلاح القطاع المالي ورفع القيود على مؤسسات الوساطة المالية يؤدي إلى تحقيق معدلات فائدة حقيقية موجبة، هذه الأخيرة تضمن الزيادة في تجميع المدخرات المحلية وتخصيصها في نفس الوقت للاستثمارات الأكثر فعالية وبالتالي تحقيق معدلات نمو اقتصادي أفضل.

4– أثر تحرير سعر الفائدة الحقيقي على الادخار العائلي بالجزائر:

4–1 التحليل الاحصائي:

إن الخطوة الأولى في عملية تحليل السلسلة الزمنية هو رسم مشاهداتها لمعرفة الاتجاه العام لها، ويمثل الشكل (2) أدناه السلسلة الزمنية للادخار العائلي على مستوى CNEP. والشكل (3) أدناه السلسلة الزمنية لأسعار الفائدة الحقيقية على الودائع بنفس المؤسسة.

4–1–1 التحليل الإحصائي لسلسلة الادخار العائلي (SM) :

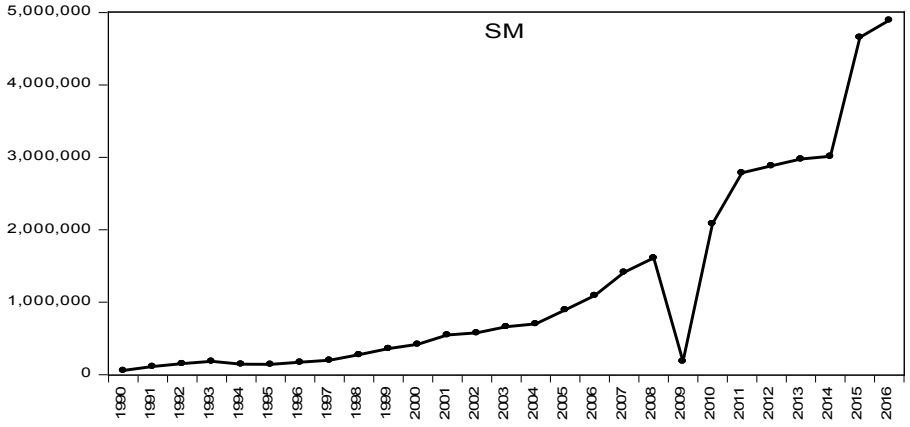
يتبين من قيم المتغيرة (**SM**) أن الادخار العائلي خلال فترة الدراسة كان محصورا بين أقل قيمـــة 57329.9 مليـــون دج مُسجَّلة سنة 1990 وأعلى قيمة 4895648 مليون مُسجَّلة سنة 2016، بمتوسط بلغ 1229946 مليون دج، وبانحراف معياري 1413673 مليون دج، وبالتالي فإن درجة التقلب 114.93% التي تؤشر على تذبذب في قيم هذه المتغيرة. تبين المعادلـــة أدنـــاه تطور الادخار العائلي كمتغير تابع لمتغير الزمن، حيث يمكن التعبير عنه بكثير حدود من الدرجة الثالثة :

$$SM = 581.11t^3 - 13514t^2 + 125790t - 137868$$
$$R^2 = 0.9372$$

وتفيد هذه البيانات من خلال المعادلة المقدرة وكما يبينه الشكل الآتي، بأن هناك اتجاها متذبذبا ويؤول إلى التزايـــد لحركـــة (SM)، حيث أن ميل الاتجاه يكون بمقدار مرتبط بعنصر الزمن في شكل كثير حدود من الدرجة الثانية كما يلي:

$$1743.33t^2 - 27028t + 125790$$

الشكل رقم (2): تطور الادخار العائلي SM خلال الفترة (1990-2016)



المصدر : إعداد الباحثين اعتمادا على بيانات **CNEP**

يتضح من الشكل البياني أعلاه أن حجم الادخار العائلي في تزايد مستمر وإن كان بوتيرة ضعيفة إلى غاية سنة 2009، ثم اصبح الارتفاع بوتيرة أكبر في الفترة الموالية، حيث كشف وزير المالية أن العائلات الجزائرية ادخرت ما قيمته 27 مليار دولار في أواخر سنة 2011، وأغلب هذه المدخرات كانت بغرض الحصول على سكن[11]. فالبرامج التي وضعتها الدولة للصيغ المختلفة للسكن كان لها الأثر البالغ في ارتفاع مدخرات القطاع العائلي بالجزائر الى غاية سنة 2016.

4-1-2 التحليل الإحصائي لسلسلة معدل الفائدة الحقيقي (TIR) :

يتبين من قيم المتغيرة (TIR) أن معدل الفائدة الحقيقي خلال فترة الدراسة كان محصورا بين أقل قيمة (-17,7%) مُسجَّلة سنة 1992 وأعلى قيمة 10,97% مُسجَّلة سنة 1997، بمتوسط بلغ (-2,24%) وبانحراف معياري 6,68%، وبالتالي فإن درجة التقلب 298,21% 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 :

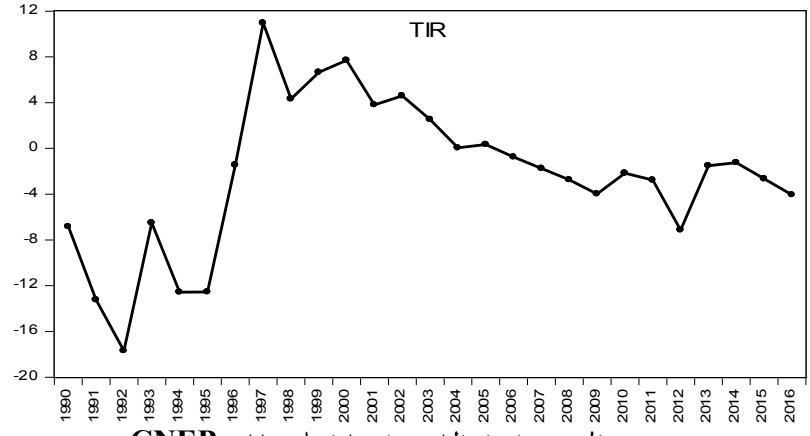
$$TIR = -0.0002t^5 + 0.0128t^4 - 0.3393t^3 + 3.7269t^2 - 14.104t + 2.7996$$

$$R^2 = 0.7869$$

وتفيد هذه البيانات من خلال المعادلة المقدرة وكما يبينه الشكل أدناه، 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 :

$$-0.001t^4 + 0.0512t^3 - 1.0179t^2 + 7.4538t - 14.104$$

الشكل رقم (3) : تطور معدل الفائدة الحقيقي على مستوى CNEP خلال الفترة (1990-2016)



المصدر : إعداد الباحثين اعتمادا على بيانات CNEP

اعتمدت السلطات النقدية بالجزائر على أسلوب التحرير التدريجي لأسعار الفائدة، حيث كانت أسعار الفائدة الدائنة هي أول من حررت في 1990، في حين تأخر تحرير أسعار الفائدة المدينة إلى غاية سنة 1994[12]. وظل سعر الفائدة الدائن خاضع لسقف 5% والذي ألغي في سنة 1996. والحقيقة أن التحديد الإداري لسعري الفائدة ظل قائماً ومُدَاراً بسبب اتفاق ضمني كان قائماً بين البنوك العامة تحت رعاية الجمعية المهنية للبنوك الفائدة تم فقط في سنة 2003[13].

ويتضح من خلال الشكل البياني أعلاه أن أسعار الفائدة الحقيقية الدائنة عرفت ثلاثة مراحل، حيث سجلت في الفترة 1990-1996 معدلات سالبة حتى بعد تحريرها في سنة 1990، رغم أن أسعار الفائدة الإسمية عرفت ارتفاعاً كبيراً بتلك المرحلة وصل إلى حد 17.25% في سنة 1996، ولكن معدلات الفائدة الحقيقية ظلت سالبة بسبب الارتفاع الأكبر لمعدلات التضخم بنفس الفترة. أما المرحلة الثانية فكانت بالفترة 1997-2005، وهي مرحلة سيادة أسعار فائدة حقيقية موجبة، ويعود السبب بالدرجة الأولى إلى انخفاض معدلات التضخم والذي بلغ في المتوسط 3% فقط، وهذه الأسعار ظلت موجبة بالرغم من الانخفاض المتواصل لأسعار الفائدة الإسمية من بداية المرحلة إلى نهايتها، حيث انخفضت من 16.67% سنة 1997 إلى 1.94% سنة 2005. ثم عادت معدلات الفائدة الحقيقية لتسجل معدلات سالبة مرة أخرى بالمرحلة الثالثة بالفترة 2006-2016 بسبب الانخفاض الغير طبيعي لأسعار الفائدة الإسمية الدائنة والذي استقر في حدود 1.75% منذ 2006.

5- التحليل القياسي:

5-1 الطريقة المستخدمة:

لغرض دراسة العلاقة بين معدل الفائدة الحقيقي ومعدل الادخار العائلي، سنستخدم بيانات سنوية تخص بنك CNEP، وذلك عن الفترة (1990ـــ2016). 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 أنجل وجرانجر Engle et Granger لتحليل التكامل المشترك.

5-2 نموذج الدراسة:

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

$$SM_t = \alpha + \beta.TIR_t + \varepsilon_t \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots(*)$$

حيث SM_t : معدل الادخار العائلي و TIR_t معدل الفائدة الحقيقي.

5-3 اختبارات الاستقرارية:

يهدف اختبار الإستقرارية إلى فحص خواص السلاسل الزمنية لكل من معدل الفائدة الحقيقي ومعدل الادخار العائلي خلال الفترة (1990-2016)، 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".[14] ولتأكيد ذلك أو نفيه، يتطلب الأمر استخدام اختبارات جذر الوحدة. ورغم تعدد اختبارات جذر الوحدة، إلا أنه سوف نعتمد في هذه الدراسة على اختبارين، وهما : 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 (في المستوى)

نوع الاختبار	نوع النموذج	TIR القيمة المحسوبة **القيمة الحرجة** الاحتمال الحرج	SM القيمة المحسوبة **القيمة الحرجة** الاحتمال الحرج
اختبار ديكي فوللر الموسع (ADF) H_0 : يوجد جذر وحدة	(1)	-1.993126 -1.954414 0.0461	5.278114 -1.957204 1.0000
	(2)	-2.028703 -2. 81038 0.2735	4.449392 -3.004861 1.0000

	2.357740 -3.658446 000 1.	-1.932296 -3.595026 0.6092	(3)
اختبار فيليب بيرون (PP) H_0 : يوجد جذر وحدة	3.704062 -1.954414 0.9998	-1.975819 -1.954414 0.0478	(1)
	2.848686 -2.981038 1.0000	-2.051454 -2.981038 0.2646	(2)
	-1.045219 -3.595026 0.9194	-1.891013 -3.595026 0.6303	(3)

المصدر : إعداد الباحثين، بناء على مخرجات برنامج EViews9.

ينص مبدأ الاختبارات الإحصائية على أنه إذا كان في إحدى النماذج الثلاثة جذر وحدوي، فهذا دليل على أن السلسلة تحتوي على جذر وحدوي ومنه فهي غير مستقرة[15]. ومنه نستطيع التأكيد على أن السلستين TIR و SM غير مستقرتين، على اعتبار أن القيم المحسوبة بالقيمة المطلقة بالنسبة لهما أقل تماما من القيم الحرجة لـــ **Mackinnon** خاصة بالنسبة للنموذج (2) و(3). وما يعزز هذه النتيجة هو قيم الاحتمال الحرج الأكبر من 5%.

الآن نطبق الاختبارين السابقين عند الفروق من الدرجة الأولى للسلسلتين المعنيتين. الجدول التالي يكشف النتائج الإحصائية التي تم الحصول عليها.

الجدول (2) : نتائج اختبارات جذر الوحدة لسكون السلاسل الزمنية المحولة (الفروق من الدرجة الأولى)

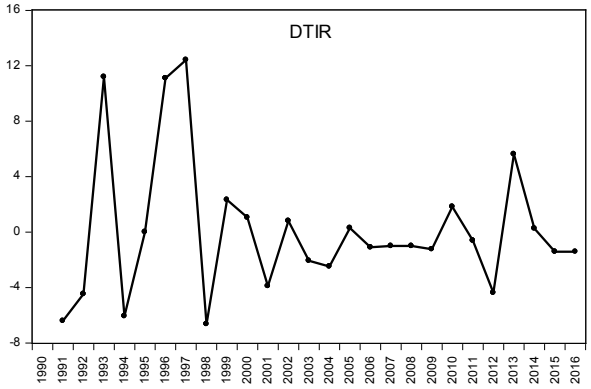
نوع الاختبار	نوع النموذج	**DTIR** القيمة المحسوبة **القيمة الحرجة** الاحتمال الحرج	**DSM** القيمة المحسوبة **القيمة الحرجة** الاحتمال الحرج
اختبار ديكي فوللر الموسع (ADF) H_0 : يوجد جذر وحدة	(1)	-5.650631 -1.95020 0.0000	2.821446 -1.960171 0.9975
	(2)	-2.265979 -2.998064 0.1905	2.200404 -3.029970 0.9998
	(3)	-2.435360 -3.622033 0.3536	-4.409188 -3.632896 0.0107
اختبار فيليب بيرون (PP) H_0 : يوجد جذر وحدة	(1)	-5.740592 -1.955020 0.0000	-5.403048 -1.955020 0.0000
	(2)	-5.668771 -2.986225 0.0001	-6.159290 -2.986225 0.0000
	(3)	-6.760755 -3.603202 0.0000	-14.22224 -3.603202 0.0000

المصدر : إعداد الباحثين، بناء على مخرجات برنامج **Eviews9**.

نلاحظ أن السلسلتان المحولتان عن طريق الفروق من الدرجة الأولى مستقرتان، وهذا بالنظر لنتائج اختبار PP الذي يعد أقوى من اختبار **ADF**، حيث في حالة تعارض نتيجة الاختبارين يتم ترجيح نتيجة اختبار PP. وذلك باعتبار أن القيم المحسوبة له أكبر تماما من القيم الحرجة لـــ **Mackinnon**، وما يعزز هذه النتيجة هو قيم الاحتمال الحرج الأصغر من 5%، أي أن **(DTIR)** و **(DSM)** متكاملتان

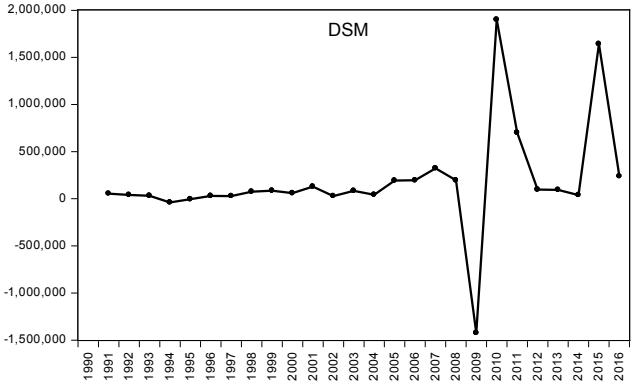
من الدرجة الأولى. وبالتالي هذه النتائج تنسجم مع النظرية القياسية التي تفترض أن أغلب المتغيرات الاقتصادية الكلية تكون غير ساكنة في المستوى ولكنها تصبح ساكنة في الفرق الأول. وبمشاهدة الشكلين الآتين تتأكد هذه النتيجة :

الشكل(4) : سلسلة معدل الفائدة الحقيقي بعد أخذ الفروق الأولى



المصدر : مرسوم اعتمادا على برنامج **Eviews9**

الشكل(5) : سلسلة معدل الادخار العائلي بعد أخذ الفروق الأولى



المصدر : مرسوم اعتمادا على برنامج **Eviews9**

حيث نلاحظ أن السلسلتين تتذبذبان حول وسط حسابي ثابت، مع تباين ليس له علاقة بالزمن، وهذا يعني أن هناك احتمالا بوجود تكامل مشترك بين معدل الفائدة الحقيقي ومعدل الادخار العائلي. للتحقق من ذلك، سنستخدم طريقة انجل – جرانجر للتكامل المشترك.

5-4 اختبار التكامل المشترك بطريقة انجل – جرانجر :

على ضوء اختبار جذر الوحدة السابق، اتضح أن كل متغير على حدى 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 :

$$\varepsilon_t = SM_t - \alpha - \beta.TIR_t \ldots\ldots\ldots\ldots (**)$$

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 (SM) 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 :

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

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، وأن العلاقة السابقة مضللة ولا يمكن الركون إليها.

أ) **تقدير معادلة انحدار التكامل المشترك** : بتطبيق طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية وإجراء انحدار الادخار العائلي على معدل الفائدة الحقيقي، تحصلنا على المخرجات التالية :

الجدول (3): النموذج المقدر للعلاقة طويلة الأجل

Dependent Variable: SM
Method: Least Squares
Date: 05/21/17 Time: 22:26
Sample: 1990 2016
Included observations: 27

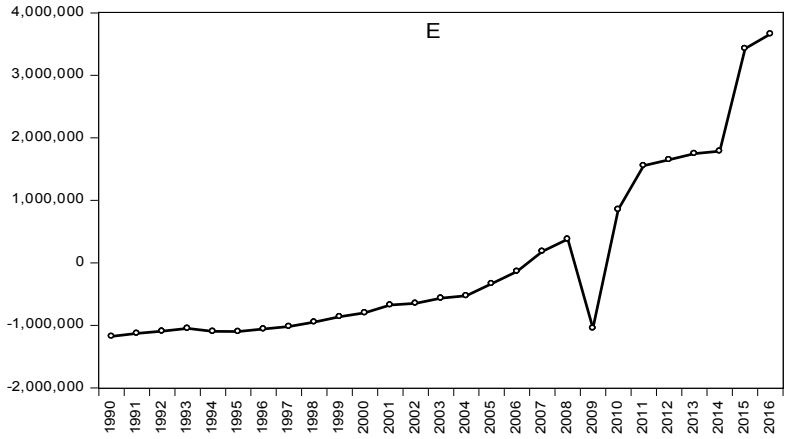
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1227737.	293273.8	4.186318	0.0003
TIR	-983.1723	42310.67	-0.023237	0.9816

R-squared	0.000022	Mean dependent var	1229946.
Adjusted R-squared	-0.039978	S.D. dependent var	1413673.
S.E. of regression	1441653.	Akaike info criterion	31.27167
Sum squared resid	5.20E+13	Schwarz criterion	31.36765
Log likelihood	-420.1675	Hannan-Quinn criter.	31.30021
F-statistic	0.000540	Durbin-Watson stat	0.176696
Prob(F-statistic)	0.981646		

المصدر : مخرجات برنامج **Eviews9**

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 (6) : بواقي معادلة انحدار التكامل المشترك



المصدر : مخرجات برنامج **Eviews9**

من الواضح أن سلسلة بواقي معادلة انحدار التكامل المشترك ليست مستقرة. ذلك أنها لا تتذبذب حول وسط حسابي ثابت مع تباين ليس له علاقة بالزمن، ولتأكيد ذلك سنقوم بإجراء اختباري ديكي فوللر الموسع **(ADF)** وفيليب بيرون **(PP)** على بواقي التقدير. نتائج الاختبارين موضحة في الجدول التالي:

الجدول (4) : 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	0.380918	0.813592	4.442309	2.847624	2.419308	-1.065732
القيمة الحرجة	-1.954414	-1.954414	-3.004861	-2.981038	-3.658446	-3.595026
الاحتمال الحرج	0.7868	0.8817	1.0000	1.0000	1.0000	0.9159

المصدر : إعداد الباحثين بناءا على مخرجات برنامج **Eviews9**

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 و الادخار العائلي في **CNEP** . وبالتالي فإنه يمكن القول بأن تحركات الادخار العائلي لا تعتمد على تحركات معدل الفائدة الحقيقي خلال الفترة المعنية بالدراسة.

ويمكننا اجراء اختبار أنجل – غرانجر مباشرة، حيث نتحصل على النتائج التالية :

الجدول (5): اختبار أنجل – جرانجر للتكامل المشترك

Series: SM TIR
Sample: 1990 2016
Included observations: 27
Null hypothesis: Series are not cointegrated
Cointegrating equation deterministics: C
Automatic lags specification based on Schwarz criterion (maxlag=5)

Dependent	tau-statistic	Prob.*	z-statistic	Prob.*
SM	0.380918	0.9961	0.964042	0.9966
TIR	-2.070190	0.5027	-7.399475	0.4857

*MacKinnon (1996) p-values.

Intermediate Results:

	SM	TIR
Rho - 1	0.037079	-0.284595
Rho S.E.	0.097340	0.137473
Residual variance	3.65E+11	21.88312
Long-run residual variance	3.65E+11	21.88312
Number of lags	0	0
Number of observations	26	26
Number of stochastic trends**	2	2

**Number of stochastic trends in asymptotic distribution

المصدر : إعداد الباحثين بناءا على مخرجات برنامج **Eviews9**

تشير النتائج إلى قبول الفرضية الصفرية التي تنص على غياب علاقة توازنية بين المتغيرتين، على اعتبار أن الاحتمال الحرج أكبر من 5%. وللتأكد من اتجاه العلاقة السببية بين معدل الفائدة الحقيقي و الادخار العائلي، نستخدم اختبار جرانجر للسببية.

5-5 دراسة العلاقة السببية بين معدل الفائدة الحقيقي ومعدل الادخار العائلي:

طبقا لجرانجر، إذا كانت لدينا سلسلتان زمنيتان تعبران عن تطور ظاهرتين اقتصاديتين مختلفتين عبر الزمن t وهما في دراستنا هذه تمثلان كل من **TIR** و**SM**، فإذا كانت السلسلة **TIR** تحتوي على المعلومات التي من خلالها يمكن تحسين التوقعات بالنسبة للسلسلة **SM** ؛ ففي هذه الحالة نقول إن المتغير **TIR** يسبب المتغير **SM**. ويتطلب اختبار السببية لجرانجر تقدير نموذج متجه انحدار ذاتي **VAR** ثنائي الاتجاه الذي يصف سلوك المتغيرين **SM** و **TIR**، كما يتطلب كذلك استخدام المتغيرات بصيغتها المستقرة، لأن غياب صفة الاستقرار قد يجعل الانحدار المقدر زائفا، وبالتالي سنأخذ بعين الاعتبار **DSM** و **DTIR** كما يلي :

$$DSM_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p} \beta_i . DSM_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} \phi_i . DTIR_{t-i} + \mu_{1t} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots \quad (1)$$

$$DTIR_t = \delta_0 + \sum_{i=1}^{p} \varpi_i . DTIR_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} \theta_i . DSM_{t-i} + \mu_{2t} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots \quad (2)$$

حيث : μ_{1t} و μ_{2t} بواقي النموذجين. لكن قبل تحديد العلاقة السببية بين المتغيرين، يجب تحديد عدد الفجوات الزمنية P المناسب لنموذج $VAR(P)$، ويتم عادة تحديدها اعتمادا على معياري **AIC** و**SC**. لإجراء اختبار جرانجر للعلاقة السببية بين معدل الفائدة الحقيقي و الادخار العائلي، استخدمنا برنامج **Eviews9** مع أخذ عدد الفجوات الزمنية **(Lags: 2)**، أين تحصلنا على النتائج التالية :

الجدول (6) : نتائج اختبار سببية جرانجر بين DTIR وDSM

Pairwise Granger Causality Tests
Date: 05/21/17 Time: 22:58
Sample: 1990 2016
Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DTIR does not Granger Cause DSM	24	0.15399	0.8583
DSM does not Granger Cause DTIR		0.78166	0.4718

المصدر : مخرجات برنامج **Eviews9**

تشير النتائج إلى غياب علاقة سببية تتجه من معدل الفائدة الحقيقي نحو الادخار العائلي، على اعتبار أن قيمة الاحتمال الحرج الموافق لإحصائية فيشر 85,83% وهي أكبر من 5%. وكذلك غياب علاقة سببية تتجه من الادخار العائلي نحو معدل الفائدة الفائدة، وما يعزز هذه النتيجة قيمة الاحتمال الحرج الموافق لإحصائية فيشر التي تساوي 47,18%، وهي أكبر من 5%. إذن نستنتج أنه لا توجد سببية في أي من الاتجاهين. وبالتالي يمكن القول بأن معدل الفائدة الحقيقي والادخار العائلي لا يرتبطان بعلاقة طويلة خلال الفترة المغطاة بالدراسة، وهو ما يعزز النتائج المتوصل إليها سابقا بإتباع أسلوب التكامل المشترك.

وعلى ضوء النتائج المتحصل عليها من الاختبارات السابقة والمعتمدة على أسلوب التكامل المشترك وباستعمال برنامج **Eviews9**، يمكن القول أن الاصلاحات المالية لم تؤثر على تعبئة مدخرات القطاع العائلي، وإن الزيادة في تراكم الادخار يعود لأسباب أخرى غير معدل الفائدة الحقيقي.

الخلاصة:

قامت الجزائر في مطلع التسعينيات بتطبيق الاصلاحات المالية التي جاء بها نموذج "ماكينون و شو " والمقدمة في توصيات برنامج صندوق النقد الدولي، والقاضي بدفع أسعار الفائدة الى الارتفاع للوصول الى أسعار فائدة حقيقية موجبة، من أجل تشجيع تعبئة الادخار، ورفع إنتاجية رأس المال، كما هو شأن الدول المتقدمة. إلا أن النتائج لم تكن على النحو المخطط له، فلم يكن لهذه السياسات الأثر الواضح على الادخار على النحو الذي جاءت به مدرسة التحرير المالي، خاصة استجابة الادخار لمعدلات الفائدة الحقيقية، وبالتالي عدم صحة الفرضية الأساسية للبحث. وبناء عليه، يمكن تفسير نتائج البحث على النحو التالي :

- لا أثر واضح لسعر الفائدة على الادخار العائلي بالجزائر : فالمسار الذي عرفته أسعار الفائدة الحقيقية لم يكن له الأثر البالغ في مستويات الادخار العائلي. والتي عرفت نسقاً تصاعدياً طيلة الفترة محل الدراسة بصرف النظر عن تغيرات أسعار الفائدة الحقيقية (سالبة كانت أم موجبة). فيما عدى سنة 2009، والتي سجلت انخفاضاً عن السنة التي قبلها بالرغم من أن معدل الفائدة الحقيقي لتلك السنة يعتبر مرتفعاً مقارنة بالسنة التي قبله، ولكن بأخذ سنة 2012 كمثال والتي سجلت معدل فائدة سالب وصل إلى (-7.14%) ولكن الادخار سجل زيادة، مقارنة بالسنة التي قبلها. وعليه فتأثير التغير في معدل الفائدة ضعيف تماماً كما أثبت ذلك النموذج الإحصائي. ويعود ذلك إلى غياب بدائل أخرى للمدخرين، خاصة أولئك الراغبين في الحصول على تمويل السكن بإحدى الصيغ التي يوفرها الصندوق الوطني للتوفير والاحتياط وبالتالي عدم صحة الفرضية الأساسية للبحث.
- ضعف المداخيل ونقص الوعي الادخاري لدى العائلات الجزائرية. حيث يشير انخفاض نسبة ادخار الأسر إلى تدني رغبتها بشكل عام في الاحتفاظ بجزء من دخلها، وإلى ضعف وغياب آليات الادخار وانخفاض حوافزه في الجزائر. وتوجد قناعات لدى جزء كبير من العائلات بانخفاض أهمية الادخار وانخفاض فاعليته في تحقيق طموحاتها.
- محدودية نطاق عمل مؤسسات الوساطة المالية المسؤولة عن جمع وتعبئة المدخرات الوطنية لاسيما مدخرات القطاع العائلي.
- العامل الديني، فقد أثبتت العديد من المحطات عدم استجابة الشعب الجزائري لخيارات التمويل أو التعبئة إذا كانت محاطة بصيغ ربوية، فالكثير منه يجد قلقا وحرجاً في التعامل بأسعار الفائدة البنكية والتي تعتبر من المعاملات الربوية المحرمة شرعاً. بالمقابل غياب بدائل شرعية لاسيما مصارف تقدم خدمات مالية موافقة للشريعة الاسلامية.

- غياب ثقة الأفراد في مؤسسات الوساطة المالية، وتفشي ظاهرة الاكتناز والاحتفاظ بالثروة في شكل أصول عينية كالعقارات والتجهيزات والحلي وغيرها.
- أدى توافر الموارد المالية لدى الدولة إلى التراخي في وضع سياسات وآليات جمع المدخرات المحلية، الذي يعد مصدراً مهماً للاستثمار ورفع دخول الأسر وتنمية الاقتصاد الوطني.

وعليه يمكن تقديم التوصيات التالية :

- تعميق مستوى الوعي الادخاري لدى أكبر عدد ممكن من المواطنين، وبالتالي جعلهم أكثر انجذابا نحو استثمار مدخراتهم في مجالات استثمارية مجزية، مما يساهم في تحقيق التنمية الاقتصادية.
- مراعاة الدافع الديني للأفراد، فعلى البنوك أن تعي بأنه يوجد الكثير ممن يفضلون عدم الاستجابة في قراراتهم الادخارية لأسعار الفائدة، ويفضلون بالمقابل الربط بين توظيف أموالهم، وبين مؤشرات الربحية في الأنشطة الاقتصادية. ويبدو أن معالجة ضعف الميل للادخار يقتضي التخلي عن معدل الفائدة، أو على الأقل عدم إجبار الأفراد على التعامل به أخذا أو عطاءاً.
- يلعب القطاع المصرفي، والسوق المالية، والمؤسسات الرسمية أدواراً محوريةً في تحفيز الادخار العائلي، ولا توفر هذه القطاعات في الوقت الحالي بالرغم من الاصلاحات التي عرفتها آليات الادخار المنشودة ولا تشجع الأفراد على الادخار. ولهذا يجب العمل أكثر على تشجيع التنافس بين مؤسسات الوساطة المالية من أجل استقطاب هذه المدخرات. وكذلك طرح أدوات مالية تتناسب مع طبيعة ومكونات المجتمع لاسيما أدوات مالية إسلامية على غرار الصكوك المالية الاسلامية.
- رفع فاعلية السوق المالية في تشجيع الادخار من خلال رفع وتيرة إصلاحها، والذي يضمن توفير قنوات ادخار محلية عامة وواضحة وسليمة وآمنة ومتمتعة بقدر كبير من الثقة والمصداقية.
- تلعب السياسات النقدية والمالية التوسعية دوراً أيضاً في تراجع معدلات الادخار. ويمكن للقطاعات الحكومية تشجيع الادخار من خلال إيجاد برامج ادخار وتحفيز المواطنين والموظفين على الادخار.
- تشجيع البنوك الاسلامية فقد نجحت هذه الأخيرة في تعبئة الادخار، من خلال تقديمها مزايا ايجابية للمدخرين تشجيعاً لهم على الإيداع والادخار ؛ مثل منح القروض الحسنة، وبعض الخدمات الاجتماعية كالحج والعمرة.

الهوامش والمراجع :

[1] بطاهر علي، اصلاحات النظام المصرفي الجزائري وأثارها على تعبئة المدخرات وتمويل التنمية، أطروحة دكتوراه في العلوم الاقتصادية، (غ.م) جامعة الجزائر، 2006.

[2] غربي ناصر صلاح الدين و بن بوزيان محمد، أثر تحرير أسعار الفائدة على حجم الادخار "دراسة قياسية لحالة الجزائر"، ورقة بحثية مقدمة للملتقى الدولي حول (الأزمة المالية الراهنة والبدائل المالية والمصرفية)، المركز الجامعي خميس مليانة، 50-06 ماي 2009.

[3] *M.Y.Boumghar, liberalisation financiere et epargne des menages :quel(s) liens(s)?, revue du Centre de Recherches en Economie Appliquée pour le Développement, Algerie, 2007.*

[4] *BANDIERA, Oriana, CAPRIO, Gerard, HONOHAN, Patrick, et al. Does financial reform raise or reduce saving?. Review of Economics and statistics, 2000, vol. 82, no 2, p. 239-263.*

[5] محمد عبد العزيز عجمية وآخرون، التنمية الاقتصادية دراسات نظرية وتطبيقية، الدار الجامعية، الاسكندرية، 2006، ص 198.

[6] محمد عبد العزيز عجمية، محمد علي الليثي، التنمية الاقتصادية: مفهومها ـــ نظرياتهاـــ سياساتها، الدار الجامعية، الإسكندرية، 2004، ص228.

[7] إسماعيل رياض، الادخار في المجتمع الاشتراكي، مكتبة القاهرة الحديثة، دون سنة نشر، ص33.

[8] بطاهر علي، مرجع سابق.ص-ص: 181-184.

[9] *Baptiste Venet , Libéralisation financière et développement économique, Université Paris IX Dauphine,1994,p:04 .*

[10] *Ibid.p: 05.*

11 Ministre Des Finances, Les ménages algériens ont épargné 27 milliards de dollars, consulte le 20/05/2017 http://www.liberte-algerie.com.

[12] أنظر الأمر 13-94 الصادر في 02 جوان 1994.

[13] *M.Y.Boumghar, Op.cit,P:190.*

14 MELARD Guy, Méthodes de prévision à court terme, Edition Ellipses, Bruxelles, 1990, P282.

15 Régis bourbonnais, Exercices pédagogiques d'économétrie, 2ème édition, économica, Paris, 2012. p159.

الملاحق:

سعر الفائدة الحقيقي والادخار العائلي الاجمالي بالفترة 1990-2016. الوحدة 10^6دج

السنوات	الادخار العائلي	سعر الفائدة الحقيقي	السنوات	الادخار العائلي	سعر الفائدة الحقيقي
1990	57,329.90	-6.83	**2004**	702,458.30	0.05
1991	112,404.30	-13.23	**2005**	894,448.40	0.34
1992	153,111.10	-17.7	**2006**	1,091,159.40	-0.75
1993	184,377.90	-6.5	**2007**	1,414,376.80	-1.75
1994	145,573.10	-12.56	**2008**	1,610,855.00	-2.75
1995	141,454.80	-12.55	**2009**	185,367.20	-3.99
1996	171,838.10	-1.45	**2010**	2,084,959.40	-2.16
1997	199,571.30	10.97	**2011**	2,786,738.60	-2.77
1998	275,286.20	4.33	**2012**	2,884,048.35	-7.14
1999	360,671.70	6.65	**2013**	2,977,365.10	-1.51
2000	420,104.50	7.7	**2014**	3,015,487.18	-1.25
2001	548,437.50	3.8	**2015**	4,658,248.25	-2.66
2002	576,639.80	4,60	**2016**	4,895,648.45	-4.07
2003	660,575.90	2.53			

المصدر: بيانات مديرية الصندوق الوطني للتوفير والاحتياط **CNEP**

كيفية الاستشهاد بهذا المقال حسب أسلوب APA:

عبد الكريم بوغزالة أمحمد ، أحمد سلامي (2018)، الإصلاحات المصرفية ودورها في تعبئة مدخرات القطاع العائلي بالجزائر، المجلة الجزائرية للدراسات المحاسبية والمالية، المجلد 04 (العدد 01)، الجزائر: جامعة قاصدي مرباح ورقلة، ص.ص 13-26.

يتم الاحتفاظ بحقوق التأليف والنشر لجميع الأوراق المنشورة في هذه المجلة من قبل المؤلفين المعنيين وفقا لـــ **رخصة المشاع الإبداعي نَسب المُصنَّف – غير تجاري – منع الاشتقاق 4.0 دولي** (CC BY-NC 4.0).

المجلة الجزائرية للدراسات المحاسبية والمالية مرخصة بموجب **رخصة المشاع الإبداعي نَسب المُصنَّف – غير تجاري – منع الاشتقاق 4.0 دولي** (CC BY-NC 4.0).

The copyrights of all papers published in this journal are retained by the respective authors as per the **Creative Commons Attribution License**.
Algerian Review of Studies in Accounting and Finance is licensed under a Creative Commons Attribution-Non Commercial license (CC BY-NC 4.0).