قياس تأثير الادخار المحلي على النمو الاقتصادي في الجزائر وبعض الدول النامية – دراسة تجريبية باعتماد ARDL Panel للفترة 1995–2017–

Measuring the effect of domestic saving on economic growth in Algeria and some developing countries - An experimental study by adopting the Panel ARDL for the period 1995-2017-

د.كبير مولود
مخبر MQEMADD
جامعة الجلفة–الجزائر
m.kebir@univ-djelfa.dz

أ.د.صوار يوسف
مخبر MIFMA
جامعة سعيدة–الجزائر
syoucef12@yahoo.fr

ط.د.طلحة بوخاتم[1]
مخبر ITMAM
جامعة سعيدة–الجزائر
boukhatem.telha@univ-saida.dz

تاريخ الاستلام: 2020/11/16 تاريخ القبول: 2020/12/15 تاريخ النشر: 2021/03/03

ملخص:

إن أهم ما يميز هذه الورقة البحثية هي الأخذ بعين الاعتبار الصفة الحركية والديناميكية للادخار المحلي والنمو الاقتصادي في الجزائر وبعض الدول النامية وهذا باستخدام بيانات بانل، حيث أنها تساير التطور الذي عرفته النمذجة القياسية باستخدام بيانات السلاسل الزمنية للمعطيات الطولية، وذلك لتوفرها على ميزة البعد المضاعف الزمني والفردي الذي تتمتع به معطياتها، وذلك باستخدام 10 دول نامية، والتي تجعل من السهل دراسة مجموعة من الأفراد في نموذج واحد وإبراز الفوارق بينها وكذا الآثار الخصوصية غير المشاهدة، وذلك قصد تقديم بعض الأدلة التجريبية حول الترابط بين الادخار والنمو الاقتصادي في الجزائر وبعض الدول النامية، وقد توصلت الدراسة إلى النتائج التالية:

يؤثر الادخار المحلي الحقيقي ورأس المال البشري ونصيب الفرد من الناتج للفترة السابقة $LGDPH_{t-1}$ إيجابا على نصيب الفرد من الناتج LGDPH، كما يؤثر معدل النمو السكاني سلبا على نصيب الفرد من الناتج في دول عينة الدراسة.

الكلمات المفتاحية: الادخار المحلي، النمو الاقتصادي، النمذجة القياسية، معطيات بانل، النماذج الديناميكية.

Abstract:

The most important characteristic of this research paper is taking into account the dynamic and dynamic character of domestic savings and economic growth in Algeria and some developing countries, and this is using Panel data, as the latter is in line with the development defined by standard modeling using time-series data for longitudinal data, because it has the advantage of dimension The time and individual multiplier of its data, using 10 developing countries.

***The study found that**: Real domestic saving rate, human capital, and per capita output for the previous period $LGDPH_{t-1}$ positively affect per capita (LGDPH), and the population growth rate negatively affects the per capita output in the study sample countries.*

***Key words:** domestic saving, economic growth, scalar modeling, Panel data, dynamic models.*

1 - **المؤلف المرسل:** *boukhatem17dz@gmail.com*

I– مقدمة:

يعتبر الادخار ظاهرة اجتماعية قديمة عرفها الإنسان منذ آلاف السنين للمحافظة على الموارد الطبيعية ضد المخاطر وعدم الضمان، وكان الادخار في البداية واجبا وامتيازا لفئة قليلة، ثم ما لبثت الطبقة المتوسطة أن أخذت تمارس الادخار بعد أن بدأت عمليات التنمية في غرب أوربا، وعقب قيام الثورة الصناعية، حيث أخذت تظهر منظمات وهيئات مختصة بمسألة الادخار كالبنوك وصناديق المعاشات وغير ذلك، مما مهد الطريق لظهور المدخرات الإنتاجية الحديثة، بمعنى أن الادخار بدأ يأخذ دورا هاما وأساسيا في تمويل عمليات التنمية الاقتصادية والاجتماعية.

ومع تزايد الاهتمام بموضوع النمو الاقتصادي أصبحت مشكلة الادخار في البلدان النامية تلقى اهتماما كبيرا لدى الباحثين الاقتصاديين والساسة والمخططين نتيجة ضآلة معدلات الادخار التي تشكل عقبة أساسية أمام تحقيق النمو الاقتصادي، وترتب على ذلك لجوء البلدان النامية إلى المدخرات الخارجية والاعتماد بشكل أساسي على الاقتراض من البلدان المتقدمة لتمويل النمو الاقتصادي، ونظرا لما للادخار المحلي من أهمية في زيادة التراكم الرأسمالي وزيادة معدلات النمو الاقتصادي فقد تناول الاقتصاديون على اختلاف مدارسهم الفكرية مفهوم الادخار من جوانبه المتعددة واستعظموا دور الأموال المدخرة في النمو الاقتصادي، وعدوها أمراً ضرورياَ وحيوياً لتحقيق معدل نمو اقتصادي مناسب ومقبول، وقد ناقشت العديد من الدراسات أهمية تحقيق معدل ادخار مرتفع كمحدد أساسي للنمو الاقتصادي للدول المتقدمة والنامية على حد سواء، كما أنهم اتفقوا على أن معظم الدول التي تمتعت مجتمعاتها بارتفاع نسبة الادخار من دخلها الوطني، وارتفاع معدلات نمو الادخار فيها، حققت معدلات نمو اقتصادي مرتفعة ومن هذه الدول نجد:اليابان وكوريا الجنوبية وتايوان، كما أن الإصلاحات الاقتصادية في الصين سنة 1978 ساهمت في زيادة قدرتها الادخارية بالنسبة للناتج المحلي حيث بلغ 37%، الأمر الذي مكنها من التنافس على المراتب الأولى في الترتيب الاقتصادي العالمي، لذلك فإن فهم القوى التي تقف وراء اختلاف معدلات نمو الادخار في مختلف الدول وعبر الفترات الزمنية المختلفة، والعوامل المؤثرة في هذه المعدلات ودور السياسات الاقتصادية في تنمية المدخرات من المواضيع التي يجب الاهتمام بها.

ولفهم وجهات النظر الجديدة حول النمو الاقتصادي ودور الادخار المحلي فيه، يجب أن نفهم كيف احتلت فكرة النمو تاريخيا هذا الموقع البارز في الجدل الاقتصادي، فلم يكن الاتجاه السائد خلال العقود الأولى من القرن العشرين يعير اهتماما كبيرا لمسألة النمو الاقتصادي على المدى الطويل، وقد أثر توجه اهتمام الاقتصاديين في ذلك الوقت نحو مسائل الكساد على الدراسات التي عادت إلى الظهور لاحقا في ما يخص مسألة النمو الاقتصادي، فتاريخيا يعد آدم سميث الخبير الاقتصادي الأول الذي دعا إلى أهمية تراكم رأس المال في عملية التصنيع والنمو الاقتصادي، وقد اعتبر سميث بأن تراكم رأس المال يعتمد بشدة على معدل الادخار في بلد ما لأن أي حصة يدخرها فرد ما سيتم تحويلها تلقائيا إلى رأس مال. كما قام باحثان اقتصاديان هما: روي فوربس هارود من إنجلترا ودومار من معهد ماساشوستس للتكنولوجيا، قاما بتطوير نموذج مهم للنمو بهدف دراسة احتياجات النمو المطرد في اقتصاد ما (دومار1946، هارود 1993)، وهو ما يعرف كذلك بنموذج هارود ودومار للتركيز على تراكم رأس المال، أثبت هذا النموذج بأنه عند مستوى معين من التكنولوجيا (أي بدون تقدم تكنولوجي) يكون معدل النمو الاقتصادي متناسبا مع معدل رأس المال المتراكم، لأنهما افترضا بأن هناك علاقة ثابتة بين رأس المال والإنتاج، وباعتبار الادخار أهم مصدر لتراكم رأس المال اللازم لتمويل الاستثمار، فقد خلصا إلى أن معدلات الادخار العالية تعزز الاستثمار وبالتالي تؤدي إلى النمو الاقتصادي، أي أن النمو الاقتصادي هو قابلية اقتصاد ما على الادخار. وقد كان روبرت سولو وتريفور سوان أول من جلب نظرية النمو النيوكلاسيكي (سولو 1956، سوان 1956)، فقد توسعا في نموذج النمو لهارود ودومار، بإدخال القوة العاملة كعامل ثان للإنتاج من أجل دراسة كيفية إنشاء نمو اقتصادي، ووفق نظرية النمو هذه هناك ثلاثة مصادر

أساسية للنمو الاقتصادي ولاسيما الادخار، وعدد السكان (القوة العاملة) والتقدم التكنولوجي (مخلفات نموذج النمو)، وحسب النظرية النيوكلاسيكية للنمو فإن الادخار يعد مصدرا هاما للاستثمار (تكوين رأس المال) الذي سيؤدي إلى النمو الاقتصادي، ويتضح أن العيب الأساسي للنظرية النيوكلاسيكية للنمو في تفسير عملية النمو الاقتصادي طويل المدى في أن النظرية افترضت انخفاض عائدات رأس المال، وقد أثار هذا العيب اهتمام مجموعة من الباحثين على غرار بول رومر وروبرت لوكاس لتطوير ما يعرف بنظرية النمو الجديدة أو نظريات النمو الداخلي في الثمانينيات لتفسر لاحقا عملية النمو الاقتصادي ومحدداتها (لوكاس 1988، رومر 1986)، حيث كانت الفكرة الأساسية لنظرية النمو الداخلي امتدادا للعمل الذي قام به جوزيف شومبيتر في الثلاثينيات والأربعينيات، والمثير للاهتمام أن هذه النظرية افترضت بأن الاقتصاد الوطني يتميز بزيادة عائدات رأس المال عكس ما تؤكده النظرية النيوكلاسيكية للنمو، فالزيادة في الإنتاج أكبر من الزيادة في رأس المال والعمل وعوامل أخرى للإنتاج، ومن أجل ذلك لا تتبع دالة الإنتاج قانون تخفيض العائدات حسب نظرية النمو الداخلي.

إشكالية الدراسة:

إن ما تتسم به الأزمة الاقتصادية في الدول النامية عامة ودول شمال إفريقيا والجزائر على الخصوص من حدة وتعقيد، يمكن رده إلى وجود استمرارية مجموعة رئيسية من الظواهر الاقتصادية التي تعبر في مجموعها عن القصور في عمل الاقتصاد، ويعتبر انخفاض معدلات الاستثمار من الظواهر البارزة، وهذا يرتبط بدوره بعلاقة سببية مع عدد آخر من العقبات لعل أوضحها ذلك الانخفاض في معدل الادخار المحلي الذي يمثل مصدرا هاما وأساسيا للاستثمار، فقد كانت الجزائر وبعض الدول النامية في العقود الماضية تعتمد بشكل كبير في تمويل برامجها الاستثمارية على المدخرات الخارجية (القروض)، ونظرا لاستمرارية انخفاض الادخار المحلي في الدول النامية والجزائر بالخصوص فإن هذا الأمر وضعها أمام عدة خيارات، فإما الاستثمار في حدود المدخرات المحلية وهذا يؤدي إلى انخفاض معدلات النمو الاقتصادي، بالإضافة إلى تدهور متوسط دخل الفرد وتدهور مستويات المعيشة وتفاقم معدلات البطالة....الخ، وإما اللجوء إلى الاقتراض الخارجي وما لهذا الخيار من مخاطر وأثار سلبية أهمها أعباء الديون التي تتحملها الأجيال الحاضرة والقادمة، ولإخراج الاقتصاد من الأزمات التي تعاني منها فإن الخيار الأفضل هو زيادة معدل الادخار المحلي بنسب تتماشى مع الاستثمار المطلوب.

لذلك من الأهمية البالغة إعداد بحث لدراسة العلاقة بين الادخار والنمو الاقتصادي، وذلك من خلال إثراء المفاهيم الموجودة من خلال تقديم بعض الأدلة التجريبية حول الترابط بين الادخار والنمو الاقتصادي في الجزائر وبعض الدول النامية، وتحديد السبل التي يمكن من خلالها زيادة الادخار المحلي في سبيل تحقيق معدلات نمو اقتصادي أعلا، ومحاولتا منا لمعرفة واقع هذا الدور في الجزائر وبعض الدول النامية، تتضح لنا ملامح إشكالية هذا البحث والتي يمكن بلورتها في السؤال التالي:

إلى أي مدى يؤثر الادخار المحلي على النمو الاقتصادي في المدى البعيد في الجزائر وبعض الدول النامية؟ وهل يمكن إبراز هذا الأثر خلال فترة الدراسة؟

فرضيات الدراسة:

تتمثل الفرضية الأساسية لهذه الدراسة في:

يؤثر الادخار المحلي تأثيرا إيجابا على النمو الاقتصادي في المدى البعيد في الجزائر وبعض الدول النامية.

كما يمكن أن ننطلق من مجموعة من الفرضيات وهي:

– يعتبر موضوع العلاقة بين الادخار المحلي والنمو الاقتصادي محل جدل بين الاقتصاديين سواء من الجانب النظري أو التطبيقي حول دور الادخار المحلي في النمو الاقتصادي، وتحديد اتجاه السببية حول ما إذا كان النمو الاقتصادي يقود الادخار المحلي أو العكس؛

– من أهم محددات النمو الاقتصادي رأس المال المادي ورأس المال البشري؛

– هناك علاقة طردية بين الادخار المحلي ومعدل التراكم الرأسمالي (زيادة المدخرات المحلية يؤدي إلى توفير رؤوس الأموال التي تحول بدورها إلى استثمار)، وبالتالي زيادة معدل النمو الاقتصادي في الجزائر مقارنة مع بعض الدول النامية.

أهداف الدراسة:

– توضيح الجوانب النظرية للادخار، ومحاولة إبراز أهم المتغيرات الاقتصادية المحددة للنمو الاقتصادي؛

– دراسة العوامل التي تقف وراء انخفاض معدلات الادخار المحلي في الجزائر وبعض الدول النامية؛

– تحديد دور الادخار الهام في تمويل الاستثمار وتكوين الرأسمال اللازم لتحقيق النمو الاقتصادي؛

– دراسة متطلبات وسبل تنمية المدخرات، وكيفية الارتفاع بمعدل الادخار المطلوب في الجزائر وبعض الدول النامية، من خلال الإجراءات والأساليب اللازمة لتحقيق ذلك.

حدود ومنهج الدراسة:

تم التطرق للإطار النظري المتعلق بالادخار والنمو الاقتصادي وأهم المتغيرات الاقتصادية المؤثرة عليها، بالإضافة إلى استعراض مراحل تطور معدل الناتج المحلي الإجمالي ومعدل الادخار المحلي الحقيقي في الجزائر ودول عينة الدراسة خلال فترة الدراسة، عن طريق دراسة مكتبية قمنا بها معتمدين بدرجة أولى على أحدث المراجع والتي تم الحصول عليها من مصادر مختلفة، أما فيما يخص الدراسة القياسية فشملت الفترة الزمنية (1995-2017) في محاولة لإيجاد نموذج قياسي يشرح أثر الادخار المحلي على النمو الاقتصادي في الجزائر وبعض الدول النامية خلال الفترة المدروسة. ونظرا لطبيعة الدراسة ومن أجل اختبار الفرضيات، سوف يتم الاعتماد على المنهج التاريخي والوصفي من خلال عرض الوقائع، وكذا المنهج الاستقرائي المناسب لبناء نموذج قياسي يفسر الظاهرة المدروسة بهدف إحداث التكامل في منهجية البحث بتدعيم الجزء النظري بدراسة قياسية.

وعليه تم تقسيم العمل إلى العناصر التالية:

– بعض الدراسات السابقة في الموضوع؛

– الادخار والنمو الاقتصادي في النظرية الاقتصادية؛

– دراسة تحليلية لتطور بعض المؤشرات الاقتصادية في الجزائر وبعض الدول النامية خلال الفترة: 1995-2017؛

– القياس الاقتصادي لعلاقة الادخار المحلي مع النمو الاقتصادي في الجزائر وبعض الدول النامية خلال الفترة: 1995-2017.

1- الدراسات السابقة:

تطرقت بعض الدراسات السابقة التي بحوزتنا إلى جانب معين من علاقة إجمالي الادخار المحلي مع النمو الاقتصادي، نذكر منها:

1-1- علاقة رأس المال الأجنبي على الادخار والاستثمار ومعدل النمو الاقتصادي في مصر خلال الفترة: 1989-1995[1]: تبحث الدراسة عن أثر تدفق رأس المال الأجنبي على الادخار والاستثمار ومعدل النمو الاقتصادي في مصر، وأوضحت نتائج الباحث أن هناك أثر معنوي موجب لتدفق رأس المال الأجنبي المباشر على الادخار والاستثمار وبالتالي على معدل النمو

الاقتصادي، كما بينت الدراسة أيضا وجود تكامل متزامن بين الاستثمار الأجنبي المباشر والاستثمار المحلي، وأشارت النتائج إلى أن للاستثمار أثر معنوي قوي على معدل النمو الاقتصادي في مصر.

1-2- هل يسبب الادخار المحلي النمو الاقتصادي؟ باستخدام السلاسل الزمنية في الهند[2]: تهدف هذه الدراسة إلى دراسة العلاقة طويلة المدى بين الادخار والنمو الاقتصادي في الهند باستخدام السلاسل الزمنية خلال الفترة: "1950-2002"، وأكدت الدراسة الأولى المستخدمة على السلسلتين أنها لا توجد علاقة طويلة المدى بين النمو الاقتصادي والادخار المحلي باستخدام اختبار التكامل المشترك لجوهانسون كما أعطت التقديرات نتائج ضعيفة، لذلك فكر الباحث في نموذج أخر للتقدير وهو النموذج الديناميكي، وذلك بإضافة متغيرتين تفسيريتين وهي النمو الاقتصادي للفترة السابقة والادخار للفترة السابقة، حيث انطلاقا من هذا النموذج وجد الباحث علاقة طويلة المدى بين الادخار المحلي والنمو الاقتصادي، كما استخدم الباحث تقديرات جديدة مختصة في مثل هذه النماذج ونخص بالذكر طريقة FMOLS وDOLS.

1-3- دراسة السببية بين الادخار والنمو الاقتصادي باستخدام معطيات بانل لمجموعة من الدول[3]: أجريت هذه الدراسة على عدة دول حول العلاقة السببية بين الادخار والنمو الاقتصادي، وغطت هذه الدراسة 84 دولة في العالم في الفترة (1961-2000) استخلصت هذه الدراسة أن هناك اتجاهين لسببية غرانجر بين معدل الادخار ومعدل النمو الاقتصادي في النمسا، كما بينت الدراسة أن هناك اتجاه واحد للسببية من الادخار إلى النمو الاقتصادي في كل من أيرلندا، ترينيداد، توباجو، جمهورية أفريقيا الوسطى وموريتانيا، وعن السببية من النمو الاقتصادي إلى الادخار فقد تأكدت في كل من فنلندا، فرنسا، اليابان، السويد، سويسرا والنيجر والمملكة العربية السعودية، كما أكدت هذه الدراسة أيضا أن الادخار والنمو الاقتصادي في باكستان لا يكون أحدهما سببا للآخر وفق نموذج غرانجر.

1-4- علاقة الادخار بالنمو الاقتصادي: دراسة حالة إيران[4]: قام الباحثين في هذا البحث بدراسة العلاقة بين الادخار والنمو الاقتصادي النفطي وغير النفطي في إيران، وبتحليل العلاقة السببية في المدى الطويل بين المتغيرتين لبيانات سنوية للفترة (1972-2010)، وذلك باستخدام نموذج الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة، وأكدت النتائج أن هناك تأثيرا إيجابيا وكبيرا بين الادخار والنمو الاقتصادي النفطي وغير النفطي، كما بينت أن هناك علاقة طويلة المدى بين الادخار والنمو الاقتصادي في إيران.

1-5- العلاقة بين الادخار والنمو الاقتصادي في باكستان[5]: هدفت هذه الدراسة إلى فهم العلاقة بين الادخار والنمو الاقتصادي في باكستان خلال الفترة (1971-2011)، حيث تم الاعتماد على التكامل المشترك وتجربة سببية غرانجر من أجل دراسة العلاقة بين المتغيرات، وأكدت النتائج وجود توازن طويل المدى بين الادخار والنمو الاقتصادي، وفي نفس الوقت فقد أثر الادخار المحلي إيجابيا في النمو الاقتصادي على المدى القصير والطويل، وتظهر نتائج غرانجر أيضا بأن الادخار يسبب النمو الاقتصادي، وانطلاقا من هذه النتائج فإن الادخار هو محفز للنمو الاقتصادي في الاقتصاد الباكستاني.

1-6- تحليل العلاقة بين المدخرات والنمو الاقتصادي في المكسيك[6]: في هذه الدراسة قام الباحث باختبار فرضية تأثير المدخرات المحلية على النمو الاقتصادي لحالة المكسيك باستخدام مجموعة من البيانات السنوية الممتدة من (1960-1996) وخلافا للأعمال السابقة التي قام بها بعض الباحثين حول هذه المسألة، بينت أن المدخرات المحلية لها دور كبير في تسريع النمو الاقتصادي على المدى الطويل بالنسبة للناتج المحلي الإجمالي في المكسيك، ولكن كان يريد الباحث الوصول لنتائج مختلفة وإلى عوامل أخرى، وتطبيق اختبارات بديلة وأكثر قوة من اختبار غرانجر للسببية، حيث يرى الباحث أن المكسيك تعتبر مثالا جيدا للعلاقة بين الادخار والنمو

الاقتصادي، لأنها قد خضعت لعدد من التحولات الاقتصادية خلال دورات تصل إلى ست سنوات، وهي الفترة التي تزامنت تقريبا مع الرئاسة "السنوات 24 الماضية، بالإضافة إلى الركود الذي وقع في سنة 1995 وذلك بعد انخفاض قيمة البيزو المكسيكي في 19 ديسمبر 1994، وانتقال الرئاسة في تلك المناسبة في وقت مبكر في ديسمبر من سنة 1994، وبعد إجراء الباحث للدراسة القياسية تأكد له أن هناك علاقة طويلة الأمد بين الادخار المحلي والنمو الاقتصادي في المكسيك.

1-7- دراسة ميدانية لإحلال المدخرات الأجنبية أو المحلية في البرازيل[7]: تهدف هذه الدراسة إلى معرفة العلاقة بين مستوى سعر الصرف الحقيقي، والادخار الأجنبي والادخار المحلي في البرازيل خلال الفترة: 1994-2013، وحسب النموذج القياسي والتحليلي أظهرت نتائج الباحث وجود علاقة طويلة المدى بين سعر الصرف والادخار المحلي، وبأن تخفيض القيمة النسبية لسعر الصرف الحقيقي بشكل إيجابي وملحوظ يؤثر على الادخار المحلي في الفترة ما بين 1994–2013، وقد بقيت نتائج التقديرات ذاتها حتى بعد تقسيم الفترة إلى عينتين، بعد الاختبارات تبين وجود شرخ هيكلي في نموذج سنة 2002، كما أكدت نتائج التقدير التي أجريت على العينتين وجود إحلال للادخار الأجنبي محل الادخار المحلي، كما أكدت الدراسة أن سر ارتفاع مستويات الادخار في البلدان الآسيوية حسب النموذج المتحصل عليه يكمن في سياسة الإبقاء على سعر صرف تنافسي أو منعه من الزيادة المفرطة، مما يعني أجورا حقيقية ضعيفة نسبيا في المدى القصير نظرا لمستوى إنتاجي معين، حيث يمكن للأجور أن ترتفع لاحقا في المدى المتوسط كنتيجة لنمو أكثر نشاطا.

II- الطريقة والأدوات:

1- التعرف على متغيرات الدراسة:

سوف نقوم بعرض أهم النماذج الاقتصادية التي حددت العلاقة بين الادخار المحلي والنمو الاقتصادي.

1-1- الادخار والنمو الاقتصادي عند الكلاسيك: يطلق على الاقتصاديين الذين بدءوا التفكير في الكتابة في مجال علم الاقتصاد اصطلاح "الاقتصاديين التقليديين أو الكلاسيك، ويطلق على الجيل الثاني من هؤلاء الاقتصاديين اصطلاح "التقليديين المحدثين Neoclassic، ولقد اهتم الاقتصاديون التقليديون، ليس فقط بمحاولة تفسير أسباب الزيادة في إجمالي الثروة الاقتصادية، والتي صاحبت عملية التصنيع Industrialization، ولكنهم اهتموا أيضا بلغز وجود فرق شاسع بين الغنى المفرط والفقر المدقع الذي صاحب هذه العملية، والافتقار إلى تنمية حقيقية تؤثر على قطاع عريض من سكان المجتمع، ويعتبر كتاب آدم سميث الذي نشره عام 1886 بعنوان "ثروة الأمم" هو أول من قدم إطارا تنظيريا، وتفسيرا لكيفية سير النظام الاقتصادي الرأسمالي الصناعي Capitalist Industrial Economy، وفي أواخر القرن الثامن عشر وأوائل القرن التاسع عشر، ظهرت كتابات العالم الاقتصادي توماس مالتوس صاحب النزعة التشاؤمية المبنية على نظريته الشهيرة في السكان، والتي ألقت بظلال قاتمة على مستقبل النظام الرأسمالي، ولكن لم تستمر هذه النظرية طويلا، ثم جاء الاقتصادي الشهير دافيد ريكاردو فقدم رؤى جديدة للتغيرات التي تحدث في البنيان الاقتصادي، وجاءت كتابات كارل ماركس التي انتقدت الرأسمالية وبشرت بنظام جديد هو الشيوعية (والتي أطلق عليها فيما بعد اسم الاشتراكية Socialism، ثم قدم جوزيف شومبيتر نظريته التي تفسر أسباب النمو الاقتصادي في دول العالم، ويمكن القول بصفة عامة بأن الاقتصاديين التقليديين قد اهتموا بكيفية الإسراع في النمو الاقتصادي، وفي نفس الوقت تقليل أعداد البشر الذين يعيشون في حالة فقر.

1-2- نموذج هاورد – دومار: عمل كلا من الاقتصادي الانجليزي هارود، والبروفيسور الأمريكي دومار، كلا على حدا على دراسة معدلات النمو الاقتصادي، ومحاولة التعرف على دور الاستثمارات في تحقيق معدلات نمو الدخل الوطني، حيث عملا على تطوير نموذج رياضي كلي لتبيين العوامل الأساسية التي تحدد معدل نمو الناتج أو الدخل الوطني الإجمالي لحصول النمو السلس غير المتقطع

والشروط اللازمة لذلك، وبالرغم من اختلاف نماذج هذين العالمين حول النمو إلا أنهما متشابهين في الجوهر، وتنطلق الفكرة الأساسية في النموذج من التأثير المزدوج للإنفاق الاستثماري، والمتمثل في زيادة الطاقات الإنتاجية للمجتمع والدخل، واستيعاب العمالة المتوفرة في المجتمع، كما يستخدمان نفس الافتراضات وأهمها: ثبات الميل الحدي للادخار، وثبات معامل رأس المال وإنتاجية رأس المال، كما توصلا إلى نفس النتائج تقريبا ومؤدى ذلك النموذج أن معدل نمو الناتج الوطني الإجمالي يتناسب طرديا مع معدل الادخار، وقد وضع كل منهما نموذجه في إطار مجموعة من الافتراضات يمكن حصرها في:

– افتراض ثبات عناصر الإنتاج. اعتبار أن الادخار جزء ثابت من الدخل (Y) وبالتالي فإن الميل الحدي للادخار ثابت في الأجل الطويل حيث دالة الادخار هي: $S_t = s(Y_t)$ إذ الرموز تعني: S_t :الادخار في فترة زمنية معينة (t). s : الميل الحدي للادخار. وإن: ($0<(s)<1$) تقع بين الصفر والواحد الصحيح؛

– افتراض أن الاستثمار دالة للتغير في مستوى الدخل، وبصفة خاصة يفترض أن الاستثمار في الفترة الزمنية (t) يساوي (v) معدل الادخار من الناتج المحلي، وهي ثابت موجب مضروب في التغير في الدخل من الفترة الزمنية (t_1) أي معدل التغير في الدخل $\frac{\Delta Y}{Y}$ ، حيث دالة الاستثمار يتم تعريفها بالصياغة التالية:

$I = V(\Delta Y)$ وأن العلاقة بين الاستثمار والدخل موجبة.

– يفترض النموذج استبعاد الإنفاق الحكومي وقطاع التجارة الخارجية، كما يفترض التساوي بين الادخار والاستثمار حيث: $I = S$

– افتراض تحقيق الكفاءة الإنتاجية الكاملة للإنفاق الاستثماري، مع تحقيق العمالة الكاملة عند مستوى توازن الدخل.

– أن هناك نمط واحد لإنتاج السلعة، ولا يوجد إهلاك للسلع الرأسمالية أي افتراض عمر لا نهائي لها.

1-3- نموذج سولو: اعترض سولو على أحد الافتراضات لنموذج هارود- دومار، والمتمثل في افتراض ثبات عناصر الإنتاج، كون هذا الافتراض غير واقعي في الحياة العملية، ويرى أنه غالبا ما يتم الإحلال بين عناصر الإنتاج محل بعضها البعض، كما اشترط نموذج هارود- دومار لتوازن النمو على المدى الطويل حدوث توازن دقيق بين المتغيرات الرئيسية الثلاث: نسبة الادخار، معامل رأس المال ومعدل الزيادة في قوة العمل، وأن هذا التوازن يعتمد على التساوي بين معدل النمو المضمون وبين معدل النمو الطبيعي، إلا أن"سولو" أرجع التوازن في النمو على المدى الطويل إلى تغير التوليفة الفنية لأنصبة عناصر الإنتاج خاصة بين العمل ورأس المال، وقد قام سولو بنشر بحثه:"مساهمات في النمو الاقتصادي سنة 1956م"، والذي حاول فيه بناء نموذج للنمو على المدى الطويل مع افتراض إمكانية الإحلال بين العمل ورأس المال، والإجابة على تساؤل وهو: لماذا هناك بلدان غنية جدا وبلدان فقيرة ؟ وما هي الأسباب ؟ هناك عدة فرضيات يرتكز عليها نموذج سولو تتمثل فيما يلي[8]:

– اقتصاد يتكون من قطاع واحد ويقوم بإنتاج منتج مركب واحد؛

– اقتصاد مغلق وتسود المنافسة الكاملة جميع أسواقه؛

– أن هناك تشغيل كامل للعمالة ومخزون رأس المال؛

– سريان مفعول كل من قانون تناقص الغلة وقانون تناقص المعدل الحدي للإحلال؛

– هناك مرونة في الأسعار والأجور، وأن مدفوعات كل من العمل ورأس المال تقدر بناء على الإنتاجية الحدية لهما؛

– إمكانية الإحلال بين عناصر الإنتاج، وخاصة العمل ورأس المال فعن طريق نسبة رأس"المال /العمل" ،وبتغيير المعاملات الفنية للإنتاج يمكن فقط تعديل ممر النمو عبر الزمن نحو التوازن، وأخذ كدالة لذلك دالة كوب دوغلاس ذات غلة الحجم الثابتة[9]:

$$Y = F(K,L) = K^{\alpha}L^{1-\alpha} \ldots\ldots\ldots 1$$

- نسبة مساهمة السكان في التشغيل ثابتة، أي عندما ينمو السكان بالمعدل n فإن عرض العمل L هو الأخر ينمو بنفس المعدل n ونكتب حينئذ[10]: $\frac{d\log L}{dt} = \frac{\frac{dL}{L}}{dt} = \frac{L}{dt} = n \ldots\ldots\ldots 2$

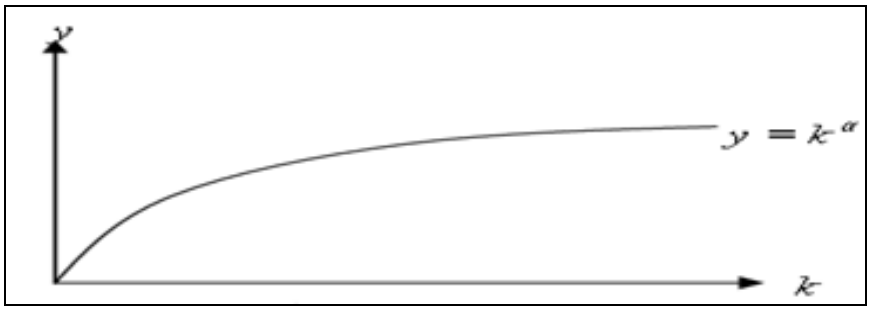
- الاستهلاك يأخذ شكل دالة كينز أي: $C = cY \Rightarrow S = (1-c)Y + sY \ldots\ldots\ldots 3$ انطلاقا من أن هناك منتج مركب واحد (Y) باستخدام عنصرين فقط للإنتاج هما العمل L ورأس المال K فإن الناتج الإجمالي للفترة (t) يتعادل مع الدخل الإجمالي لنفس الفترة، وبافتراض ثبات الميل المتوسط للادخار(s) وثبات معدل نمو العمل يمكن توصيف النموذج على النحو التالي:

في ظل الفرضيات السابقة يمكن كتابة الإنتاج الفردي على الشكل التالي[11]:

$$Y = F(K,L) = K^{\alpha}L^{1-\alpha} = \left(K^{\alpha}L^{1-\alpha}\right)L \Rightarrow \left(\frac{K}{L}\right)^{\alpha} L = Y \Rightarrow \frac{Y}{L} = \left(\frac{K}{L}\right)^{\alpha} \Rightarrow y = k^{\alpha} = f(k) \ldots\ldots 4$$

ويمكن توضيح هذه الدالة في الشكل التالي:

الشكل رقم01: دالة الإنتاج الفردية من نوع كوب دوغلاس ذات حجم غلة ثابت



المصدر: عبد الكريم البشير، سمير بواعلي دحمان، مرجع سابق، ص 5.

وفي ظل اقتصاد مغلق فإن الاستثمارات المحلية تساوي المدخرات المحلية أي أن[12]:

$I = S \ldots\ldots\ldots 5$ وبما أن التغير في رصيد رأس المال K يساوي الاستثمار I ناقصا الإهلاك δK والذي يفترض أنه نسبة ثابتة من K فأننا نحصل على:

$\dot{K} = I - \delta K \ldots\ldots\ldots 6$ ولما كان الادخار يشكل نسبة ثابتة من الناتج الوطني $S = sY$ فإن:

$I = S = sY \ldots\ldots\ldots 7$ ويصبح التغير في رصيد المال كالآتي:

$\dot{K} = sY - \delta K \Rightarrow \dot{K} = sF(K,L) - \delta K \ldots\ldots\ldots 8$ ومن جهة أخرى لدينا [13]:

$$k = \frac{K}{L} \Rightarrow \log(k) = \log(K) - \log(L) \ldots\ldots\ldots 9$$

$$\Rightarrow \frac{d\log k}{dt} = \frac{\dot{k}}{k} = \frac{\dot{K}}{K} - \frac{\dot{L}}{L} = \frac{sY - \delta K}{K} - \frac{\dot{L}}{L} \ldots\ldots\ldots 10$$

وحسب المعادلة رقم 2 التي تعطينا معدل نمو عنصر العمل عبر الزمن وبافتراض التوازن في سوق العمل فإننا نكتب[14]:

$$\frac{\dot{L}}{L} = n \Rightarrow \frac{d\log L}{dt} = n \Rightarrow \log L = \int n dt = nt + c_0$$

$$\Rightarrow L_t = e^{nt+c_0} = L_0 e^{nt}$$

ومنه تصبح المعادلة رقم 10 كالتالي: $\frac{\dot{k}}{k} = \frac{sY}{K} - \delta - n$

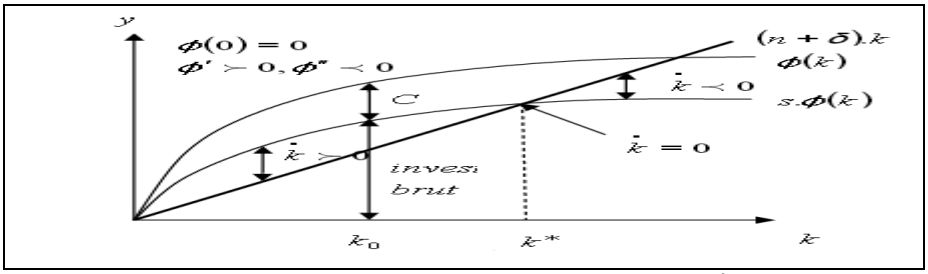
وهذا ما يعطينا المعادلة الأساسية الديناميكية لنمو معدل رأس المال الفردي كما يلي[15]:

$$\dot{k} = \frac{sY}{L} - (\delta + n)k$$

$$\dot{k} = s\Phi(k) - (\delta + n)k \ldots\ldots\ldots 11$$

وهي المعادلة الأساسية لتحقيق النمو في نموذج سولو، ومنه فإن تغيرات رصيد رأس المال الفردي تعطى بالمسافة الموجودة $s\Phi(k)$ و $k(n+\delta)$ حيث أنه عندما يزداد رأس المال الفردي (k)، فإن معدل نموه يتناقص، وبما أن معدل نمو الإنتاج y يتناسب طرديا مع معدل نمو رأس المال الفردي، لذا فإن y يتناقص هو الأخر، والشكل التالي يوضح ذلك:

الشكل رقم 02: توازن منحنى سولو



Source: Schubert.K, Macro économie "comportement et croissance", Vuibut, 2ème édition France, 2000, p 215

إذا كان: $s\Phi(k) = k(n+\delta)$ وأن $k = k^*$ هذا يعني أن $\dot{k} = 0$

وهي الحالة التوازنية، والمتغيرات الأساسية: "رأس المال، الإنتاج، الاستهلاك" تزداد بمعدل نمو متعادل، وتنمو بنفس معدل نمو القوة العاملة(n).

إذا كان: $s\Phi(k) \succ k(n+\delta)$ وأن $k_0 \prec k^*$ هذا يعني أن $\dot{k} \succ 0$ وفي هذه الحالة رأس المال الفردي في الاقتصاد يتزايد.

إذا كان: $s\Phi(k) \prec k(n+\delta)$ وأن $k_0 \succ k^*$ هذا يعني أن $\dot{k} \prec 0$ وفي هذه الحالة رأس المال الفردي في الاقتصاد يتناقص.

يرى سولو أنه حتى يتحقق التوازن في النمو على المدى البعيد فإنه لابد من ثبات النسبة بين العمل ورأس المال ويعود ذلك إلى اتجاه s دوما إلى المعدل الذي يسمح بتحقيق المساواة $\dot{k} = k^*$، أي اتجاه النمو نحو النمو المتوازن أين تزداد وتيرة الاقتصاد بنفس الوتيرة التي يزداد بها عدد السكان.

1-4- نظريات النمو الذاتي (النمو النابع من الداخل): من أسباب نشأة نظرية النمو النابع من الداخل الفرض الخاص بتحديد التكنولوجيا بعوامل من خارج النموذج الاقتصادي رغم أن النموذج النيوكلاسيكي يعتبر التغير التكنولوجي هو قاطرة النمو الاقتصادي، والذي يمكن أن ينقل الاقتصاد من مستوى معين لنمو الدخل الفردي إلى مستوى آخر، إلا أنه تجاهل تفسير العوامل المحددة له، والفرض الخاص أيضا بتناقص العوائد الحدية على استثمارات رؤوس الأموال، وفكرة تقارب معدلات الأجر ونسب رأس المال إلى العمل

فيما بين الدول المتخلفة، مما يعني أن المستويات الأولية أو الفروق الحالية للدخل والاستثمار ليس له تأثير طويل الأجل على مستويات الإنتاج والاستهلاك، وإغفال الدور الفعال للسياسات الاقتصادية في عملية النمو "الضرائب، عجز الموازنة.....الخ، واعتماد النمو على عامل خارجي المنشأ، كما يشير رومر إلى أن هناك سببين لنشأة نظرية نمو النابع من الداخل يتعلق أولهما بالجدل حول فرضية التقارب، ويتعلق الثاني بمحاولات تقديم بديل لفرضية المنافسة الكاملة يكون قابلا للتطبيق [16].

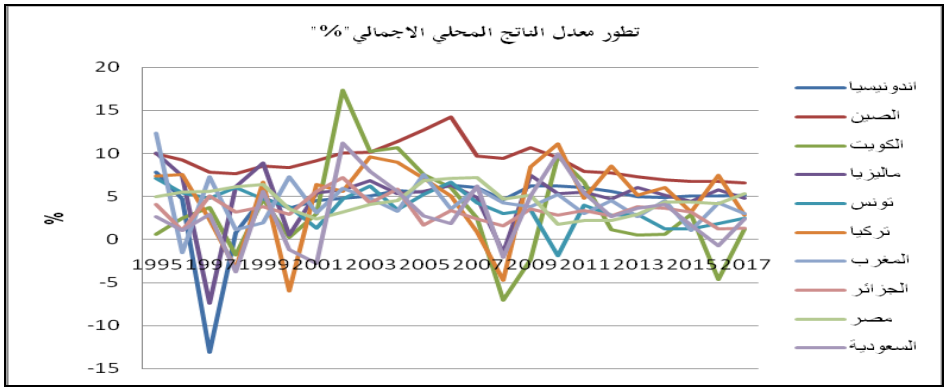
2- دراسة تحليلية لتطور لبعض المؤشرات الاقتصادية في دول المجموعة خلال الفترة 1995-2017:

سنقوم بدراسة تحليلية لبعض المؤشرات الاقتصادية في الجزائر ودول عينة الدراسة خلال فترة الدراسة:

2-1- تطور نمو إجمالي الناتج المحلي في دول المجموعة خلال الفترة 1995-2017: فيما يتعلق بالاقتصاد الصيني، فقد تسارع معدل النمو في ثاني أكبر اقتصاد في العالم ليبلغ المعدل6.9% في سنة 2017، متجاوزا المستهدف من قبل الحكومة الصينية والبالغ نحو5.6%، ويرجع هذا التحسن في معدل النمو لعدة أسباب من أهمها: الارتفاع في الاستثمار في الأصول الثابتة في الصين، حيث ارتفعت هذه الاستثمارات بنحو 1.7% سنة 2017، كما ارتفع الإنتاج الصناعي بنسبة 6.6% مقابل ارتفاع بنسبة 6% في سنة 2016[17].

كما حققت أندونيسيا والتي تعتبر أكبر اقتصاد في جنوب شرق آسيا وأحد الاقتصاديات الناشئة في العالم وكذلك الدولة هي عضو في مجموعة العشرين وتصنف على أنها دولة صناعية جديدة ولديها اقتصاد سوقي تلعب فيه الحكومة الدور الأهم من خلال ملكية الشركات، معدل نمو أقل من 6% سنة 2017 مقابل 7.8% سنة 1995[18]، بينما حقق نمو اقتصاد ماليزيا 5.6% في الربع الثالث من سنة 2017، مقارنة مع الفترة نفسها من السنة الماضية، مجاريا التوقعات ومتباطئا من نمو بلغ 6.5% في الربع الثاني، وسط قلق من تأثير اقتصاد عالمي هش على صادرات البلاد، وقال البنك المركزي إن الاقتصاد الماليزي من المتوقع أن يبقى في مسار نمو مطرد[19]، بينما انخفضت معدلات النمو في بعض دول المجموعة دون مستوى 3%، ونخص بالذكر كل من تونس تركيا، مصر، والمغرب، حيث حققت هذه الدول سنة 2017 النسب 2.48%، 2.82%، 2.90% على التوالي، مقابل 1.91%- و11.11% و5.24% على التوالي سنة 2010، وسجلت بعض دول المجموعة مثل الكويت انكماشا للنمو خلال سنة 2017 مقارنة بسنة 2010 حيث حققت الكويت نسبة 9.62% و5.6% بالنسبة للسعودية، ونفس الشيء عرفته الجزائر حيث انخفض نمو الناتج المحلي من 1.6% سنة 2017 حيث كان 2.9% سنة 2010، ويرجع السبب الكبير إلى انخفاض أسعار النفط في خريف 2014[20] .

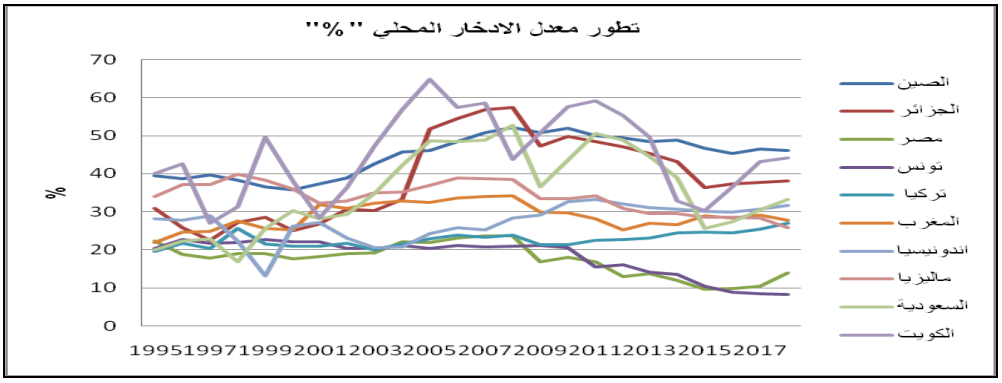
الشكل رقم 03: تطور معدل الناتج المحلي في دول عينة الدراسة خلال الفترة 1995-2017



المصدر: بيانات البنك الدولي وبرنامج Excel

2-2- تطور معدل الادخار الحقيقي في دول المجموعة خلال الفترة: 1995-2017: من المعطيات المتوفرة لدينا نلاحظ أن معدل الادخار الحقيقي ارتفع في كل من الصين والجزائر وماليزيا والكويت والسعودية حيث سجلت أعلى نسبة هذه البلدان كما يلي: 52% و 57% و 39% و 58% و 53% على التوالي، وتعكس هذه النسب تطور حجم الادخار المحلي الحقيقي الكبير في هذه البلدان، كما نلاحظ أيضا الزيادة المحدودة في معدل الادخار المحلي الحقيقي لكل من: أندونيسيا وتركيا والمغرب، حيث سجلت أقصى نسبة لها هذه البلدان كما يلي: 32% و 28% و 35% على التوالي، وعرفت بعض دول العينة نسب متدنية مقارنة مع الدول الأخرى ونخص بالذكر كل من : تونس ومصر حيث سجلت أقصى نسبة لها هذه البلدان كما يلي: 22% و 23%، ويمكن القول أن الارتفاع في نسبة تطور معدل الادخار المحلي الحقيقي لبعض دول العينة خاصة دول أسيا دلالة على قوة النظام المصرفي، وسياسة الإبقاء على سعر صرف تنافسي أو منعه من الزيادة المفرطة، مما يعني أجورا حقيقية ضعيفة نسبيا في المدى القصير نظرا لمستوى إنتاجي معين، حيث يمكن للأجور أن ترتفع لاحقا في المدى المتوسط كنتيجة لنمو أكثر نشاطا. بينما الارتفاع في هذه النسبة في بلدان شمال إفريقيا ونخص بالذكر الجزائر لا تعني بالضرورة تطور المنظومة المصرفية والنظام البنكي في هذه الدول، ولكن يرجع أساسا إلى ارتفاع أسعار البترول وذلك عن طريق ارتفاع الجباية البترولية "الادخار الحكومي"، خاصة في المرحلة 1999-2014، والملاحظ أيضا أن الجزائر خلال هذه الفترة حققت نسبا عالمية وعالية لمعدلات الادخار المحلي ولكن لم توجه بصفة جيدة وصحيحة للاستثمار، وذلك لأن نسب الادخار العالية تعني فرصة سانحة للاستثمار والقضاء على البطالة والفقر، ولكن نجد نسبة قليلة تذهب للاستثمار في الوقت الذي يتعطش الاقتصاد الجزائري للاستثمارات المنتجة وإلى النمو والتشغيل وتنويع الاقتصاد والتخلص من الهيمنة البترولية، وما تصريحات المسولين الجزائريين حول حجم الكتلة النقدية المتداولة خارج البنوك أكبر دليل على ذلك، بالإضافة إلى ارتفاع حجم الفساد وانعدام الإجراءات الرقابية اللازمة والمحاباة بشكل كبير في هذه الحكومات.

الشكل رقم 04: تطور معدل الادخار المحلي في دول عينة الدراسة خلال الفترة 1995-2017



المصدر: بيانات البنك الدولي وبرنامج Excel

3- الدراسة القياسية لأثر الادخار المحلي على النمو الاقتصادي في دول المجموعة خلال الفترة 1995-2017:

في دراستنا لأثر الادخار المحلي على النمو الاقتصادي في الجزائر وبعض الدول النامية، اخترنا 10 دول كعينة للدراسة وهي: الجزائر، المغرب، تونس، مصر، الكويت، الصين، ماليزيا، أندونيسيا، تركيا، السعودية، ولقد كان اختيارنا لهذه الدول متعلق بتوفر المعطيات الخاصة بمتغيرات الدراسة والمأخوذة من قاعدة البيانات المعتمدة لدى البنك الدولي[21]، واختيرت فترة الدراسة من سنة 1995 إلى 2017.

3-1- كتابة الشكل التحليلي لنموذج الدراسة: محاولة منا لدراسة أثر الادخار المحلي على النمو الاقتصادي، يتحدد نموذج الدراسة بناءا على دالة النمو الاقتصادي لسولو المطور التي تعتبر الادخار والكثافة السكانية متغيرات مستقلة ومؤثرة، والنموذج هو على الشكل التالي: $LGDPH_t = a_0 + a_1 LS_t + a_2 L(n+g+\delta)_t + \varepsilon_t$ حيث أن:

$LGDPH_t$: الناتج المحلي الإجمالي للفرد.

LS_t : الادخار المحلي الحقيقي.

n : هو معدل نمو الجهد.

g : هو معدل الابتكار التكنولوجي.

δ : هو معدل الاهتلاك.

وحسب الصيغة الموجودة لعمل مانكيو وشركائه (MRW–1992)، وذلك في تقدير المعادلة لمجموعة متكونة من 98 دولة غير متجانسة (متفاوتة التطور)، واعتمدوا على استعمال متوسطات مختلف متغيرات النموذج خلال فترة الدراسة (1960–1985) لكل دولة i، و مع افتراض ثبات $(\gamma+\delta)$ بالنسبة لكل الدول والمساوي لـ $0{,}05$[22]، وبالتالي يصبح نموذج سولو على الشكل التالي:

$$LGDPH_{it} = a_0 + a_1 LS_{it} + a_2 L(n+0.05)_{it} + \varepsilon_{it}$$

كما نقوم بإدخال مؤشر رأس المال البشري، ضمن المتغيرات التفسيرية للنموذج، وعلى هذا الأساس يصبح نموذج دراستنا هذا من نوع البانل لسولو المطور حيث يكتب النموذج على النحو التالي:

$$LGDPH_{it} = a_0 + a_1 LS_{it} + a_2 LH_{it} + a_3 L(n+0.05) + \varepsilon_{it}$$

حيث أن:

$LGDPH_{it}$: يمثل لوغاريتم حصة الفرد من الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي للدولة i في الفترة t وهو يمثل المتغير التابع في النموذج.

LS_{it} : يمثل لوغاريتم نسبة الادخار المحلي من الناتج المحلي الإجمالي للدولة i في الفترة t.

LH_{it} : يمثل لوغاريتم متوسط عدد سنوات الدراسة للأفراد البالغين 15 سنة فما فوق للدولة i في الفترة t، مأخوذة من قاعدة البيانات لبارووللي(Barro & Lee 2010)، حيث تم حساب القيم السنوية باستعمال معدل النمو السنوي المتوسط.

$L(n+0.05)$: يمثل مؤشر الكثافة السكانية مقاسا للدولة i في الفترة t.

3-2- دراسة السببية بين الادخار المحلي الحقيقي وحصة الفرد من الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي: لدراسة السببية بين معدل الادخار المحلي الحقيقي وحصة الفرد من الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي، قمنا بإجراء اختبار غرانجر(Granger) والذي أعطى النتائج التالية:

الجدول رقم 01: نتيجة اختبار السببية لجرانجر

Pairwise Dumitrescu Hurlin Panel Causality Tests
Date: 03/20/20 Time: 14:58
Sample: 1995 2017
Lags: 2

Null Hypothesis:	W-Stat.	Zbar-Stat.	Prob.
LS does not homogeneously cause LGDPH	4.59...	3.03117	0.0024
LGDPH does not homogeneously cause LS	4.27...	2.61619	0.0089

المصدر: مخرجات برنامج Eviews10

بناءاً على نتائج الجدول رقم 01 نرفض فرضية العدم (**حصة الفرد من الناتج لا يسبب معدل الادخار المحلي**) وهذا عند مستوى معنوية 5% وعليه فحصة الفرد من الناتج يسبب الادخار المحلي والعكس صحيح، حيث أننا نرفض فرضية العدم (**معدل الادخار المحلي لا يسبب حصة الفرد من الناتج**) وبالتالي توجد سببية في اتجاهين وهو ما يتوافق مع نظريات النمو الاقتصادي التي تؤكد على دور الادخار في الرفع من الأداء الاقتصادي من خلال التراكم الرأسمالي.

3-3- تحديد نوع النموذج الملائم لبيانات عينة الدراسة:

3-3-1- تقدير نموذج الدراسة: نقوم في هذا الفرع بتقدير المعادلة المذكورة أعلاه بطريقة المربعات الصغرى، وعلى أساس أن بيانات الدراسة طولية فإننا نميز ثلاث نماذج : نموذج التجانس الكلي (Pooled)، نموذج الأثر الثابت (MEF) ونموذج الأثر العشوائي (MEA)، ويتم تقدير النموذج الأول والثاني بطريقة المربعات الصغرى العادية، أما النموذج الأخير فيتم تقديره بطريقة المربعات الصغرى المعممة والنتائج مسجلة في ما يلي:

الجدول رقم 02: تقدير نموذج التجانس الكلي

Dependent Variable: LGDPH
Method: Panel Least Squares
Date: 03/21/20 Time: 22:28
Sample: 1995 2017
Periods included: 23
Cross-sections included: 10
Total panel (unbalanced) observations: 229

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LS	0.893183	0.115421	7.738459	0.0000
LH	0.527301	0.105269	5.009063	0.0000
LPOP	1.175954	0.090891	12.93805	0.0000
C	4.008634	0.488342	8.208667	0.0000
R-squared	0.517800	Mean dependent var		8.659675
Adjusted R-squared	0.511370	S.D. dependent var		0.958187
S.E. of regression	0.669792	Akaike info criterion		2.053615
Sum squared resid	100.9399	Schwarz criterion		2.113592
Log likelihood	-231.1389	Hannan-Quinn criter.		2.077811
F-statistic	80.53701	Durbin-Watson stat		0.086963
Prob(F-statistic)	0.000000			

الجدول رقم 03: تقدير نموذج الأثر الثابت

Dependent Variable: LGDPH
Method: Panel Least Squares
Date: 03/26/20 Time: 22:08
Sample: 1995 2017
Periods included: 23
Cross-sections included: 10
Total panel (unbalanced) observations: 229

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LS	0.036004	0.009844	3.657456	0.0004
LPOP	-0.316052	0.056078	-5.635932	0.0000
LH	1.112968	0.098512	11.29778	0.0000
C	6.468001	0.243574	26.55459	0.0000
Effects Specification				
Cross-section fixed (dummy variables)				
R-squared	0.963704	Mean dependent var		8.659675
Adjusted R-squared	0.961687	S.D. dependent var		0.958187
S.E. of regression	0.187552	Akaike info criterion		-0.454425
Sum squared resid	7.597985	Schwarz criterion		-0.259497
Log likelihood	65.03163	Hannan-Quinn criter.		-0.375786
F-statistic	477.9173	Durbin-Watson stat		0.124561
Prob(F-statistic)	0.000000			

الجدول رقم 04: تقدير نموذج الأثر العشوائي

Dependent Variable: LGDPH
Method: Panel EGLS (Cross-section random effects)
Date: 03/21/20 Time: 22:29
Sample: 1995 2017
Periods included: 23
Cross-sections included: 10
Total panel (unbalanced) observations: 229
Swamy and Arora estimator of component variances

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LS	0.051566	0.056220	0.917227	0.3600
LH	1.050873	0.095970	10.95005	0.0000
LPOP	-0.280994	0.055587	-5.055023	0.0000
C	6.506037	0.303819	21.41419	0.0000
Effects Specification			S.D.	Rho
Cross-section random			0.582844	0.9062
Idiosyncratic random			0.187552	0.0938
Weighted Statistics				
R-squared	0.386395	Mean dependent var		0.581158
Adjusted R-squared	0.378213	S.D. dependent var		0.253096
S.E. of regression	0.199230	Sum squared resid		8.930836
F-statistic	47.22838	Durbin-Watson stat		0.094693
Prob(F-statistic)	0.000000			
Unweighted Statistics				
R-squared	-0.414995	Mean dependent var		8.659675
Sum squared resid	296.2034	Durbin-Watson stat		0.002855

المصدر: مخرجات برنامج Eviews10

3-3-2- اختبار إمكانية وجود أثر فردي في النموذج: في البداية نعمل على اختبار مكانية وجود اثر فردي ضمن بيانات عينة الدراسة ويكون هذا على أساس اختبار من نوع فيشر الذي تكون فيه فرضية العدم تلاءم نموذج التجانس الكلي، أي عدم وجود أي أثر للأفراد في العينة المدروسة، وإحصائية هذا الاختبار هي[23]:

$$F_{(N-1;\,NT-N-K)} = \frac{(R^2_{MNC} - R^2_{MC})/(N-1)}{(1-R^2_{MNC})/(NT-N-K)}$$

N : يمثل عدد الأفراد (في حالتنا هذه 10 دولة).

T : طول السلسلة الزمنية المقترحة للدراسة (في حالتنا هذه 23 سنة).

K : عدد المتغيرات الخارجية في النموذج (في حالتنا هذه 3).

R^2_{MC} : يمثل معامل التحديد المضاعف للنموذج المقيد أي في ظل فرضية العدم، في هذه الحالة هو نموذج بدون أثر أي نموذج التجانس الكلي $R^2_{MC} = 0.51$.

R^2_{MNC} : يمثل معامل التحديد المضاعف للنموذج الغير مقيد أي في ظل الفرضية العكسية، في هذه الحالة يوافق نموذج الأثر الثابت $R^2_{MNC} = 0.96$.

وعند تطبيق هذا الاختبار يعطي لنا قيمة لإحصائية فيشر المحسوبة قدرها $F_C = 271.25$ أما الإحصائية المجدولة فقد بلغت: $F_t = F_{(9;217)} = 1.92$ وعليه نرفض الفرضية المعدومة وبمستوى معنوية 5% ونقول أن هناك أثر فردي ضمن بيانات عينة الدراسة.

3-3-3- اختبار تحديد نوعية الأثر: بعد إجراء اختبار فيشر والذي بين وجود الأثر الفردي سوف نقوم بتحديد نوعية الأثر وهذا باستعمال اختبار هوسمان (Hausman Test) من أجل الاختيار بين نموذج الأثر الثابت أو الأثر العشوائي، ونتيجة هذا الاختبار هي:

الجدول رقم 05: نتيجة اختبار هوسمان Hausman Test

Correlated Random Effects - Hausman Test
Equation: Untitled
Test cross-section random effects

Test Summary	Chi-Sq. Statistic	Chi-Sq. d.f.	Prob.
Cross-section random	31.917578	3	0.0000

المصدر: مخرجات برنامج Eviews10

إن الإحصائية المحسوبة لاختبار هوسمان $\chi^2_C = 31.9$ كبيرة مقارنة بالإحصائية المجدولة $\chi^2_3 = 7.815$ ومنه يمكننا رفض الفرضية المعدومة والإقرار بان هناك ارتباط بين المتغيرات المفسرة والأثر الفردي، وعليه يكون النموذج الملائم لبيانات عينة الدراسة هو من **نوع الأثر الفردي** والذي يمنحنا مقدرات متسقة في هذه الحالة، ويعني هذا أن دول العينة تتفق من ناحية معاملات المتغيرات المفسرة وتختلف في قيم الثابت وهذا الاختلاف يتحدد على أساس قيم المتغيرات المفسرة لكل دولة.

4- تقييم نموذج الأثر الفردي: على أساس نتائج الاختبارات السابقة، فإن النموذج الذي يتلاءم مع بيانات عينة دراستنا هو نموذج الأثر الفردي، بناءاً على نتائج التقديرات السابقة المبينة في الجدول رقم 05، يكتب النموذج على النحو التالي:

$$LGDPH_{it} = 6.46 + 0.03LS_{it} + 1.11LH_{it} - 0.31L(n + 0.05) + e_{it}$$

4-1- التقييم الاقتصادي:- نلاحظ أن إشارة مرونة الادخار المحلي الحقيقي موجبة وهذا يلائم النظرية الاقتصادية، حيث أن زيادة معدل الادخار المحلي الحقيقي بـ 1% تؤدي إلى زيادة حصة الفرد من الناتج بـ 0.03% .

– كما وجدنا علاقة موجبة بين رأس المال البشري ومستوي حصة الفرد من الناتج، حيث أن زيادة رأس المال البشري بـ1% تؤدي إلى زيادة حصة الفرد من الناتج بـ 1.11% وهذا مالا يتعارض والنظرية الاقتصادية، وذلك لأن الاستثمار في رأس المال البشري (التعليم وتدريب القوى العاملة) من المقومات الأساسية للنمو، حيث أن الإنفاق على الرأس المال البشري يعتبر ادخارا في حد ذاته، لأنه يعمل على تحفيز أنشطة البحث والتطوير مستقبلا من خلال نوعية تكوين عمال وباحثين وتقنيين ومهندسين أكفاء يساهمون بدرجة كبيرة في زيادة النمو على المدى الطويل؛

– نلاحظ أن مرونة معدل النمو السكاني هي سالبة مما يعني أن زيادة النمو السكاني بـ 1% تؤدي إلى انخفاض حصة الفرد من الناتج بـ 0.31% وهذا مالا يتعارض والنظرية الاقتصادية.

وعليه فإن اختيار نموذج الأثر الفردي الثابت هو الأنسب في تحليل ودراسة هذا النوع من الظواهر.

4-2- التقييم الإحصائي: من خلال نتائج اختبارات Student للمعنوية الإحصائية لمقدرات معالم النموذج، نلاحظ قبولها إحصائيا عند مستوى المعنوية الإحصائية5%، كذلك يشير اختبار Fisher لمعنوية النموذج الكلية إلى قبول القوة التفسيرية لهذا النموذج 5%، كما أن قيمة معامل التحديد المضاعف قد بلغت $R^2 = 0.96$ ، وهي قيمة ممتازة، وعلى أساس هذه النتيجة فإن 96% من نصيب الفرد من الدخل الإجمالي يتحدد ضمن المتغيرات المستقلة للنموذج.

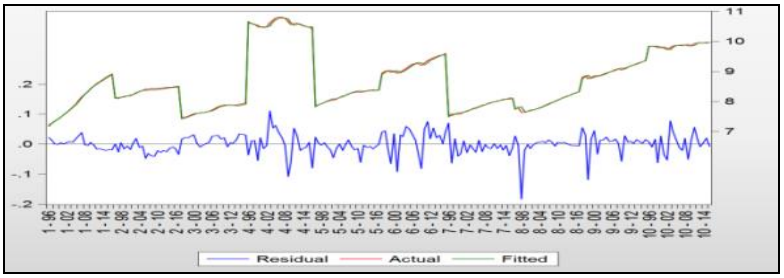
الجدول رقم 06: نتائج الآثار الثابتة الخاصة بكل دولة

	CROSSID	Effect
الصين	1	-0.035374
الجزائر	2	-0.019957
مصر	3	-0.000537
الكويت	4	0.081327
تونس	5	-0.074731
تركيا	6	0.039694
المغرب	7	-0.017751
اندونيسيا	8	-0.024920
ماليزيا	9	0.007955
السعودية	10	0.046402

المصدر: مخرجات برنامج Eviews10

يتضح من الجدول رقم 06 إلى تباين الآثار الثابتة الخاصة لكل دولة، حيث نجدها تنحصر ما بين دولة الكويت بقيمة 0.08 ودولة تونس بقيمة 0.07-

الشكل رقم 05: اختبار التطابق



المصدر: مخرجات برنامج Eviews10

نلاحظ من الشكل أعلاه أن منحنى القيم المقدرة لمتغيرات نموذج الدراسة ممثلا باللون الأخضر متطابق تقريبا مع منحنى القيم الفعلية الممثلة باللون الأحمر هذا يعني جودة التقدير، كما أن منحنى البواقي ممثلا باللون الأزرق تذبذب حول متوسط ثابت تقريبا وهذا ما يؤكد اختيارنا لنموذج الأثر الثابت. كما أن إحصائية اختبار دربن واستن DW تشير إلى وجود ارتباط ذاتي موجب للأخطاء من الدرجة الأولى مما يجعل مقدرات المعالم غير متسقة Non Convergents، وهذا يعني أن النموذج غير مقبول قياسيا كما وجدنا أن $R^2 \succ DW$ وهذا مؤشر على وجود انحدار زائف في النموذج راجع أساسا لعدم إستقرارية السلاسل.

5- التقدير باستخدام النموذج الديناميكي: نقوم بإدخال متغيرة حصة الفرد من إجمالي الناتج بتأخير سنة ضمن المتغيرات التفسيرية للنموذج $LGDPH_{t-1}$ ، وعلى هذا الأساس يصبح نموذج دراستنا هذا من نوع البانل الديناميكي لسولو المطور حيث يكتب النموذج على النحو التالي:

$$LGDPH_{it} = a_{0i} + a_1 LS_{it} + a_2 LH_{it} + a_3 LGDPH_{it-1} + a_4 l(n + 0.05) + \varepsilon_{it}$$

بما أننا سنستخدم نموذج من نوع البانل الديناميكي فإن استخدام طريقة المربعات الصغرى تبقى غير صالحة في مثل هذه النماذج، حيث لا تستطيع معالجة بعض المشاكل في النموذج الديناميكي، وبغية الحصول على مقدرات أفضل ونتائج أحسن من هذا التقدير سوف نستخدم طرق أخرى للتقدير في مثل هذا النوع من النماذج، وفي ما يلي سنتعرض لهذه الطرق.

5-1- تقدير النموذج بطريقة DYN-GMM:

الجدول رقم 07: نتائج تقدير النموذج بطريقة مقدر الفروق DYN-GMM

```
Dynamic panel-data estimation                 Number of obs      =       219
Group variable: Pays                          Number of groups   =        10
Time variable: Annee
                                              Obs per group:
                                                           min =        21
                                                           avg =      21.9
                                                           max =        22

Number of instruments =     192               Wald chi2(4)       =      7.25
                                              Prob > chi2        =    0.1235
Two-step results
------------------------------------------------------------------------------
       LGDPH |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
          LH |  -.3210094   .4413093    -0.73   0.467    -1.18596     .543941
      LGDPH1 |   1.015773   .4813429     2.11   0.035     .0723584    1.959188
        LPOP |  -.1451973   .1310282    -1.11   0.268    -.4020078    .1116132
          LS |   .0368717   .1536992     0.24   0.810    -.2643731    .3381165
       _cons |   .4812789   3.689423     0.13   0.896    -6.749857    7.712414
------------------------------------------------------------------------------
Warning: gmm two-step standard errors are biased; robust standard
         errors are recommended.
Instruments for differenced equation
        GMM-type: L(2/.).DLPOP L(2/.).DLS L(2/.).DLGDPH L(2/.).DLH
Instruments for level equation
        Standard: _cons
```

المصدر: مخرجات البرنامج الإحصائي Stata-15.1

– النتائج المتحصل عليها تؤكد على أن كل المتغيرات التفسيرية المقترحة في الدراسة غير مقبولة إحصائيا عند مستوي معنوية 5% وإشارات مقدرات المعالم مقبولة اقتصاديا ماعدا معلمة الرأسمال البشري التي جاءت مرونتها غير موافقة للنظرية الاقتصادية حيث لاحظنا أن:

– الادخار المحلي الحقيقي أبدى أثر معتبر وموجب فالتغير في معدل الادخار المحلي الحقيقي بـ 1% يؤدي إلى زيادة حصة الفرد من إجمالي الناتج المحلي بـ 0.036% وهذه النتيجة مقبولة من وجهة اقتصادية؛

– زيادة مخزون رأس المال البشري بـ 1% يؤدي إلى انخفاض حصة الفرد من إجمالي الناتج المحلي بـ 0.32% وهي نتيجة غير مقبولة اقتصاديا؛

– ارتفاع معدل النمو السكاني بـ 1% يؤدي إلى انخفاض حصة الفرد من إجمالي الناتج المحلي بحوالي 0.14% وهي مقبولة اقتصاديا، وبالتالي فإن أغلب كل المتغيرات التفسيرية مقبولة اقتصادياً وغير مقبولة إحصائيا، بالإضافة إلى ذلك فإن إحصائية Wald تؤكد رفض الفرضية المعدومة عند مستوي معنوية **5**% وقبول معنوية النموذج بالكل.

الجدول رقم 08: نتيجة اختبار القيود زائدة التمييز Test de Sargan

```
. estat sargan
Sargan test of overidentifying restrictions
        H0: overidentifying restrictions are valid

        chi2(187)     =  4.983579
        Prob > chi2   =    1.0000

.
```

المصدر: مخرجات البرنامج الإحصائي Stata-15.1

إن نتيجة الاختبار أعلاه تؤكد بما لا يدع مجال للشك أن الفرضية المعدومة لهذا الاختبار مقبولة وبمستوي معنوية 5%، وقبول فرضية العدم يعني أن المتغيرات المساعدة المستخدمة من قبل هذه الطريقة مستقلة عن بواقي النموذج أي أنها متغيرات خارجية، وعلى أساس التحليل

السابق يمكننا القول أن نتائج التقدير بطريقة DYN-GMM مقبولة من الناحية الاقتصادية وغير مقبولة إحصائيا وبالتالي لا يمكن قبول بنتائج هذا النموذج.

5-2- تقدير النموذج بطريقة مقدر النظام SYS-GMM: يمثل الجدول التالي نتيجة تقدير النموذج بطريقة SYS-GMM

الجدول رقم 09: نتائج تقدير النموذج بطريقة مقدر النظام SYS-GMM

```
System dynamic panel-data estimation            Number of obs      =       219
Group variable: Pays                            Number of groups   =        10
Time variable: Annee
                                                Obs per group:
                                                              min =        21
                                                              avg =      21.9
                                                              max =        22

Number of instruments =     189                 Wald chi2(4)       =    500.24
                                                Prob > chi2        =    0.0000
Two-step results
------------------------------------------------------------------------------
       LGDPH |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
       LGDPH |
         L1. |    .904223   .1766045     5.12   0.000     .5580846    1.250361
             |
          LH |   .1920161   .3679222     0.52   0.602    -.5290982    .9131303
       LPOP |  -.0715804   .0427159    -1.68   0.094     -.155302    .0121413
          LS |   .132405   .0748072     1.77   0.077    -.0142143    .2790244
       _cons |  .0516694   .9052634     0.06   0.954    -1.722614    1.825953
------------------------------------------------------------------------------
Warning: gmm two-step standard errors are biased; robust standard
         errors are recommended.
Instruments for differenced equation
        GMM-type: L(2/.).LGDPH
        Standard: D.LH D.LPOP D.LS D.LGDPH1
Instruments for level equation
        GMM-type: LD.LGDPH
        Standard: _cons
```

المصدر: مخرجات البرنامج الإحصائي Stata-15.1

من وجهة إحصائية وعلى أساس نتيجة اختبار Wald فإن النموذج ذو معنوية كلية عند مستوي 5%، إلا أن استعمال اختبار ستودنت يبين أن الحد الثابت ليس له معنوية إحصائية حتى عند مستوى 10%، كما أن مخزون رأس المال البشري ليس له معنوية إحصائية أيضا حتى عند مستوى 5%، أما اقتصادياً فلاحظنا أن كل المتغيرات التفسيرية الأخرى مقبولة اقتصادياً حيث أن:

- الادخار المحلي الحقيقي أبدى أثر معتبر و موجب فالتغير في معدل الادخار المحلي الحقيقي بـ 1% يؤدي إلى زيادة حصة الفرد من إجمالي الناتج المحلي بـ 0.13% وهذه النتيجة مقبولة من وجهة اقتصادية، كما أن زيادة مخزون رأس المال البشري بـ 1% يؤدي إلى ارتفاع حصة الفرد من إجمالي الناتج المحلي بـ 0.19% وهي نتيجة مقبولة اقتصاديا، كما أن انخفاض معدل النمو السكاني بـ 1% يؤدي إلى ارتفاع حصة الفرد من إجمالي الناتج المحلي بحوالي 0.071% وهي مقبولة اقتصاديا، وبالتالي فإن كل المتغيرات التفسيرية مقبولة اقتصادياً.

الجدول رقم 10: نتيجة اختبار القيود زائدة التمييز Test de Sargan

```
. estat sargan
Sargan test of overidentifying restrictions
        H0: overidentifying restrictions are valid

        chi2(184)     =  6.830334
        Prob > chi2   =     1.0000
```

المصدر: مخرجات البرنامج الإحصائي Stata-15.1

إن نتيجة الاختبار أعلاه تؤكد على أن الفرضية المعدومة لهذا الاختبار مقبولة عند مستوى المعنوية 5%، مما يعني أن المتغيرات المساعدة المستخدمة من قبل هذه الطريقة مستقلة عن بواقي النموذج أي أنها متغيرات خارجية، الأمر الذي يؤكد على صلاحيتها وصلاحية شروط العزوم المستعملة، وبالتالي فإن نتائج التقدير باستعمال هذه الطريقة مقبولة إحصائياً.

5-3- تقدير النموذج بطريقة DIF-GMM:

الجدول رقم 11: نتائج تقدير النموذج بطريقة DIF-GMM مع إبراز الأثر على المدى القصير

```
Arellano-Bond dynamic panel-data estimation     Number of obs      =       209
Group variable: Pays                            Number of groups   =        10
Time variable: Annee
                                                Obs per group:
                                                              min =        20
                                                              avg =      20.9
                                                              max =        21

Number of instruments =     169                 Wald chi2(4)       =  12199.13
                                                Prob > chi2        =    0.0000
One-step results
```

LGDPH	Coef.	Std. Err.	z	P>|z|	[95% Conf.	Interval]
LGDPH						
L1.	.9540781	.0122205	78.07	0.000	.9301263	.9780298
LH	.0548954	.0248528	2.21	0.027	.0061847	.1036061
LS	.0352706	.0107194	3.29	0.001	.014261	.0562802
LPOP	-.0541945	.0102135	-5.31	0.000	-.0742125	-.0341764
_cons	.2194096	.0888485	2.47	0.014	.0452698	.3935494

```
Instruments for differenced equation
        GMM-type: L(2/.).LGDPH
        Standard: D.LGDPH1 D.LH D.LS D.LPOP DLH DLPOP DLS DLGDPH
Instruments for level equation
        Standard: _cons
```

المصدر: مخرجات البرنامج الإحصائي Stata-15.1

– في هذا التقدير نوسع النموذج ليشمل الفروق الأولى للمتغيرات التفسيرية بالإضافة إلى مستويات المتغيرات التفسيرية ونهدف من خلال هذه الطريقة إلى إبراز الأثر على المدى القصير للمتغيرات التفسيرية على مستوى حصة الفرد من الناتج، وبغرض تقدير هذا النموذج فإننا نعتمد على طريقة DYN-GMM، ومن خلال النتائج المتحصل عليها فإن النموذج مقبول كليا وهذا بالاعتماد على اختبار Wald عند مستوي معنوية 5%، أما بالنسبة لإشارات مقدرات المعالم فهي مقبولة اقتصاديا.

– معدل الادخار المحلي الحقيقي أبدى هذا المتغير أثر معتبر وموجب فالتغير في نسبة الادخار المحلي الحقيقي بـ 1% يؤدي إلى زيادة حصة الفرد من إجمالي الناتج المحلي بـ 0.035% وهذه النتيجة مقبولة من وجهة اقتصادية، كما أن زيادة مخزون رأس المال البشري بـ1% يؤدي إلى ارتفاع حصة الفرد من إجمالي الناتج المحلي بـ 0.054% وهذه النتيجة مقبولة من وجهة اقتصادية. كما أن انخفاض معدل النمو السكاني بـ 1% يؤدي إلى ارتفاع حصة الفرد من إجمالي الناتج المحلي بحوالي 0.054%.

الجدول رقم 12: نتيجة اختبار القيود زائدة التمييز Test de Sargan

```
. estat sargan
Sargan test of overidentifying restrictions
        H0: overidentifying restrictions are valid

        chi2(164)     =  7.944369
        Prob > chi2   =    1.0000
```

المصدر: مخرجات البرنامج الإحصائي Stata-15.1

فيما يخص اختبار القيود زائدة التمييز فإن النتيجة تؤكد على قبول الفرضية الصفرية لهذا الاختبار عند مستوي معنوية 5%، أي أن المتغيرات المساعدة المستخدمة من قبل هذه الطريقة مستقلة عن بواقي النموذج أي أنها متغيرات خارجية فهي سليمة ومقبولة وعلى الرغم من هذه النتيجة المهمة فإننا نلاحظ أن دور الادخار المحلي ضعيف نسبيا مقارنة بعوامل الإنتاج الأخرى ضمن دول عينة الدراسة خلال فترة الدراسة، وهذا يرجع إلى طبيعة اقتصاديات دول عينة الدراسة التي تعتمد في مصادرها للناتج الداخلي الخام على الموارد الأولية كالنفط والغاز إضافة إلى ما ينتجه قطاعا الزراعة والسياحة، دون أن ننسى حقيقة ارتفاع درجة الكبح المالي في القطاع المصرفي في الدول النامية حيث بالرغم من الإصلاحات التي انتهجتها هذه الدول من خلال تحرير القطاع المصرفي ورفع كافة القيود التي تعيق عمله بغرض رفع

مساهمته في تعزيز النمو الاقتصادي، وبالتالي يمكن القول أن التحسن الذي طرأ على التطور المالي في معظم دول المنطقة لم يكن مرتبطا بارتفاع معدلات النمو الاقتصادي، بالإضافة إلى عدم تدعيم دول عينة الدراسة بسياسات مالية ونقدية وسعر صرف مناسب يعزز الفوائد فسعر الصرف الاصطناعي أي المحدد إداريا يضر بالاقتصاد أكان مرتفعا أو منخفضا، إذ لا بد من اعتماد سعر السوق مع حق المصرف المركزي بالتدخل لمنع التقلبات المرتفعة، كما تلعب كل من السياسات الاقتصادية المتبعة في هذه الدول على نمط معين للنمو الاقتصادي حيث كانت تعتمد على نظام الاقتصاد الموجه ومركزية التخطيط لا يستخدم أسعار السوق إلى اقتصاد مفتوح يعتمد على قوى السوق ومن اقتصاد تمتلك فيه الدولة قوى الإنتاج وموارد الثروة إلى اقتصاد يلعب فيه القطاع الخاص الدور الأكبر في اتخاذ القرار الاقتصادي، كما يجب الإشارة إلى أن هناك مصالح داخل الاقتصاد لحكومات هذه الدول تسعى إلى تغيير السياسات العامة لمصلحتها حتى على حساب مصلحة الوطن، ونخص بالذكر دول شمال إفريقيا ودول الخليج خاصة في كل من: الجزائر، المغرب، تونس، مصر، الكويت والسعودية، وهذا ما انعكس على الدور الضعيف لكل من الادخار المحلي الحقيقي ورأس المال البشري في التأثير على النمو الاقتصادي، وهذا عكس الدول الأخرى في المجموعة ونخص بالذكر كل من الصين، ماليزيا، اندونيسيا وتركيا، حيث أن النسب العالية لمعدلات الادخار المحلي المحققة توجه بصفة جيدة وصحيحة للاستثمار، وبالتالي فحجم المشاريع الاستثمارية في هذه الدول ضخمة ومتعددة وفي جميع القطاعات الرئيسية ذات العائد، الأمر الذي أدى إلى تطور القطاع المصرفي بشكل جيد سمح للتأثير الكبير للوساطة المالية وحجم الادخار المحلي ورأس المال البشري للتأثير بشكل ممتاز وايجابي على النمو الاقتصادي.

من النتائج المحققة سابقاً سوف نقوم بتقدير العلاقة على المدى الطويل بغية تحسين تقديرات ومعنوية النموذج.

6- تقدير العلاقة طويلة الأجل بين الادخار المحلي والنمو الاقتصادي:

6-1- دراسة استقرارية السلاسل الطولية للمتغيرات:

بغرض اختبار استقرارية السلاسل الطولية لمتغيرات النموذج نستعمل الاختبارات الإحصائية التالية: اختبار Levin, Lin et Chu ، اختبار Breitung، اختبار Im, Pesaran et Shin، اختبار Maddala et Wu وكانت النتائج مبينة في الجدول رقم 13 التالي:

الجدول رقم 13: نتائج اختبار استقرارية السلاسل الطولية للمتغيرات

Panel unit root test: Summary
Series: LGDPH
Date: 03/21/20 Time: 22:31
Sample: 1995 2017
Exogenous variables: Individual effects, individual linear trends
User-specified lags: 1
Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel

Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t*	-0.31076	0.3780	10	209
Breitung t-stat	0.72700	0.7664	10	199
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	0.85352	0.8033	10	209
ADF - Fisher Chi-square	18.2178	0.5731	10	209
PP - Fisher Chi-square	10.3374	0.9616	10	219

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi -square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

Panel unit root test: Summary
Series: D(LGDPH)
Date: 03/21/20 Time: 22:32
Sample: 1995 2017
Exogenous variables: Individual effects, individual linear trends
User-specified lags: 1
Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel

Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t*	-1.91972	0.0274	10	199
Breitung t-stat	-4.22277	0.0000	10	189
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-3.86597	0.0001	10	199
ADF - Fisher Chi-square	52.1679	0.0001	10	199
PP - Fisher Chi-square	128.263	0.0000	10	209

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi -square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

Panel unit root test: Summary
Series: LS
Date: 03/21/20 Time: 22:34
Sample: 1995 2017
Exogenous variables: Individual effects, individual linear trends
User-specified lags: 1
Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel

Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t*	0.88752	0.8126	10	209
Breitung t-stat	1.74389	0.9594	10	199
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	1.87887	0.9699	10	209
ADF - Fisher Chi-square	13.7238	0.8442	10	209
PP - Fisher Chi-square	19.1282	0.5135	10	219

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi -square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

Panel unit root test: Summary
Series: D(LS)
Date: 03/21/20 Time: 22:34
Sample: 1995 2017
Exogenous variables: Individual effects, individual linear trends
User-specified lags: 1
Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel

Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t*	-5.36813	0.0000	10	199
Breitung t-stat	-5.06791	0.0000	10	189
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-5.45239	0.0000	10	199
ADF - Fisher Chi-square	66.0338	0.0000	10	199
PP - Fisher Chi-square	167.078	0.0000	10	209

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi -square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

Panel unit root test: Summary
Series: LH
Date: 03/21/20 Time: 22:32
Sample: 1995 2017
Exogenous variables: Individual effects, individual linear trends
User-specified lags: 1
Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel

Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t*	-3.86693	0.0001	10	209
Breitung t-stat	-0.03616	0.4856	10	199
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-2.70394	0.0034	10	209
ADF - Fisher Chi-square	40.8249	0.0039	10	209
PP - Fisher Chi-square	99.9399	0.0000	10	219

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi -square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

Panel unit root test: Summary
Series: LPOP
Date: 03/21/20 Time: 22:33
Sample: 1995 2017
Exogenous variables: Individual effects, individual linear trends
User-specified lags: 1
Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel

Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t*	-6.76665	0.0000	10	209
Breitung t-stat	-3.10076	0.0010	10	199
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-6.69411	0.0000	10	209
ADF - Fisher Chi-square	88.1443	0.0000	10	209
PP - Fisher Chi-square	13.7967	0.8407	10	219

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi -square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

المصدر: مخرجات برنامج Eviews10

كل الاختبارات المستعملة تتوزع حسب التوزيع الطبيعي المعياري تقريباً.

على أساس النتائج المتحصل عليها فإن المتغيرات: LGDPH , LS غير مستقرة في مستوياتها باستعمال أغلب الاختبارات السابقة وبمستوى معنوية 5%، غير أنها مستقرة في فروقها الأولى باستعمال على الأقل ثلاثة اختبارات إحصائية عند مستوى الدلالة 5% أما LPOP , LH فهي مستقرة عند المستوى.

6-2- دراسة العلاقة طويلة المدى للبيانات الطولية: إذا كانت متغيرات البيانات الطولية في مستوياتها غير مستقرة فان استعمالها في التقدير يؤدي إلى انحدار زائف، غير أننا نعمد إلى أخذ الفروق من نفس الدرجة d لهذه السلاسل كإجراء بغية استقرارها وفي حالة التحقق من استقرارها نقول عندئذٍ أن هذه السلاسل في حالة ممكنة للتكامل مشترك من الدرجة d [24].

وحتى نتحقق من وجود تكامل مشترك لهذه السلاسل المستقرة يلزم إجراء اختبار التكامل المشترك للبيانات، ومن أهم الاختبارات في هذا المجال نذكر اختبار Pedroni واختبار Kao وكل من هذين الاختبارين يعتمد على فرض العدم الذي لا يجيز وجود تكامل مشترك للمتغيرات أما الفرض البديل فيقر بوجود تكامل مشترك للمتغيرات.

الجدول رقم 14: نتائج اختبار Pedroni للتكامل المشترك

Pedroni test for cointegration

Ho: No cointegration		Number of panels	= 10
Ha: All panels are cointegrated		Number of periods	= 22
Cointegrating vector:	Panel specific		
Panel means:	Included	Kernel:	Bartlett
Time trend:	Not included	Lags:	2.00 (Newey-West)
AR parameter:	Same	Augmented lags:	1

	Statistic	p-value
Modified variance ratio	-3.6578	0.0001
Modified Phillips-Perron t	2.6819	0.0037
Phillips-Perron t	2.5357	0.0056
Augmented Dickey-Fuller t	2.9770	0.0015

المصدر: مخرجات البرنامج الإحصائي Stata-15.1

من خلال الجدول أعلاه لنتائج اختبار بدروني نرفض فرضية العدم لهذا الاختبار والمتضمنة عدم وجود تكامل مشترك لأن جميع القيم الإحصائية أكبر من القيم المجدولة عند مستوى معنوية 5% و10%، وبالتالي فإن المتغيرات المستخدمة في النموذج هي في حالة تكامل مشترك، ومنه يمكننا تقدير العلاقة طويلة الأجل وتصبح عندئذٍ العلاقة المقدرة بين السلاسل ذات التكامل المشترك ضمن النموذج محل الدراسة.

الجدول رقم 15: نتائج اختبار Kao للتكامل المشترك

Kao test for cointegration

Ho: No cointegration		Number of panels	= 10
Ha: All panels are cointegrated		Number of periods	= 21
Cointegrating vector:	Same		
Panel means:	Included	Kernel:	Bartlett
Time trend:	Not included	Lags:	1.40 (Newey-West)
AR parameter:	Same	Augmented lags:	1

	Statistic	p-value
Modified Dickey-Fuller t	2.2063	0.0137
Dickey-Fuller t	2.6849	0.0036
Augmented Dickey-Fuller t	1.7224	0.0425
Unadjusted modified Dickey-Fuller t	2.1393	0.0162
Unadjusted Dickey-Fuller t	2.5684	0.0051

المصدر: مخرجات البرنامج الإحصائي Stata-15.1

أثبت اختبار كاو أيضا أن هناك تكامل مشترك بين المتغيرات $LGDPH$, $LGDPH_{t-1}$, LH , $L(n+0.05)$ عند مستوى معنوية وعلى ضوء ما تحصلنا عليه من اختبار Pedroni واختبار Kao تصبح عندئذ العلاقة المقدرة بين السلاسل ذات التكامل المشترك ضمن النموذج محل الدراسة تمثل بنموذج الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة (ARDL)[25]، وذلك لأن النتائج المتحصل عليها من الاستقرارية سابقا وجدنا فيها أن السلسلتين: $LGDPH$, LS غير مستقرتين في مستوياتها أي أنها مستقرة في فروقها الأولى، أما LH $LPOP$ فهي مستقرة عند المستوى، أي أن السلاسل المستخدمة في الدراسة هي عبارة عن مزيج من $I(0)$ و $I(1)$.

لتقدير نموذج Panel ARDL لعلاقة الادخار المحلي بالنمو الاقتصادي في الجزائر وبعض الدول النامية ، باستخدام طريقة MGE (Mean Group Estimator) (مقدرة وسط المجموعة) المقدمة من طرف كل من: (Pesaran, Shin and Smith 1999) وهي طريقة تتعامل مع التحيز الناتج عن الميول غير المتجانسة في نماذج البانل الديناميكية، التي تأخذ بعين الاعتبار عدم التجانس في المدى القصير والطويل، وتسمح لمعلمات النموذج أن تتفاوت حسب كل دولة، أي أن الثابت ومعلمات المدى القصير والطويل، وحد تصحيح الخطأ، وتباينات حد الخطأ تتفاوت حسب كل دولة[26]، وطريقة PMGE (Pooled Mean Group Estimator) (مقدرة وسط المجموعة المدمجة) التي تأخذ بغين الاعتبار عدم التجانس في المدى القصير وتسمح لمعلمات النموذج أن

تتفاوت حسب كل دولة، مع الأخذ بعين الاعتبار التجانس على المدى الطويل بالنسبة لكل العينة[27]، وطريقة DFE (Dynamic Fixed Effect) (الأثر الفردي الديناميكي) التي تنص على تجانس العلاقة على المدى القصير والطويل بالنسبة لجميع الدول[28].

وللمفاضلة بين مقدرات PMGE وMGE ومقدرات PMGE وDFE نستخدم اختبار Hausman، لفحص فرضية تجانس المعلمات على المدى الطويل والنتائج مبينة في الجداول التالية:

7- نتائج اختبار هوسمان للمفاضلة بين طريقتين MGE وPMGE ومقدرات PMGE وDFE

7-1- نتائج اختبار هوسمان للمفاضلة بين طريقتين PMGE وMGE

الجدول رقم 16: نتائج اختبار هوسمان للمفاضلة بين طريقتين PMGE وMGE

	Coefficients (b) mg	(B) pmg	(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
ls	-2.081489	.831532	-2.913021	9.767585
lh	10.37605	.7431334	9.632916	34.0139
lpop	.9901385	.7738965	.216242	2.651947

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtpmg
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtpmg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(3) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
= 1.25
Prob>chi2 = 0.7403

المصدر: مخرجات البرنامج الإحصائي Stata-15.1

من خلال الجدول السابق نلاحظ أن إحصائية اختبار هوسمان المحسوبة تساوي 1.25 وهي أقل من القيمة المجدولة مما يعني قبول فرضية الصفرية التي تنص على أن مقدرات طريقة مقدرة وسط المجموعة المدمجة PMGE متسقة وأكثر كفاءة من مقدرات وسط المجموعة MGE

7-2- اختبار (هوسمان) للمفاضلة بين طريقتين PMGE وDFE

الجدول رقم 17: نتائج اختبار هوسمان للمفاضلة بين طريقتين PMGE وDFE

	Coefficients (b) DFE	(B) pmg	(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
ls	-.5689761	.831532	-1.400508	.
lh	-2.489431	.7431334	-3.232564	.1771736
lpop	3.873063	.7738965	3.099167	.

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtpmg
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtpmg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(1) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
= 0.06
Prob>chi2 = 0.8092
(V_b-V_B is not positive definite)

المصدر: مخرجات البرنامج الإحصائي Stata-15.1

من خلال الجدول السابق نلاحظ أن إحصائية اختبار هوسمان المحسوبة تساوي 0.06 وهي أقل من القيمة المجدولة مما يعني قبول الفرضية الصفرية التي تنص على أن مقدرات طريقة مقدرة وسط المجموعة المدمجة PMGE متسقة وأكثر كفاءة من مقدرات الأثر الفردي الديناميكي DEF.

8- تقدير نموذج ARDL بطريقة PMGE

الجدول رقم 18: تقدير نموذج ARDL بطريقة PMGE

Dependent Variable: D(LGDPH)
Method: ARDL
Date: 03/30/20 Time: 15:42
Sample: 1997 2016
Included observations: 209
Maximum dependent lags: 1 (Automatic selection)
Model selection method: Akaike info criterion (AIC)
Dynamic regressors (1 lag, automatic): LGDPH1 LH LPOP LS
Fixed regressors: C
Number of models evalulated: 1
Selected Model: ARDL(1, 1, 1, 1, 1)
Note: final equation sample is larger than selection sample

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
Long Run Equation				
LGDPH1	6.22E-05	1.95E-06	31.87397	0.0000
LH	0.590237	0.037693	15.65904	0.0000
LPOP	-0.093254	0.019627	-4.751312	0.0000
LS	0.347241	0.043745	7.937917	0.0000
Short Run Equation				
COINTEQ01	-0.330050	0.115743	-2.851577	0.0049
D(LGDPH1)	7.06E-05	0.000118	0.596903	0.5514
D(LH)	1.102312	2.430415	0.453549	0.6508
D(LPOP)	-0.325085	0.323212	-1.005792	0.3161
D(LS)	0.272188	0.132601	2.052681	0.0418
C	1.948060	0.733386	2.656254	0.0087
Log likelihood	461.2571			

المصدر: مخرجات برنامج Eviews10

– يتضح من عملية التقدير بطريقة PMGE أن معلمة حد تصحيح الخطأ سالبة 0.33- ومعنوية إحصائيا عند5%، وهذا ما يؤكد معنوية العلاقة الطويلة الأجل بين النمو الاقتصادي وبقية المتغيرات المفسرة له؛

– كما يتضح من عملية التقدير بطريقة PMGE أن المعنوية الفردية لمقدرة معلمة حصة الفرد من الناتج بتأخير سنة $LGDPH_{t-1}$ مقبولة إحصائيا عند مستوى الدلالة 5%، كما أن إشارتها تتوافق مع النظرية الاقتصادية سواء في المدى القصير أو الطويل، مما يدل على أن النموذج الديناميكي يتناسب وطبيعة معطيات الدراسة وذلك لأن معدل نمو الناتج للفترة الحالية مرتبط بمعدل الفترة السابقة ويعني ذلك وجود علاقة تراكمية، ويمكن تفسيرها أيضا بأن معدل النمو للفترة السابقة يعتبر عاملا محددا لنمو الفترة الحالية، لأن مداخيل السنة الماضية أو الناتج المحلي السابق يعتبر مصدرا لموارد تستغل وتستثمر لتكون من عناصر الإنتاج المؤدية إلى تحقيق النمو للسنة الحالية وهذا في الدول محل الدراسة؛

– أما بالنسبة لمتغيرة معدل الادخار الحقيقي فتحصلنا على نتيجة أحسن من المتحصل عليها سابقا سواء في الأجل القصير أو الطويل، حيث أنه بزيادة معدل الادخار الحقيقي بـ1% يزيد نصيب الفرد من الناتج بـ 0.34% على المدى الطويل و0.27% على المدى القصير وهي قيمة تلائم النظرية الاقتصادية، كما أنها معنوية إحصائيا؛

– أما بالنسبة لمتغيرة رأسمال البشري فقد جاءت إشارة مرونتها موجبة وملائمة للنظرية الاقتصادية، حيث إذا زاد رأس المال البشري بـ1% يزيد نصيب الفرد من الناتج بـ 0.59% على المدى الطويل و1.10% على المدى القصير، كما أنها معنوية إحصائيا عند 5%؛

– أما متغيرة معدل النمو السكاني فقد جاءت إشارة مرونتها سالبة وهي تلائم النظرية الاقتصادية، حيث إذا زاد معدل النمو السكاني بـ1% ينقص نصيب الفرد من الناتج بـ 0.09% على المدى الطويل و1.10% على المدى القصير، وهي معنوية إحصائيا عند 5%.

III- الخلاصة:

استهدفت الدراسة قياس أثر الادخار المحلي على النمو الاقتصادي في الجزائر وبعض الدول النامية خلال الفترة: (1995-2017)، وللإجابة على الإشكالية المطروحة تم استخدام منهج السلاسل الزمنية الطولية Data Method Panel من خلال تطبيق 3 نماذج وهي: نموذج الأثر التجميعي Pooled Regression Model، نموذج الأثر الثابت Fixed Effects Model ونموذج الأثر العشوائي Random Effects Model

– لقد تبين لنا في هذه الدراسة التطبيقية لأثر الادخار المحلي على النمو الاقتصادي في الجزائر وبعض الدول النامية ما يلي:
مرت أغلب إدارة اقتصاديات عينة الدراسة بتطورات عديدة وكان من الطبيعي أن تنعكس على السياسات الاقتصادية المتبعة، فمن اقتصاد موجه لا يستخدم أسعار السوق إلى اقتصاد مفتوح يعتمد اعتمادا كبيرا على قوى السوق والمؤشرات السعرية الناتجة، ومن اقتصاد تمتلك فيه الدول قوى الإنتاج وموارد الثروة إلى اقتصاد يلعب فيه الأفراد إلى جانب القطاع الخاص الدور الأكبر في اتخاذ القرار الاقتصادي، ولقد انعكس ذلك على أهداف السياسة المالية والنقدية وأدواتها؛

– أن النموذج المقترح للدراسة لعينة الدراسة هو نموذج الأثر الثابت MEF وذلك من خلال التقييم الاقتصادي والإحصائي للنموذج، وكذلك بناءا على اختبار Hausman، أي أن كل من معدل الادخار المحلي الحقيقي، معدل النمو السكاني ورأس المال البشري تؤثر في الحد الثابت للنموذج، معنى ذلك أن التقدم التكنولوجي في دول الدراسة يعود إلى متغيرات الدراسة، حيث أن معدل الادخار المحلي الحقيقيS/GDP وفقا لهذا النموذج مرونته موجبة وهذا يلائم النظرية الاقتصادية، حيث أن زيادة معدل الادخار المحلي الحقيقي بـ1% تؤدي إلى زيادة حصة الفرد من الناتج بـ 0.03%، كما وجدنا علاقة موجبة بين رأس المال البشري ومستوي حصة الفرد من الناتج حيث أن زيادة رأس المال البشري بـ 1% تؤدي إلى زيادة حصة الفرد من الناتج بـ 1.11%، كما أن مرونة معدل النمو السكاني هي سالبة مما يعني أن زيادة النمو السكاني بـ 1% تؤدي إلى انخفاض حصة الفرد من الناتج بـ 0.31% وهذا مالا يتعارض والنظرية الاقتصادية؛

– والملاحظ أن التأثير لهاته المتغيرات على النمو الاقتصادي ضعيف بالإضافة إلى أن إحصائية DW تشير إلى وجود ارتباط ذاتي للأخطاء من الدرجة الأولى مما يعني أن مقدرات المعالم السابقة غير متسقة، ومن أجل تحسين نتائج الدراسة والقدرة التفسيرية لنموذج الدراسة قمنا بدراسة أثر الادخار المحلي على النمو الاقتصادي في الأجل الطويل، باستعمال مختلف الطرق الإحصائية، ونخص بالذكر طريقة التقدير باستخدام Panel ARDL وتوصلنا من خلال نتائج طريقة PMGE إلى أنّ:

– يؤثر معدل الادخار المحلي الحقيقي S/GDP ورأس المال البشري LH ونصيب الفرد من الناتج للفترة السابقة $LGDPH_{t-1}$ إيجابا على نصيب الفرد من الناتج LGDPH ، كما يؤثر معدل النمو السكانيLPOP سلبا على نصيب الفرد من الناتج LGDPH في دول عينة الدراسة.

ومما تقدم يمكن ذكر التوصيات التالية:

– ضرورة الاهتمام بالسياسة المالية لتحسين مستوى الادخار المحلي من خلال توجيه نسبة أكبر منه للاستثمارات الحكومية في القطاعات المنتجة والمحفزة للدخل، في سبيل رفع مساهمة تلك القطاعات في زيادة الناتج المحلي وزيادة مستوى دخول الأفراد وبما يساعد على زيادة الادخار المحلي خاصة في دول شمال إفريقيا؛

– إيجاد نظام حكم تتوافر فيه عناصر الكفاءة، والفعالية والشفافية والمساءلة والمشاركة وسيادة القانون، ومحاربة الفساد وحماية حقوق الملكية، فضلاً عن تصميم وتنفيذ سياسات اقتصادية جيدة، وإيجاد نظام مالي يتدخّل كوسيط لجذب ودائع الجمهور وإتاحته للقادرين على الاستثمار بكفاءة؛

– ينبغي على حكومات هذه الدول اتخاذ التدابير اللازمة من أجل إنعاش وتنشيط وإحياء الأسواق المالية، وتوفير البيئة المناسبة والمساعدة على تنميتها بالشكل الذي يسمح لها بالقيام بدورها في تحفيز النمو الاقتصادي وزيادة معدلات الادخار؛

– زيادة إجمالي حجم الأصول المالية إلى الناتج المحلي الإجمالي لهذه الدول، وفتح أبواب قطاع الخدمات المالية أمام الجهات الفاعلة الناشئة (كشركات التكنولوجيا المالية) لتحفيز الابتكار والنمو، والعمل على تعزيز الانفتاح التجاري من خلال تدعيم زيادة الصادرات خاصة الصادرات خارج المحروقات بالنسبة للدول الريعية؛

– على حكومات الدول فتح المجال أمام الشركات التقنية المالية، وتطوير الشركات الصغيرة و المتوسطة، وتوسيع صناعة التأمين، وترقية أسواق المال والدين، والتحول إلى مجتمع غير نقدي، ورفع مستوى الوعي المالي للمساعدة في تحسين مدخرات الأسر، وتحقيق درجة عالية من الرقمنة في اقتصاد هذه الدول، مما يقتضي زيادة مستوى المعاملات الإلكترونية، والمحافظة على الاستقرار المالي من خلال الالتزام بالمعايير الدولية.

الإحالات والمراجع:

[1] Mohamed Abdel–Wahed, the impact of Foreign capital inflow on saving –investment and economic growth rate in Egypt , An economic Analysis , vol, 4 N ol, 2003 , p 279.
[2] Tarlok Singh, Does domestic saving cause economic growth? A time-series evidence from India, Journal of Policy Modeling 32, 2010, p 231–253.
3 L´aszl´o K´onya, Saving and Growth: Granger Causality Analysis with Bootstrapping On Panels of Countries, Journal of Economic Research 10, 2005, 231–260.
[4] Reza Najarzadeh, Michael Reed & Mona Tasan, Relationship between Savings and Economic Growth: The Case For Iran, Journal of International Business and Economics, December 2014, Vol. 2, No. 4, pp. 107-124.
[5] Chor Foon Tang, BeeWah Tan, A revalidation of the savings–growth nexus in Pakistan, Contents lists available at Science Direct Economic Modelling 36, 2014, p 370–377.
[6] Rumi Masih, Sanjay Peters, A revisitation of the savings–growth nexus in Mexico, Economics Letters 107, 2010.
[7] Luiz Carlos Bresser-Pereiraa, Eliane Araújob, Paulo Galac, An empirical study of the substitution of foreign for domesticsavings in Brazil, EconomiA 15 ,2014, p 54–67.
[8] محمد مدحت مصطفى، سهير عبد الطاهر أحمد، النماذج الرياضية للتخطيط والتنمية الاقتصادية، مكتبة ومطبعة الإشعاع الفنية، القاهرة، 1999، ص189–190.
[9] Ulrich Kohli, Analyse macroéconomie, De Boeck université, Bruxelles Belgique ,1999, p418.
[10] عبد الكريم البشير، سمير بواعلي دحمان، قياس أثر التطور التكنولوجي على النمو الاقتصادي " حالة الاقتصاد الجزائري "، منتدى الاقتصاديين المغاربة، ص 4.
[11] Karine Pellier , Lameta, Propriété intellectuelle et croissance économique en France: 1791-1945"Une analyse cliométrique du modèle de Romer.", Université Montpellier I, P5, consulté le:21-02-2020, 21:30.
[12] Ibid, p6.
[13] عبد الكريم البشير، سمير بواعلي دحمان، مرجع سابق، ص6.
[14] Abdelkader Sid Ahmed, Croissance et développement (Théories et politiques), Tome 1, Edition Office Publications Universitaires, Alger, 1981, p282-283.des
[15] Schubert.K, Macro économie comportement et croissance , Vuibut, 2éme édition, France, 2000, P 214 -215.
[16] يسرى فاروق داود بطرس، عوامل النمو الاقتصادي دراسة مقارنة بين مصر وإسرائيل في الفترة 1970–2004، أطروحة دكتوراه الفلسفة في الاقتصاد، كلية التجارة، جامعة عين شمس، القاهرة، 201، ص37.
[17] مقالة : الاقتصاد الصيني يتسارع للمرة الأولى في سبع سنوات، تاريخ التصفح : 2020/02/22 على الساعة 22:00، http://arabic.people.com.cn/n3/2018/0122/c31659-9417897.html
[18] مقالة : اقتصاد إندونيسيا، ، تاريخ التصفح : 2020/02/26 على الساعة 23:00، https://www.marefa.org/
[19] مقالة :كوالالمبور – رويترز، اقتصاد ماليزيا ينمو تاريخ التصفح : 2020/02/26 على الساعة 18:0، https://www.alarabiya.net/ar/aswaq/
[20] Base des données banque mondiale: WWW. Banquemodiale. Org .
[21] DATABASE, World Development Indictors(WDI) of the World bank.

[22] Pierre Cahuc, , Macroéconomie Avancée- ECo 557, Janvier 2007, Paris, page 14.
[23] William Greene, Traduction de la 5éme édition par Théophile Azomahou et Nicolas Coudec, économétrie, édition française dirigée par Didier Schlacther , IEP Paris, Université Paris II, 2005, page 277.
[24] Christophe Hurlin et Valérie Mignon, une synthèse des testes de cointegration sur données de Panel, université d'Orléans, novembre 2006, PP 23 - 28.
[25] Autoregressive Distributed Lag Model.

[26] Giovanni Favora .(2003) .An Empirical Reassessment of the Relationship Between Finance and Growth .IMF working paper.

[27] نادية مسعودي، جلول بن عناية، **دراسة اثر متغيرات السياسة المالية على النمو الاقتصادي في بعض بلدان الشرق الأوسط وشمال إفريقيا خلال الفترة : 1980–2016 باستعمال نموذج PANEL ARDL**، مجلة الاقتصاد الجديد، المجلد 11 العدد 01، 2019، ص 182.

[28] رتيعة محمد، **محددات النمو الاقتصادي في الدول العربية دراسة قياسية باستخدام نموذج تصحيح الخطأ للبانل الديناميكي**، Revue d'Economie et de Statistique Appliquée, Numéro 22, Décembre 2014 , p269