أثر تحرير أسعار الفائدة على حجم الادخار في الجزائر: دراسة قياسية للفترة (1990–2016)

Effect of interest rate liberalization on savings in Algeria: an econometric study for the period (1990-2016)

د.ناقل زينب[1]

المدرسة الوطنية العليا للإحصاء والاقتصاد التطبيقي – الجزائر

zinebenssea@gmail.com

د. رتيعـة محمد

جامعة يحي فارس– المدية – الزائر

ratiat@gmail.com

تاريخ الاستلام: 2019/06/02 تاريخ النشر: 2020/03/03

Abstract:

This study aims to determine the effect of the liberalization of interest rates on size of domestic savings in Algeria during the period 1990-2016, and analysis of the equilibrium relationship between the two factors in the long run, using the method of cointégration test and the Granger test of causality, toward this aim we based our study on world bank data, using eviews 8 program, an attempt to answer the following problem: Has the policy of liberalization of interest rates positively affected Algeria's domestic savings?

To answer this problem, this paper has been divided into the following axes:

- General concepts on the policy of financial restraint.
- Fundamentals of Financial liberalization.
- Liberalization of interest rates.
- Econometric analysis of the long-term relationship between savings and interest rates.

The econometric study resulted in the absence of a long-term relationship between the two variables, contrary to the policy of financial liberalization based on the work of McKinnon and Shaw (1973), which is based on partial liberalization of interest rates to stimulate national savings.

Keywords: financial liberalization - interest rates -savings – cointegration.

مقدمة:

عرف موضوع التحرير المالي اهتماما متزايد من قبل البلدان العربية خلال العقود الأخيرة، انطلاقا من الدور المهم الذي يلعبه القطاع المالي في تعزيز النمو الاقتصادي المتوازن والمستدام، حيث يرى أصحاب نموذج التحرير المالي، ومن بينهم ماكينون وشاو (1973) أن هذا النموذج كفيل بتخليص الدول النامية من تلك التبعات السلبية التي عانت منها لمدة طويلة.

وقد لجأت العديد من الدول النامية إلى سياسة تحرير سعر الفائدة للتخلص من الآثار السلبية لسياسة الكبح المالي الذي أدى إلى تدني مستويات الادخار، وتخلف النظام المصرفي، وجعل الأصول المالية المحلية أقل جاذبية من الأصول الأجنبية. سنحاول في هذا البحث إلقاء الضوء على جزئية التحرير المالي لأسعار الفائدة وأثرها على حجم الادخار في الجزائر خلال الفترة (1990-2016) حيث عرفت هذه المرحلة إصلاحات جذرية على مستوى الاقتصاد الوطني بصفة عامة ومن بينها سياسة تحرير أسعار الفائدة التي انتهجتها الحكومة منذ سنة 1990 لجذب المدخرات، وهذا لمعرفة مدى استجابة هذا الأخير للتغير الحاصل في أسعار الفائدة انسجاما مع التوجه العالمي نحو ما يعرف

1 -المؤلف المرسل: ناقل زينب، zinebenssea@gmail.com

بالانفتاح المالي في ظل إصلاحات كلية تتضمن إصلاح واستقرار الأسعار وإصلاح أوضاع المالية العامة و نظم الصرف و التجارة، وإعادة توجيه المدخرات و تدفقات الاستثمار، وهذا من خلال الإجابة على الإشكالية التالية:

هل أثرت سياسة تحرير أسعار الفائدة بشكل إيجابي على حجم الادخار المحلي في الجزائر؟.

كإجابة أولية لهذه الأسئلة تنطلق هذه الدراسة من الفرضيات التالية:

- تبني سياسة تحرير أسعار الفائدة في الجزائر يحفز المدخرات الوطنية.
- توجد علاقة طويلة الأجل بين أسعار الفائدة المحررة و حجم الادخار.
- توجد علاقة سببية ذات اتجاهين بين أسعار الفائدة المحررة و حجم الادخار.

تعتمد هذه الدراسة على منهج التحليل القياسي لتحديد العلاقة طويلة الأجل بين متغيري الدراسة عن طريق استخدام بيانات سنوية تخص الاقتصاد الوطني صادرة عن البنك العالمي، وذلك خلال الفترة (1990-2016) .

المحور الأول: مفاهيم عامة حول سياسة الكبح المالي:

ساد نمط التقييد المالي في معظم الدول النامية والناشئة لفترة طويلة من الزمن، والتي كانت تمارس هذه السياسة بالاعتماد على الأدوات المباشرة في إدارة الاقتصاد والسياسة النقدية، ترتب عنها نتائج سلبية امتدت إلى غاية نهاية ثمانينات القرن العشرين تجسدت في التقليص من حجم القطاع المالي وإضعاف فعالية خدماته والحد من حركة رؤوس الأموال والاستثمارات والتكنولوجيا بين الدول.

أولا: مفهوم التقييد المالي:

لقد طرح مفهوم الكبح المالي لأول مرة من طرف كل من (McKinnon et Shaw) حيث لوحظ أن اقتصاديات الدول النامية تعاني الكثير من العوائق و القيود خاصة فيما يتعلق بأنظمتها المالية، و قد ساد نمط الكبح أو التقييد المالي لفترة طويلة من الزمن في معظم البلدان النامية امتد إلى غاية نهاية ثمانينات القرن العشرين. ومن خلال التعاريف العديدة المقدمة لهذا المفهوم نذكر منها:

- McKinnon et Shaw (1973)[1]: يعرفانه على أنه انعكاس لتدخل الحكومة الشديد في المجال الاقتصادي و المالي، ويظهر ذلك من خلال التشريعات والقوانين الخاصة بالنشاط البنكي و الهادفة أساسا إلى الحد من حرية الجهاز المصرفي.
- أما Chatelain-Amable: فيعرفانه على أنه إبقاء أسعار الفائدة تحت مستويات التوازن المحددة من طرف قانون العرض والطلب، و التدخل في برنامج توزيع القروض في الاقتصاد، وبصفة عامة الكبح المالي يعني في نظرهما كل تدخل ممارس من طرف الحكومة في الأنشطة المالية بهدف السيطرة التامة على نشاط الوساطة المالية و ذلك لضمان توجيه التمويل الكافي للقطاع العمومي.[2]

ثانيا: آليات الكبح المالي (التقييد المالي):

للقيود المالية عواقب مدمرة على عمق النظام المصرفي وقوته المؤسسية. ومع وجود قيود مالية، يصبح العمق المالي ضحل جدًا لا سيما في ظل أسعار الصرف الحقيقية السلبية ونقص المنافذ القابلة للبقاء تجاريًا اللازمة لأموال المصارف وسوء تخصيص الإئتمانات التي تديرها الحكومات . كما أن الكبح المالي، لا سيما أسقف وضوابط سعر الفائدة، تحد من النمو الإقتصادي بشكل كبير [3]. ويتخذ التقييد المالي عدة وسائل من أهمها :

أ -توجيه القروض لفائدة قطاعات معينة دون غيرها

ب -تحديد سقف سعري لأسعار الفائدة وبالتالي تثبيت سعر الفائدة الاسمي تحت المستوى الذي يحقق التوازن بين العرض والطلب على الأصول المالية.

ج فرض احتياطات إلزامية بنسب عالية نسبيا بدون فوائد لدى البنك المركزي.

أد -منع دخول بنوك أجنبية إلى السوق المحلي.

أه تقييد حركة الدخول إلى السوق المالي سواء بالنسبة للمستثمرين المحليين أو المستثمرين الأجانب وسواء كانوا ينشطون في القطاع الحقيقي أو الأسواق المالية.

أو -فرض قيود على حركة رؤوس الأموال من وإلى الخارج سواء في شكل قروض، استثمارات محفظة، تحويلات، أرباح...

أز -ملكية القطاع العام للمؤسسات المالية.

ثالثا: نتائج سياسة التقييد المالي:

بالنسبة لنتائج التقييد المالي على الاقتصاد فإن الآراء تختلف، منها ما يرى بأن هذه النتائج إيجابية ومنها ما يرى بأنها سلبية .وفيما يلي نحاول حصر أهم هذه النتائج بتقسيمها إلى نتائج إيجابية وأخرى سلبية.

1 – النتائج الإيجابية لسياسة التقييد المالي:

يمكن تلخيص النتائج الإيجابية لسياسات التقييد المالي في النقاط الآتية :

أ –تسمح سياسات التقييد المالي حسب مؤيديها بعقلنة منح القروض للمقترضين، حيث يكثر عدد من يطلبون القروض مقابل محدودية العرض، وهو ما يتيح للبنك إمكانية الاختيار على أساس تقليص المخاطر وتعظيم الأرباح.

أب –تمكين الحكومات من تخصيص الموارد المالية لصالح قطاعات اقتصادية تستهدف السياسات الإقتصادية تطويرها لأسباب اقتصادية أو اجتماعية على غرار القطاع الزراعي أو القطاع العام الذي يوظف أعداد كبيرة من العمال.

أج –تتمكن الحكومة من تمويل العجز العام الذي تعانيه عن طريق سياسات الكبح المالي في ظل عجز أو قصور النظام الضريبي عن القيام بدوره.[4]

2 – النتائج السلبية لسياسة الكبح المالي

فيما يلي سنحاول حصر أهم النتائج السلبية لسياسة التقييد المالي:

أ –تدني أسعار الفائدة الإسمية على الودائع والقروض إلى حد أضحت معه أسعار الفائدة الحقيقية (في ظل تزايد معدلات التضخم) سلبية، الأمر الذي انعكس بالسلب على كافة عوائد الأصول المالية الأخرى ومن ثم على أسعارها.

أب –أدى سوء إدارة تخصيص الإئتمان إلى خفض أنصبة الائتمان الموجهة للقطاعات المفترض دعمها وتوجيه الائتمان لها .وقد تزامن الإئتمان الموجه للقطاع العام مع حدوث نسبة مرتفعة للقروض غير المستردة .وقد أدت تلك النسبة المرتفعة غير المتكافئة مع تلك إلى ممارسة ضغوط سلبية على كل من ربح البنوك والقاعدة الرأسمالية لها.

أج أصبحت الأصول المالية المحلية أقل جاذبية من البدائل الأخرى من الأصول الأجنبية، وأدى إلى تقلص رقعة النظام المالي الرسمي مقاسا بنسبة الأصول المالية المحلية إلى الناتج المحلي الإجمالي.

أد -انخفاض درجة العمق المالي التي تشير إلى الحجم النسبي للسيولة العامة (العملة والنقود والودائع الجارية والودائع لأجل في البنوك والمؤسسات المالية كصناديق التوفير والبريد) إلى الناتج المحلي الإجمالي. وبالتالي انخفاض الأرصدة القومية القابلة للإقراض.

أه تحديد أسعار الفائدة تحت مستواها التوازني يؤدي إلى تدني حجم المدخرات المالية في النظام المالي وبالتالي تقليص الأموال الموجهة للاستثمار مما ينعكس سلبا على معدلات النمو الإقتصادي[5].

المحور الثاني: أساسيات حول التحرير المالي:

يعد التحرير المالي في كثير من البلدان من العناصر الرئيسية في استراتيجية التكيف الهيكلي و ذلك في سياق عملية إعادة هيكلة الاقتصاد العالمي وفقا لمتطلبات استكمال حلقات التحرير الاقتصادي. فمع انطلاق برامج إعادة الهيكلة الموجهة من قبل صندوق النقد الدولي، كان التحرير المالي في خضم السياسات والإجراءات التي تم إنجازها كجزء من المجموعة المتكاملة لإعادة هيكلة اقتصاديات الدول المتجهة نحو اقتصاد السوق.

أولا: ماهية التحرير المالي:

يعتبر نموذج التحرير المالي الذي ظهر سنة 1973 أحد النماذج الكلاسيكية الحديثة التي تكرس مفهوم تجدد الفكر الكلاسيكي وقابليته للتطبيق مع اختلاف الظروف الاقتصادية والتطور الدائم الذي أصبحت تعرفه الحياة الاقتصادية. وهناك عدة تعريفات لسياسة التحرير المالي، نذكرها في ما يلي[6]:

- عرفه R. Mc Kinnon et E. Shaw(1973) على أنه: " الحل الأمثل للخروج من حالة الكبح المالي، ووسيلة بسيطة وفعالة لتسريع وتيرة النمو الاقتصادي في الدول النامية."

- عرفه Amable, Chatelain et De Bandt(1997) على أنه: " تلك السياسة التي تقود إلى رفع الادخار، واستخدام أمثل للموارد المالية المتاحة للإستثمار.

- كذلك عرفه Murat Ucer (2000) على أنه: " عبارة عن عملية تتمثل في مجموعة من الإجراءات التي تطبق من أجل إلغاء القيود المفروضة على القطاع المالي والمصرفي كتحرير معدلات الفائدة، ونزع القيود المفروضة على حساب رأس المال، وذلك بهدف إصلاح القطاع المالي الداخلي والخارجي للدولة."

ويمكن تعريف التحرير المالي بالمعنى الضيق على أنه مجموعة من الإجراءات التي تسعى إلى خفض درجة القيود المفروضة على القطاع المصرفي والتقليل من احتكار الدولة له و فتحه أمام المنافسة. أما بالمعنى الشامل فيشمل" مجموعة الأساليب والإجراءات التي تتخذها الدولة لإلغاء أو تخفيف درجة القيود المفروضة على عمل النظام المالي، بهدف تعزيز مستوى كفاءته وإصلاحه كليا ، و تشجيع القطاع الخاص على إنشاء المصارف و السماح للبنوك الأجنبية من الدخول إلى السوق المصرفية المحلية [7] ."

ثانيا: عناصر التحرير المالي[8]:

يشمل التحرير المالي و المصرفي ثلاثة عناصر هي:

1 تحرير القطاع المالي المحلي:

يشمل تحرير القطاع المالي ثلاث متغيرات أساسية هي:

أ- تحرير أسعار الفائدة عن طريق الحد من الرقابة المتمثلة في تحديد سقوف عليا لأسعار الفائدة الدائنة والمدينة، وتركها تتحدد في السوق بالإلتقاء بين عارضي الأموال والطلب عليها للاستثمار.

ب- خفض معدل الاحتياطات الإجبارية المغالى فيها على البنوك.

ج- تحرير المنافسة البنكية بإلغاء وإزالة القيود والعراقيل التي تعيق إنشاء البنوك المحلية والأجنبية، وكذلك إلغاء كافة القيود المرتبطة باختصاص البنوك و المؤسسات المالية.

2 -تحرير الأسواق المالية: يتم بواسطة إزالة القيود والعراقيل المفروضة ضد حيازة وامتلاك المستثمر الأجنبي للأوراق المالية للمنشآت والمؤسسات المحلية المسعرة في بورصة القيم المنقولة والحد من إجبارية توطين رأس المال وأقساط الأرباح والفوائد[9] .

3 -تحرير تدفقات رأس المال: يتضمن حرية تدفق رؤوس الأموال و تحرير المعاملات المتعلقة بكافة أشكال رأس المال.

ثالثا: إجراءات التحرير المالي:

تختلف أساليب تحرير القطاع المالي من بلد لآخر حسب الأهداف المحددة للسياسة الاقتصادية العامة، وضمن الإطار الشامل للتحرير الاقتصادي، فهي إما إجراءات تهدف إلى تحسين السياسة النقدية، أو لتشجيع المنافسة في القطاع المالي، أو لتحسين الأساليب و تطوير الأسواق المالية أو لدعم التنظيم الهيكلي للجهاز المصرفي، و يمكن عرض هذه الإجراءات في النقاط التالية: [10]

أ– العمل على تخفيف الرقابة، وذلك باستخدام الأدوات الكمية (غير المباشرة) للسياسة النقدية بدلا من الأدوات النوعية(المباشرة) التي تكون عادة معيقة لاستراتيجية التحرر، إذ يعد استخدام الأدوات النقدية غير المباشرة جزءا مهما من مجموعة أوسع من الإصلاحات لم تشمل تحرر القطاع المالي فحسب، بل تتناول أيضا تحرر الاقتصاد بوجه عام.

ب – إعطاء حرية أوسع لتحديد أسعار الفائدة والاتجاه نحو السوق المالية لتحديدها.

ت – تخفيف القيود المفروضة على السوق المالية وذلك من خلال إلغاء الحواجز أو تقليلها أمام انضمام المستثمرين وشركات المساهمة في السوق أو الانسحاب منها، الأمر الذي يعزز تشجيع شركات المساهمة وإعطائها حرية أوسع في تحديد كيفية إصدار الأوراق المالية.

ث - إلغاء السقوف الائتمانية المفروضة على البنوك التجارية وإعطاء الأخيرة الحرية في تحديد هيكل أسعار الفائدة المفروضة على الودائع أو على القروض.

ج - العمل على تحسين البنية الأساسية لتطوير الأسواق المالية، مثل إنشاء شبكة للتعامل مع السماسرة والوسطاء في السوق المالية.

ح - إلغاء ضوابط الصرف، و ذلك باعتماد سعر صرف متغير يتحدد وفق تغيرات قوى السوق، إذ أن سعر صرف العملة المحلية يعكس المستويات الحقيقية لأسعار مختلف الموجودات المحلية.

خ– تحرير أسعار الفائدة، ويتم ذلك بتخفيف القيود المفروضة على تحديد هيكل أسعار الفائدة.

رابعا: مستويات التحرير المالي

يعد التمييز بين التحرير الداخلي والتحرير الخارجي، من القضايا الرئيسية الكامنة خلف جهود التحرير المالي .فالتحرير الخارجي يستلزم فتح الأسواق المالية المحلية أمام التدفقات المالية الدولية وإلغاء ضوابط الصرف وإزالة الحواجز أمام دخول البنوك الأجنبية.

ويمكن القول أن تحرير حساب رأس المال يعد جوهر عملية التحرير الخارجي، أي أن إلغاء الحظر على المعاملات في حساب رأس المال يتضمن :المعاملات المتعلقة بالاستثمار الأجنبي المباشر والاستثمار في سوق الأوراق المالية، وكذلك المتعلقة بالبنوك التجارية التي تشمل الودائع غير المقيمة والقروض الأجريبة. وأما التحرير الداخلي فإنه يشير إلى الإصلاحات المؤدية إلى أداء أكثر حرية للأسواق المالية المحلية، حيث يشمل إلغاء ضوابط الإئتمان المحلية المتعلقة بوضع حصص للإئتمان، وإلغاء الحدود القصوى لمعدل الفائدة، بالإضافة إلى إلغاء الأساليب التمييزية، واشتراطات رأس المال التي تعرقل بشدة دخول المشاركين المحليين إلى السوق المحلي. [11]

المحور الثالث: تحرير أسعار الفائدة:

تضم معظم الدول النامية حدودا قصوى لمعدلات الفائدة على القروض والودائع، مما أدى إلى وجود معدلات فائدة حقيقية سالبة لاسيما في البلدان ذات التضخم السريع، وإلى فارق واسع بين معدلات الإقراض ومعدلات الإيداع. وقد أدت هذه الظروف كما يرى البعض إلى

إعاقة الادخار، وعرقلة كفاءة الاستثمار في هذه الدول .لذلك يعتقد خبراء صندوق النقد الدولي أن التحرير المالي سيؤدي إلى ارتفاع معدلات الفائدة الإسمية بقدر أعلى من معدل التضخم، الأمر الذي سيشجع أصحاب الأموال على إيداع أموالهم في البنوك مقابل الفائدة، وزيادة المدخرات المحلية، ومن ثم توجيهها نحو الاستثمار. ويعتقد البعض أن من مزايا الانفتاح المالي، هو أن آليات السوق التي يرتكز عليها، سوف تؤدي إلى معدلات فائدة حقيقية موجبة دون مغالاة، و في هذه الحالة ستزيد ودائع البنوك بعد أن تتنافس في جذب المدخرات التي كانت تتجه بعيدا عن القطاع المالي الرسمي، و هذا الأثر سينعكس في زيادة الادخار المحلي.

فتحرير أسعار الفائدة يتحقق بإلغاء السقوف المفروضة عليها، و عدم تدخل السلطات النقدية في تحديدها، بحيث يصبح تحديدها خاضعا لآليات السوق فقط أي قوى العرض والطلب. وتسمى هذه العملية بتعويم أسعار الفائدة أي إلغاء القيود على تحركاتها حيث يتحدد سعر الفائدة من خلال نقطة التوازن للعرض والطلب على الأموال القابلة للإقراض وفق آلية السوق فقط [12].

أولا: آلية تأثير أسعار الفائدة المحررة على حجم الإدخار:

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 [13] :

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

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

M^d: الطلب على النقود؛ P: المستوى العام للأسعار؛ Y: الدخ ؛ 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) $\delta(M^d/P)_t/\delta(i-\pi^a)_t>0$: وهذا يعني أن هناك أثرا إيجابيا لسعر الفائدة الحقيقي المحفز الذي يسمح بزيادة الطلب على النقود.

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

3) $\delta(M^d/P)_t / \delta Y_t > 0$: 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:

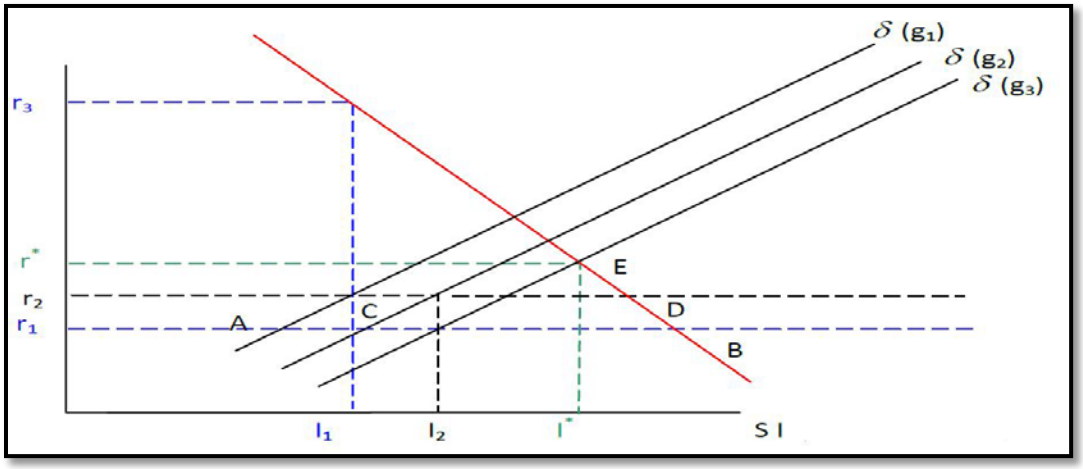
$$\delta(I/Y)_t/\delta(i-\pi^a)_t>0 \quad \text{و} \quad \delta(M^d/P)_t/\delta(I/Y)_t> 0$$

تعبران عن الشرط الذي يشرح فرضية التكامل لـ McKinnon بين النقود ورأس المال، بناء على 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.

ثانيا: الأعمال الداعمة لنظرية تحرير أسعار الفائدة:

1 **أعمال McKinnon و E.Shaw (1973)**: يرى ماكينون أن الادخار هو العامل الحركي الأصيل في عملية النمو الاقتصادي، وهو مصدر التمويل الرئيسي لتراكم رأس المال. و هو دالة متزايدة بدلالة معدل الفائدة والدخل، فالدخل يزداد كلما ارتفع معدل الفائدة الحقيقي والعكس صحيح. وتكملة لما كتبه ماكينون (1973) حول دور تحرير أسعار الفائدة على حجم الإدخار، ف إن E.Shaw (1973) يرى أن الأثر الايجابي للتحرير المالي على النمو الإقتصادي يمر عبر تحرير معدلات الفائدة الحقيقية، والتي يجب أن تحدد في السوق حسب العرض والطلب على الموارد المالية بشكل يعكس الندرة النسبية على الإدخار. ويمكن تصور تأثير معدلات الفائدة على الادخار، الاستثمار والنمو الاقتصادي في الشكل التالي:

الشكل رقم (01) : أثر رفع معدل الفائدة على الإدخار، الإستثمار، النمو الإقتصادي.



المصدر:.Baptiste venet, « libéralisation financière et développement économique» Université Paris IX duphine, P4

يعتبرShaw أن الإستثمار(I) دالة متناقصة في معدل الفائدة الحقيقي (r) والإدخار (S) دالة متزايدة في معدل النمو الإقتصادي (g) و معدل الفائدة الحقيقي (r)، معدلات النمو الإقتصادي مرتبة كما يلي: $\mathbf{g_1 < g_2 < g_3}$

معدلات الفائدة r_1, r_2 محددة من طرف السلطات وهي أدنى من المستوى التوازني في السوق، معدل الفائدة الحقيقي التوازني في السوق هو r^* والذي يتساوى عنده الادخار والاستثمار أي $\mathbf{I^*=S^*}$.

إن تحديد معدلات الفائدة الحقيقية الدائنة والمدينة r_1, r_2 إلى أدنى من مستواها التوازني في السوق يؤدي إلى انخفاض مستويات الادخار والاستثمار، ويجعل الادخار غير كاف لتلبية طلبات الإستثمار وهذا ما يظهر جليا في المنحنى حيث أن الجزء [AB] من الطلب على الاستثمار لم يحصل على التمويل اللازم نظرا لعدم كفاية الإدخار.

وباستمرار رفع سقف الفائدة إلى الأعلى، حتى يتم إلغائه تماما نصل إلى المستوى التوازني r* الذي تتقاطع عنده دالة الإدخار $S(g_3)$ مع دالة الإستثمار I وهذا عند مستوى نمو إقتصادي مرتفع g_3 وعندئذ يصل حجم الإستثمار I^* إلى و بهذا تتم تلبية كل الطلبات على الإستثمار و هذا عند معدل فائدة توازني r^* وهو الوضع الأمثل الذي تتحقق عنده معدلات أعلى للنمو الإقتصادي، وترتفع عنده أحجام الإدخار و الإستثمار. و بهذا فالتحرير المالي لأسعار الفائدة يسمح بزيادة حجم الإدخار المحلي.

2- أعمال Kapur[14]: قام بدراسة تجريبية على عينة من الدول التي انتهجت سياسة التحرير المالي توصل من خلالها إلى ضرورة رفع معدلات الفائدة الاسمية على الودائع كحل للتقليل من معدل التضخم بدلا من خفض الكتلة النقدية. فهو بالتالي يرى ان رفع معدل الفائدة الاسمية يحفز الإدخار و يقلل من التضخم.

3- Fry (1978): أجرى دراسة على بيانات مقطعية على سبعة دول آسيوية غطت الفترة (1962-1972) و أظهرت النتائج أن أسعار الفائدة الحقيقية ترتبط بعلاقة إيجابية مع المدخرات الوطنية. كما قام بإجراء دراسة أخرى مع Mason (1982) [15] على 14 دولة أسيوية خلال الفترة 1961-1983 حيث تبين من خلال النتائج وجود مرونة لأسعار الفائدة مقارنة مع المدخرات الوطنية.

4- أعمال Biery-Yasin (1993): من خلال دراسة أجريت على تسعة دول إفريقية، تبين وجود علاقة موجبة و قوية بين معدل الفائدة الحقيقي و معدل الإدخار. و هو ما أكده Roubini-sala martin (1992).

المحور الرابع: التحليل القياسي:

لقد عرفت العلاقة بين أسعار الفائدة المحررة و حجم الادخار جدلا واسعا بين الناحيتين النظرية و التطبيقية حيث أكدت بعض الدراسات النظريات على الدور الإيجابي و القيادي لسياسة تحرير سعر الفائدة بينما عارضت هذا نظريات أخرى. كما لم تتفق الدراسات التطبيقية حول طبيعة هذه العلاقة. إذ يرى جانب من هذه الدراسات أنه يمكن تحفيز المدخرات الوطنية من خلال تحرير سعر الفائدة، بينما ترى دراسات أخرى أن هذه السياسة لا تؤدي بالضرورة إلى زيادة حجم الإدخار المحلي. و لمعرفة طبيعة العلاقة بين تحرير أسعار الفائدة و حجم الإدخار في الجزائر، سنستخدم طريقة Engle et Granger و طريقة جوهنسن Johensen لتحليل التكامل المشترك، و طريقة جرانجر للسببية.

أولا: الطريقة المستخدمة:

لغرض دراسة العلاقة بين معدل الفائدة الحقيقي ومعدل الإدخار المحلي، سنستخدم بيانات سنوية تخص الاقتصاد الوطني صادرة عن البنك العالمي، وذلك خلال الفترة (1990-2016) باعتبار سنة 1990 نقطة التحول في النظام المصرفي المالي الجزائري وهذا بصدور القانون رقم 10-90 المتعلق بالنقد و القرض الذي جسد لسياسة التحرير المالي في الجزائر. و تماشيا مع التوجهات الحديثة في تحليل السلاسل الزمنية، والتي كان لها الدور البارز في جعل العلاقات الإقتصادية قابلة للقياس والتحليل الكمي، فإننا سنقوم باستخدام طريقة Engle et Granger وطريقة جوهنسن Johensen لتحليل التكامل المشترك .لأغراض هذه الدراسة سنستخدم نموذج انحدار خطي لتحديد طبيعة العلاقة بين معدل الفائدة الحقيقي ومعدل الإدخار المحلي على النحو التالي:

$$EPIB_t = \alpha + \beta\, TIR_t + \varepsilon_t \quad .....(*)$$

حيث: $EPIB_t$: معدل الإدخار المحلي TIR_t : معدل الفائدة الحقيقي

ثانيا: اختبارات الإستقرارية:

يهدف اختبار الإستقرارية إلى فحص خواص السلاسل الزمنية، لكل من معدل الفائدة الحقيقي ومعدل الإدخار المحلي، 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 [16] ."ولتأكيد ذلك أو نفيه، يتطلب الأمر استخدام اختبارات جذر الوحدة، للاختبار فرضية العدم القائلة بوجود جذر الوحدة. وسنستخدم اختبار ديكي فولر الموسع (ADF) واختبار فيليبس بيرون (pp) عند استقرار السلاسل الزمنية من نفس الدرجة، في هذه الحالة نمر إلى اختبار التكامل المشترك.

و من أجل إجراء اختبار ADF لاستقرار السلاسل الزمنية نستعمل طريقة المربعات الصغرى (MCO) لتقدير النماذج التالية:

- بالنسبة لأسعار الفائدة الحقيقية:

$$\Delta TIR = PTIR_{t-1} - \sum_{j=2}^{p} \emptyset_j \Delta TIR_{t-j+1} + \varepsilon_t \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots(01)$$

$$\Delta TIR = PTIR_{t-1} - \sum_{j=2}^{p} \emptyset_j \Delta TIR_{t-j+1} + c + \varepsilon_t \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots(02)$$

$$\Delta TIR = PTIR_{t-1} - \sum_{j=2}^{p} \emptyset_j \Delta TIR_{t-j+1} + c + \beta_t + \varepsilon_t \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots(03)$$

- بالنسبة لحجم الإدخار:

$$\Delta EPIB = P\,EPIB_{t-1} - \sum_{j=2}^{p} \emptyset_j \Delta\, EPIB_{t-j+1} + \varepsilon_t \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (01)$$

$$\Delta EPIB = P\,EPIB_{t-1} - \sum_{j=2}^{p} \emptyset_j \Delta\, EPIB_{t-j+1} + c + \varepsilon_t \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots(02)$$

$$\Delta EPIB = P\,EPIB_{t-1} - \sum_{j=2}^{p} \emptyset_j \Delta\, EPIB_{t-j+1} + c + \beta_t + \varepsilon_t \ldots\ldots\ldots\ldots(03)$$

ثالثا: اختبار التكامل المشترك بطريقة انجل– جرانجر:

على ضوء اختبار جذر الوحدة، اتضح أن كل متغير على حدة متكامل من الدرجة الأولى، وترتكز 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:

$$\varepsilon_t = EPIB_t - \alpha - \beta * TIR_t \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (*)$$

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

إن طريقة تحليل التكامل المشترك الذي تم وضعها من قبل جرانجر Granger سنة وأنجل وجرانجر Engel-Granger سنة 1987 تستلزم المرور بخطوتين؛ الأولى تقدير العلاقة المعنية بطريقة المربعات الصغرى العادية حيث نحصل على معادلة انحدار التكامل المشترك، ثم الحصول علة بواقي الانحدار المقدرة ($\hat{\varepsilon}_t$) و هي المزيج الخطي المتولد من انحدار العلاقة التوازنية طويلة المدى. الثانية اختبار مدى سكون البواقي المتحصل عليها من الخطوة الأولى وفق الآتي:

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

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.

رابعا: نتائج التحليل القياسي لأثر تحرير أسعار الفائدة على حجم الإدخار في الجزائر:

1– نتائج اختبار الإستقرارية: في هذه المرحلة، ومن أجل معرفة خواص السلاسل الزمنية لكل من معدل الفائدة و حجم الإدخار المحلي ، سنستخدم اختبار ديكي فولر الموسع (ADF) و فيليبس بيرون (PP) لاختبار فرضية العدم القائلة بوجود جذر الوحدة.

فيما يلي أهم نتائج هذين الاختبارين:

الجدول رقم (01): نتائج اختبارات جذر الوحدة.

الاختبار	النموذج	TIR	EPIB	DTIR	DEPIB
		القيمة المحسوبة **القيمة الحرجة** الإحتمال الحرج	القيمة المحسوبة **القيمة الحرجة** الإحتمال الحرج	القيمة المحسوبة **القيمة الحرجة** الإحتمال الحرج	القيمة المحسوبة **القيمة الحرجة** الإحتمال الحرج
(ADF)	(1)	-1,954414 **-1,887775** 0,0600	-1,954414 **0,039911** 0,6866	-1,955020 **-5,164037** 0,0000	-1,955020 **-6,276087** 0,0000
	(2)	-2,981038 **-1,747148** 0,3970	-2,981038 **-1,904009** 0,3254	-2,986225 **-5,183631** 0,0003	-2,986225 **-6,142787** 0,0000
	(3)	-3,595026 **-1,962146** 0,5938	-3,595026 **-1,616059** 0,7585	-3,603202 **-5,071267** 0,0021	-3,603202 **-6,051987** 0,0002
(PP)	(1)	-1,954414 **-1,809872** 0,6740	-1,954414 **0,128456** 0,7146	-1,955020 **-5,200253** 0,0000	-1,955020 **-6,279172** 0,0000
	(2)	-2,981038 **-1,650853** 0,4434	-2,981038 **-1,889850** 0,3318	-2,986225 **-5,249178** 0,0003	-2,986225 **-6,146717** 0,0000
	(3)	-3,595026 **-1,958079** 0,5959	-3,595026 **-1,634979** 0,7506	-3,603202 **-5,125374** 0,0019	-3,603202 **-6,064650** 0,0002

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات Eviews8.

يتضح من خلال النتائج أن القيم المحسوبة بالقيمة المطلقة بالنسبة للسلسلتين TIR و EPIB اقل تماما من القيم الحرجة لـ McKinnon بالنسبة للنماذج الثلاثة في اختبار ADF واختبار فيليبس بيرون PP الذي يملك قدرة اختبارية أدق من اختبار ADF، و ما يعزز هذه النتيجة هو قيم الاحتمال الحرج الأكبر من 5%، الأمر الذي يدفعنا إلى القول أن السلسلتين TIR و EPIB غير مستقرتين و تحتويان على جذر وحدة.

كما يبين اختبار الجذور الوحدوية للتفاضلات الأولى للمتغيرات أن هذه السلاسل متكاملة من الدرجة الأولى لأن القيم المحسوبة بالنسبة للسلسلتين معا اكبر تماما من القيم الحرجة لـ McKinnon و Philips Perron . كما أن قيم الاحتمال الحرج الأصغر من 5% تعزز هذه النتائج. و هذا يعني أن السلسلتين TIRو EPIB متكاملتين من الدرجة الأولى، وبالتالي يمكن إجراء المرحلة الثانية من اختبار التكامل المتزامن.

2- اختبار التكامل المتزامن بطريقة Angel & Granger:

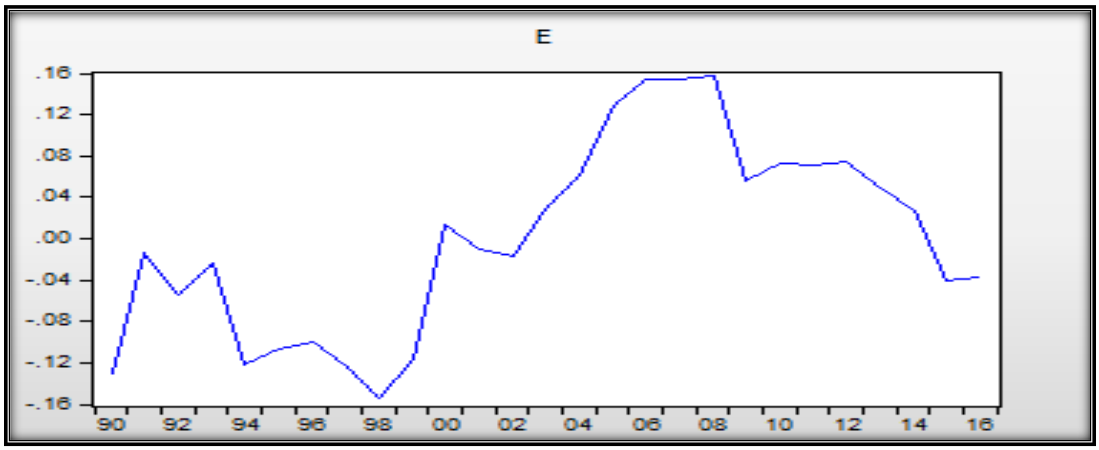
هذا الاختبار يتم من خلال المرور بمرحلتين:

- **المرحلة الأولى:** تقدير معادلة انحدار التكامل المشترك بتطبيق طريقة المربعات الصغرى:

$$EPIB = 0.233867772716*TIR + 0.41657870696$$
$$t \qquad (0.862149) \qquad (21.93290)$$

- **المرحلة الثانية:** دراسة إستقرارية بواقي التقدير: سنقوم أولا بتقديم رسم بياني لسلسلة بواقي التقدير .

الشكل رقم (2): بواقي معادلة انحدار التكامل المشترك.



المصدر: مخرجات Eviews8.

يتضح من الشكل أن سلسلة البواقي المقدرة ليست مستقرة لأنها لا تتذبذب حول وسط حسابي ثابت مع تباين ليس له علاقة بالزمن، كما أن اختبار ADF يؤكد هذه النتيجة.

الجدول رقم (02): نتائج اختبار الجذر الوحدوي لبواقي التقدير

	النموذج		
	النموذج (01)	النموذج (02)	النموذج (03)
الاختبار	ADF	ADF	ADF
القيمة المحسوبة	-1.954414	-2.981038	-3.595026
القيمة الحرجة	-1.817520	-1.791891	-1.342793
الإحتمال الحرج	0.0664	0.3759	0.8537

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات Eviews8.

تبين نتائج الجدول أعلاه عدم استقرارية بواقي معادلة انحدار التكامل المشترك عند مقارنة قيمة t الجدولية مع قيمة إحصائية (ADF) بالنسبة لجميع النماذج. كما يعزز هذه النتيجة قيمة الإحتمال الحرج التي هي أكبر من 5%، وهذا ما يؤدي بنا إلى قبول فرضية العدم القائلة بوجود جذر وحدوي، الأمر الذي يؤكد على عدم استقرارية سلسلة البواقي، وهذا يعني عدم وجود دليل على علاقة تكامل مشترك طويلة الأجل بين معدل الفائدة الحقيقي ومعدل الإدخار المحلي في الجزائر. وبالتالي فإنه يمكن القول بأن سياسة تحرير أسعار الفائدة

المنتهجة من طرف الدولة لم تؤدي إلى زيادة تراكم المدخرات المحلية و أن الزيادة الحاصلة في حجم الموارد المالية لا تعود إلى انتهاج هذه السياسة.

3 – اختبار التكامل المشترك بطريقة Johansen:

يقوم هذا الاختبار على دراسة العلاقة في المدى الطويل ين مجموعة متغيرات من نفس الدرجة و هذا بالاعتماد على الأشعة المرتبطة بالقيم الخاصة الأكبر للمصفوفة π، ويسمح اختبار Johansen بحساب عدد علاقات التكامل المتزامن من خلال حساب عدد أشعة التكامل المتزامن والمسماة برتبة مصفوفة التكامل المتزامن. ولإجراء هذا الاختبار يتم حساب إحصائية Johansen على أساس الفرضية العدمية والفرضية البديلة وهذا حسب عدد المتغيرات المدروسة. ويتم التوقف عن الاختبار عند قبول الفرضية العدمية.

$$\mathbf{H_0}: r = 0 \quad ؛ \quad \mathbf{H_1}: r > 0$$

ويتفوق هذا الاختبار على اختبار انجل– جرانجر للتكامل المشترك نظرا لأنه يتناسب مع العينات الصغيرة الحجم، وكذلك في حالة وجود أكثر من متغيرين، والأهم من ذلك فانه يكشف ما إذا كان هناك تكامل مشترك فريد، أي انه يتحقق التكامل المشترك فقط في حالة انحدار المتغير التابع على المتغيرات المستقلة وهذا له أهمية كبيرة في نظرية التكامل المشترك. ولتحديد عدد متجهات التكامل المشترك اقترح جوهنسن(1988) إجراء اختبار الأثر(λ_{trace} ـ trace test)

الجدول رقم (03): نتائج اختبار Johansen.

الفرضيات	λ_{trace}	القيمة الحرجة 10%	القيمة الحرجة 5%
$H_0 : r=0$	13.1499	19.9371	15.4947

المصدر: من إعداد الباحثين بالإعتماد على مخرجات Eviews8.

من الجدول يتضح أن λ_{trace} أصغر من القيم الحرجة عند 1% و5% و بالتالي نقبل الفرضية العدمية $H=0$ اي أن رتبة المصفوفة تساوي الصفر ولا توجد علاقات تكامل متزامن ولا علاقة مدى طويل بين الإدخار المحلي ومعدل الفائدة في الجزائر.

4 – نتائج دراسة سببية جرانجر بين EPIB و TIR:

يهدف هذا الاختبار إلى تحليل العلاقة بين متغيري الدراسة وتحديد اتجاه السببية أي ما هو المتغير الذي يسبب الآخر. ويتطلب هذا الاختبار استخدام المتغيرات بصيغتها المستقرة لأن غياب صفة الاستقرار قد يجعل التقدير زائفا. ومن خلال تطبيق هذا الاختبار على المتغيرين بعد أخذ الفروق الأولى تحصلنا على ما يلي:

الجدول رقم (04) : نتائج اختبار جرانجر للسببية.

Pairwise Granger Causality Tests
Date: 06/03/18 Time: 19:35
Sample: 1990 2016
Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DTIR does not Granger Cause DEPIB	24	2.15284	0.1436
DEPIB does not Granger Cause DTIR		1.43016	0.2639

المصدر: مخرجات برنامج Eviews 8.

من خلال نتائج دراسة السببية ما يلي:

بالنسبة للفرضية العدمية وعند مستوى معنوية 5% فان $F_c= 1.401<F_t$ ومنه نقبل فرضية العدم أي انه لا توجد علاقة سببية تتجه من EPIB نحو TIR، وهذه النتيجة تدعمها قيمة الاحتمال الحرج 26.39% الأكبر من 5%.

بالنسبة للفرضية البديلة فان $F_c=2.1528<F_t$ عند مستوى معنوية 5% ومنه فانه لا توجد علاقة سببية تتجه من معدل الفائدة نحو حجم الإدخار و قيمة الاحتمال الحرج الموافق لإحصائية فيشر(14.36) تدعم هذه النتيجة لأنها أكبر من 5%.

خاتمة:

سعيا وراء التخلص من الآثار السلبية الناجمة عن سياسة الكبح المالي قامت العديد من الدول بتحرير أنظمتها المالية و انتهجت بذلك نموذج التحرير المالي الذي جاء به ماكينون وشاو والداعي إلى تحرير أسعار الفائدة الدائنة والمدينة التي تعتبر من أهم المحاور التي شغلت حيزا كبيرا من اهتمام الإقتصاديين، وذلك أن من ش أن تحرير أسعار الفائدة ضمان أفضل لتوزيع الدخول الأمر الذي يسمح بزيادة حجم الإدخار. و قد سمحت سياسة التحرير المالي في الجزائر بالتحرير التدريجي لمعدلات الفائدة البنكية، فابتداء من سنة 1990، صدر قانون النقد و القرض بمثابة التحول الجذري في المنظومة النقدية والمالية وبداية التحرير الفعلي لها أملا في تحفيز الإدخار وتعبئة أكبر قدر ممكن من المدخرات المالية الوطنية وتحقيق معدلات فائدة حقيقية موجبة. و قد قمنا في هذه الورقة بتحليل العلاقة طويلة الأجل بين الإدخار المحلي ومعدل الفائدة باستخدام اختبار التكامل المشترك الذي تطلب دراسة إستقرارية السلاسل الزمنية من خلال إجراء اختبارات جذر الوحدة وتبين أن المتغيرات متكاملة الدرجة الأولى. و قد تم استخدام اختبار التكامل المشترك لانجل- جرانجر و اختبار جوهنسن و أيضا قمنا بدراسة العلاقة السببية لانجل- جرانجر بين المتغيرين.

الدراسة التطبيقية كشفت عن عدم وجود علاقة طويلة الأجل بين حجم الإدخار و معدل الفائدة و بالتالي عدم صحة الفرضيات الأساسية، وبالتالي فإن التحسن الحاصل في حجم الإدخار لا يعود إطلاقا إلى تحرير معدلات الفائدة وهذا عكس ما ذهبت إليه سياسة التحرير المالي المبنية أساسا على جزئية تحرير معدلات الفائدة لتحفيز المدخرات المالية الوطنية، و بالتالي فإن هناك عوامل قد تكون دينية أو اجتماعية تجعل من معدل الفائدة عاملا لا يؤثر في الإدخار. و منه يمكننا الخروج بالتوصيات التالية:

- ضرورة التخلي عن العمل بسياسة تحرير سعر الفائدة نظرا لفشلها في رسم السياسة المتعلقة بتعبئة الادخار.
- تبني المعاملات الدينية الإسلامية الخالية من الربا نظرا لما تتمتع به من قبول لدى المواطن الجزائري والتي تراعي الدافع الديني للمواطن، وذلك بعدم إجباره على التعامل بسعر الفائدة.
- العمل على تحديث وتطوير المنتجات المالية بما يتناسب مع الإحتياجات المختلفة لكافة أصحاب الفائض المالي.
- فسح المجال وتوسيع نطاق عمل البنوك الإسلامية.

قائمة المراجع:

1 -المؤلفات:

- محمود حسن حسين و محمود حامد محمود، التنمية الاقتصادية، دار المريخ، الرياض، 2006، ص759.
- عماد محمد علي العاني ، اندماج الأسواق المالية الدولية : أسبابه وانعكاساته على الاقتصاد العالمي ، ط 1 ، بيت الحكمة ، بغداد ، 2002، ص228.
- ميشيل شوسودوفسكي، عولمة الفقر :تأثير إصلاحات صندوق النقد والبنك الدوليين، ترجمة :جعفر علي حسين السوداني، مراجعة: محمود خالد المسافر و عماد عبد اللطيف سالم ، ط 1، بيت الحكمة، بغداد، 2001، ص12.
- MELARD Guy, Méthodes de prévision à court terme, Edition Ellipses, Bruxelles, 1990, P282.

2 -المقالات:

- أحمد محي الدين أحمد، سلبيات أسواق الأوراق المالية القائمة في الدول العربية، مجلة المصارف العربية، العدد 146، المجلد 13، 1993، ص68.
- عاطف وليم أندراوس، أسواق الأوراق المالية بين ضرورات التحول الاقتصادي والتحرير المالي ومتطلبات تطويرها، دار الفكر الجامعي، الطبعة01،الإسكندرية، 2012، ص 199.
- أحمد سلامي، بن بريكة الزهرة، الأثر الاقتصادي لتحرير معدلات الفائدة على الإدخار في الإقتصاد الجزائري للفترة (1990-2013)، مجلة العلوم الإنسانية، جامعة محمد خيضر، بسكرة، العدد 42، ص4.
- Boujelbene younes et chtioui slimane , libéralisation financière et impact du développement financier sur la croissance économique en Tunisie, université du sfax ,volume37, 2006.
- N. Roubini and X. Sala-i-Martin, Financial Development, the Trade Regime and Economic Growth, Volume 05 NBER Working Paper N° 3876, Cambridge, MA, National Bureau of Economic Research, 1991.
- R. Mc Kinnon, Money and Capital in Economic Development, Brookings Institution, volume 184 , 1973 ,p14
- E.Shaw, Financial Deepening in Economic Development,Oxford University Press,volume21, 1973,p23.
- LIU L-Y & WOO W.T, Saving Behaviour under Imperfect Financial Markets and The Current Account Consequences, Economic Journal,volume35, May1994 , PP .512-527.

3 -الأطروحات:

- رتيعة محمد، التحرير المالي والنمو الاقتصادي في الدول العربية، أطروحة دكتوراه، المدرسة الوطنية العليا للإحصاء والاقتصاد التطبيقي، الجزائر، 2013، ص11.
- عبد الله فكري محمد الوكيل، تقييم أداء البنوك في ظل سياسة التحرير الاقتصادي، رسالة دكتوراه، كلية الاقتصاد، القاهرة،2011، ص22.
- عبد القادر بريش، التحرير المصرفي و متطلبات تطوير الخدمات المصرفية و زيادة القدرة التنافسية للبنوك الجزائرية، أطروحة لنيل شهادة الدكتوراه في العلوم الاقتصادية، فرع :نقود و مالية، كلية العلوم الاقتصادية وعلوم التسيير، جامعة الجزائر، 2012، ص15 .
- محمد عدنان العسلي، أثر التحرير المالي على عوائد الأسهم و حجم تداول أسهم قطاع البنوك في الأردن، رسالة ماجستير غير منشورة، كلية إدارة المال و الأعمال، جامعة أل البيت، المفرق،2006 ، ص35.

- Bouziani El houari, libéralisation financière au Maroc et ses effets Macroéconomiques, thèse pour le doctorat en sciences économiques, Université sidi Mohammed benabdellah, Maroc, 1999, P75.

4 -المداخلات:

- بن طلحة صليحة ومعوشي بوعلام، دور التحرير المصرفي في إصلاح المنظومة المصرفية، ملتقى المنظومة المصرفية الجزائرية والتحولات الاقتصادية، واقع وتحديات، يومي 14 و 15 ديسمبر 2004 ، جامعة الشلف، ص 476 .

- بن بوزيان محمد، غربي ناصر صلاح الدين، أثر تحرير أسعار الفائدة على الادخار: دراسة قياسية لحالة الجزائر، الأزمة المالية الراهنة والبدائل المالية والمصرفية، النظام المصرفي الإسلامي نموذجا، الملتقى الدولي الثاني، يومي 5-6 ماي 2009، المركز الجامعي بخميس مليانة، ص 9.

- FRY M & MASON A, 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, 03 july 1982, pp 426-442.

5 -مواقع الأنترنيت:

- Saoussen Ben Garma, Libéralisation financière et crises bancaires :le cas des pays émergents, à partir du site d'internet : www.univParis13.13/CEPN/BenGarma.pdf, page 05, consulté le : 12/05/2018.

قائمة الملاحق:

الملحق رقم (01): نتائج اختبارات جذر الوحدة للمتغير DTIR.

Null Hypothesis: TIR has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-1.747148	0.3970
Test critical values:	1% level	-3.711457	
	5% level	-2.981038	
	10% level	-2.629906	

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

Null Hypothesis: TIR has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-1.887775	0.0575
Test critical values:	1% level	-2.656915	
	5% level	-1.954414	
	10% level	-1.609329	

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

Null Hypothesis: TIR has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-1.962146	0.5938
Test critical values:	1% level	-4.356068	
	5% level	-3.595026	
	10% level	-3.233456	

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

Null Hypothesis: D(DTIR) has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-7.418986	0.0000
Test critical values:	1% level	-2.664853	
	5% level	-1.955681	
	10% level	-1.608793	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(DTIR,2)
Method: Least Squares

الملحق رقم (02): نتائج اختبار جذر الوحدة للمتغير EPIB.

Null Hypothesis: D(DTIR) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-7.129127	0.0000
Test critical values:	1% level	-4.394309	
	5% level	-3.612199	
	10% level	-3.243079	

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

Null Hypothesis: D(DTIR) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-7.301649	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.737853	
	5% level	-2.991878	
	10% level	-2.635542	

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

Null Hypothesis: EPIB has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-1.904009	0.3254
Test critical values:	1% level	-3.711457	
	5% level	-2.981038	
	10% level	-2.629906	

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

Null Hypothesis: EPIB has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		0.039911	0.6866
Test critical values:	1% level	-2.656915	
	5% level	-1.954414	
	10% level	-1.609329	

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

Null Hypothesis: D(EPIB) has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-6.276087	0.0000
Test critical values:	1% level	-2.660720	
	5% level	-1.955020	
	10% level	-1.609070	

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

Null Hypothesis: EPIB has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-1.616059	0.7585
Test critical values:	1% level	-4.356068	
	5% level	-3.595026	
	10% level	-3.233456	

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

Null Hypothesis: D(EPIB) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-6.051987	0.0002
Test critical values:	1% level	-4.374307	
	5% level	-3.603202	
	10% level	-3.238054	

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

Null Hypothesis: D(EPIB) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-6.142787	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.724070	
	5% level	-2.986225	
	10% level	-2.632604	

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

الملحق رقم (03): نتائج تقدير معادلة انحدار التكامل المشترك بتطبيق طريقة المربعات الصغرى.

```
Estimation Command:
==========================
LS EPIB C TIR

Estimation Equation:
==========================
EPIB = C(1) + C(2)*TIR

Substituted Coefficients:
==========================
EPIB = 0.41657870696 + 0.233867772716*TIR
```

الملحق رقم (04): نتائج اختبار الجذر الوحدوي لبواقي التقدير.

Null Hypothesis: E has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-1.791891	0.3759
Test critical values:	1% level	-3.711457	
	5% level	-2.981038	
	10% level	-2.629906	

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

Null Hypothesis: E has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-1.817520	0.0664
Test critical values:	1% level	-2.656915	
	5% level	-1.954414	
	10% level	-1.609329	

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

Null Hypothesis: E has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-1.342793	0.8537
Test critical values:	1% level	-4.356068	
	5% level	-3.595026	
	10% level	-3.233456	

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

الملحق رقم (05): نتائج اختبار التكامل المشترك بطريقة Johansen.

Date: 11/02/18 Time: 16:10
Sample (adjusted): 1992 2016
Included observations: 25 after adjustments
Trend assumption: Linear deterministic trend
Series: TIR EPIB
Lags interval (in first differences): 1 to 1

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.01 Critical Value	Prob.**
None	0.316643	13.14996	19.93711	0.1094
At most 1	0.135204	3.631529	6.634897	0.0567

Trace test indicates no cointegration at the 0.01 level
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.01 level
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Date: 11/02/18 Time: 16:07
Sample (adjusted): 1992 2016
Included observations: 25 after adjustments
Trend assumption: Linear deterministic trend
Series: TIR EPIB
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	0.316643	13.14996	15.49471	0.1094
At most 1	0.135204	3.631529	3.841466	0.0567

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

الهوامش:

[1] -Bouziani El houari, « libéralisation financière au Maroc et ses effets Macroéconomiques», thèse pour le doctorat en sciences économiques , Université sidi Mohammed benabdellah ,Maroc, 1999, P75.

[2] - Boujelbene younes et chtioui slim ,« libéralisation financière et impact du développement financier sur la croissance économique en Tunisie», université du sfax ,Tunisie, 2006.

[3] - N. Roubini and X. Sala-i-Martin, Financial Development, the Trade Regime and Economic Growth, NBER Working Paper No. 3876 ,Cambridge, MA, National Bureau of Economic Research, 1991.

[4]- رتيعة محمد، التحرير المالي والنمو الاقتصادي في الدول العربية، أطروحة دكتوراه، المدرسة الوطنية العليا للإحصاء والاقتصاد التطبيقي،2013، ص11.

[5]- بن طلحة صليحة و معوشي بوعلام، " دور التحرير المصرفي في إصلاح المنظومة المصرفية " ، ملتقى المنظومة المصرفية الجزائرية والتحولات الاقتصادية، واقع وتحديات، يومي 14 و 15 ديسمبر 2004 ، جامعة الشلف، ص 476 .

[6] - R. Mc Kinnon,« Money and Capital in Economic Development», Washington: Brookings Institution, 1973. - E.Shaw, « Financial Deepening in Economic Development », New York: Oxford University Press, 1973.

[7]- عماد محمد علي العاني ، اندماج الأسواق المالية الدولية : أسبابه وانعكاساته على الاقتصاد العالمي ، ط 1 ، بيت الحكمة ، بغداد ، 2002 ، ص228.

[8]- Saoussen Ben Garma, Libéralisation financière et crises bancaire :le cas des pays émergents, à partir du site d'internet : www.univParis13.13/CEPN/BenGarma.pdf, page 05, consulté le : 12/05/2018.

[9]- عبد القادر بريش، " التحرير المصرفي و متطلبات تطوير الخدمات المصرفية و زيادة القدرة التنافسية للبنوك الجزائرية"، أطروحة لنيل شهادة الدكتوراه في العلوم الاقتصادية، فرع :نقود و مالية، كلية العلوم الاقتصادية وعلوم التسيير، جامعة الجزائر 2012،ص15 .

[10]- عبد الله فكري محمد الوكيل، "تقييم أداء البنوك في ظل سياسة التحرير الاقتصادي"، رسالة دكتوراه، كلية الاقتصاد، جامعة القاهرة،2011 ، ص22.

[11]- عاطف وليم أندراوس، أسواق الأوراق المالية بين ضرورات التحول الاقتصادي والتحرير المالي ومتطلبات تطويرها ، دار الفكر الجامعي، الطبعة01، الإسكندرية، 2012، ص 199.

[12]- بن بوزيان محمد، غربي ناصر صلاح الدين، اثر تحرير أسعار الفائدة على الادخار: دراسة قياسية لحالة الجزائر، الأزمة المالية الراهنة والبدائل المالية و المصرفية، النظام المصرفي الإسلامي نموذجا، الملتقى الدولي الثاني ، يومي 5-6 ماي 2009،المركز الجامعي بخميس مليانة، ص 9.

[13]- احمد سلامي، بن بريكة الزهرة، الأثر الاقتصادي لتحرير معدلات الفائدة على الادخار في الاقتصاد الجزائري للفترة(1990-2013)، مجلة العلوم الإنسانية، جامعة محمد خيضر، بسكرة، العدد 42،ص4.

[14]- 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

[15] - 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.

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