

نمذجة قياسية لمحددات النمو الاقتصادي في الجزائر خلال الفترة 1990-2018

An Empirical Modeling of Economic Growth Determinantes in Algeria During the Period 1990-2018

د. عز الدين وادي¹، د. علي العمري²، د. علاء الدين عشيظ³¹ جامعة البويرة - البويرة (الجزائر)، a.ouadi@univ-bouira.dz² جامعة البويرة - البويرة (الجزائر)، a.lamri@univ-bouira.dz³ جامعة الشلف - الشلف (الجزائر)، achite.aladin@gmail.com

تاريخ الارسال: 2022/04/14

تاريخ القبول: 2022/06/29

تاريخ النشر: 2022/06/30

ملخص:

يعتبر تحفيز ودعم النمو الاقتصادي أهم ما تصبو إليه الجزائر من خلال سياساتها الاقتصادية، هذه السياسات تمس مجموعة من المتغيرات الاقتصادية، التي تعتبر مع متغيرات أخرى غير اقتصادية محدثات للنمو الاقتصادي، هذه المحددات عديدة ومتنوعة لذلك الهدف من هذا المقال هو تحديد وقياس أثر أهم هذه المتغيرات على النمو الاقتصادي في الجزائر خلال الفترة (1990-2018)، حيث بدأنا هذه الدراسة باستخدام طريقة التحليل بالمركبات الأساسية (ACP) في تحديد أهم هذه المتغيرات من حيث قوة علاقاتها وشكلها مع الناتج المحلي الإجمالي كقياس للنمو الاقتصادي، ثم أدرجنا مخرجات هذه الطريقة وهي متغيرات الاستهلاك الكلي، الاستثمار الكلي و سعر برميل النفط في نموذج قياسي وفق منهجية نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية المتباطئة (ARDL)، حيث توصلنا من خلاله أن أثر هذه المتغيرات (المحددات) على النمو الاقتصادي كانت على المدى القصير.

كلمات مفتاحية: النمو الاقتصادي، المحددات، الجزائر، طريقة ACP، نموذج ARDL.

تصنيفات JEL : E00, C01, C32

Abstract:

The most important thing Algeria aspires to is to stimulate and support economic growth through its economic policies, which affect a range of economic variables, which are considered as determinants of economic growth with other non-economic variables. These are many and varied limitations of this article to determine and measure the impact of the most important of these variables on economic growth in Algeria during the period 1990-2018. We started this study using the (PCA) method to identify the most important of these variables in terms of the strength and shape of their relationships with GDP as a measure of economic growth, and then we listed the outputs of this method, which are the aggregate consumption variables. Total investment and barrel oil prices in a standard model according to the methodology of the (ARDL), through which we found that the impact of these variables (determinants) on economic growth was in the short term

Keywords: Economic growth, Determinants, Algeria, PCA method, ARDL model.

JEL Classification Cods : E00, C01, C32

المؤلف المرسل: عز الدين وادي الإيميل: a.ouadi@univ-bouira.dz

المقدمة:

يعتبر موضوع النمو الاقتصادي من أهم المواضيع البارزة من خلال الدراسات الاقتصادية القديمة والحديثة، حيث بدأ الاهتمام بهذا الموضوع منذ قيام المدرسة الفيزيوقراطية (الطبيعية)، لكن لم يوضع خلال تلك المرحلة قوانين طبيعية تحكم الاقتصاد، فجاء آدم سميث صاحب المدرسة الكلاسيكية بقوانين طبيعية محاولاً تطبيقها على الاقتصاد، فنادى ببعض الأفكار والتي من بينها عدم تدخل الدولة في الاقتصاد، وركز في تحليلاته على عملية تراكم رأس المال الذي يتوقف حسبه على رغبة الأفراد في الادخار، فالادخار يخلق تراكم رأس المال، وتراكم رأس المال عامل مهم في النمو الاقتصادي، ثم جاء بعده مفكرين جدد من مدرسته منهم ريكاردو الذي ركز اهتمامه على القطاع الزراعي، ثم جاء بعدهم روبرت مالتوس، الذي اهتم في دراسته على أهمية الطلب الفعال بالنسبة للاقتصاد، وهذا من خلال نظريته حول السكان، لكن بعد الأزمة الاقتصادية خلال الثلاثينيات، وبالنظر لعدم إيجاد المفكرين الكلاسيكيين حلولاً لهذه الأزمة برز مفكر جديد هو "كينز" الذي ادعى أن الاقتصاد محكوم من قبل قرارات المستهلكين، حيث كان اهتمامه بالاقتصاد الكلي على عكس الكلاسيكيين الذين اهتموا بالاقتصاد الجزئي، والذي نادى بتدخل الدولة من خلال توجيه النشاط الاقتصادي حتى يصل إلى التشغيل التام، على عكس سابقيه الذين يرون أن الوصول إليه (التشغيل التام) يكون تلقائي، ثم جاء بعد كينز مفكرين جدد قاموا بإكمال ما بدأه، منهم "هارود" و "دومار"، لكن أفكار المدرسة الكينزية لم تسيطر كثيراً على الفكر الاقتصادي، فقد برزت مدرسة كلاسيكية جديدة شكلت ثورة على المدرسة الكلاسيكية من خلال أفكارها الجديدة، والتي من أبرز مفكريها "سولو" و "ميد" والذين تخلوا عن بعض أفكار زملائهم من الكلاسيكية و عدلوا أخرى، فسيطروا على الاقتصاد الحديث وأعطوا ثماراً وفيرة، لكن مع نهاية الثمانينات و بداية السبعينات برزت مدارس حديثة جديدة، ركزت اهتمامها حول النمو طويل الأمد .

إن النمو الاقتصادي في الجزائر ارتبط ارتباطاً وثيقاً بحركة أسعار النفط العالمية، حيث أن فترة التسعينات كانت فيها أسعار النفط متدنية قابلها تدني في معدلات نمو الناتج المحلي فقد بلغ 1.57% كمتوسط لهذه الفترة، أما مع بداية القرن الجديد ونظراً للارتفاع التدريجي لأسعار النفط بلغ متوسط نمو الناتج المحلي 3.42% خلال الفترة (2000-2018)، هذا الارتفاع في معدلات نمو الناتج المحلي المصاحب لارتفاع أسعار النفط لا يعني أن هذه الأخيرة هي المؤثر الوحيد على النمو الاقتصادي في الجزائر، حيث بالرجوع إلى بيانات صندوق النقد الدولي نجد أنه بالرغم من ارتفاع سعر برميل النفط سنة 2006 إلى 61.08 دولار بعدما كان سنة 2005 يقارب 50.64 دولار إلا أن معدل نمو الناتج المحلي انخفض إلى 1.7% بعدما كان يقارب 5.9%، هذه البيانات تؤكد أنه توجد محددات أخرى تؤثر على النمو الاقتصادي في الجزائر.

إشكالية البحث:

من خلال ما سبق ذكره يمكن طرح الإشكالية التالية:

ما هي محددات النمو الاقتصادي في الجزائر خلال الفترة (1990-2018)؟

فرضيات البحث:

- تتبع محددات النمو الاقتصادي في الجزائر سلوكاً متشابهاً مما يجعل وجود تكامل مشترك بينها؛

- الاستهلاك الكلي والاستثمار الكلي من المتغيرات التي ليس لها أثر في المدى القصير على النمو الاقتصادي في الجزائر خلال فترة الدراسة؛

- أسعار البترول من المتغيرات المؤثرة على النمو الاقتصادي في المدى الطويل.

أهمية البحث:

تكتسي الدراسة أهميتها من كونها تعالج ظاهرة النمو الاقتصادي وأهم محدداته من مؤشرات اقتصادية كلية.

منهجية البحث:

من أجل الإجابة على الإشكالية المطروحة استخدمنا التحليلي والوصفي والمنهج التجريبي من خلال استخدام طريقة التحليل بالمركبات الأساسية ACP في تحديد المتغيرات الأكثر تأثيرا وملاءمة من حيث علاقتها مع النمو الاقتصادي، ليتم بها بناء النموذج القياسي وفق منهجية الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية المتباطئة ARDL.

1- الدراسات السابقة :

- دراسة (Barro, 2003)، هدف الباحث إلى تحديد محددات النمو الاقتصادي من خلال الاعتماد على نموذج النمو النيوكلاسيكي، باستخدام بيانات البائل لمجموعة تتكون من 87 دولة من البلدان النامية والمتقدمة (تم اختيارها وفقا للمعطيات المتاحة).

خلصت نتائج الدراسة إلى أن معدل النمو يتأثر إيجابيا بسيادة القانون، نسبة الاستثمار، التحركات المواتية في شروط التجارة، وزيادة الانفتاح الخارجي (أثره ضعيف جدا)، أما بالنسبة للمتغيرات التي تؤثر بشكل سلبي على معدل النمو فتتمثل في معدل الخصوبة، معدل التضخم، إضافة إلى نسبة الاستهلاك الحكومي إلى الناتج المحلي الإجمالي.

- دراسة (Asheghian, 2004)، حاول الباحث من خلال دراسته اختبار محددات النمو الاقتصادي بالتركيز على الاستثمار الأجنبي المباشر في الولايات المتحدة الأمريكية، بالاعتماد على بيانات سنوية للفترة (1960-2000)، وقد تم تقدير نموذج الدراسة باستخدام تقنية (Beach Mackinnon) التي تقوم بتصحيح الارتباط الذاتي.

خلصت النتائج إلى أن المحددات الرئيسية للنمو الاقتصادي في الولايات المتحدة تتمثل في نمو إجمالي عوامل الإنتاج، نمو الاستثمار المحلي، ونمو الاستثمار الأجنبي المباشر. كما أظهر اختبار Granger للسببية وجود علاقة سببية أحادية الاتجاه من الاستثمار الأجنبي المباشر باتجاه النمو الاقتصادي، إضافة إلى وجود علاقة أحادية الاتجاه من الاستثمار الأجنبي المباشر باتجاه إجمالي عوامل الإنتاج، مما يساهم في دعم النمو. وبالتالي فالنتائج التي توصل إليها الباحث تدل على الدور الكبير الذي يلعبه الاستثمار الأجنبي المباشر في الدفع بعجلة النمو الاقتصادي.

- دراسة (Crespo Cuaresma, Doppelhofer, & Feldkircher, 2014)، استهدف هذا البحث تحديد المحددات القوية للنمو الاقتصادي الإقليمي استنادا إلى مجموعة بيانات تخص 255 منطقة ضمن نطاق الاتحاد الأوروبي، وذلك خلال الفترة (1995-2005)، حيث تم استخدام نموذج متوسط بايزي (Bayesian Model Averaging) لتقييم متانة محددات النمو.

خلصت الدراسة إلى أن تقارب الدخل يمثل قوة دافعة لنمو الدخل عبر المناطق الأوروبية. كما أظهرت النتائج أهمية التعليم كمحرك للنمو بشكل واضح، حيث ظهر أن نسبة أعلى من العمال المتعلمين في القوى العاملة ترتبط بشكل إيجابي بالنمو الاقتصادي الإقليمي. وبالنسبة للمناطق الأعلى أداء للنمو فتبين أن المناطق التي تضم العواصم هي الأعلى أداء مقارنة بالمناطق الأخرى.

■ دراسة (Ajide, 2014)، اهتمت هذه الدراسة بالبحث في دور مؤشر فريزر (Frazer) للحرية الاقتصادية على العلاقة بين النمو الاقتصادي والاستثمار الأجنبي المباشر في نيجيريا، وذلك بالاعتماد على بيانات سنوية للفترة (1980-2010)، حيث تم استخدام نموذج الانحدار متعدد المتغيرات.

خلصت النتائج إلى أن كل من العمالة، العمر المتوقع، درجة الانفتاح والحرية الاقتصادية، كلها عوامل تؤثر على مستوى النمو الاقتصادي. كما أن مؤشري التدخل الحكومي المفرط وتقييد حرية التجارة الخارجية يؤثر على مؤشر الحرية الاقتصادية بشكل كبير وينعكس ذلك سلباً على معدل النمو.

■ دراسة (Abdalla & Abdelbaki, 2014)، اهتمت هذه الدراسة بالبحث في محددات النمو الاقتصادي في دول مجلس التعاون الخليجي (GCC)، بالاعتماد على بيانات سنوية للفترة (1980-2007)، وذلك باستخدام نموذج شعاع تصحيح الخطأ (VECM).

أظهرت النتائج أن المحددات الرئيسية للنمو الاقتصادي في البحرين تتمثل في الاستثمار الأجنبي المباشر وإجمالي تكوين رأس المال، أما بالنسبة للكويت وقطر والسعودية فتمثلت المحددات في الصادرات وإجمالي تكوين رأس المال، وفيما يتعلق بالإمارات العربية المتحدة فتمثلت في الصادرات والاستثمار الأجنبي المباشر، وتم استثناء سلطنة عمان من تقدير نموذج VECM نظراً لعدم وجود علاقة تكامل مشترك لحالتها.

■ دراسة (Chirwa & Odhiambo, 2016)، استهدف الباحثان من خلال هذه الدراسة حصر المحددات الرئيسية للنمو الاقتصادي في الدول المتقدمة والدول النامية، عبر إجراء مسح للدراسات التجريبية السابقة حول الموضوع، وتحديد أوجه الإجماع حول المحددات الأساسية التي تدفع أو تعوق النمو.

خلصت الدراسة إلى أن المحددات الرئيسية للنمو في الدول النامية تتمثل في المساعدات الخارجية، الاستثمار الأجنبي المباشر، السياسة المالية، الاستثمار، التجارة، تنمية رأس المال البشري، الديموغرافيا، السياسة النقدية، والموارد الطبيعية، إضافة إلى الإصلاحات والعوامل السياسية والمالية، أما بالنسبة للمحددات الرئيسية في الدول النامية فتتمثل في رأس المال المادي، السياسة المالية، رأس المال البشري، التجارة، الديموغرافيا، السياسة النقدية، إضافة إلى العوامل المالية والتكنولوجية.

■ دراسة (Ketenci & Aydoğan, 2019)، استهدفت هذه الدراسة البحث في دور استهلاك الغاز الطبيعي، الاستثمار المحلي، مشاركة العمالة، والانفتاح التجاري على النمو الاقتصادي خلال الفترة (1977-2017)، ولهذا الغرض تم استخدام اختبار الفاصل الهيكلي (Kejriwal-Perron Test) للتحقيق في العلاقة بين النمو الاقتصادي ومحدداته في حالة وجود التغيرات الهيكلية.

خلصت النتائج إلى أنه كان لاستهلاك الغاز الطبيعي ومشاركة العمالة تأثير سالب على الناتج التركي خلال الفترة (1977-1982)، وتحول هذا الأثر إلى إيجابي في بقية الفترة، أما بالنسبة لأثر الاستثمارات والانفتاح التجاري فكان إيجابيا على طول الفترة.

2- دراسة تحليلية لمحددات النمو الاقتصادي في الجزائر باستخدام طريقة ACP.

سنحاول في هذا الجانب وضع دراسة تحليلية لأهم محددات النمو الاقتصادي في الجزائر وذلك حسب المعطيات المتاحة للفترة 1990-2018. حيث نقوم بتحديد متغيرات الدراسة وفقا للنظرية الاقتصادية أي أننا نقوم ببناء نموذج قياسي يضم معدل النمو الاقتصادي كمتغير تابع ومجموعة من المتغيرات المستقلة التي لها علاقة اقتصادية مع معدل النمو الاقتصادي عن طريق استخدام طريقة التحليل بالمركبات الأساسية (ACP) من أجل إعطاء صورة واضحة عن أهم المتغيرات المستقلة المؤثرة في معدلات النمو الاقتصادي بالإضافة إلى تحديد المتغيرات التي تتناقض والنظرية الاقتصادية أو التي ليس لها ارتباط قوي مع المتغير التابع، ومنه يمكن توضيح أهم متغيرات الدراسة (تم الاعتماد على بيانات البنك الدولي) وفق ما يلي:

المتغير التابع:

□ الناتج الداخلي الخام (PIB) بوحدة الدولار الأمريكي.

المتغيرات المستقلة:

□ سعر صرف الدولار أمام الدينار الجزائري (TAUCH)؛

□ معدل التضخم (INF)؛

□ الانفتاح التجاري (OUVC) بحسب بقاعدة ((الصادرات + الواردات) ÷ الناتج المحلي الإجمالي)؛

□ الاستهلاك الكلي (CONS) بوحدة الدولار الأمريكي؛

□ عدد السكان (POP)؛

□ عدد القوى العاملة (POPT)؛

□ الاستثمار الكلي (تكوين رأس المال الثابت) (INV) بوحدة الدولار الأمريكي؛

□ متوسط سعر برميل خامات الأوبك (PP) بوحدة الدولار الأمريكي.

بعد إدخال اللوغاريتم في السلاسل الزمنية موضع الدراسة لسبب أن يكون هناك تجانس في البيانات الرقمية للمتغيرات نقوم باستخدام طريقة التحليل بالمركبات الأساسية (ACP) والتي تستخدم في تحليل الجداول الإحصائية بشرط أن تكون كل المتغيرات ذات طبيعة كمية وتهدف هذه الطريقة إلى إيجاد فضاءات شعاعية جزئية أقل بعد تسمح بتمثيل البيانات بشكل واضح (Jolliffe, 2002). وبعد عملية تطبيق طريقة التحليل بالمركبات الأساسية باستخدام برنامج (Xlstat 2019) توصلنا إلى ما يلي:

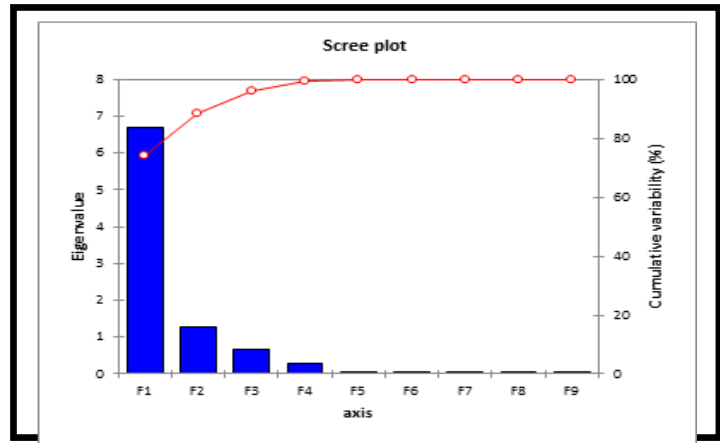
1.3. عدد المحاور المأخوذة للتفسير.

بغية تحديد عدد المحاور المأخوذة لتفسير الظاهرة المدروسة نقوم بحساب القيم الذاتية والأشعة الذاتية لتكوين محاور المخطط العاملي "Plan factoriel" الذي يمثل الأفراد والمتغيرات:

الشكل 1: التمثيل البياني للقيم الذاتية

الجدول 1: القيم الذاتية

F_i	Valeur propre	Variabilité (%)	Cumulé %
F_1	6.692	74.356	74.356
F_2	1.289	14.326	88.683
F_3	0.681	7.568	96.251
F_4	0.289	3.206	99.457
F_5	0.032	0.356	99.813
F_6	0.007	0.081	99.894
F_7	0.004	0.047	99.940
F_8	0.003	0.038	99.978
F_9	0.002	0.022	100.000



المصدر: مخرجات برنامج (Xlstat 2019)

بالاعتماد على معيار كايزر "critère de kaiser" والذي يأخذ بعين الاعتبار القيم الذاتية الأكبر من الواحد الصحيح فقط ($\lambda_1 > 1$) (Pasini, 2017)، فإن القيمة الذاتية ($\lambda_1 = 6,692$) الخاصة بالمحور العامل الأول (المحور الأول) أو المركبة الأساسية الأولى F_1 ، تمثل حوالي 74,356% من قيمة الجمود الكلي، بالإضافة إلى القيم الذاتية الخاصة بالمحور (F_2) التي تساوي ($\lambda_2 = 1,298$) بنسبة (14,326%)، بعكس القيم الذاتية الأخرى والتي جميع قيمها أقل تماماً من الواحد، وبالتالي فإننا سنكتفي مباشرة بتحليل و تفسير سحابة نقط المتغيرات والأفراد على المستوي (F_1, F_2)، فتكون نسبة التمثيل على المخطط العملي في الفضاء IR^2 ذو المحورين المحور الأول والمحور الثاني والممثلة بنسبة جمود كلي 88.683% من التمثيل العام وهذه النسبة جيدة وكافية لإعطاء صورة واضحة لسحابة النقط على المخطط العملي لهذا نكتفي بتمثيل المتغيرات على معلم متعامد ومتجانس واحد ذو بعدين.

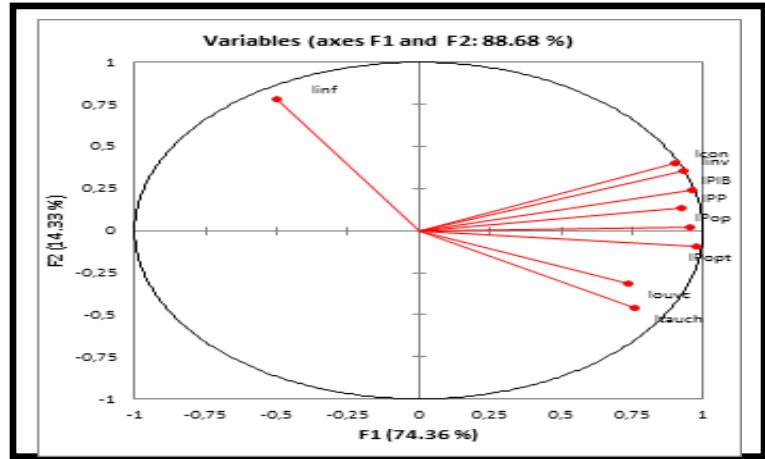
2.3. نسبة تمثيل المتغيرات على المحاور.

بعد إيجاد الأشعة الذاتية الوحيدة المرفقة بالقيم الذاتية لمصفوفة الارتباط قمنا بحساب إحداثيات المتغيرات على المحاور العاملة وهي موضحة وفق الجدول التالي:

الجدول 2: إحداثيات المتغيرات على المحاور

	F1	F2
<i>lPIB</i>	0.961	0.244
<i>lPop</i>	0.956	0.019
<i>lPopt</i>	0.977	-0.093
<i>lcon</i>	0.902	0.398
<i>linv</i>	0.929	0.355
<i>linf</i>	-0.502	0.779
<i>lPP</i>	0.923	0.133
<i>ltauch</i>	0.760	-0.460
<i>lowvc</i>	0.736	-0.316

الشكل 2: التمثيل البياني للمتغيرات



المصدر: مخرجات برنامج (Xlstat 2019)

من خلال الجدول والشكل أعلاه يمكننا القول أن كل المتغيرات تقريبا تساهم في تكوين المحور العاملي الأول F_1 بنسب متقاربة ((*lPIB* %13,79)، (*lPop* %13,65)، (*lPopt* %14,27)، (*lcon* %12,14)، (*linv* %12,9)، (*lPP* %12,74)، (*ltauch* %8,63)، (*lowvc* %8,09)) بينما نلاحظ أن متغير التضخم يساهم في تكوين المحور العاملي الثاني F_2 بشكل جيد (*linf* %47,1)، وذلك ما تؤكدته قيم ($\cos^2$)، التي تمثل بشكل جيد المحور العاملي الأول F_1 لأن جميع قيمها تقترب من الواحد. حيث تأخذ القيم المبينة في الجدول التالي:

الجدول 3: جيب التمام لزوایا المحصورة بين المتغيرات على المحاور

	$\cos^2 \theta_1$	$\cos^2 \theta_2$
<i>lPIB</i>	0.923	0.060
<i>lPop</i>	0.914	0.000
<i>lPopt</i>	0.955	0.009
<i>lcon</i>	0.813	0.158
<i>linv</i>	0.863	0.126
<i>linf</i>	0.252	0.607
<i>lPP</i>	0.853	0.018
<i>ltauch</i>	0.578	0.212
<i>lowvc</i>	0.541	0.100

المصدر: مخرجات برنامج (Xlstat 2019)

3.3. تفسير معاملات الارتباط الخطي.

انطلاقاً من الشكل السابق (الشكل 2) وباعتماد على الزوايا المحصورة بين المتغيرات وكذا مصفوفة الارتباط المبينة كما

يلي:

الجدول 4: مصفوفة الارتباطات بين المتغيرات

Variables	<i>lPIB</i>	<i>lPop</i>	<i>lPopt</i>	<i>lcon</i>	<i>linv</i>	<i>Linf</i>	<i>lPP</i>	<i>ltauch</i>	<i>louvc</i>
<i>lPIB</i>	1								
<i>lPop</i>	0.893	1							
<i>lPopt</i>	0.896	0.980	1						
<i>lcon</i>	0.964	0.890	0.848	1					
<i>linv</i>	0.979	0.902	0.875	0.989	1				
<i>linf</i>	-0.323	-0.444	-0.529	-0.190	-0.209	1			
<i>lPP</i>	0.954	0.788	0.833	0.856	0.889	-0.382	1		
<i>ltauch</i>	0.564	0.828	0.867	0.500	0.537	-0.628	0.514	1	
<i>louvc</i>	0.663	0.551	0.671	0.462	0.550	-0.556	0.804	0.552	1

المصدر: مخرجات برنامج (Xlstat 2019)

يمكن القول أن:

- الزاوية المحصورة بين كل من *lPIB*، *lPop*، *lPopt*، *lcon*، *linv* و *lPP* هي زاوية حادة (تقترب من الصفر) مما يدل على وجود ارتباط قوي وموجب فيما بينها أي: $\cos \theta (\theta \simeq 0) \simeq 1$ ، حيث بلغت درجة الارتباط الموجودة بينهما والتي بلغت (0.893، 0.896، 0.980، 0.964، 0.979، 0.954) على التوالي؛
- إن الزاوية المنفرجة تدل على وجود ارتباط سالب بين المتغيرات أي: $\cos \theta (\theta \simeq \pi) \simeq -1$ ، ومثال ذلك الزاوية المنفرجة المحصورة بين متغير (*ltauch*) ومتغير (*linf*) حيث بلغت درجة الارتباط بينهما (-0.628)؛
- إن الزاوية القائمة أو الشبه قائمة تدل على عدم وجود ارتباط أو ارتباط ضعيف جدا بين المتغيرات أي: $\cos \theta (\theta \simeq \frac{\pi}{2}) \simeq 0$ ، ومثال ذلك الزاوية القائمة المحصورة بين متغير (*lcon*) ومتغير (*linf*) حيث بلغت درجة فدرجة الارتباط بينها (-0.190)؛

4.3. التفسير الاقتصادي لدرجات الارتباط بين المتغيرات المستقلة والمتغير التابع.

- المتغيرات المرفوضة في النموذج القياسي:
 - **سعر الصرف (*ltauch*)**: قدرت درجة الارتباط بين سعر الصرف والناتج المحلي الخام خلال فترة الدراسة بـ 0.564 هذا ما يوضح العلاقة الطردية بين المتغيرين، وهو ما يتعارض والنظرية الاقتصادية ومنه سيتم إزالة متغير سعر الصرف من النموذج القياسي؛
 - **الانفتاح التجاري (*louvc*)**: قدرت درجة الارتباط بين الانفتاح التجاري والناتج المحلي الخام خلال فترة الدراسة بـ 0.663 هذا ما يوضح العلاقة الطردية بين المتغيرين وهي تتوافق والنظرية الاقتصادية، إلا أن معامل ارتباطه أقل من 67% وهو ضعيف بالمقارنة بالمتغيرات الأخرى، ومنه سيتم إزالة متغير الانفتاح التجاري من النموذج القياسي؛

- **معدل التضخم ($linf$):** قدرت درجة الارتباط بين معدل التضخم والناتج المحلي الخام خلال فترة الدراسة بـ 0,323- هذا ما يوضح العلاقة العكسية بين المتغيرين وهي تتوافق والنظرية الاقتصادية، إلا أن معامل ارتباطه ضعيف بالمقارنة بالمتغيرات الأخرى، ومنه سيتم إزالة متغير معدل التضخم من النموذج القياسي؛
- **عدد السكان ($IPop$) وعدد القوى العاملة ($IPopt$):** حسب الدراسات السابقة يعتبر متغيري عدد السكان ($IPop$) وعدد القوى العاملة ($IPopt$) من متغيرات عديمة أو محدودية التأثير على الناتج المحلي في الجزائر، كما أن معاملاتها الارتباطية بالناتج المحلي قليلة بالمقارنة مع المتغيرات المختارة الباقية. وبالتالي سيتم إزالتها من النموذج القياسي.
- **المتغيرات المقبولة في النموذج القياسي:** من خلال الدراسة التحليلية باستخدام طريقة التحليل بالمركبات الأساسية (ACP) ومصفوفة الارتباطات بين متغيرات الدراسة تبين أن كل من متغير الاستهلاك الكلي، الاستثمار الكلي ومتوسط سعر برمبل خامات أوبك والتي قدرت درجة الارتباط بينها وبين الناتج المحلي الهام على التوالي بـ (0,965، 0,941، 0,918) وهي ارتباطات موجبة وقوية مما يعكس العلاقة الطردية بينها وهو يتوافق مع النظرية الاقتصادية، وبالتالي يمكن إدراجها في النموذج القياسي المفسر له.

4. منهجية الدراسة القياسية وتحليل نتائجها.

2.4. اختبار استقرارية السلاسل الزمنية.

تعتبر بيانات السلاسل الزمنية من أهم البيانات التي تستخدم في الدراسات التطبيقية خاصة تلك التي تعتمد على بناء نماذج الانحدار لتقدير العلاقة الاقتصادية، وهذه الدراسات تفترض أن تكون السلاسل الزمنية المستخدمة مستقرة، ذلك لأن غياب صفة الاستقرار يؤدي إلى مشاكل قياسية مثل مشكل الانحدار الزائف، إذ نقول عن السلسلة الزمنية أنها مستقرة إذا كان لها وسط حسابي ثابت وتباين مستقل عن الزمن (Terence, 2015)، أي أنها تحقق الشروط التالية (Gourieroux & Monfort, 1990):

$$\blacksquare \text{ ثبات متوسط القيم عبر الزمن } E(x_t) = \mu, t \in Z$$

$$\blacksquare \text{ يجب أن يكون التباين منتهي وثابت عبر الزمن } V(x_t) = \delta_x^2 = \gamma_0 < +\infty, t \in Z$$

$$\blacksquare \text{ التباين بين قيمتين لنفس المتغير مستقل عن الزمن } \text{cov}(x_{it}, x_{it+h}) = \gamma_h, t \in Z, h \in Z$$

أو بتعبير آخر تعتبر السلسلة الزمنية مستقرة إذا كانت خالية من مركبة الاتجاه العام والمركبة الفصلية، ولا على أي تغير بتغير الزمن (Bourbonnais, 2015).

في سنة 1988 قدم (Phillips & Perron, 1988) اختبار للكشف عن وجود جذر الوحدة والذي يمكن من التمييز بين السلاسل الزمنية المستقرة وغير المستقرة، حيث تم الأخذ بعين الاعتبار في هذا الاختبار كيفية التعامل مع التباين في الأخطاء وذلك باستخدام تصحيح غير معلمي لإحصائيات اختبار (Dickey & Fuller, 1981) وذلك من أجل تجاوز مشكل الارتباط الذاتي بين الأخطاء، يختلف اختبار (Phillips & Perron) عن اختبار (Dickey-Fuller) في كونه لا يحتوي على قيم متباطئة للفروق، ويسمح بوجود متوسط لا يساوي الصفر واتجاه خطي للزمن، إلا أنه يقوم على نفس الصيغ لنماذج اختبار (Dickey-Fuller) يتم هذا الاختبار وفق الخطوات التالية:

□ تقدير النماذج القاعدية لاختبار (Dickey-Fuller) بواسطة طريقة المربعات الصغرى وحساب الاحصائيات المرافقة،

حيث $\hat{\varepsilon}_t$ تمثل البواقي.

□ تقدير التباين على المدى القصير والذي يعتبر المتوسط الحسابي للبواقي:

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_t^2$$

□ تقدير التباين على المدى الطويل والمستخرج من خلال التباينات المشتركة لبواقي النماذج السابقة:

$$s_t^2 = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^N \hat{\varepsilon}_t^2 + 2 \sum_{i=1}^l \left(1 - \frac{i}{l+1}\right) \sum_{t=i+1}^N \hat{\varepsilon}_t \hat{\varepsilon}_{t-i}$$

من أجل تقدير التباين على المدى الطويل لا بد من تحديد عدد التأخيرات استناداً إلى عدد المشاهدات الكلية N:

$$l \approx 4(N/100)^{2/9}$$

□ حساب إحصائية **Phillips & Perron**:

$$t_{\hat{\phi}_1}^* = \sqrt{k} \times \frac{(\hat{\phi}_1 - 1)}{\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_1}} + \frac{N(k-1)\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_1}}{\sqrt{k}}$$

مع

$$k = \frac{\hat{\sigma}^2}{s_t^2}$$

تقارن هذه الإحصائية مع القيمة الحرجة لجدول *MacKinnon*.

فيما يلي نتائج اختبارات جذور الوحدة لبيانات النموذج القياسي المستخدم باستخدام اختبار *Phillips & Perron* عند مستوى معنوية 1%، 5%، 10% الخاصة بالمتغيرات: الرقم القياسي لأسعار الاستهلاك (*IPIB*)، سعر الصرف الحقيقي (*Icons*)، كتلة الأجور (*linv*)، الكتلة النقدية (*IPP*)، وكانت نتائج التقدير كما يلي:

الجدول 5: نتائج اختبار *Phillips & Perron* للمتغيرات.

دراسة استقرارية السلاسل الزمنية عند المستوي						
القرار	Prob	PP _{tab}			PP _{cal}	المتغيرات
		%10	%5	%1		
غير مستقرة	0.5479	-3.2253	-3.5806	-4.3239	-2.0536	<i>IPIB</i>
غير مستقرة الاتجاه العام معنوي	0.0313	-3.2253	-3.5806	-4.3239	-3.8060	<i>Icons</i>
غير مستقرة	0.3000	-3.2253	-3.5806	-4.3239	-2.5589	<i>linv</i>
غير مستقرة	0.5305	-3.2253	-3.5806	-4.3239	-2.0863	<i>LPP</i>
دراسة استقرارية السلاسل الزمنية عند الفرق الأول						

نمذجة قياسية لحدودات النمو الاقتصادي في الجزائر خلال الفترة 1990-2018

القرار	Prob	PP _{tab}			PP _{cal}	المتغيرات
		%10	%5	%1		
مستقرة	0.0019	-3.2292	-3.5875	-4.3393	-5.0511	lPIB
مستقرة	0.0000	-3.2292	-3.5875	-4.3393	-7.4465	lcons
مستقرة	0.0095	-3.2292	-3.5875	-4.3393	-4.3626	linv
مستقرة عند 5% و 10%	0.0136	-3.2292	-3.5875	-4.3393	-4.2009	LPP

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews9.

من خلال نتائج جدول اختبار استقرار السلاسل الزمنية الذي يبين لنا أنه لا يمكن رفض فرضية العدم القائلة بوجود جذر للوحدة، بالنسبة لكل المتغيرات ($lPIB$; $lcons$; $linv$; lPP) أي أن هذه السلاسل الزمنية غير مستقرة عند المستوى حيث كانت القيم المحسوبة أقل من القيم الحرجة المستخرجة من جدول (MacKinnon) عند مستوى دلالة (1%)، (5%)، (10%)، وبعد فحصها عند الفرق الأول تبين أنه يمكن رفض فرضية العدم بالنسبة للفرق الأولى مما يعني أنها مستقرة بعد أخذ الفروقات الأولى. وبالتالي فإن استقرار السلاسل الزمنية يحقق لنا شرط استخدام نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية المتباطئة (ARDL).

2.4. النموذج المستخدم.

قام (Pesaran, Smith, & Yongcheol, 2001) بتطوير منهجية تتيح إمكانية الجمع بين متغيرات ذات مستوى أكبر من التكامل مثل $I(0)$ و $I(1)$ ، ولا يشترط أن تكون جميع المتغيرات مستقرة عند نفس المستوى، ولكن الشرط الوحيد لتطبيق هذه المنهجية هو أن لا تكون السلاسل الزمنية متكاملة من الدرجة الثانية $I(2)$. يمكن كتابة نموذج الدراسة في شكله النهائي كالتالي:

$$\Delta lPIB = \alpha_0 + \sum_{i=0}^{p-1} \beta_{1i} \Delta lPIB_{t-1} + \sum_{i=0}^{q_1-1} \beta_{2i} \Delta lcons_{t-1} + \sum_{i=0}^{q_2-1} \beta_{3i} \Delta linv_{t-1} + \sum_{i=0}^{q_3-1} \beta_{4i} \Delta lPP_{t-1} + \phi_1 lPIB + \phi_2 lcons + \phi_3 linv + \phi_4 lPP + u_t$$

حيث تمثل:

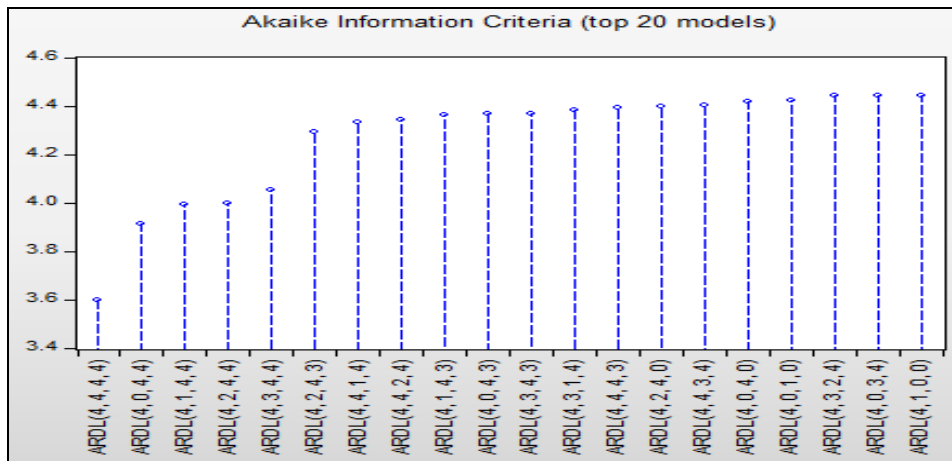
- Δ : الفروقات الأولى؛
- μ : حد الخطأ للنموذج الأول؛
- α_0 : تعبر عن الثابت في النموذجين؛
- $\phi_i \forall i = 1, 2, \dots, 4$: تمثل مرونة متغيرات الدراسة وهي تعبر عن العلاقة طويلة الأجل بين المتغير التابع وباقي المتغيرات المستقلة في النموذج؛
- $\beta_i \forall i = 1, 2, \dots, 4$: تعبر عن العلاقة قصيرة الأجل التي تربط بين المتغير التابع وباقي المتغيرات المستقلة في النموذج.

3.4. دراسة التكامل المشترك.

يعني التكامل المشترك إمكانية وجود توازن طويل الأجل بين السلاسل الزمنية غير المستقرة، أي يمكن مطابقة خواص السلاسل الزمنية في المدى الطويل، حيث تتيح الاختبارات التقليدية للتكامل المشترك كاختبار (Engle & Granger, 1987) الذي يستخدم في النماذج المكونة من متغيرين فقط، واختبار (Johansen, 1988) الذي يستخدم في النماذج متعدد المتغيرات إمكانية اختبار وجود تكامل مشترك للسلاسل الزمنية المتكاملة من نفس الدرجة فقط. لذلك قام (Pesaran, Smith, & Yongcheol, 2001) بتطوير منهجية تتيح إمكانية الجمع بين متغيرات ذات مستوى أكبر من التكامل مثل $I(0)$ و $I(1)$ ، ولا يشترط أن تكون جميع المتغيرات مستقرة عند نفس المستوى، حيث يجب اختبار المعنوية الكلية للنموذج بواسطة اختبار $Wald$ (إحصائية F) ذات التوزيع غير المعياري ومقارنتها مع إحصائية F الجدولة والمحسوبة من طرف بحيث توجد قيمتين حرجيتين (قيمة الحد الأدنى $I0 Bound$ ، قيمة الحد الأعلى $I1 Bound$) إذ أن:

- قيمة الحد الأدنى تفترض أن كل المتغيرات مستقرة عن المستوى $I(0)$ وإذا كانت قيمة F المحسوبة أقل من قيمة الحد الأعلى أي عدم وجود تكامل مشترك بين المتغيرات؛
 - قيمة الحد الأعلى تفترض استقرار المتغيرات عند الفرق الأول $I(1)$ وإذا كانت قيمة F المحسوبة أكبر من قيمة الحد الأعلى فهذا يعني وجود تكامل مشترك بين المتغيرات وعلاقة توازنية طويلة الأجل؛
 - أما في حالة ما إذا كانت قيمة F المحسوبة تقع بين قيمة الحد الأعلى وقيمة الحد الأدنى فإن النتائج تكون غير محدد.
- قبل القيام بعملية تقدير النموذج ينبغي تحديد فترة الإبطاء المثلى وذلك وفقاً لمعيار AIC ، حيث كانت النتائج أن أفضل نموذج إبطاء $ARDL(4.4.4.4)$ كما هو مبين في الشكل التالي:

الشكل 3: اختيار أفضل فترة إبطاء وفق معيار (AIC)



المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج $Eveiws9$.

قبل الاعتماد على النموذج الأمثل لابد من التأكد من جودته وهذا من خلال الاختبارات المعروفة المبينة في الجدول الموالي:

الجدول 6: الاختبارات المعتمدة لقياس جودة نموذج ARDL

Tests	Null hypothesis	t-statistic	p-value
LM	No autocorrelation	1.6979	0.0564
ARCH	No ARCH effects	1.4549	0.0711
JB	Normal distribution	0.1315	0.9363

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews9.

من خلال بيانات الجدول أعلاه نلاحظ ما يلي:

- احتمال قيمة (Jarque-Bera) أكبر من 5% ومنه نقبل فرضية العدم (H_0) التي تنص على أن البواقي تتبع التوزيع الطبيعي؛
- احتمال قيمة اختبار (ARCH) أكبر من 5% ومنه نقبل فرضية العدم (H_0) التي تنص على تجانس تباين حدود الخطأ؛
- نلاحظ من اختبار (LM) أن احتمال (Breusch-Godfrey) يفوق 5% وبالتالي نقبل فرضية العدم (H_0) التي تفترض عدم وجود ارتباط ذاتي للبواقي.

من خلال نتائج هذه الاختبارات يمكن القول أن النموذج ARDL (4.4.4.4) يمكن الاعتماد عليه في تقدير الآثار القصيرة والطويلة المدى لبعض المتغيرات الاقتصادية على النمو الاقتصادي في الجزائر خلال الفترة (1990-2018). بعد إجراء اختبار Wald للتكامل المشترك كانت النتائج كالتالي:

الجدول 7: نتائج اختبار Wald للتكامل المشترك بين المتغيرات

ARDL Bounds Test		
Date: 04/02/22 Time: 20:30		
Sample: 1994 2018		
Included observations: 25		
Null Hypothesis: No long-run relationships exist		
Test Statistic	Value	k
F-statistic	7.026434	3
Critical Value Bounds		
Significance	I0 Bound	I1 Bound
10%	2.37	3.2
5%	2.79	3.67
2.5%	3.15	4.08
1%	3.65	4.66

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews9.

من خلال نتائج اختبار للتكامل المشترك بين المتغيرات نلاحظ أن قيمة إحصائية F والتي كانت تساوي (7.026434) لا اختبار Wald أكبر من الحدود العليا ($I1$ Bound) لدرجات معنوية كل من (1%)، (2.5%)، (5%)، (10%) والتي كانت على التوالي (3.2)، (3.67)، (4.08)، (4.66)، ومنه نرفض فرضية العدم أي توجد علاقة توازن بين متغيرات الدراسة على المدى الطويل.

4.4. تقدير النموذج.

بعد تحديد فترة الإبطاء المثلى وذلك وفقا لمعيار AIC ، حيث كانت النتائج أن أفضل نموذج إبطاء ($ARDL(4,4,4,4)$)، بالإضافة إلى أن النموذج ملائم لدراسة تأثير بعض المتغيرات المستقلة المختارة على النمو الاقتصادي في الجزائر، سنقوم بدراسة هذه التأثيرات على المدى الطويل ثم على المدى القصير، وكانت النتائج كالتالي:

الجدول 8: مقدرات معلمات المدى الطويل

Long Run Coefficients				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LCONS	23.30892	15.798548	1.475382	0.2001
LINV	-0.573989	9.347433	-0.061406	0.9534
LPP	-6.851786	2.717711	-2.521161	0.0531
C	-499.6567	173.101665	-2.886493	0.0343

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج $Eveiws9$.

من خلال نتائج الجدول أعلاه نلاحظ أن الاستهلاك الكلي له علاقة طردية مع الناتج المحلي، لكن بالرغم من أن هذه العلاقة تتوافق مع النظرية الاقتصادية إلا أنها غير معنوية عند 5%، وبالتالي يمكن القول أن الاستهلاك الكلي ليس له تأثير على الناتج المحلي على المدى الطويل، أما متغيري الاستثمار الكلي وسعر النفط فعلاقتهم عكسية مع الناتج المحلي وهو معاكس للنظرية الاقتصادية وهذا بالرغم من معنوية معلماتهما، ومنه يمكن القول بأن المتغيرات المدرجة في هذا النموذج ليس لها تأثير على النمو الاقتصادي في الجزائر في المدى الطويل. وبعد إجراء عملية التقدير لنموذج تصحيح الخطأ لنموذج $ARDL$ كانت النتائج كما يلي:

الجدول 9: نتائج تقدير نموذج تصحيح الخطأ

ARDL Cointegrating And Long Run Form				
Dependent Variable: LPIB				
Selected Model: ARDL (4, 4, 4,4)				
Date: 04/02/22 Time: 20:34				
Sample: 1990 2018				
Included observations: 25				
Cointegrating Form				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LPIB(-1))	0.779501	0.172372	4.522215	0.0063
D(LPIB(-2))	1.010094	0.199177	5.071344	0.0039
D(LPIB(-3))	0.961366	0.202735	4.741980	0.0051
D(LCONS)	40.314582	13.116939	3.073475	0.0277
D(LCONS(-1))	-42.588001	11.67273	-3.648487	0.0148
D(LCONS(-2))	6.143367	7.750589	0.792632	0.4639
D(LCONS(-3))	-27.718000	6.503502	-4.262012	0.0080
D(LINV)	-43.052160	11.395889	-3.777868	0.0129

نمذجة قياسية لحدود النمو الاقتصادي في الجزائر خلال الفترة 1990-2018

D(LINV(-1))	29.797985	8.674481	3.435132	0.0185
D(LINV(-2))	9.542085	6.221066	1.533834	0.1857
D(LINV(-3))	35.001373	6.934048	5.047755	0.0039
D(LPP)	1.801434	1.098035	1.640598	0.1618
D(LPP(-1))	15.130941	2.089339	7.241976	0.0008
D(LPP(-2))	14.44578	1.940187	7.447003	0.0007
D(LPP(-3))	9.625827	1.803385	5.337645	0.0031
CointEq(-1)	-0.975731	0.248450	-3.92723	0.0005
Cointeq = LPIB - (23.3089*LCONS - 0.5740*LINV - 6.8518*LPP -499.6567)				

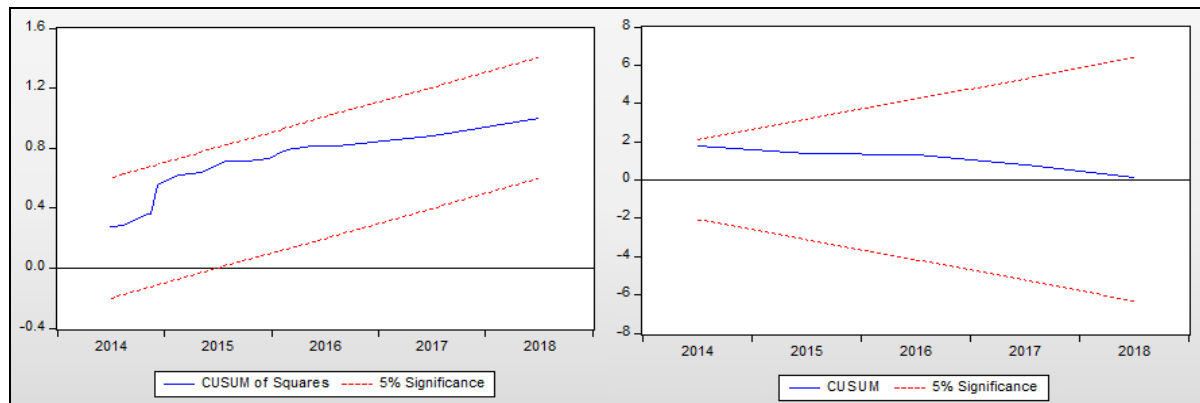
المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews9.

يمثل معامل تصحيح الخطأ قوة جذب نحو التوازن طويل المدى، ومن خلال الجدول أعلاه نلاحظ أنه ذو إشارة سالبة (-0.975731) أي أن سرعة التصحيح في المدى الطويل تكون بنسبة 97.57 % كما أنه معنوي إحصائياً عند مستوى 5% وحتى عند 1%، مما يعني أن النموذج مستقر وأن هناك علاقة طويلة المدى بين المتغيرات الداخلة في النموذج، وعليه فإن الناتج المحلي معبرا عنه الاستهلاك الكلي، الاستثمار الكلي ومتوسط سعر برميل خامات أوبك لها تكامل مشترك. ومن خلال النتائج التي أفرزها نموذج تصحيح الخطأ نلاحظ أنها لا تختلف كثيراً عن نتائج النموذج طويل المدى حيث نلاحظ أن أثر متوسط سعر برميل خامات أوبك تربطه علاقة طردية مع الناتج المحلي في المدى القصير، كما نلاحظ أن الاستهلاك الكلي وتأخير الثاني علاقتهما موجبة مع الناتج المحلي، لكن التأخير الثاني غير معنوي على عكس التأخيرين الأول والثالث فبالرغم من معنوية معلمتهما إلا أنهما سالبين، أما بالنسبة للاستثمار الكلي فهو معنوي ولكن علاقته سالبة وهو ما يتعارض مع المفاهيم الاقتصادية، أما تأخيراته الثلاثة فهي موجبة ومعنوية ما عدى التأخير الثاني.

4.5. اختبار استقرارية النموذج:

للتأكد من استقرارية نموذج الدراسة نستخدم اختباري المجموع التراكمي للبواقي (Cusum) و (Cusum of squares) لأجل تبيان وجود أي تغير هيكلي في البيانات ومدى استقرار وانسجام المعلمات طويلة الأجل مع قصيرة الأجل، حيث أظهرت النتائج ما يلي:

الشكل 4: نتائج اختبارات كل من (Cusum) و (Cusum of squares)



المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews9.

من خلال الشكل أعلاه نلاحظ أن المجموع التراكمي للبواقى ومربعات البواقى هو خط يقع داخل الحدود الحرجة أو الفاصل عند مستوى معنوية 5% وهذا يدل على رفض فرضية التغير الهيكلي وبالتالي نقول أن هناك استقرار وانسجام في النموذج بين نتائج الأجلين القصير والطويل.

5. الخاتمة.

بعد استعراض مجموعة من الدراسات السابقة التي تناولت قضية النمو الاقتصادي ورغم تعدد الدراسات إلى أنه ولحد الآن لم يتم صياغة محددات واضحة المعالم التي يمكن الاعتماد عليها في تفسير النمو الاقتصادي، فهي تختلف من دولة إلى أخرى فمثلا بالنسبة للدول التي تعتمد على البترول في صادراتها نجد أن أي تغير في أسعاره يصاحبه انعكاس على الناتج المحلي الخام لهذه الدول سواء بالإيجاب أو السلب، فمن خلال دراستنا لموضوع النمو الاقتصادي وأهم محدداته في الجزائر توصلنا إلى مجموعة من النتائج يمكن تلخيصها كما يلي:

- لأجل تحديد أهم محددات النمو الاقتصادي في الجزائر أجبرنا على استخدام طريقة التحليل بالمركبات الأساسية (ACP) والتي توصلنا من خلالها أن أهم المتغيرات المؤثرة على النمو الاقتصادي في الجزائر خلال الفترة (1990-2018) هي الاستهلاك الكلي، الاستثمار الكلي (تكوين رأس المال الثابت) ومتوسط سعر برميل خامات الأوبك.
- استخدمنا مخرجات طريقة التحليل بالمركبات الأساسية (ACP) في بناء نموذج وفق منهجية الانحدار الذاتي للإبطاء الموزع (ARDL) والتي كانت نتائجه كما يلي:
 - إن لمتغيرات الاستهلاك الكلي، الاستثمار الكلي وسعر النفط أثر على الناتج المحلي (النمو الاقتصادي) في الجزائر خلال الفترة (1999-2018) في المدى القصير؛
 - إن علاقة متغير الاستهلاك الكلي بالناتج المحلي في المدى البعيد كانت موجبة إلا أنها غير معنوية أما متغيري الاستثمار الكلي وسعر النفط فكانت علاقتهما بالناتج المحلي الإجمالي سالبة وهو معاكس لما نعرفه من مفاهيم اقتصادية خاصة بحالة الجزائر.

المراجع

1. Abdalla, M., & Abdelbaki, H. H. (2014, November). Determinants of Economic Growth in GCC Economies. *Asian Journal of Research in Business Economics and Management*, 4(11), 46-62.
2. Ajide, K. B. (2014). Determinants of economic growth in Nigeria. *CBN Journal of Applied Statistics*, 5(2), 147-170.
3. Andrew Phiri. (2018). Nonlinear impact of inflation on economic growth in South Africa: a smooth transition regression analysis. *Sustainable Economy* 10(1), 1-17.
4. Asheghian, P. (2004). Determinants of Economic Growth in the United States: The Role of Foreign Direct Investment. *The International Trade Journal*, 18(1), 63-83.
5. Barro, R. J. (2003). Determinants of Economic Growth in a Panel of Countries. *Annals of Economics and Finance*, 4(2), 231-274.
6. Bourbonnais, R. (2015). *Économétrie* (éd. 9). Paris: Dunod. P250.

7. Chirwa, T. G., & Odhiambo, N. M. (2016). Macroeconomic Determinants of Economic Growth: A Review of International Literature. *South East European Journal of Economics and Business*, 11(2), 33-47.
8. Crespo Cuaresma, J., Doppelhofer, G., & Feldkircher, M. (2014). The Determinants of Economic Growth in European Regions. *Regional Studies*, 48(1), 44-67.
9. Dickey, D., & Fuller, W. (1981). The likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series With a unit Root. *Econometrica*(49), 1057-1072.
10. Engle, R. F., & Granger, C. W. (1987). Co-Integration and Error correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica*, 55(02), 251-276.
11. Frank, R. H., & Bernanke, B. S. (2007). *Principles of Economics* (éd. 3). New York: McGraw-Hill. PP 662-664.
12. Gouriéroux, C., & Monfort, A. (1990). *Séries Temporelles et Modèles Dynamiques*. Paris: Economica. P 152.
13. Hashim, M. J., Osman, I., & Elias, N. L. (2014). THE DETERMINANTS OF INFLATION IN MALAYSIA. *International Conference on Accounting, Business and Economics*, 1-9.
14. Johansen, S. (1988). Statistical analysis of Cointegration Vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 231-254.
15. Jolliffe, I. (2002). *Principal Component Analysis* (éd. 2ed). New York: Springer. P 01.
16. Ketenci, N., & Aydoğan, E. T. (2019). Determinants of Economic Growth in Turkey in the Presence of Structural Breaks. *Sosyoekonomi*, 27(42), 11-28.
17. Pasini, G. (2017). PRINCIPAL COMPONENT ANALYSIS FOR STOCK PORTFOLIO MANAGEMENT. *International Journal of Pure and Applied Mathematics*, 115(01), 153-167.
18. Pesaran, M. H., Smith, R. J., & Yongcheol, S. (2001). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(03), 289-326.
19. Phillips, P. C., & Perron, P. (1988). Testing For a Unit root in Time Series Regression. *Biometrika*, 75, 335-346.
20. Sharp, A. M., & al. (2000). *Economic of social issues* (éd. 14). New York: McGraw-Hill Irwin. PP 346-347.
21. Slavin, S. L. (2002). *Economics* (éd. 6). New York: McGraw-Hill. P 410.
22. Terence, C. M. (2015). *Time Series Econometrics - A Concise Introduction-*. England: Palgrave Macmillan. P 06.