

## محددات الإدخار المحلي في الاقتصاد الجزائري - دراسة اقتصادية قياسية للفترة (1970-2015) -

### Determinants of Domestic Saving in the Algerian Economy - An Econometric Study During the Period (1970-2015) -

أحمد سلامي (\*) & عبد الحق بن تقات (\*\*\*) & عبد الرزاق مولاي لخضر (\*\*\*)  
مخبر التطبيقات الكمية في العلوم الاقتصادية والمالية  
كلية العلوم الاقتصادية والعلوم التجارية وعلوم التسيير  
جامعة قاصدي مرباح، ورقلة - الجزائر

Ahmed SELLAMI (\*) & Abdelhak BENTAFAT (\*\*\*) & Abderrazak MOULAY LAKHDAR (\*\*\*)  
Laboratory for Quantitative Applications in Economics and Finance  
Faculty of Economic, Commercial and Management Sciences  
Kasdi MERBAH University, Ouargla; Algeria

قدم للنشر في: 2017.05.28 & قبل للنشر في: 2017.10.05  
Received: 28.05.2017 & Accepted: 05.10.2017

**ملخص :** استهدفت الدراسة البحث في محددات الادخار المحلي في الاقتصاد الجزائري خلال الفترة (1970-2015). واتضح من خلال الدراسة القياسية أن معدل نمو الناتج المحلي الإجمالي للفترة الجارية والفترة التي تسبقها؛ رصيد الميزانية العامة للدولة؛ رصيد الحساب الجاري؛ أسعار النفط ومعدل الادخار المحلي للفترة السابقة، ذات تأثير واضح على محددات الادخار المحلي في الجزائر. كما أشارت نتائج النماذج المقدر الأخرى إلى أن معدل الادخار المحلي ذو علاقة طردية مع معدل نمو نصيب الفرد من الناتج الداخلي الحقيقي، في مقابل علاقة عكسية مع الائتمان الممنوح إلى القطاع الخاص. كما تبين أن معدل الادخار غير حساس تجاه أسعار الفائدة الحقيقية، ولا إلى معدلات التضخم، ولا إلى بقية المتغيرات الأخرى، وهذا خلال الفترة المعنية بالدراسة، وذلك لانخفاض أثرهم الإحصائي، حيث وجد أن المعنوية الإحصائية لهذه المتغيرات ضعيفة عند مستوى معنوية 5% وحتى عند مستوى معنوية 10%.

**الكلمات المفتاح :** ادخار محلي، اقتصاد جزائري، نموذج قياسي، اندثار متعدد.

**تصنيف JEL:** C12، C13، E20.

**Abstract :** The study aimed to research in the determinants of local savings in the Algerian economy during the period (2015/1970). The Econometric study showed the growth of GDP rate for the current period compared to the preceding period; the state budget balance; the current account balance; oil prices and the average of savings rate to the previous period, had a clear impact on the determinants of domestic savings in Algeria. The other estimated models results also indicated that the rate of domestic savings has a positively relationship with the growth rate of per to the capita real GDP, as opposed it has an inverse relationship with credit granted to the private sector. It was also found that the rate of savings is not sensitive to real interest prices, and to the inflation rates also, or even to the other variables, This was during the period of the study, because of the low in their statistical impact, where it was found that the statistical significance of these variables is weak at the level of Morality 5% and 10%.

**Keywords :** Saving, Algerian Economy, Econometric Model, Multiple Regression.

**Jel Classification Codes :** C12, C13, E20.

#### I. تمهيد:

لقد ارتبط الاقتصاد الجزائري ارتباطا وثيقا بمصادر الطاقة غير المتجددة وغير المستقرة، مما أدى إلى تعرضه لهزات عديدة؛ لعل من أبرزها غداة انهيار أسعار البترول سنة 1986، حيث تراءى لنا ارتباطنا التام بالخارج، خاصة مع وصول تراكمات الديون إلى سقف 31 مليار دولار مع حلول سنة 1997. كما كانت تجربة الجزائر مع الاقتراض الأجنبي قاسية ومريرة، نظرا للعبء الثقيل الذي تحمته جهود التنمية وإتقال كاهل الدولة بالديون وأعبائها، فمن سنة 1985 إلى سنة 2005 دفعت الجزائر نحو 118 مليار دولار من المديونية، منها حوالي 84 مليار دولار لتسديد أصل الدين، في حين كلفت الفوائد 34 مليار دولار! وقد لجأت الجزائر لأسلوب الاستدانة الخارجية نظرا لقصور مواردها المحلية وعجزها عن تغطية تكاليف الاستثمارات التنموية. ولعل الواقع يثبت بما لا يدع مجالا للشك، التدهور الذي حصل في الاقتصاد الوطني إبان سنوات الثمانينات والتسعينات، وقاد إلى فشل الخطط التنموية للجزائر، من جراء تخصيص نسبة كبيرة من دخلها لسداد الديون، وإهدار الموارد الاقتصادية وتضييع الوقت والجهد.

ولا شك أن ما ميز الوضعية الاقتصادية للجزائر في سنوات الألفية الثالثة إلى غاية سنة 2014، هو الراحة المالية غير المسبوقة، والتي أتت بها مداخل المحروقات التي مثلت نسبة أكثر من 97% من الدخل الوطني، نتيجة لتحسن أسعار البترول في السوق العالمية، وهو ما جعل الجزائر قادرة على تمويل مختلف مشروعات التنمية الاقتصادية والاجتماعية دون معاناة من الخيارات الصعبة والقاسية؛ فالجزائر التي خصصت 200 مليار دولار كاستثمارات عمومية منذ 2005 في إطار البرنامج التكميلي لدعم النمو، واصلت نفس التوجه في إطار برنامج توظيف النمو الاقتصادي للفترة (2010-2014)، وهو الذي يعتبر أكبر برنامج تنموي تعرفه البلاد منذ الاستقلال إلى اليوم، وتبرز أهميته في ضخامة ميزانيته البالغة نحو 286 مليار دولار. وخلافا للمعادلة المألوفة في الدول النامية عامة، حيث مشروعات التنمية

تبحث عن التمويل اللازم لها، كانت الموارد المالية للجزائر تبحث عن مشروعات لتمويلها. لكن منذ منتصف 2014 بدأت ملامح الأزمة المالية تعصف بالعديد من المشروعات التنموية في الجزائر مؤدية إما إلى تجميدها أو إلغائها بالمرّة، وهذا نتيجة المعضلة القائمة والمتمثلة في هبوط أسعار النفط إلى مستويات متدنية بالتزامن مع عدم استقرار وتذبذب يومي، وهو ما يستدعي في الحقيقة البحث عن الموارد البديلة للتمويل التنموي.

إن إيجاد مورد مالي مستقر هو الوجه الآخر لنجاح عملية التنمية الاقتصادية، وهو بُعد أمرا ملحا وضرورة حتمية من أجل حماية الاقتصاد الوطني، وهذا يتطلب تكريس مبدأ الاعتماد على الذات؛ وذلك بأن تكون القدرات المحلية هي الأصل، انطلاقا من حقيقة أن تكوين رأس المال يجب أن يتم ذاتيا، وتلك ضرورة تملّحها اعتبارات التنمية الاقتصادية طويلة الأجل، وطموحات الاستقلال الاقتصادي الذي تنشده الدول عامة، بعيدا عن السلبيات التي يمكن أن تنجم عن استخدام المصادر الخارجية للتمويل، ونقصد هنا على وجه التحديد قضية الادخار. هذه الأخيرة تعد من أهم القضايا التي ركز عليها الفكر الاقتصادي كركيزة من ركائز التنمية الاقتصادية، وشرطا لازما لتحقيقها بصورة شاملة ومتواصلة. لذا تسعى جميع دول العالم بدون استثناء إلى زيادة مدخراتها، وحشدها في الاقتصاد من أجل توفير رؤوس الأموال اللازمة لتنفيذ المشروعات الاستثمارية، والنهوض بمستوى أدائها الاقتصادي، وإحداث دفعة قوية في النمو. ناهيك عن أنها من أفضل وسائل التمويل، لما تعطيه للدولة من حرية في اتخاذ وتنفيذ القرارات. ولا شك أن الاستعداد لذلك، يتطلب إقرار السياسات الملائمة، ومتابعة التنفيذ المستمر لها، حتى يمكن الارتفاع بمعدل الادخار ليصل إلى المستوى المرغوب، واللازم لإحداث التنمية الاقتصادية.

**- الإشكالية:** للادخار أهمية حاسمة في توفير رؤوس الأموال اللازمة لتمويل عملية التنمية الاقتصادية بشكل شامل ومتواصل، بعيدا عن مشكل الديون الخارجية وما يترتب عنها. وقد اتسمت مستويات الادخار في الجزائر بالضعف إبان سنوات السبعينات والثمانينات، وحتى التسعينات، كما انخفض تراكم رأس المال والنمو الاقتصادي، وهذا بخلاف سنوات الألفية الثالثة التي شهدت مستويات عالية جدا للادخار، تزامنت مع الشروع في تنفيذ العديد من البرامج التنموية الضخمة. لتشهد بعد ذلك هبوطا ملموسا حال دون تنفيذ العديد من المشروعات التنموية. ومن الطبيعي أن يكون فهما القوي التيقف وراء اختلاف مستويات الادخار في الجزائر عبر الفترات الزمنية المختلفة، دافعا لكل من الأكاديميين وواضعي السياسة الاقتصادية إلى بحث المحددات الرئيسية له. وعليه، يمكن صياغة إشكالية البحث من خلال السؤال التالي:

#### ما المحددات الاقتصادية للادخار المحلي في الجزائر خلال الفترة (1970-2015) ؟

ولمعالجة هذه الإشكالية والعمل على الإحاطة بالجوانب التي تشكل محاور البحث، عملنا على تحليلها إلى الأسئلة الفرعية التالية:

- ما حجم الادخار المحلي في الاقتصاد الجزائري؟
- ما المتغيرات الاقتصادية الكلية ذات العلاقة المؤثرة في الادخار المحلي في الجزائر؟
- **فرضيات البحث:** تأسيسا على ما تقدم، اعتمدنا الفرضيات التالية كأساس ومنطلق لمناقشة موضوع البحث، وهي:
- اتسمت مستويات الادخار في الجزائر بالضعف إبان فترة السبعينات والثمانينات والتسعينات، وهذا بخلاف سنوات الألفية الثالثة التي شهدت مستويات عالية جدا للادخار، لتشهد بعد ذلك هبوطا ملموسا؛
- المحروقات الركيزة الأساسية لزيادة حجم الادخار المحلي في الجزائر ضمن كل المراحل التنموية.
- **أهداف الدراسة:** تسعى الدراسة إلى الإجابة على التساؤلات الواردة بصفة أساسية في الإشكالية، واختبار مدى صحة الفرضيات المتبناة، وهي باختصار تتمثل فيما يلي:
- الوقوف على واقع الادخار المحلي في الجزائر؛
- صياغة وتقدير نموذج قياسي لتفسير سلوك الادخار المحلي في الجزائر، من خلال تحديد أهم المتغيرات التفسيرية التي يعتقد أنها تؤثر على تقلباته.
- **حدود الدراسة:** تمثلت الحدود المكانية في الاقتصاد الجزائري أما الحدود الزمنية فهي الفترة الزمنية الممتدة من سنة 1970 إلى غاية 2015.

**- منهج البحث والأدوات المستخدمة:** للإجابة على الإشكالية وتحقيق أهداف الدراسة، استخدمنا المنهج الوصفي التحليلي لاستعراض واقع الادخار المحلي في الجزائر، كما اعتمدنا المنهج الإحصائي الوصفي عند البحث في العوامل المحددة للادخار والمعنوية الإحصائية لهذه العوامل، وهذا من خلال الاستعانة بمجموعة من الأدوات الإحصائية التي توفرها لنا مبادئ النظرية الإحصائية والتحليل الاقتصادي الكمي، بالاستعانة ببعض البرامج الإحصائية، منها: Eviews 9 و SPSS 23.

**- مصادر بيانات الدراسة:** اعتمدت الدراسة على عدة مصادر للبيانات، منها: الديوان الوطني للإحصائيات؛ تقارير بنك الجزائر؛ تقارير صندوق النقد الدولي؛ قاعدة بيانات البنك الدولي؛ الكتب والنشرات الاقتصادية والدوريات.

**- مرجعية الدراسة:** لقد تم الرجوع إلى الأدبيات من كتب علمية وأبحاث ودوريات للتعرف على الجهود والدراسات السابقة ذات الصلة. وإن هذه الدراسات قد تناولت موضوع البحث من جوانب مختلفة، نذكر منها ما يلي:

← **بحث Khalil Ahmad and Haider Mahmood (2013)**<sup>1</sup>، في محددات الادخار الوطني في باكستان، باستخدام نموذج (ARDL) وذلك عن الفترة (1974-2010)، ووجدت الدراسة أن كلا من نصيب الفرد من الدخل ومعدل التضخم وسعر الصرف كانت لهم تأثيرات سلبية على الادخار الوطني. كما كان لسعر الصرف المبطأ تأثيراً أكبر في المدى الطويل المدى القصير على حد سواء. وقد ارتبط كل من الانفتاح التجاري والمعروض من النقود بشكل إيجابي مع الادخار الوطني، كذلك بينت الدراسة أن نمو مستوى الدخل كان ارتباطه سلبياً مع الادخار الوطني، مما يؤكد على عدم صلاحية فرضية الدخل الكينزية وفرضية الدخل الدائم للدخل والادخار لحالة باكستان.

← **حاول Sidra Gilani & al (2013)**<sup>2</sup>، دراسة أثر العوامل المختلفة على المدخرات الوطنية في باكستان، اعتماداً على بيانات الفترة (1973-2011)، باستخدام أسلوب التكامل المشترك. وخلصت النتائج إلى أن الناتج المحلي الإجمالي؛ التضخم وعجز الميزانية يلعب دوراً هاماً في تحديد الادخار الوطني. كما أن معدل النمو وزيادة الإنفاق الحكومي يعطي تأثيراً إيجابياً في زيادة الادخار الوطني، في حين أن التضخم كانت له علاقة سلبية مع الادخار الوطني.

← **بحث Hafizah Hammad Ahmad Khan (2010)**<sup>3</sup>، في محددات الادخار لماليزيا باستخدام نموذج دورة الحياة وذلك للفترة (1978-2007). واستخدمت الدراسة متغيرات: نصيب الفرد من الدخل؛ معدل الفائدة؛ التوازن المالي؛ معدل الإعالة العمرية للشباب ومعدل الإعالة العمرية لكبار السن ومعدل التضخم. وأظهرت النتائج أن نصيب الفرد من الدخل، ومعدل العائد، ومعدل الإعالة العمرية لكبار السن ومعدل التضخم هي محددات الادخار الوطني.

استهدفت الدراسة التي قام بها **Agu Emenike Alexander (2010)**<sup>4</sup>، البحث في محددات الادخار بالنسبة للاقتصاد النيجيري خلال الفترة (1980-2007)، النتائج بينت أن العوامل المساهمة في تحديد مستوى الادخار هي: نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي؛ سعر الفائدة؛ معدل التضخم؛ الانفتاح التجاري وسعر الصرف.

← **بحث Malunond A. Tony (2008)**<sup>5</sup>، في محددات أداء الادخار المحلي في مصر، وذلك عن الفترة (1975-2006)، وقد أشارت النتائج إلى وجود تأثير موجب لكل من معدل نمو متوسط نصيب الفرد من الدخل؛ تطور السوق المالي وسعر الفائدة الحقيقي. وقد أوضحت الدراسة أيضاً أن معدل التضخم، كان له تأثير إيجابي وقوي على معدل الادخار المحلي. وفيما يتعلق بتأثير عجز الموازنة فكان له تأثير سالب على معدل الادخار، مما يشير إلى أن الادخار الحكومي يؤدي إلى مزاحمة الادخار الخاص، كما أشارت الدراسة إلى جود تأثير سالب وقوي لعجز الميزان الجاري على الادخار المحلي، والتي ربما تشير إلى أن الادخار الخارجي يميل إلى أن يكون بديلاً للمدخرات المحلية.

← **بحث عبد الله ناصر العريفي (2006)**<sup>6</sup>، في محددات الادخار المحلي في المملكة العربية السعودية، وذلك خلال الفترة (1970-2003)، وبينت النتائج وجود آثاراً إيجابية لكل من الإنفاق الحكومي وسعر الفائدة الحقيقي على الادخار المحلي، بينما كان التأثير سلبياً بالنسبة لمعدل التضخم على الادخار، وهي نتائج تتفق بوجه عام مع دراسة الفرضيات.

← **بحث Narayan and AL Siyabi, S (2005)**<sup>7</sup>، في محددات الادخار الوطني سلطنة عمان، للفترة (1977-2003)، باستخدام أسلوب التكامل المشترك. وقد أشارت النتائج إلى وجود أدلة قوية على أن الحساب الجاري ومعدل التضخم وعرض النقود كان لهم تأثيرات ذات دلالة إحصائية على الادخار الوطني العماني على المدى الطويل.

← **بحث Metin Ozcan and Oman (2005)**<sup>8</sup>، في العلاقة بين مجموعة متنوعة من متغيرات الاقتصاد الكلي والمدخرات الخاصة، حيث تم فحص عينة من 15 بلداً في الشرق الأوسط وشمال إفريقيا خلال الفترة (1981-1994). قدمت النتائج مزيداً من الأدلة على التأثير الإيجابي الملحوظ لمعدل نمو الدخل، ونصيب الفرد من الدخل على المدخرات الخاصة. وبالإضافة إلى ذلك، كانت مزاحمة المدخرات العامة للمدخرات الخاصة جزئياً فقط. وفيما يتعلق بالعوامل المالية، قدم البحث أدلة على أن البلدان ذات النظم المالية الأكثر عمقا تميل إلى أن تكون المدخرات الخاصة بها أعلى. وعلاوة على ذلك، تبين أن استقرار الاقتصاد الكلي (معدل معتدل للتضخم) يكون لها تأثير إيجابي على الادخار.

← **بحث سعود بن أحمد بن سعود السيابي (2005)**، في محددات الادخار القومي في السلطنة<sup>9</sup>، وذلك للفترة (1974-2003)، باستخدام أسلوب (ARDL)، حيث تم تحديد ثمانية متغيرات مستقلة هي: مستوى دخل الفرد؛ معدل نمو دخل الفرد؛ فائض الحساب الجاري؛ معدل الحضر السكاني؛ الإنتمان المحلي؛ عرض النقد؛ عائدات النفط وسعر الفائدة الحقيقي على الودائع. وقد أثبتت الدراسة أن أهم عامل مؤثر في الادخار على المدى الطويل هو فائض الحساب الجاري ومستوى دخل الفرد، في حين لم تجد الدراسة أي علاقة في المدى الطويل بين الادخار وباقي العوامل. وبالنسبة للمدى القصير فقد أوضحت الدراسة أن أهم عامل مؤثر في معدل الادخار القومي هو فائض الحساب الجاري.

← **بحث Athukorala and Sen (2004)**<sup>10</sup>، في محددات الادخار الخاص في الهند، خلال الفترة (1954-1988)، وقد أشارت نتائج الدراسة إلى وجود تأثير إيجابي لكل من معدل الفائدة الحقيقي؛ متوسط نصيب دخل الفرد؛ معدل نمو نصيب دخل الفرد؛ انتشار التسهيلات المصرفية، ومعدل التضخم على الادخار المحلي. ومن ناحية أخرى، كان لمعدلات التبادل التجاري وتحويلات المغتربين الهنود أثراً سلبياً على معدل الادخار. كما أن معدل التضخم المعتدل يبدو أن له تأثيراً إيجابياً على الادخار الخاص.

◀ **بحث كل من Hussain and Brookins (2001)**<sup>11</sup>، في محددات الادخار الوطني، استنادا إلى بيانات عينة كبيرة من الدول. وبينت النتائج أن حصة الزراعة من الناتج الإجمالي؛ الادخار العام؛ التوازن في الميزانية وميزان الحساب الجاري كانت لهم تأثيرات قوية في تفسير سلوك الادخار.

◀ **بحث كل من Gyan Pradhan et Kamal P. Upadhyaya (2001)**<sup>12</sup>، فيأثر عجز الميزانية على الادخار الوطني فيالولايات المتحدة الأمريكية. وذلك باستخدامبيانات سنوية للفترة (1967-1996)، وأوضحت الدراسة أن الادخار الوطني يفسر عموما عن طريق عجز الميزانية؛ القاعدة النقدية؛ سعر الصرف الحقيقي؛ سعر الفائدة الحقيقي ونسبة السكانفي سن العمل إلى مجموع السكان.

◀ **بحث Sebastian Edwards (1996)**<sup>13</sup>، في محدداتمعدلات الادخار، مع التركيز على دول أمريكا اللاتينية، وتستند الدراسة على المقارنات الدولية، حيث تم تقدير دالة الادخار الخاص والحكومي لـ 36 دولة منها 11 دولة صناعية و25 دولة نامية وهذا خلال الفترة (1970-1992)، وتناول فيها المحددات التالية: نسبة الإعالة؛ الادخار الحكومي؛ معدل دخل الفرد؛ النمو في معدل دخل الفرد؛ نسبة عرض النقد إلى الناتج المحلي الإجمالي؛ سعر الفائدة الحقيقي؛ معدل التضخم وعدم الاستقرار السياسي. ودلت نتائج الدراسة على أن معدل النمو في دخل الفرد كان له أثرا كبيرا وإيجابيا على الادخار وله دلالة إحصائية عالية، كما أن النمو المتسارع في معدل دخل الفرد يؤدي إلى زيادة الادخار، وبالتالي زيادة الدخل، كما كانت نسبة عرض النقد إلى الناتج المحلي الإجمالي تدل على العلاقة الموجبة مع الادخار، أما سعر الفائدة الحقيقي فلم يكن له دلالة إحصائية في كل الحالات، ونفس الشيء بالنسبة لمعدل التضخم وعدم الاستقرار السياسي. أما عند تقدير دالة الادخار الحكومي فقد كان عامل عدم الاستقرار السياسي (الذي فيس بعدد مرات تغير الحكومة أو الانقلابات في الدولة) له أثر عكسي على الادخار الحكومي.

أما بالنسبة للجزائر، وفي حدود علم الباحث، فلم يحض الادخار بالاهتمام المطلوب في معظم الدراسات التطبيقية، وحتى الدراسات التي تناولت موضوع الادخار تعتبر قليلة إن لم تكن نادرة في الجزائر، وهي في مجملها قد تناولت الادخار على مستوى القطاع العائلي فقط.

## II. الطريقة و الأدوات المستخدمة:

لغرض البحث في محددات الادخار المحلي في الاقتصاد الجزائري، استخدمنا بيانات سنوية، وذلكعلىالفترة (1970-2015). وبتطبيق نماذج الانحدار المتعدد لدالة الادخار المحلي كلما دعت الضرورة لذلك، وذلك بإتباع النظريات الاقتصادية التي خاضت في هذا المجال، حيث يتم قياس دوال الادخار. بعد ذلك نقوم باختيار أفضلانماذجالمقدرة له. وذلك بإتباع عدد من المعايير التي يمكن تلخيصها في الآتي: المعايير الاقتصادية؛ المعايير الإحصائية والمعايير القياسية. ولتقدير معالم النموذج، سنستخدم طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية (Ordinary Least Squares Method-OLS)، والتي طورت من قبل العالم (Gauss) والتي تنص حرفيا على الآتي: " الخط المستقيم المار بنقاط معلومة يتم توفيقه بحيث أن مجموع المربعات للمسافات بين هذه النقاط والخط المستقيم تكون أصغر ما يمكن"<sup>14</sup>، والأسباب الداعية لاستخدام هذه الطريقة هي أن معظم الأساليب القياسية مبنية بالحقيقة على (OLS) رغم التطورات والتحويلات في هذه الأساليب، ومعظم هذه الطرق تعتبر تطبيقات إلى (OLS)<sup>15</sup>. لكن قبل مباشرة بناء النماذج يتعين أولا حصر وتحديد المتغيرات التفسيرية.

**1- حصر وتحديد المتغيرات التفسيرية:** ينصب الاهتمام هنا على تحديد واضح للمتغيرات التفسيرية المؤثرة على المتغير التابع وهو الادخار المحلي، ويعتمد تحديد المتغيرات على عدة مصادر: النظرية الاقتصادية؛ الدراسات التي سبق لها التعرض لنفس الظاهرة و قدرة الباحث - أي باحث. بناء على ذلك، سنجد أن أهم المتغيرات التفسيرية المتعلقة بالظاهرة محل الاهتمام، والتي يمكنها أن تؤثر فيها، هي المتغيرات التالية:

◀ **الناتج الداخلي الخام الحقيقي:** لقد أكدت جميع النظريات الاقتصادية ومعظم الدراسات السابقة المتعلقة بالادخار، على الأهمية الكبيرة لهذا المتغير، فلو كان هناك ترجيح للمتغيرات الاقتصادية التي تؤثر على الادخار، لكان الدخل (الناتج) في صدارة هذه المتغيرات، فالدخل له علاقة إيجابية وقوية في التأثير على الادخار، وإن معامل هذا التغير الذي يعبر عن الميل الحدي للادخار، له أهمية كبيرة في التحليل الاقتصادي.

◀ **معدل نمو الناتج الداخلي الخام الحقيقي:** بالرجوع إلى النظريات المفسرة للادخار، يتبين وجود ارتباط موجب وقوي بين معدل نمو الناتج المحلي الإجمالي ومعدل الادخار. فزيادة معدل نمو الناتج المحلي الإجمالي (الدخل المحلي) تؤدي إلى ارتفاع معدل الادخار نتيجة لذلك.

◀ **متوسط نصيب الفرد من الناتج الداخلي الخام الحقيقي:** بالرجوع إلى نظرية الدخل المطلق لكينز، يتبين أنه توجد علاقة موجبة بين متوسط نصيب الفرد من الناتج الداخلي الخام والادخار، فزيادة متوسط نصيب الفرد من الناتج الداخلي الخام سيؤدي إلى ارتفاع معدل الادخار، إذن سيتم إدراج هذا المتغير ضمن محددات الادخار.

◀ **معدل نمو متوسط نصيب الفرد من الناتج الداخلي الخام الحقيقي:** حسب نظرية الدخل المطلق، فإنه توجد علاقة طردية بين معدل نمو متوسط نصيب الفرد من الناتج الداخلي الخام وبين معدلات الادخار، وذلك باعتبار الادخار الفردي دالة في الدخل المتاح، وبالتالي فكل زيادة في معدل نمو متوسط نصيب الفرد من الناتج سيرتب عليها زيادة في معدل الادخار المحلي.

◀ **معدل الإعالة:** تؤكد نظرية دورة الحياة لمودغيليانى على أهمية الهيكل العمري للسكان في تحديد مكونات الادخار، فارتفاع معدل الإعالة على الفئات المنتجة في البلاد سيعمل على خفض مستويات المعيشة كنتيجة لارتفاع أعداد المعالين، وماينطوي عليه ذلك من كلفة، تتمثل في زيادة حجم الاستهلاك على حساب الادخار العائلي، وانخفاض في نمو متوسط دخل الفرد. ويؤدي ذلك إلى انخفاض الادخار المحلي والقدرة على الاستثمار، وبالتالي انخفاض القدرة الإنتاجية، ومن ثم انخفاض الإنتاج والدخل الوطني.

◀ **رصيد الحساب الجاري إلى الناتج الداخلي الخام:** يعتبر الحساب الجاري أهم مكونات ميزان المدفوعات، ويضم الميزان التجاري؛ ميزان الخدمات وميزان التحويلات من جانب واحد، أي أنه يقيس الفرق بين الصادرات والواردات من سلع وخدمات، إضافة إلى صافي التحويلات النقدية من وإلى الاقتصاد خلال فترة زمنية محددة. ويكون رصيد الحساب الجاري موجبا أو سالبا، ففي حالة تحقيق رصيد موجب (فائض)، فهذا يعني أن البلد له القدرة على التمويل، باعتباره استطاع تكوين ادخار صافي من خلال تعامله مع الخارج، أما في حالة تحقيق رصيد سالب (عجز)، فهذا يترتب عليه ضرورة لجوء الدولة إلى الاقتراض الخارجي لتمويل هذا العجز (احتياج للتمويل)، وبالتالي يمكننا القول أن رصيد الحساب الجاري مؤثر على قدرات أو احتياجات التمويل. وإن التحسن في رصيد الحساب الجاري سيؤدي إلى زيادة الناتج الداخلي الخام، ومنه زيادة الادخار المحلي. إن إشارة معامل رصيد الحساب الجاري ينبغي أن تكون موجبة، ذلك أن العلاقة بين رصيد الحساب الجاري ومعدل الادخار المحلي هي علاقة طردية.

◀ **عرض النقود إلى الناتج الداخلي الخام:** أكد ماكينون McKinnon وشاو Shaw (1973) على دور التطور والعمق المالي في تحفيز معدلات الادخار المحلي. ويعتبر التطور المالي مفهوما متعدد الأبعاد والأوجه، مما يصعب توفر مقياساً ومؤشر وحيد لتقييم كافة أوجه التطور المالي. وقد ركزت الأبحاث التقليدية حول التطور المالي عموما على بعض المؤشرات النقدية التجميعية التي تهدف إلى قياس النمو المالي، ويمكن لنسبة عرض النقود بمفهومها الواسع إلى إجمالي الناتج المحلي أن تدل على عمق النظام المالي في الاقتصاد الجزائري.

◀ **الانتماء الممنوح للقطاع الخاص:** هناك علاقة عكسية بين توفر تمويل الاستهلاك من جهة، والادخار الخاص من جهة أخرى، فوفرة القروض للقطاع الخاص تشجع على زيادة الإنفاق الاستهلاكي على السلع المعمرة، وتقلل من الادخار الخاص اللازم لتمويل مثل هذه الإنفاقات.

◀ **سعر الفائدة الحقيقي:** من الناحية النظرية يفترض أن يؤدي ارتفاع سعر الفائدة الحقيقي، إلى زيادة عرض الأموال من المدخرين.

◀ **معدل التضخم:** اعتبر الاقتصاديون التضخم من العوامل المؤثرة على الادخار بأنواعه، والسبب في ذلك يعود إلى أن الارتفاع في المستوى العام للأسعار، يؤثر بشكل ملحوظ على القوة الشرائية للدخول، ومن ثم ينعكس تأثيرها سلبا على الاستهلاك والادخار.

◀ **تدفق الاستثمار الأجنبي المباشر:** إن زيادة تدفق رؤوس الأموال الأجنبية تؤدي إلى نقص في الادخار المحلي، حيث تنخفض أسعار الفائدة على القروض وينتفش الإنفاق الاستهلاكي على حساب الادخار، وذلك هو الأثر السلبي المباشر. أما في المدى الطويل فلتدفع رؤوس الأموال الأجنبية أثر موجب على الادخار المحلي، من خلال تأثيره على الاستثمار والنمو الاقتصادي.

◀ **أسعار النفط:** نظريا يمكننا القول أن الادخار المحلي في الاقتصاد الجزائري هو شديد الحساسية لتقلبات أسعار النفط، فارتفاع هذا الأخير سيجتنب عليه زيادة العائدات النفطية، وبالتالي تراكم فوائض مالية متمثلة في الادخار الحكومي الذي هو جزء من الادخار المحلي للدولة. وبالمقابل، فإن هبوط أسعار النفط سيؤثر على العائدات النفطية للدولة، وبالتحديد مداخيل الجباية البترولية محدثا خسائر مالية، وبالتالي على الادخار الحكومي، ومنه التأثير السلبي على الادخار المحلي في الجزائر، فالعلاقة بينهما هي علاقة طردية.

◀ **رصيد الميزانية العامة للدولة:** إن رصيد الميزانية الذي يعبر عن الفرق بين الموارد المتمثلة في الضرائب والاستخدامات المتمثلة في الإنفاق الحكومي والتحويلات<sup>16</sup>:  $BS = T - (G + R)$ ، قد يكون موجبا، وقد يكون سالبا؛ معبرا عن مشكلة عجز في الميزانية. وإن زيادة عجز الميزانية العامة يؤدي إلى خفض الادخار الحكومي وزيادة الاستهلاك الكلي، وهو ما يؤدي إلى خفض الادخار المحلي. كما أن تحقيق فائض في الميزانية العامة سيؤدي إلى زيادة الادخار الحكومي، وهو ما سينعكس إيجابا على الادخار المحلي.

2- **صيغة النموذج القياسي:** إن شكل دالة الادخار قد أثار جدلا في النظرية الاقتصادية، لأن الاقتصاديين غير متفقين على طبيعة الدالة أي خطية أم غير خطية. في هذه الدراسة سيتم تقدير معاملات دالة الادخار المحلي بافتراض وجود علاقة خطية بين الادخار المحلي كمتغير تابع من ناحية وبين المتغيرات المستقلة من ناحية أخرى، لذلك، فإن النموذج يمكن أن يكون عرضي على النحو التالي:

$$SPIB_t = f \left( PIBR_t, TCPIBR_t, PIBH_t, TCPIBH_t, ADEP_t, CCPIB_t, M2PIB_t, CISPPIB_t, TIR_t, INF_t, IEDPIB_t, PP_t, SBPIB_t \right)$$

حيث تشير الرموز الواردة في النموذج إلى:

$S/PIB$  : إجمالي الادخار المحلي (% من الناتج المحلي الإجمالي)، وهو يمثل المتغير التابع

أما المتغيرات المستقلة المحددة للادخار المحلي فهي على النحو التالي :

PIBR	: الناتج المحلي الإجمالي بالأسعار الثابتة بالمليار دولار (سنة الأساس : 2000)
TCPIBR	: معدل نمو الناتج المحلي الإجمالي بالأسعار الثابتة (%)
PIBH	: متوسط نصيب الفرد السنوي من الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي بالدولار
TCPIBH	: معدل نمو متوسط نصيب الفرد السنوي من الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي (%)
ADEP	: معدل الإعالة (%)
CCPIB	: رصيد الحساب الجاري (% من الناتج المحلي الإجمالي)
M2PIB	: الكتلة النقدية بمفهومها الواسع (% من الناتج المحلي الإجمالي)
CISPPIB	: الائتمان المحلي للقطاع الخاص (% من الناتج المحلي الإجمالي)
TIR	: معدل الفائدة الحقيقي (%)
INF	: معدل التضخم (%)
IEDPIB	: الاستثمار الأجنبي المباشر، صافي التدفقات (% من إجمالي الناتج المحلي)
PP	: أسعار النفط بالدولار
SBPIB	: رصيد الميزانية (% من الناتج المحلي الإجمالي)

### III. النتائج ومناقشتها :

بعد القيام بالدراسة الإحصائية والقياسية. أظهرت الدراسة نتائج عديدة، يمكن تقسيمها إلى عدة عناصر نوردتها بالترتيب التالي:

#### أولاً- نتائج التحليل الإحصائي والاقتصادي لمتغير الادخار المحلي (% من الناتج المحلي الإجمالي) :

**1- التحليل الإحصائي:** يتبين من قيم المتغيرة (S/PIB) أن إجمالي الادخار المحلي (% من الناتج المحلي الإجمالي) المحقق في الاقتصاد الجزائري خلال فترة الدراسة، وكما يبينه الشكل (1)، أنه كان محصوراً بين أقل قيمة 19,89% مسجلة سنة 1988 وأعلى قيمة 57,4% مسجلة سنة 2006، بمتوسط بلغ 38,14% وبانحراف معياري 9,31%. ومنه فإن مقدار معامل الاختلاف هو 24,41% الذي يؤشر على تقلب قيم هذه المتغيرة. تبين المعادلة الآتية تطور إجمالي الادخار المحلي كمتغير تابع لمتغير الزمن، حيث يمكن التعبير عنه بكثير حدود من الدرجة الرابعة كما يلي :

$$SPIB = -0.0003t^4 + 0.0267t^3 - 0.7792t^2 + 7.8344t + 16.005$$

$$R^2 = 0.7833$$

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

$$-0.0012t^4 + 0.0801t^2 - 1.5584t + 7.8344$$

**2- التحليل الاقتصادي:** سنتعرض هنا إلى مؤشر يقيس تيار الادخار المحلي في الجزائر خلال الفترة (1970-2015)، وتجدر الإشارة إلى أن الادخار يعتبر هنا تياراً وليس صيداً، أي أن الادخار هو لفترة معينة عادة ما تكون سنة - وليست نقطة معينة. هذا المؤشر عبارة عن نسبة إجمالي الادخار المحلي من إجمالي الناتج المحلي. ويوضح هذا المؤشر الجزء الذي لم يوجه إلى الاستهلاك من إجمالي الناتج الذي تم إنتاجه داخل الدولة، وهو يعكس الجهد الذي يبذله مجتمع ما في سبيل زيادة مدخراته، ولكنه لا يبين مقدار هذه المدخرات، فهو نسبة مئوية محسوبة كالتالي: (إجمالي الادخار المحلي/إجمالي الناتج المحلي) × 100. وإن نسبة الادخار المحلي إلى الناتج المحلي الإجمالي، هي أهم مؤشر لمعرفة مدى أهمية الادخار المحلي في تطور النشاط الاقتصادي. ويظهر من البيانات المتاحة في الشكل الآتي أن الميل المتوسط للادخار المحلي كان موجبا خلال سنوات الدراسة، مع ملاحظة وجود استقرار نسبي في مقداره.

من الشكل (1) يتبين أن معدلات الادخار المحلي قد عرفت ثلاثة مراحل متباينة ؛ المرحلة الأولى (1970-1987) وسجل فيها معدل الادخار المحلي متوسط 36,21% وهي تعتبر نسبة مرتفعة، والمرحلة الثانية تتعلق بالفترة (1988-1999) أين سجل فيها معدل الادخار المحلي متوسط 26,36%، وهي نسبة متوسطة بالمقارنة مع الفترة التي سبقتها، ولكنها تبقى نسبة مقبولة إلى حد بعيد، والمرحلة الثالثة وتتعلق بالفترة (2000-2015)، وهي توضح بشكل عام اتجاه الادخار المحلي في الجزائر إلى الزيادة بصفة مستمرة خاصة منذ بداية سنة 2000، فمعدل الادخار المحلي قد بلغ متوسط 47,65% من الناتج الداخلي الخام على مدى هذه الفترة، وهي نسبة عالية ، تبين مدى مساهمة الأوعية الادخارية المختلفة في الارتفاع بمعدل الادخار المحلي الجزائري. ولا شك أن هذه الزيادة في معدلات الادخار تساعد على تكوين المدخرات المحلية التي تكون البلاد في أمس الحاجة إليها، بهدف تحريك النشاط الاقتصادي، وذلك من أجل الارتفاع بمعدلات النمو الاقتصادي والمساهمة في تسريع وتيرة التنمية الاقتصادية والاجتماعية. وهذا رغم التقهقر الملموس في معدل الادخار بداية من منتصف سنة 2014 نتيجة التقلبات الحادة التي عرفتها أسعار النفط.

## ثانيا. نتائج الدراسة القياسية لمحددات الادخار المحلي.

بداية يمكننا القول أن التعرف على العوامل التي تحدد معدل الادخار يشكل تحديا كبيرا للسياسة العامة لجميع الدول<sup>17</sup>، وإن معرفة هذه العوامل هو واحد من الاهتمامات الحاسمة للحكومات في جميع الدول، وخصوصا في الدول النامية، وذلك لمواجهة أعباء الديون الخارجية، كما أن فرص النمو في المدى المتوسط أصبحت تعتمد على نمو المدخرات الوطنية<sup>18</sup>. سنحاول هنا إعطاء صورة قياسية لظاهرة الادخار المحلي في الجزائر، بناء على الأدوات والأساليب الإحصائية، وذلك بتحديد أهم محددات دالة الادخار عن طريق نمذجتها وإعطائها أحسن صيغة رياضية.

**1- تحديد أفضل النماذج المقدره للادخار المحلي:** بعد تطبيق المعايير المذكورة سابقا على دوال الادخار، أفضت العملية إلى اختيار ثمانية (08) نماذج، هذه الأخيرة هي أفضل النماذج المقدره للادخار المحلي في الجزائر. ولما كان الهدف من هذا البحث هو الوقوف على أفضل نموذج للادخار المحلي، فإننا قمنا بدراسة النماذج الرياضية المرشحة، ويكون النموذج المختار هو الذي يعطي أقل قيمة لمعيارى AKAIKE و SCHWARZ مع مستوى أعلى لمعامل التحديد المعدل  $R^2$  ومستوى أقل لمجموع مربعات البواقي SSR، ومع معنوية المعالم المقدره وكذلك إحصاء DW. بعد تفحص النماذج المرشحة، قمنا باختيار النموذج Mod1 والمبين في الجدول (1) بناء على المعايير المذكورة سابقا، وبذلك يكون Mod1 هو أفضل النماذج المقدره للادخار المحلي في الجزائر. إذن النموذج المختار يأخذ الصيغة التالية:

$$SPIB_t = \beta_0 + \beta_1.SPIB_{t-1} + \beta_2.SBPIB_t + \beta_3.PP_t + \beta_4.CCPIB_t + \beta_5.TCPIB_t + \beta_6.TCPIB_{t-1} + \varepsilon_t$$

أما المعادلة المقدره فتأخذ الشكل التالي:

$$SPIB = 14.33 + 0.4425 * SPIB(-1) + 0.3206 * SBPIB + 0.1312 * PP + 0.2485 * CCPIB + 0.2366 * TCPIB + 0.2542 * TCPIB(-1)$$

**2- تقييم النموذج المختار:** الآن بعد اختيار النموذج Mod1، سيتم إخضاع هذا الأخير إلى مختلف الاختبارات الاقتصادية والإحصائية والقياسية، للتأكد من جودته وتحقيقه لجميع الشروط.

**أ- التقييم الاقتصادي:** للحكم على صلاحية نموذج الانحدار الذي تم توفيقه للعلاقة بين المتغير التابع والمتغيرات التفسيرية، لا بد وأن يتوفر في هذا النموذج مجموعة من الشروط النظرية، المتعلقة بمنطقية إشارات وقيم معاملات الانحدار، مع الأساس النظري الذي يحكم الظاهرة محل الدراسة. إن عدم توفر هذه الشروط يجعل نموذج الانحدار الذي تم توفيقه غير سليم من الناحية النظرية. نلاحظ من الجدول السابق أن معاملات المتغيرات المستقلة التي تفسر المتغير التابع كلها موجبة، كما أن الميل الحدي للادخار المحلي بالنسبة للمتغيرات المستقلة محصور بين الصفر والواحد، حيث نلاحظ أن:

$$\frac{\partial SPIB_t}{\partial SPIB_{t-1}} = 0,4425 \quad , \quad \frac{\partial SPIB_t}{\partial SBPIB_{t-1}} = 0,3206 \quad , \quad \frac{\partial SPIB_t}{\partial PP_t} = 0,1312$$

$$\frac{\partial SPIB_t}{\partial CCPIB_t} = 0,2485 \quad , \quad \frac{\partial SPIB_t}{\partial TCPIB_t} = 0,2366 \quad , \quad \frac{\partial SPIB_t}{\partial TCPIB_{t-1}} = 0,2542$$

تبيين النتائج السابقة ما يلي:

- الميل الحدي للادخار المحلي من الادخار المحلي في الفترة السابقة يساوي 0,4425، وهذا يعني أن زيادة الادخار المحلي في الفترة السابقة بوحدة واحدة سيؤدي إلى زيادة الادخار المحلي في الفترة الحالية بـ 44,25%؛

- الميل الحدي للادخار المحلي من رصيد الميزانية العامة للدولة يساوي 0,3206، وهذا يعني أن زيادة رصيد الميزانية العامة للدولة بوحدة واحدة سيؤدي إلى زيادة الادخار المحلي بـ 32,06%؛

- الميل الحدي للادخار المحلي من أسعار النفط يساوي 0,1312، وهذا يعني أن ارتفاع أسعار النفط بوحدة واحدة سيؤدي إلى زيادة الادخار المحلي بـ 13,12%؛

- الميل الحدي للادخار المحلي من رصيد الحساب الجاري يساوي 0,2485، وهذا يعني أن التحسن في رصيد الحساب الجاري بوحدة واحدة سيؤدي إلى زيادة الادخار المحلي بـ 24,85%؛

- الميل الحدي للادخار المحلي من معدل النمو الاقتصادي يساوي 0,2366، وهذا يعني أن ارتفاع معدل النمو الاقتصادي في الفترة الحالية بوحدة واحدة سيؤدي إلى زيادة الادخار المحلي بـ 23,66%؛

- الميل الحدي للادخار المحلي من معدل النمو الاقتصادي للفترة السابقة يساوي 0,2542، وهذا يعني أن ارتفاع معدل النمو الاقتصادي في الفترة السابقة بوحدة واحدة سيؤدي إلى زيادة الادخار المحلي في الفترة الحالية بـ 25,42%؛

بشكل عام، يبين هذا النموذج أن الادخار المحلي في الفترة الحالية متعلق بكل من: الادخار المحلي للفترة السابقة؛ رصيد الميزانية العامة للدولة؛ أسعار النفط؛ رصيد الحساب الجاري؛ معدل النمو الاقتصادي في الفترة الحالية ومعدل النمو الاقتصادي للفترة السابقة، وهذه النتائج تدعم افتراضات النظرية الاقتصادية، وبالتالي نقبل النموذج اقتصاديا.

(ب) - التقييم الإحصائي:

◀ اختبار المعنوية الإحصائية لمعالم النموذج: بالرجوع إلى النموذج المقدر نجد أن : بما أن  $|t_c| > t_{38,0.025}$  عند مستوى معنوية 5%، وكذلك القيمة الحرجة (la probabilité critique)  $(prob < 0.05)$ ، التي تعني أنه لدينا أقل من 5 فرص من 100 من الفرص لارتكاب خطأ في رفض الفرضية  $H_0$ ، لذلك نرفض  $H_0$  لأن المخاطرة أقل من 5%، وبالتالي جميع المعامل المقدرة  $\hat{\beta}_i$  لها معنوية إحصائية، ويمكن أن نثق فيها كأساس جيد للوصول لمعلمة المجتمع.

◀ اختبار المقدرة التفسيرية للنموذج: تساعد البواقي على قياس مدى تمثيل المعادلة المفروضة (في النموذج) لمشاهدات العينة، حيث أن القيمة الكبيرة للبواقي تعني بأن التمثيل يكون غير جيد، والقيمة الصغيرة لهذه البواقي تعني تمثيلاً جيداً للنموذج<sup>19</sup>. وبالرجوع إلى جدول مخرجات النموذج المختار نجد أن معامل التحديد المعدل  $R^2 = 0.9212$ ، وهذا يعني أن التغيرات في القيم المشاهدة للإدخار المحلي تُفسر بنسبة 92,12% من طرف المتغيرات المستقلة، وهي نسبة جيدة، وتبقى نسبة تقدر بـ 7,88% مفسرة بواسطة عوامل أخرى منها الخطأ العشوائي.

◀ اختبار المعنوية الكلية للنموذج: لدينا إحصائية الاختبار هي :  $F_c = 86,72$  والقيمة الحرجة لمستوى معنوية 5% هي :  $F_{0.05,(6,38)} = 2,349$ ، إذن بما أن  $F_{table} < F_c$ ؛ وكذلك  $P-Value < 0,05$ ، فإننا نرفض الفرض العدمي، وهذا يعني أن هناك واحداً على الأقل من معاملات الانحدار يختلف عن الصفر، ومنه توجد علاقة بين التغير في قيم الإدخار المحلي والمتغيرات المستقلة الداخلة في تكوين هذا النموذج.

إن المعنوية الجيدة لكل معالم النموذج المقدر، مع إيجاد كل قيم الاحتمالات الحرجة أقل من 0.05، بالإضافة إلى نسبة معامل التحديد، هي نتائج من شأنها أن تعطينا نظرة إحصائية حول نجاعة النموذج في تفسير تغيرات الإدخار المحلي، وهذا ما يمكن أن نراه من خلال تمثيل السلسلة المقدرة (Fitted) ومقارنتها مع بياناتها الأصلية (Actual). حيث نلاحظ من خلال الشكل (2)، شبه المطابقة بين منحنى السلسلة الأصلية والسلسلة المقدرة.

(ج) - التقييم القياسي: في هذا الجزء سنختبر مدى توافر شروط الطريقة المستخدمة في تقدير معالم نموذج الانحدار (طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية)، وتتمثل أهم شروط هذه الطريقة في : الاستقلال الذاتي للبواقي ؛ ثبات تباين البواقي ؛ اعتدالية التوزيع الاحتمالي للبواقي (التوزيع الطبيعي)، وعدم وجود تعدد خطي بين المتغيرات المستقلة الداخلة في تكوين النموذج.

◀ اختبار الارتباط الذاتي بين الأخطاء العشوائية: تشير مشكلة الارتباط الذاتي للأخطاء إلى أن خطأ ما حدث في فترة ما، ثم أخذ يؤثر في الأخطاء الخاصة بالفترة المتتالية بطريقة تؤدي لتكرار نفس الخطأ أكثر من مرة، مما يؤدي لظهور قيم الحد العشوائي عند مستوى يختلف عن القيم الحقيقية<sup>20</sup>. ومن بين الاختبارات التي تستخدم في التحقق من وجود ارتباط ذاتي بين الأخطاء ؛ اختبار ديرين واتسون Durbin-Watson واختبار براش قودفراي Breusch-Godfrey. بالنسبة للنموذج المختار Mod1 يكون اختبار Durbin Watson غير قابل للتطبيق بسبب وجود متغيرين اثنين ذو فجوة زمنية، هما  $SPIB(-1)$  و  $TCPIB(-1)$ ، وبالتالي سيتم تطبيق اختبار Breusch-Godfrey.

◀ اختبار براش قودفراي (Breusch-Godfrey):

- اختبار الارتباط الذاتي بين الأخطاء العشوائية من الدرجة الأولى: للقيام باختبار الارتباط الذاتي بين الأخطاء

من الدرجة الأولى أي :  $\begin{cases} H_0 : \rho_1 = 0 \\ H_1 : \rho_1 \neq 0 \end{cases}$ ؛ سنقوم بإجراء انحدار البواقي  $\hat{\varepsilon}_t$  على جميع المتغيرات المفسرة والبواقي، أي سنقوم بتقدير النموذج التالي :

$$\varepsilon_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot SPIB_{t-1} + \beta_2 \cdot SBPIB_t + \beta_3 \cdot PP_t + \beta_4 \cdot CCPIB_t + \beta_5 \cdot TCPIB_t + \beta_6 \cdot TCPIB_{t-1} + \rho_1 \varepsilon_{t-1} + \eta_t$$

من أجل  $P = 1$  وبمساعدة برنامج EViews9 نحصل على المخرجات المبينة في الجدول (2). أين نلاحظ أن الاحتمال الحرج ليفشر يساوي 47,94%، إذن نقبل الفرضية  $H_0$  عند مستوى معنوية 5%، ولتأكيد ذلك نجري

$$LM = nR^2 = 0.6124 < \chi_{0.05}^2(1) = 3,841 \text{ حيث } LM$$

ومنه نقبل  $H_0$  عند مستوى معنوية 5%، أي ليس هناك ارتباط ذاتي بين الأخطاء من الدرجة الأولى.

- اختبار الارتباط الذاتي بين الأخطاء العشوائية من الدرجة الثانية: لاختبار الارتباط الذاتي من الدرجة الثانية

بين الأخطاء العشوائية، سنستخدم اختبار براش قودفراي، حيث نجد بعد عملية التقدير من أجل  $P = 2$  النتائج المبينة في الجدول (3). أين نلاحظ أن الاحتمال الحرج ليفشر يساوي 64,52%، إذن نقبل الفرضية  $H_0$  عند مستوى معنوية 5%،

$$LM = nR^2 = 1.08 < \chi_{0.05}^2(2) = 5,99 \text{ حيث } LM$$

ومنه نقبل  $H_0$  عند مستوى معنوية 5%، أي ليس هناك ارتباط ذاتي بين الأخطاء من الدرجة الثانية.

◀ اختبارات الكشف عن مشكلة عدم ثبات التباين: إن عدم ثبات التباين في نموذج الانحدار سيترتب عليه نفس

الأثار المترتبة في حالة وجود ارتباط ذاتي بين البواقي، حيث تكون الأخطاء المعيارية مقدرة بأقل من قيمتها الحقيقية،



وبالتالي تصبح هذه التقديرات متحيزة، الأمر الذي يجعل نتائج الاستدلال الإحصائي مشكوك في صحتها<sup>21</sup>. ولاختبار وجود هذه المشكلة نستخدم الطريقتين التاليتين :

- **الطريقة البيانية:** من خلال الشكل (3)، نلاحظ أن انتشار وتوزيع البواقي يأخذ شكلا عشوائيا على جانبي الخط الذي يمثل الصفر (وهو الخط الذي يفصل بين البواقي السالبة والبواقي الموجبة)، حيث أنه لا يمكننا رصد نمط أو شكل معين لتباين هذه البواقي، وهو ما يعني أن هناك تجانس أو ثبات في تباين الأخطاء، وبالتالي فإن شرط ثبات تباين البواقي، من شروط استخدام طريقة المربعات الصغرى متوفر.

- **الطريقة الحسابية:** توجد هناك اختبارات إحصائية عديدة للكشف عن هذه المشكلة، نتعرض لبعض منها فيما يلي :

▪ **اختبار H.White:** الاختبار المقترح من طرف H.White يعتمد على تحديد  $\hat{\varepsilon}_i^2$  في كل المتغيرات المستقلة، مربعاتها وحاصل ضرب قيمها المتقاطعة. نفرض لدينا النموذج التالي :

$$\begin{cases} Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{i1} + \beta_2 X_{i2} + \beta_3 X_{i3} + \dots + \beta_k X_{ik} + \varepsilon_i & , (i = 1, 2, \dots, n) \dots \dots (1) \\ V(\varepsilon_i) \neq \sigma_\varepsilon^2 \end{cases}$$

لاختبار مشكلة عدم ثبات التباين نستخدم برنامج EViews9، حيث نحصل على النتائج المبينة في الجدول (4).

$$F^* = 0,7147 < F_{27;17}^{0,05} = 2,04 \quad \text{لدينا :}$$

$$LM = nR^2 = 23,92 < \chi_{0,05}^2(27) = 40,11 : LM \quad \text{لدينا إحصاءة مضاعف لاغرنج}$$

وما يدعم النتيجتين السابقتين؛ الاحتمال الحرج لكل من اختبار فيشر واختبار مضاعف لاغرنج، حيث تساوي الأولى 78,80% أما الثانية 63,45% وهما أكبر من مستوى المعنوية 5%، وهذا يستلزم قبول  $H_0$ ، أي أن هناك تباين متجانس للبواقي (les résidus sont homoscedastiques).

▪ **اختبار ARCH-LM (Autoregressive Conditional Heteroskedasticity):** الهدف من هذا الاختبار هو معرفة ما إذا كان هناك ارتباط بين مربعات البواقي، وهذا الاختبار يعتمد على اختبار فيشر أو مضاعف لاغرنج (إحصائية  $\chi^2$ ). ولاختبار الارتباط الذاتي من الدرجة الأولى بين مربعات البواقي نستخدم اختبار ARCH-LM، حيث نحصل على النتائج المبينة في الجدول (5).

بالنسبة لاختبار فيشر، لدينا :  $F^* = 2,27 < F_{1;42}^{0,05} = 4,085$  ، ولدينا إحصاءة مضاعف لاغرنج المستخرجة من الجدول أعلاه :  $LM = nR^2 = 2,25 < \chi_{0,05}^2(1) = 3,841$  ، وما يدعم النتيجتين السابقتين ؛ الاحتمال الحرج لكل من اختبار فيشر واختبار مضاعف لاغرنج، حيث تساوي الأولى 13,93% أما الثانية 13,30% وهما أكبر من مستوى المعنوية 5%، وهذا يستلزم قبول  $H_0$ ، أي التباين الشرطي للبواقي متجانس (homoscedasticité conditionnelle).

◀ **اختبار التوزيع الطبيعي للبواقي:** لكي يمكن استخدام كلا من اختبار فيشر وستودنت، سواء عند اختبار المعنوية الكلية أو المعنوية الجزئية لنموذج الانحدار، يلزم توفر شرط اعتدالية التوزيع الاحتمالي للبواقي. ونود الإشارة إلى أن التقيد بهذا الشرط مرتبط بحجم العينة، إذ يعتبر شرطا ضروريا في حالة العينات الصغيرة، أما في حالة العينات الكبيرة فيمكن التخلي عنه، وذلك لأنه وفقا لنظرية النهاية المركزية نجد أن التوزيعات الاحتمالية تؤول إلى التوزيع الطبيعي في حالة العينات التي يزيد حجمها عن 30 مشاهدة<sup>22</sup>. يمكننا دراسة اعتدالية التوزيع الاحتمالي للبواقي بطريقتين، الطريقة البيانية والطريقة الحسابية.

- **الطريقة البيانية:** يمكن دراسة اعتدالية التوزيع الاحتمالي للبواقي بيانيا، وذلك من خلال فحص الشكل (4) للعلاقة بين الاحتمال التجميبي المشاهد والاحتمال التجميبي المتوقع للبواقي المعيارية، حيث نجد أن البواقي تتوزع بشكل عشوائي على جانبي الخط، مما يعني أن البواقي تتوزع توزيعا معتدلا (أي أنها تتبع التوزيع الطبيعي).

- **الطريقة الحسابية:** يمكن دراسة اعتدالية التوزيع الاحتمالي للبواقي حسابيا عن طريق تطبيق الاختبارات الإحصائية التالية :

▪ **اختبار Skewness:**

بداية لدينا :  $S = \frac{[E(\varepsilon_i^3)]}{[E(\varepsilon_i^2)]^{\frac{3}{2}}} \sim N(0, 6/\sqrt{n})$  ، ولاختبار فرضية التناظر (Symétrie) :  $v_1 = 0 : H_0$  ، نقوم

$$v_1 = \frac{|S - 0|}{\sqrt{6/n}} = \frac{|-0,154254 - 0|}{\sqrt{6/45}} = 0,42 < 1,96 \quad \text{بحساب الإحصائية :}$$

بما أن  $v_1 \leq 1,96$  فإننا نقبل  $H_0$  ، ومنه سلسلة البواقي متناظرة.

### ■ اختبار Kurtosis:

لدينا:  $K = \frac{E(\varepsilon_i^4)}{[E(\varepsilon_i^2)]^2} \sim N(3, \sqrt{24/n})$  ، و لاختبار فرضية التسطح الطبيعي (aplatissement normal):

$$v_2 = \frac{|K - 3|}{\sqrt{24/n}} = \frac{|3.112041 - 3|}{\sqrt{24/45}} = 0.1534 < 1.96$$

نقوم بحساب الإحصائية:  $H_0: v_2 = 0$

بما أن  $v_2 \leq 1.96$  فإننا نقبل  $H_0$  ، أي نقبل فرضية التسطح الطبيعي لسلسلة البواقي.

### ■ اختبار جارك-بيرا (Jarque-Bera):

يمكن دراسة توزيع سلسلة البواقي، وذلك باختبار التوزيع الطبيعي الذي يعتمد على إحصائية Jarque-Bera، وهذه الأخيرة ترتبط بمؤشر Kurtosis ومؤشر Skewness، كما أنها تتبع توزيع  $\chi^2_\alpha(2)$  . يكون شكل الاختبار كالتالي :

$$\left\{ \begin{array}{l} H_0 : \sqrt{S} = K - 3 = 0 \\ H_1 : \sqrt{S} = K - 3 \neq 0 \end{array} \right. , \text{ الفرضية } H_0 \text{ تعني التوزيع الطبيعي.}$$

$$J.B = \frac{T - K}{6} \left[ S^2 + \frac{1}{4} (K - 3)^2 \right] = 0,2019 < \chi^2_{0.05}(2) = 5.99$$

و تحسب إحصائية Jarque-Bera كالتالي :

بما أن إحصائية Jarque-Bera تساوي 0,2019 وهي أقل من قيمة  $\chi^2_{0.05}(2) = 5.99$  ، فإننا لا نستطيع رفض الفرضية الأساسية القائلة بأن البواقي تتوزع توزيعا طبيعيا. كذلك كإجراء بديل، بما أن القيمة الاحتمالية (*p-value*) لإحصائية Jarque-Bera التي تساوي 0,90 هي أكبر من مستوى المعنوية 0,05، لذا فإننا لا نستطيع رفض الفرضية  $H_0$  ، ومنه نقبل فرضية التوزيع الطبيعي لسلسلة البواقي عند مستوى معنوية 5%. يلخص الشكل أدناه جميع المقاييس الإحصائية، مثل الوسط الحسابي للبواقي الذي يساوي صفرا (1.05e-14). كما نشاهد في الشكل البياني (5) المدرج التكراري والذي يؤكد على اعتدالية سلسلة البواقي. وبالتالي فإن شرط اعتدالية التوزيع الاحتمالي للبواقي وهو من شروط استخدام طريقة المربعات الصغرى متوافر.

◀ **اختبار وجود ازدواج الخطي بين المتغيرات المستقلة:** إن الشرط الأهم لتطبيقات المربعات الصغرى هو أن المتغيرات المستقلة ليست مرتبطة خطيا تماما، أو لا توجد أية علاقة خطية صحيحة فيما بين متغيرين مستقلين أو أكثر. كما أن الفرضية الخاصة بالمصفوفة  $X$  بالنسبة للنموذج الخطي العام تتطلب أن تكون رتبة  $X$  مساوية لـ  $k$  أي  $Rang(X) = k$  . تنشأ هذه المشكلة عند اختلال هذه الشروط، أي عندما يكون واحد على الأقل من المتغيرات المستقلة توليفة خطية من المتغيرات الأخرى، وينتج عن ذلك وجود عدد قليل جدا من المعادلات الطبيعية المستقلة، ومن ثمّ عدم إمكانية اشتقاق مقدرات للمعالم الموجودة بالنموذج كافة. كمثل على التعدد الخطي، نجد في فترات الرواج أو النمو الاقتصادي؛ تنمو التصرفات الاقتصادية الأساسية رغم أن بعضها ينمو ضمنا تحت غطاء بعض المتغيرات الأخرى<sup>23</sup>. كما ينتج عن ذلك ضعف مصداقية وفعالية المعادلات الطبيعية للمربعات الصغرى في تقدير معادلة الانحدار المقترحة، وهذا يجر وراءه ضعف المعنوية الإحصائية وعدم موضوعية معاملات معادلة الانحدار المقترحة. من جهة أخرى، إذا كانت هناك علاقة ارتباطية قوية بين متغيرين، فإنه من المستحيل عزل تأثير كل منهما على المتغير التابع. ويكون تحليل نتائج نموذج الانحدار المعني غير ذي مصداقية<sup>24</sup>. إن مشكلة قياس الارتباط الخطي في نماذج ذات أكثر من متغيرين قد عولجت بأكثر من طريقة، وسنكتفي هنا باستخدام طريقة معامل تضخم التباين (VIF).

### ■ استخدام معامل تضخم التباين (VIF):

للفصل في وجود تعدد خطي من عدمه سنعتمد على معامل تضخم التباين (*Variance Inflation Factor* (VIF) لكل متغير من المتغيرات المستقلة، بحيث إذا كانت قيمة (VIF) أقل من 5 فإنه يمكن الحكم بعدم وجود ازدواج خطي<sup>25</sup>، ويعرف معامل تضخم التباين كما يلي:

$$VIF(\hat{\beta}_j) = \frac{1}{1 - R_j^2}$$

حيث  $R_j^2$  هو مربع معامل الارتباط المتعدد ما بين المتغير المستقل  $X_{ij}$  وبقية المتغيرات المستقلة الأخرى. وطبقا للنتائج الموضحة في الجدول (6)، نجد أن جميع قيم معامل تضخم التباين *VIF* أقل من 5، وبالتالي نستطيع التأكيد على عدم وجود مشكلة ازدواج خطي بين المتغيرات المستقلة الداخلة في تكوين النموذج المقدر.

### ◀ اختبار مدى ملاءمة تحديد أو تصميم النموذج المقدر من حيث الشكل الدالي :

Ramsey RESET (Regression error specification test)

باستخدام برنامج EVIEWS9 حصلنا على النتائج المبينة في الجدول (7). حيث نلاحظ أن احصاءة فيشر  $F = 2,0928$  والقيمة الاحتمالية *p-value* تساوي 0,1564 وبالتالي نقبل الفرضية الأساسية القائلة بعدم وجود أخطاء توصيف عند مستوى معنوية 5%، أي أن إحصائية RESET تشير إلى صحة الشكل الدالي المستخدم في النموذج.

**IV. الخلاصة :**

تشير نتائج النموذج المقدر Mod 1 إلى أن جميع معاملاته تتمتع بمعنوية إحصائية عالية. كما تشير أيضا إلى القدرة العالية لهذا النموذج في تفسير الادخار المحلي في الجزائر، حيث أن معامل التحديد المعدل لهذا النموذج مرتفع ( $R^2 = 0.9212$ )، مما يدل على أن المتغيرات التفسيرية لهذا النموذج تفسر الجزء الأعظم من التغيرات في الادخار المحلي في الجزائر. كما أوضحت قيمة اختبار  $F$  التي بلغت (86,72) على المعنوية الكلية للنموذج، كما لوحظ انخفاض قيمة الخطأ المعياري للانحدار (SER) الذي بلغ 2,62، مما يدل على أن النموذج ككل ذو معنوية إحصائية عالية. وقد أكد اختبار Breusch-Godfrey على عدم وجود ارتباط ذاتي بين الأخطاء العشوائية، سواء من الدرجة الأولى أو من الدرجة الثانية. بالنسبة لمشكلة عدم ثبات تباين البواقي، فقد أكد اختبار H.White على ثبات تباين الأخطاء، بمعنى أن هناك تباينا متجانسا للبواقي، وقد تم قبل هذا إثبات ذلك بيانيا، حيث أخذ انتشار وتوزع البواقي شكلا عشوائيا، وبالتالي لم يتمكن من رصد أي نمط أو شكل معين لتباين هذه البواقي. كما أثبت اختبار ARCH-LM على عدم وجود ارتباط بين مربعات البواقي، وبالتالي فالتباين الشرطي للأخطاء متجانس.

بالنسبة للتوزيع الاحتمالي للبواقي فقد تم اختباره في البداية بيانيا، وذلك من خلال فحص الشكل البياني للعلاقة بين الاحتمال التجميعي المشاهد، والاحتمال التجميعي المتوقع للبواقي المعيارية؛ أين كانت البواقي تتوزع بشكل عشوائي على جانبي الخط، مما يعني أن البواقي تتبع التوزيع الطبيعي. ثانيا بتطبيق عدة اختبارات منها : اختبار (Skewness)؛ اختبار (Kurtosis)؛ اختبار (Jarque-Bera) وكلها أكدت على اعتدالية التوزيع الاحتمالي للبواقي. كما تم اختبار الأزواج الخطي بين المتغيرات المستقلة باستخدام معامل تضخم التباين (VIF)، حيث كانت جميع قيم VIF أقل من 5، مما يعني عدم وجود مشكلة أزواج خطي بين المتغيرات المستقلة الداخلة في تكوين النموذج المقدر. أخيرا تم اختبار مدى ملاءمة تصميم النموذج المقدر من حيث الشكل الدالي باستخدام اختبار (Ramsey RESET)، والذي أشار إلى صحة الشكل الدالي المستخدم في النموذج.

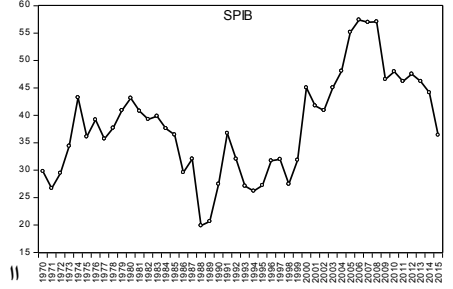
من خلال هذه النتائج، نستنتج أن النموذج السابق قد اجتاز جميع المعايير الاقتصادية والإحصائية والقياسية بنجاح، وكل ذلك يدل على جودة النموذج المقدر، ومن هنا نستطيع اعتماد هذا النموذج كأساس لدالة الادخار المحلي في الجزائر. تشير نتائج الدراسة إلى أن معدل نمو الناتج المحلي الإجمالي للفترة الجارية والفترة التي تسبقها؛ رصيد الميزانية العامة للدولة؛ رصيد الحساب الجاري؛ أسعار النفط ومعدل الادخار المحلي للفترة السابقة، ذات تأثير واضح على محددات الادخار المحلي في الجزائر. كما تشير نتائج النماذج السبعة المقطرة الأخرى (وهي النماذج الجيدة) إلى أن معدل الادخار المحلي ذو علاقة طردية مع معدل نمو نصيب الفرد من الناتج الداخلي الحقيقي، في مقابل علاقة عكسية مع الائتمان الممنوح إلى القطاع الخاص. كما تبين أن معدل الادخار غير حساس تجاه أسعار الفائدة الحقيقية، ولا إلى معدلات التضخم، ولا إلى بقية المتغيرات الأخرى، وذلك لانخفاض أثرهم الإحصائي، حيث وجد أن المعنوية الإحصائية لهذه المتغيرات ضعيفة عند مستوى معنوية 5% وحتى عند مستوى معنوية 10%.

من خلال النتائج المتوصل إليها يتبين أن الادخار المحلي قد شهد ثلاثة مراحل متباينة؛ المرحلة الأولى (1970-1987) وسجل فيها معدل الادخار المحلي متوسط 36,21% وهي تعتبر نسبة مرتفعة، والمرحلة الثانية تتعلق بالفترة (1988-1999) أين سجل فيها معدل الادخار المحلي متوسط 26,36%، وهي نسبة متوسطة بالمقارنة مع الفترة التي سبقتها، ولكنها تبقى نسبة مقبولة إلى حد بعيد، والمرحلة الثالثة وتتعلق بالفترة (2000-2015)، التي بلغ فيها معدل الادخار المحلي متوسط 47.65% من الناتج الداخلي الخام، وهي نسبة عالية. وهذه النتائج تثبت صحة الفرضية الأولى.

كذلك يتبين أن الادخار المحلي في الاقتصاد الجزائري هو دائما شديد الحساسية لتقلبات أسعار النفط، وهو ما يثبت صحة الفرضية الثانية للبحث. لذلك فإنه من الضروري على مسؤولي السياسة الاقتصادية الاحتراس ضد هذه المخاطر، هذا من جهة. ومن جهة أخرى، فإن الصعوبات المالية الذي تعيشها الجزائر اليوم بسبب تداعيات انهيار أسعار المحروقات توفر لها فرصة تاريخية للتعامل مع التحديات في الوقت الراهن، وهو ما يقتضي البحث عن فرص الاستثمار التي تكفل لها تحقيق هدفها الاستراتيجي في تنويع مصادر دخلها، وخلق مصادر تعوض تراجع مخزونها النفطي، سواء تمثلت تلك الفرص في قطاعات الاقتصاد الداخلي، أو كانت فرص استثمارية خارجية. وعلى مسؤولي السياسة الاقتصادية كذلك أن يعوا بأنه يوجد الكثير ممن يفضلون عدم الاستجابة في قراراتهم الادخارية لأسعار الفائدة، ويفضلون بالمقابل الربط بين توظيف أموالهم، وبين مؤشرات الربحية في الأنشطة الاقتصادية. وهذا يقتضي التخلي عن معدل الفائدة، أو على الأقل عدم إجبار الأفراد على التعامل به أخذا أو عطاء، إذا ما أريد تبني استراتيجية وطنية لحشد وتعبئة المدخرات بمختلف أصنافها.

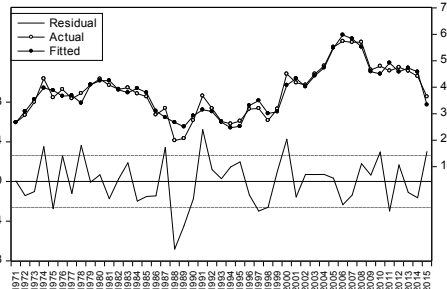
**ملحق الجداول والأشكال البيانية :**

**الشكل (1) : تطور إجمالي الإذخار المحلي (% من الناتج الداخلي الخام)**



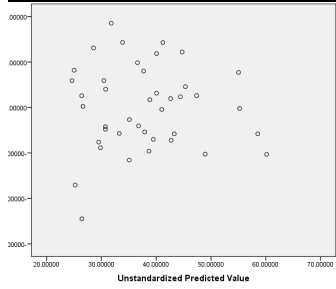
المصدر : مخرجات برنامج Eviews9

**الشكل (2) : السلسلة الأصلية للإذخار المحلي والسلسلة المقدرة له وبواقي التقدير**



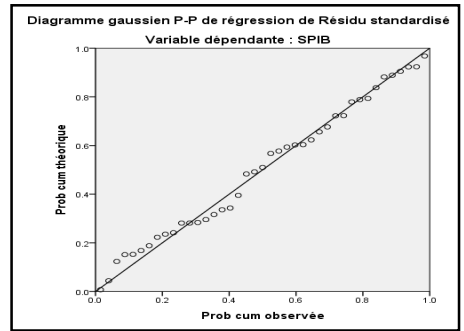
المصدر : مخرجات برنامج EViews9

**الشكل (3) : توزيع بواقي التقدير**



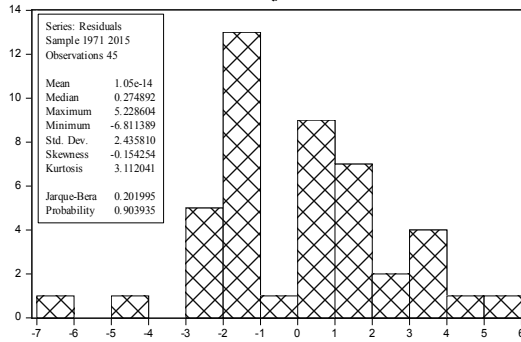
المصدر : مخرجات برنامج SPSS23

**الشكل (4) : الاحتمال التجميعي المشاهد والاحتمال التجميعي المتوقع للبواقي المعيارية**



المصدر : مخرجات برنامج SPSS23

**الشكل (5) : المدرج التكراري لبواقي التقدير**



المصدر : مخرجات برنامج EViews9

**الجدول (3) : تقدير نموذج انحدار البواقي من الدرجة الثانية**

ch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
istic	0.443638	Prob. F(2,36)	0.6452
χ-squared	1.082416	Prob. Chi-Square(2)	0.5820

المصدر : مخرجات برنامج EViews9

**الجدول (4) : اختبار H.White لمشكلة عدم تجانس تباين البواقي**

Heteroskedasticity Test: White			
F-statistic	0.714740	Prob. F(27,17)	0.7880
Obs*R-squared	23.92445	Prob. Chi-Square(27)	0.6345
Scaled explained SS	18.01592	Prob. Chi-Square(27)	0.9030

المصدر : مخرجات برنامج EViews9

**الجدول (5) : اختبار ARCH-LM للارتباط الذاتي من الدرجة الأولى بين مربعات البواقي**

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	2.271524	Prob. F(1,42)	0.1393
Obs*R-squared	2.257593	Prob. Chi-Square(1)	0.1330

المصدر : مخرجات برنامج EViews9

**الجدول (1) : النموذج Mod1**

Dependent Variable: SPIB Method: Least Squares Date: 04/23/17 Time: 16:43 Sample (adjusted): 1971 2015 Included observations: 45 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	14.33955	2.069923	6.927576	0.0000
SPIB(-1)	0.442528	0.067674	6.539159	0.0000
SBPIB	0.320694	0.067235	4.769734	0.0000
PP	0.131219	0.025055	5.237217	0.0000
CCPIB	0.248522	0.058093	4.277976	0.0001
TCPIB	0.236671	0.092173	2.567686	0.0143
TCPIB(-1)	0.254300	0.092474	2.749950	0.0091
R-squared	0.931945	Mean dependent var	38.33022	
Adjusted R-squared	0.921200	S.D. dependent var	9.337144	
S.E. of regression	2.621066	Akaike info criterion	4.907074	
Sum squared resid	261.0594	Schwarz criterion	5.188110	
Log likelihood	-103.4092	Hannan-Quinn criter.	5.011841	
F-statistic	86.72897	Durbin-Watson stat	2.175513	
Prob(F-statistic)	0.000000			

المصدر : مخرجات برنامج EViews9

**الجدول (2) : تقدير نموذج إنحدار البواقي من الدرجة الأولى**

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	0.510526	Prob. F(1,37)	0.4794
Obs*R-squared	0.612459	Prob. Chi-Square(1)	0.4339

المصدر : مخرجات برنامج EViews9

**الجدول (7) : اختبار مدى ملاءمة تحديد أو تصميم النموذج المقدر من حيث الشكل الدالي للنموذج**

Ramsey RESET Test  
Equation: EQ01  
Specification: SPIB C SPIB(-1) SBPIB PP C CPIB TCPIB TCPIB(-1)  
Omitted Variables: Squares of fitted values

	Value	df	Probability
t-statistic	1.446673	37	0.1564
F-statistic	2.092862	(1, 37)	0.1564
Likelihood ratio	2.475989	1	0.1156

المصدر : مخرجات برنامج EViews9

**الجدول (6) : معامل تضخم التباين VIF**

Variable	Coefficient Variance	Uncentered VIF	Centered VIF
C	4.284581	28.06500	NA
SPIB(-1)	0.004580	46.33904	2.602681
SBPIB	0.004521	2.396169	2.395933
PP	0.000628	9.084281	3.882064
CPIB	0.003375	1.927877	1.801327
TCPIB	0.008496	2.059776	1.332536
TCPIB(-1)	0.008551	2.152041	1.374722

المصدر : مخرجات برنامج EViews9

**الإحالات والمراجع :**

1. Khalil Ahmad and Haider Mahmood, "Macroeconomic Determinants of National Savings Revisited : A Small Open Economy of Pakistan", World Applied Sciences Journal 21 (1), 2013, PP.49-57.
2. Sidrat Jilani, Salman Ahmed Sheikh, Farooq-E-Azam Cheema & Ahsan-ul-Haq Shaik, "Determinants of National Savings in Pakistan : an Exploratory Study", Asian Social Science, Vol 9, N°5, April 2013, PP.254-262.
3. Hafizah Hammad Ahmad Khan, Hussin Abdullah, "Saving Determinants in Malaysia", Jurnal Ekonomi Malaysia 44 (2010), PP.23 – 34.
4. Agu Emenike Alexander, "Determinants Of Savings In Nigeria (1980 – 2007)", A Project Submitted To The Department Of Economics In Partial Fulfillment Of The Requirement For The Bachelor Of Science (B.Sc) Degree In Economics, Department of economics, Faculty of management and social sciences ,Caritas university amorji-nike, emene, Enugu state, August, 2010, PP.1-118.
5. Malunond A. Tony, "Determinants of Domestic Saving Performance in Egypt An Empirical", Journal of Commercial Studies and Researches, Faculty of Commerce, Benha University, N°1, 2008 , PP 17-42.
6. عبد الله ناصر العريفي، محددات الادخار المحلي في المملكة العربية السعودية، مذكرة ماجستير في الاقتصاد - كلية العلوم الإدارية جامعة الملك سعود - الرياض، 2006.
7. Narayan, Paresh and Saud AL Siyabi, "An Empirical Investigation of the Determinants of Oman's National Savings", Economics Bulletin, Vol 3, N° 51, 2005, PP.1-7.
8. Kivilcim Metin Özcan, Yusuf Ziya Özcan, "Determinants of Private Savings in the Middle East and North Africa", Money and Finance in the Middle East : Missed Opportunities or Future Prospects?, Naime, S. and N. A. Colton eds., Research in Middle east Economics, Amsterdam and Oxford : Elsevier, Vol 6, 2005, PP.95-113.
9. سعود بن أحمد بن سعود السيابي، محددات الادخار القومي في السلطنة، مذكرة ماجستير في الاقتصاد التطبيقي - جامعة جريفيث، استراليا، 2005.
10. Athukorala, P. and K. Sen, "The Determinants of Private Saving in India", World Development, Volume 32, Issue 3, 2004, PP 491-503.
11. Mumtaz Hussain, Oscar T. Brookins, "On the Determinant of National Savings : An Extreme-Bounds Analysis", Review of World Economics. Volume 137, Issue 1, 2001, PP 150-174 .
12. GYAN Pradhan and Kamal P. Upadhyaya. "The impact of budget deficits on national saving in the USA", Journal of Applied Economics Volume 33, Issue 13, 2001, PP.1745-1750.
13. Sebastian Edwards, "Why are Latin America's savings rates so low? An international comparative analysis", Journal of Development Economics, Volume 51, Issue 1, October 1996, PP.5-44.
14. صباح داود سليم ومها أبو حويج، مقدمة في الاحتمالات والإحصاء، ط1، دار قنديل للنشر والتوزيع، الأردن، 2004، ص.225.
15. وليد اسماعيل السيفو، أحمد محمد مشعل، الاقتصاد القياسي التحليلي بين النظرية والتطبيق، ط1، دار مجدلاوي للنشر والتوزيع، عمان، 2003، ص.62.
16. علاش أحمد، دروس وتمارين في التحليل الاقتصادي الكلي، دار هومه، الجزائر، 2010، ص.64.
17. Zhou Xiaochuan, Du taux d'épargne, Revue de la stabilité financière, Banque de France, N° 15 , Février 2011, P.188.

<sup>18</sup>. AHMED. Zejly (économiste a la banque africaine de développement), **Regard Sur L'épargne Privée Et La Croissance Economique A Travers La Théorie Du Cycle De Vie Cas Du Maroc**. December 18, 2010, P1, (en ligne), <http://ssrn.com/abstract=1728253>

- <sup>19</sup>. تومي صالح، **مدخل لنظرية القياس الاقتصادي**، الجزء 1، ديوان المطبوعات الجامعية، الجزائر، 1999، ص.49.
- <sup>20</sup>. عبد القادر محمد عبد القادر عطية، **الاقتصاد القياسي بين النظرية والتطبيق**، الدار الجامعية، الإسكندرية، 2000، ص.386.
- <sup>21</sup>. أسامة ربيع أمين سليمان، **التحليل الإحصائي للمتغيرات المتعددة باستخدام برنامج SPSS**، القاهرة، 2008، ص.107.
- <sup>22</sup>. أسامة ربيع أمين سليمان، المرجع السابق، ص.ص.106-107.
- <sup>23</sup>. هاري كلجيان و والاس أوتس، ترجمة المرسي السيد حجازي وعبد القادر محمد عطية، **مقدمة في الاقتصاد القياسي**، ط1، جامعة الملك سعود للنشر العلمي والمطابع، الرياض، 2001، ص.302.
- <sup>24</sup>. مكيد علي، **الاقتصاد القياسي دروس ومسائل محلولة**، ط2، ديوان المطبوعات الجامعية، الجزائر، 2011، ص.ص.139-140، بتصرف.
- <sup>25</sup>. أسامة ربيع أمين سليمان، مرجع سبق ذكره، ص.ص.145-146.