التقدير الكمي لأثر الانفاق الحكومي الاستثماري على معدل التضخم في الجزائر للفترة 1990-2018

Quantitative assessment of the impact of government investment spending on the inflation rate in Algeria for the period 1990-2018.

طه بن الحبيب، جامعة العربي التبسي تبسة، taha.benlahbib@univ-ouargla.dz
صلاح الدين سويسي، الشهيد جامعة حمى لخضر الوادي،
souici-salaheddine@univ-eloued.dz

تاريخ الاستلام: 2020/08/20 تاريخ القبول: 2021/02/18 تاريخ النشر: 2022/12/30

ملخص: هدفت هذه الدراسة إلى تقدير حجم الأثر لمتغير الانفاق الحكومي الاستثماري على معدل التضخم في الجزائر الفترة 1990-2018 وتحديد العلاقة السببية بينهما، ولتحقيق ذلك تم الاستعانة بنموذج ARDL واختبار السببية لـ Toda & yamamoto، حيث تبيّن أن المتغيرات عرفت تذبذب خلال الفترة وتبين وجود علاقة تكامل مشترك بين معدل التضخم والانفاق الحكومي الاستثماري، كما اتضح عدم وجود علاقة بينهما في الأجلين القصير والطويل وكذا غياب العلاقة السببية.

الكلمات المفتاحية: انفاق حكومي استثماري؛ معدل التضخم؛ نموذج ARDL؛ اختبار السببية.
تصنيف JEL : ***H5, E31,C22***

Abstract:This study aimed to estimate the size of the impact of the government investment spending variable on the inflation rate in Algeria for the period 1990-2018 and determine the causal relationship between them. To achieve this, the ARDL model and the causality test of Toda & yamamoto were used, where it was found that the variables fluctuated during the period, and it was evident that there was cointegration relationship between the rate of inflation and the government investment spending, no effect in the short and long
keyword: Government investment spending; Inflation rate; ARDL model; Causal test.
JEL classification code : ***H5, E31,C22***

المؤلف المرسل: **طه بن الحبيب،**
الايميل: taha.benlahbib@univ-ouargla.dz

1. مقدمة:

من أهم أهداف أي سياسة اقتصادية في العالم هو تحقيق الرفاهية للمجتمع وتحقيق معدل نمو مرتفع ومحاربة التضخم والبطالة وتوفير السلع والخدمات،...إلخ، ولا يكون ذلك إلا عن طريق أدوات ووسائل تتحكم فيها السلطات النقدية والمالية في الدولة، يعتبر الإنفاق الحكومي وسيلة أساسية تلجأ إليه الدول من أجل التأثير على الحياة الاقتصادية بغية الوصول إلى الأهداف المرجوة، الجزائر كسائر الدول تسعى إلى تحقيق أهدافها الاقتصادية في تقدير إيراداتها ونفقاتها بغية تحسين وضعية اقتصادها عن طريق النفقات الحكومية التي تعد من أهم وسائل السياسة المالية تستطيع من خلالها التأثير على الاقتصاد الوطني خاصة ما يتعلق بالاستقرار السعري الذي قد يؤدي إلى ظهور ضغوط تضخمية في الاقتصاد.

من خلال هذه الورقة البحثية نحاول توضيح تأثير أحد مكونات الإنفاق الحكومي وهو الإنفاق الحكومي الاستثماري أو نفقات التجهيز على التضخم، يمكن طرح الإشكالية التالية:

ما مدى تأثير الإنفاق الحكومي الاستثماري على التضخم في الجزائر خلال الفترة 1990-2018؟.

من السؤال الرئيسي نضع جملة الأسئلة الفرعية التالية:

- ما طبيعة العلاقة التي تربط بين الإنفاق الحكومي الاستثماري ومعدل التضخم في الجزائر خلال الفترة 1990-2018؟
- هل توجد علاقة سببية بين الإنفاق الحكومي الاستثماري ومعدل التضخم في الجزائر خلال فترة الدراسة؟

فرضيات البحث:

- وجود تأثير معنوي وعلاقة تكامل مشترك بين الإنفاق الحكومي الاستثماري ومعدل التضخم في الجزائر وفي الأجلين القصير والطويل.
- وجود علاقة سببية معنوية بين الإنفاق الحكومي الاستثماري ومعدل التضخم

نموذج البحث:

من أجل معالجة الإشكالية المطروحة سيتم الاعتماد على المنهج الوصفي لمتغيرات الدراسة، إضافة الى المنهج التجريبي عن طريق استعمال أدوات القياس الاقتصادي المناسبة في هذه

الدراسة من أجل تحديد أثر الإنفاق الحكومي الاستثماري على معدل التضخم خلال الفترة 1990-2018 وذلك باستخدام نموذج ARDL وسببية Toda & yamamoto.

أهداف البحث:

- تحليل تطور الإنفاق الحكومي الاستثماري والتضخم في الاقتصاد الجزائري؛
- تحليل وقياس العلاقة السببية بين الإنفاق الحكومي الاستثماري ومعدل التضخم.

الدراسات السابقة:

- **دراسة حبيطة علي(سنة 2015)**، أثر الإنفاق العام على معدل التضخم دراسة قياسية لأثر نفقات التجهيز على التضخم في الجزائر خلال الفترة 1980-2013, كان الهدف من هذه الدراسة تقدير أثر نفقات التجهيز على معدل التضخم على مستوى الإقتصاد الوطني خلال فترة الدراسة وذلك باستخدام سببية غرنجر وأظهرت نتائج الدراسة وجود علاقة سببية أحادية الاتجاه من نفقات التجهيز نحو التضخم بمعنى أن نفقات التجهيز تؤثر في المدى القصير على معدل التضخم، وجود علاقة طردية بين نفقات التجهيز ومعدل التضخم حيث أن زيادة نفقات التجهيز السنة الماضية ب1% يؤدي إلى ارتفاع معدلات التضخم الخاص بالسنة الحالية ب0.71%، وهذا ما فسر التطور الحاصل في نفقات التجهيز وما صاحبه من إرتفاع في معدل التضخم خلال فترة الدراسة، كما أظهرت نتائج الدراسة أن هناك علاقة عكسية بين معدل التضخم للسنة t ومعدل التضخم للسنة السابقة (Habeita، 2015)

- **دراسة أسماء ناويس، قوريش نصيرة(2018)**، تحليل قياسي لأثر نوعي الإنفاق العام على التضخم في الجزائر خلال الفترة1990-2016 باستخدام مقاربة شعاع الانحدار الذاتي "VAR"، هدفت إلى تحليل وقياس أثر نوعي الإنفاق الحكومي الجاري والإستثماري على التضخم في الجزائر وذلك بإستخدام مقاربة شعاع الإنحدار الذاتي وأظهرت نتائج الدراسة أن متغيرات الدراسة ليس لها تكامل مشترك في المدى الطويل وذلك استنادا على نتائج إختبار جوهانسن، وأن النفقات الجارية والإستثمارية فسرت التضخم خلال فترة الدراسة بنسبة 6%، كما أظهرت أن للإنفاق العام الإستثماري المتأخر بسنة أثر معنوي طردي ضعيف بإتجاه معدل التضخم خلافا لإنفاق العام الجاري المتأخر بسنة الذي أظهر أثر معنوي عكسي ضعيف بإتجاه معدل التضخم، ووفقا لإختبار السببية.

فقد أظهرت النتائج أن نوعي الإنفاق العام يؤثران في التضخم وهذا وفق علاقة سببية أحادية متجهة منهم نحو معدل التضخم، أما بالنسبة لإختبار تحليل دوال الاستجابة وإختبار تحليل التباين فقد إتضح أن معظم التقلبات الظرفية التي يشهدها التضخم في فترة التنبؤ هي تتعلق بصدماته هو بحد ذاته و بنسبة كبيرة، يليه الإنفاق العام الاستثماري ثم الإنفاق العام الجاري (Noyes & Quraish, 2018, p191).

2. التأصيل النظري للتضخم والإنفاق الحكومي

1.2 تعريف التضخم: تعددت التعاريف التي تناولت التضخم وهذا باختلاف وجهات نظر المفكرين والباحثين الاقتصاديين وفي ما يلي نذكر بعض تعاريف التضخم:

- حسب بيجو:"تتوفر حالة التضخم عندما تصبح الزيادات في الدخل النقدي أكبر من الزيادات في كمية الإنتاج المحققة بواسطة عناصر الإنتاج" (Habeita, 2015, p141).

- فريدمان: التضخم في كل مكان وزمان ما هو إلا ظاهرة نقدية، أي أنه نتيجة حتمية للمبالغة والإفراط في التوسع النقدي، بمعدل يفوق النمو في الإنتاج (Dabbagh, 2007,p294) .

مما سبق يمكن القول بأن التضخم هو الارتفاع المتواصل في الأسعار الناجم عن فائض الطلب عن المعروض من السلع والخدمات، أي عندما تكون الزيادات في الدخل النقدي أكبر من الزيادات في كمية الإنتاج المحققة بواسطة عناصر الإنتاج خلال فترة زمنية معينة.

2.2. الإنفاق الحكومي: تعددت التعاريف المتعلقة بالإنفاق الحكومي من بينها نجد:

-هو مبالغ نقدية تدفع بواسطة خزانة عامة لإشباع حاجات عامة (Kazem, 2005,p).

-هو مبالغ مالية تخرج من الذمة المالية للدولة أو احدى دوائرها أو مؤسساتها الحكومية لغرض إشباع حاجات عامة (Fadel & Ali, 2019,p262).

-تلك المبالغ التي تخصصها الهيئات العامة أوأشخاص القانون العام لسد حاجيات عامة منها ما يتعلق بنفقات التسيير ومنها ما يتعلق بنفقات التجهيز (Habeita, 2015,p132).

من خلال هذه التعاريف يتضح أن الإنفاق الحكومي يقوم على ثلاثة عناصر أساسية وهي: أنه مبلغ نقدي، يصدر من جهة عامة، يهدف الى اشباع حاجة عامة.

3.2..تعريف نفقات التجهيز:هي النفقات ذات الطابع النهائي المخصصة لتنفيذ المخطط السنوي للتنمية، وهي عبارة عن الاستثمارات العمومية ذات الطابع الاقتصادي والاجتماعي .(Jilali, 2019,p16)

-كما تعتبر النفقات التي يكون الهدف الرئيسي منها تكوين رؤوس الأموال بقصد تنمية الثروة الوطنية وهي تمثل العملية التي تساهم في إنشاء دخل جديد ناتج عن النفقة الأولية الأصلية .(Habeita, 2015,p133)

من التعريفين السابقين يتضح أن نفقات التجهيز: هي نفقات ذات الطابع النهائي والتي تهدف لخلق رؤوس أموال بقصد تنمية الثروة الوطنية والتي تخصص لتنفيذ المخطط السنوي للتنمية.

3. الدراسة القياسية ومناقشة النتائج

1.3. المتغيرات المستخدمة في الدراسة: تهتم هذه الدراسة بمعرفة أثر الانفاق الحكومي الاستثماري على التضخم في الجزائر خلال الفترة 1990-2018، حيث أن اختيار المتغيرات لم يكن عشوائيا بل استنادا إلى النظرية الاقتصادية والدراسات السابقة، ويمكن توصيف المتغيرات التي تم استخدامها في الدراسة من خلال الجدول 01 الموالي:

جدول 01: متغيرات الدراسة.

طبيعة المتغيرات	المتغير	الوصف	الرمز	المصدر
المتغير التابع	التضخم	التضخم بالأسعار التي يدفعها المستهلكون (% سنويا)	INF	قاعدة بيانات البنك الدولي (WDI)
المتغيرات المستقلة	الانفاق الحكومي الاستثماري	نفقات التجهيزمن اجمالي الناتج المحلي	G	الديوان الوطني للاحصائيات بالجزائر(ONS)+ التقارير المختلفة لبنك الجزائر
	معدل النمو	النمو في نصيب الفرد من إجمالي الناتج المحلي (% سنوياً)	GDP	قاعدة بيانات البنك الدولي (WDI)
	الكتلة النقدية	المعروض النقدي بمعناه الواسع (% من إجمالي الناتج المحلي)	M2	قاعدة بيانات البنك الدولي (WDI)

المصدر: من إعداد الباحثان

2.3الدراسة الوصفية للمتغيرات:

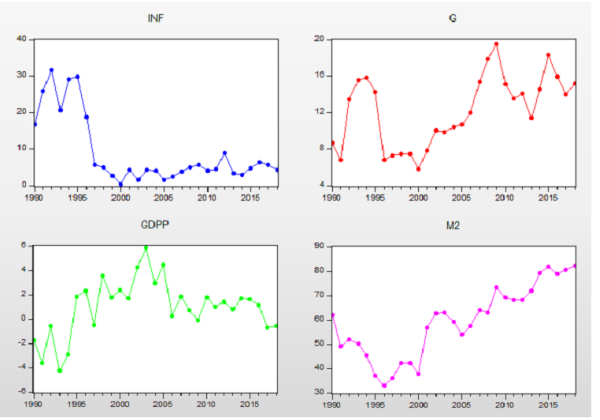
أ- **الاحصاءات الوصفية:** من خلال بعض الاحصاءات الوصفية لمتغيرات الدراسة خلال الفترة 1990-2018 نجد:

- متغير الانفاق الحكومي الاستثماري المنسوب إلى إجمالي الناتج المحلي (G) شهد ادنى مستوى له سنة 2000 بنسبة قدرها 5,77، بينما عرف أعلى نسبة له بقيمة قدرت بـ19,53 سنة 2009، وعرف متوسط على طول الفترة قدر بـ 12,22.

متغير التضخم (INF) هو الأخر عرف ادنى مستوى له نسبة قدرها 0,34 خلال سنة 2000، وفي المقابل بلغ ذروته بنسبة قدرت 31,67 سنة 1992، وشهد متوسط حسابي على طول الفترة قدر بـ 9,05، بينما متغير معدل النمو (GDPP) المعبر عنه بنمو نصيب الفرد من الناتج المحلي عرف ادنى معدل له قيمة قدرها -4,25 خلال سنة 1993، بينما بلغ أعلى مستوى له قيمة قدرت بـ5,84 سنة 2003، وشهد متوسط حسابي على طول الفترة قدر بـ 0,96، في حين نجد متغير الكتلة النقدية المأخوذة كنسبة من الناتج المحلي الاجمالي (M2) هو الأخر عرف ادنى مستوى له نسبة قدرها 33,01 خلال سنة 1996، بينما بلغت أكبر نسبة له سنة 2018 بقيمة قدرت بـ: 82,12%، وعرف متوسط حسابي على طول الفترة قدر بـ 9,05 %، وبالنظر إلى قيم الانحراف المعياري فإن متغير النمو شهد أدنى قيمة وهو دليل على تجانس قيمه خلال الفترة مقارنة بباقي المتغيرات الأخرى، أما متغير الكتلة النقدية عرف أعلى قيمة وهو مؤشر على تشتت بيانات هذا المتغير خلال الفترة مقارنة مع باقي المتغيرات.

ب-**الرسم البياني لمتغيرات الدراسة:** من خلال الشكل البياني رقم (01)، الذي يبين التطور الزمني لمتغيرات الدراسة في شكلها الأصلي خلال الفترة 1990-2018 يتضح أن السلاسل الأربعة عرفت تذبذب على طول الفترة، كما يتضح جليا أيضا أن جميعها يحتوى على العنصر الثابت وعلى اتجاه عام Trend مما يوحي أنها غير مستقرة، ويتأكد ذلك من خلال القياس أيضا عن طريق إجراء انحدارات Regression للمتغيرات الأربعة على الثابت والاتجاه العام لكل منهم، فأتضح أن الثابت والاتجاه العام معنويان في النماذج الأربعة.

الشكل (01): الأشكال البيانية للسلاسل الزمنية Graphs of time series.



المصدر: من إعداد الباحثان بالاعتماد على برنامج EVIEWS10

3.3. دراسة استقرارية السلاسل الزمنية Time series Stationary test: تأتي خطوة اختبار استقرارية السلاسل الزمنية بهدف معرفة رتبة تكامل هذه السلاسل، وذلك بهدف تفادي امكانية الحصول على انحدار زائف، بالإضافة إلى تحديد النموذج القياسي الملائم لقياس العلاقة بين متغيرات الدراسة، حيث يتم ذلك عن طريق الكشف على مدى وجود جذر الوحدة Unit Root (Alhwij, 2017,p525) ، وتجرى اختبارات جذر الوحدة من خلال ثلاث انحدارات، يتم أولها بدون ثابت واتجاه عام without trend & intercept، ويجرى الثاني بثابت فقط intercept only، أما الثالث فيجرى بثابت وباتجاه عام with trend & intercept، وتعتمد الدراسات التجريبية على واحد من هذه النماذج فقط، وذلك حسب طبيعة السلاسل قيد الدراسة من حيث احتوائها على ثابت أو اتجاه عام من عدمه (Lee & Chien, 2008,pp.362-363) باعتبار أن الجزائر من الدول النفطية، فان احتمال احتواء السلاسل الزمنية لمتغيراتها الاقتصادية على تغيرات هيكلية (صدمات) Structural Break ناتجة عن التقلبات في أسعار النفط أمر وارد جدا، هذا ما قد يجعل الاختبارات الشهيرة للكشف عن جذر الوحدة غير صالحة لتحديد درجة استقرارية السلاسل، كاختبار ADF Augmented Dickey-Fuller (1979)، الذي يستند على عملية انحدار ذاتي من الدرجة الأولى First order autoregression process، وكذلك اختبار Phillips & Perron PP (1988) الذي معزز لاختبار ADF مع استخدام احصائيات اختبار معدلة بطريقة غير معلميه (Arltová & Fedorová, 2016,pp.48-49) ، فوجود تغير هيكلي واحدة يؤدي

إلى تحيز الاختبار إلى قبول فرض العدم القاضي بوجود جذر وحدة رغم صحة الفرض البديل الذي يقضي بالعكس (Amsler & Lee, 1995,pp.359-360) ، بالنظر لما سبق وللتأكيد على اختبارات جذر الوحدة القياسية المستخدمة في هذه الدراسة سنقوم بإجراء احد اختبارات جذر الوحدة التي تأخذ بعين الاعتبار وجود تغيرات هيكلية والمتمثل في اختبار *Perron & Vogelsang (1992)* (Perron & Vogelsang, 1992,pp.301-320) ، والجدول (02) أدناه يبين نتائج اختبارات جذر الوحدة.

جدول (02): نتائج إختبارات جدر الوحدة للاستقرارية

	ADF		PP		ADF With structurel break		
	ADF-stat	Prob	PP-stat	Prob	ADF	Prob	Break date
G	-2,26	0,440	-2,43	0,353	-3,94	0,558	1999
GDPP	-2,74	0,227	-2,57	0,285	-5,50	0,020*	2006
INF	-1,82	0,665	-1,97	0,588	-7,69	<0.01**	1996
M2	-3,49	0,059	-5,70	0,000	-7,15	<0.01**	2000
D(G)	-4,47	0,007**	-4,84	0,007**	-6,35	<0.01**	1996
D(GDPP)	-8,61	0,000**	-19,43	0,000**	-9,63	<0.01**	1995
D(INF)	-5,40	0,000**	-5,89	0,000**	-7,73	<0.01**	2000
D(M2)	-5,15	0,001**	-5,24	0,001**	-6,79	<0.01**	2005

المصدر: من اعداد الباحثان بالاعتماد على برنامج EVIEWS 10.

نلاحظ من الجدول رقم (02) اختلاف نتائج اختبارات جدر الوحدة للاستقرارية، حيث أن السلاسل الزمنية جميعها تحتوي على الجدر الأحادي مما يوحي أنها غير مستقرة عند المستوى وذلك حسب اختباري ADF و PP، بينما نجد أن جميعها استقر عند المستوى ماعدا متغير الانفاق الحكومي الاستثماري وذلك عند استخدام اختبار ADF with structural break test، بينما بعد تطبيق طريقة الفروق من الدرجة الاولى نجد أن جميع المتغيرات في الاختبارات الثلاثة قد استقرت عند مستوى معنوية 1%.

ومنه نقول أن السلاسل الزمنية لمتغيرات الدراسة جميعها متكاملة من الدرجة الأولى I(1)، وعليه فإن يمكن تقدير نموذج الانحدار الذاتي لفترات الابطاء الموزعة (ARDL) Autoregressive Distributed Lag Model وهو النموذج الأنسب في حالة متغيرات متكاملة من الدرجة I(0) أو I(1)، أو كلاهما معا (Pesaran, Shin, & Smith, 2001, pp. 289-326) ، ومن خلال الملحق (03) الذي يظهر التقدير المبدئي لنموذج ARDL عند درجتي تأخير أليا، لأنه ينصح باستعمال فترتي تأخير كأقصى حد في البيانات السنوية (Narayan & Kumar, 2004,p11) ، وباستخدام التقدير الذي يضم الحد الثابت والاتجاه

العام معا Const & trend، وباستخدام معيار التأخير Akaike info Criterion نتج لدينا النموذج المقدر، من خلاله نجد أن المتغير التابع المتمثل في معدل التضخم يتأخر بدرجة واحدة، بينما متغير الانفاق الحكومي الاستثماري لم يتأخر أي بصفر درجة، اما متغيري معدل النمو والكتلة النقدية كلاهما تأخرى بدرجتين (2 lag)، كما نجد أن كل من متغير معدل النمو المؤخر بدرجة واحدة وكذا متغير الكتلة النقدية مؤخر بدرجتين كان لهما تأثير معنوي على معدل التضخم أما متغير الانفاق الحكومي الاستثمار لم يكن له تأثير في الأجل القصير، ويتضح لدينا أيضا أن هناك معنوية كلية للنموذج من خلال اختبار فيشر F(39,95; 0.000) إضافة إلى وجود قدرة تفسيرية كبيرة فاقت 95%(R2=0.954) مما يدل على صلاحية النموذج المقدر من الناحية الاحصائية.

4.3. اختبار علاقة التكامل المشترك باستعمل اختبار الحدود Testing for Cointegration using Bound Test: يتم اختبار التكامل المشترك Cointegration بين متغير معدل التضخم والمتغيرات المستقلة المتمثلة في الانفاق الحكومي الاستثماري ومعدل النمو والكتلة النقدية وفقا لنموذج نموذج الانحدار الذاتي لفترات الابطاء ARDL، باستخدام اختبار الحدود Bound Test، والجدول 3 يبين نتائج اختبار التكامل المشترك بين متغيرات الدراسة بواسطة اختبار الحدود F-Bound Test.

من الجدول (03) قيمة F المحسوبة بلغت 15,85، وهي أكبر من الحد الأعلى للقيم الحرجة Critical Values للاختبار عند مستوى معنوية 1%، ومنه نرفض فرضية العدم القاضية بعدم وجود علاقة توازنيه طويلة المدى بين متغيرات الدراسة، ويقبل الفرض البديل أي وجود هذه العلاقة، وعليه فإن متغيرات الدراسة ترتبط بعلاقة تكامل مشترك تتجه من المتغيرات المستقلة دفعة واحدة Jointly إلى المتغير التابع.

الجدول (03): نتائج اختبار F-Bount Test.

Test Statistic	*Value*	
F-statistic	*15.85*	
signif	*I(0)*	*I(1)*
10%	*3.47*	*4.45*
5%	*4.01*	*5.07*
2.5%	*4.52*	*5.62*
1%	*5.17*	*6.36*

Null Hypothesis: No levels relationship

المصدر: من اعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج Eviews 10 الواردة في الملحق (02)

نفس الأمر ينطبق على اختبار الحدود لستيودنت T–Bound Test فمن خلال الجدول (04) أدناه نجد أن القيمة المطلقة لاحصاءة t قدرت بـ "6,542"، وهي أكبر من الحد الأعلى للقيم الحرجة Critical Values للاختبار عند مستوى معنوية 1%، حيث ان هذه النتيجة تأكد صحة ودقة النتائج المتحصل عليها في اختبار F–Bound Test.

الجدول (04): نتائج اختبار T–Bount Test

Test Statistic	Value	
t-statistic	-6.542	
Signif	I(0)	I(1)
10%	-.3.13	-3.84
5%	-3.41	-4.16
2.5%	3.65	-4.42
1%	-3.96	-4.73

المصدر: من اعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج Eviews 10 الواردة في الملحق (02).

5.3. تقدير العلاقة طويلة الأجل Estimation The Long Run Relationship:

بعد التأكد من وجود علاقة التكامل المشترك بين المتغيرات، أصبح من الممكن تقدير المعلمات الممثلة للمرونات الجزئية الخاصة بعلاقة المتغيرات المستقلة بالمتغير التابع في الأجل الطويل، والجدول (05) يبين نتائج هذا التقدير.

يتضح من خلال الجدول (05) أدناه كل من المتغيرين معدل النمو والكتلة النقدية ترتبط بعلاقة معنوية احصائيا بمتغير معدل التضخم عند مستوى 5%، بينما متغير الانفاق الحكومي الاستثماري لم تكن علاقته معنوية احصائيا بالمتغير التابع، مما يوحي عدم وجود علاقة في الأجل الطويل بين معدل التضخم والإنفاق الحكومي الاستثماري.

كما نجد أن العلاقة بين معدل معدل التضخم ومعدل النمو (المعبر عنه بمعدل نمو نصيب الفرد من الناتج المحلي الاجمالي) في الأجل الطويل كانت عكسية أي أنه كلما زاد معدل النمو بوحدة واحدة انخفض معدل التضخم بمقدار 1,86 وحدة.

متغير الكتلة النقدية كانت علاقته بالتضخم في الاجل الطويل طردية نجد أنه كلما زادت الكتلة النقدية (المنسوبة إلى الناتج المحلي) بوحدة واحدة زادت معدل التضخم بمقدار 0,36 وحدة.

جدول (05): نتائج تقدير العلاقة في الأجل الطويل

Levels Equation
Case 5: Unrestricted Constant and Unrestricted Trend

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
G	0.417336	0.299020	1.395680	0.1808
GDPP	-1.862234	0.485512	-3.835606	0.0013
M2	0.362878	0.131234	2.765115	0.0132

EC = INF - (0.4173*G -1.8622*GDPP + 0.3629*M2)

المصدر: من اعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج Eviews 10

6.3. تقدير العلاقة في الأجل القصير(نموذج تصحيح الخطأ) ECM Model

Estimation: من خلال الجدول (06) يتضح أن الفرق الأول لمتغير معدل النمو مؤخر بفترة واحدة (D(GDPP(−1)) يرتبط بعلاقة طردية ومعنوية احصائيا بالمتغير التابع المتمثل في معدل التضخم، بينما متغير الكتلة النقدية مؤخر بفترة واحدة (D(M2(−1)) يرتبط بعلاقة عكسية ومعنوية احصائيا بمعدل التضخم، كما تعتمد ديناميكيات الأجل القصير على حد تصحيح الخطأ Error Correction Term الذي قدرت قيمته بـــ "0.835-"، كما قدرت قيمت مستوى المعنوية له بـــ "0.0000"، الأمر الذي يعني تحقق الشرطين الأساسيين بأنه سالب ومعنوي، وعليه فإن ما نسبته 83.5 % من اخطاء الأجل القصير يتم تصحيحها خلال وحدة من الزمن تقدر بـــ أربعة عشرة (14) شهر تقريبا.

جدول (06): نتائج تقدير نموذج تصحيح الخطأ

ARDL Error Correction Regression
Dependent Variable: D(INF)
Selected Model: ARDL(1, 0, 2, 2)
Case 5: Unrestricted Constant and Unrestricted Trend
Date: 08/06/20 Time: 20:33
Sample: 1990 2018
Included observations: 27

ECM Regression
Case 5: Unrestricted Constant and Unrestricted Trend

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.680254	1.038196	-0.655227	0.5211
@TREND	-0.850430	0.129596	-6.562136	0.0000
D(GDPP)	0.474050	0.240466	1.971382	0.0652
D(GDPP(-1))	0.833325	0.278904	2.987852	0.0083
D(M2)	0.007307	0.078811	0.092714	0.9272
D(M2(-1))	-0.447670	0.082830	-5.404664	0.0000
CointEq(-1)*	-0.835204	0.096687	-8.638246	0.0000

R-squared	0.843090	Mean dependent var	-0.800607
Adjusted R-squared	0.796017	S.D. dependent var	4.886748
S.E. of regression	2.207073	Akaike info criterion	4.639626
Sum squared resid	97.42347	Schwarz criterion	4.975584
Log likelihood	-55.63495	Hannan-Quinn criter.	4.739524
F-statistic	17.91028	Durbin-Watson stat	2.217097
Prob(F-statistic)	0.000000		

* p-value incompatible with t-Bounds distribution.

المصدر: من اعداد الباحثان بالاعتماد على برنامج Eviews 10

7.3. الاختبارات التشخيصية للنموذج:

أ- الاختبارات المرتبطة ببواقي التقدير

من خلال الجدول (07) ادناه الذي يبرز المشاكل الأساسية المتعلقة ببواقي تقدير النموذج، حيث نجد أن النموذج المقدر لا يعاني من مشكل الارتباط الذاتي بين البواقي وذلك من خلال اختبار مضاعف لاقرانج نجد أن القيمة المحسوبة التي تتبع توزيع فيشر بلغت 0,232 ومستوى معنوية لها 0,795 وهي أكبر من مستوى معنوية 5%مما يدفعنا إلى قبول الفرضية الصفرية القائلة بعدم وجود مشكل ارتباط ذاتي بين البواقي.

أما المشكل الثاني فيتمثل في عدم ثبات تباين البواقي، فمن خلال إختبار بروش باقان قودفراي (B.P.G Test) يتبع توزيع فيشر (F) نجد أن القيمة المحسوبة له بلغت 1,196 ومستوى المعنوية لها قدرت بـ 0,357 وهي أكبر من مستوى معنوية 5%مما يدفعنا إلى قبول الفرضية الصفرية القائلة بثبات تباين البواقي.

أما ما يتعلق بالتوزيع الطبيعي للبواقي ومن خلال الاعتماد على اختبار جارك بيرا (J-B) الذي بلغت قيمته المحسوبة قيمة قدرها 0,306 بينما مستوى المعنوية لها بلغ 0,857 وهي أكبر من مستوى معنوية 5%مما يدفعنا إلى قبول الفرضية الصفرية القائلة بأن بواقي التقدير تتبع توزيع طبيعي، ومنه يمكن القول بأن بواقي النموذج لا تعاني من أي مشكل قياسي مما يوحي بصلاحية النموذج المقدر.

جدول(07): مشاكل القياس المرتبطة ببواقي النموذج المقدر

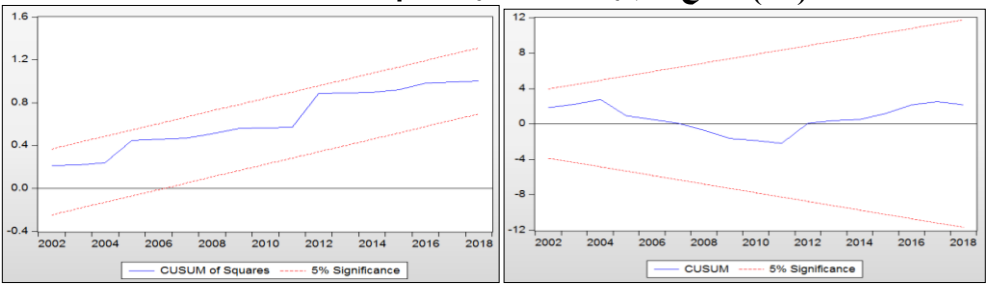
مشاكل مرتبطة بالبواقي	نوع الاختبار	قيمة محسوبة	مستوى معنوية	النتيجة
الارتباط الذاتي للبواقي	Breusch-Godfrey -S.C LM Test (F)	0,232	0,795	عدم وجود مشكل ارتباط ذاتي
ثبات تباين البواقي	Breusch- Pagan-Godfrey (F)	1,196	0,357	وجود ثبات في تباين البواقي
التوزيع الطبيعي للبواقي	Jarque-Bera	0,306	0,857	البواقي تتبع توزيع طبيعي

المصدر: من إعداد الباحثان بالاعتماد على البيانات الواردة في الملحق (03).

ب- الاستقرار الهيكلي للنموذج: للتحقق من وجود استقرار هيكلي للنموذج المقدر سنقوم باختباري Cusum و Cusum of squares (Brown & Evans, 1975 ,pp.149-192)، والشكل (03) يبين نتائج اختباري Cusum و Cusum of squares.

يتضح من الشكل (02) أدناه أن النموذج يتسم بالاستقرارية على طول الفترة، وتتسم معلماته بالثبات عند المعاينات المتكررة، حيث يقع المنحنى الممثل لإحصاءة كل من Cusum وCusum of Squares بين الحدين الحرجين Critical Lines عند مستوى معنوية 5%.
وعليه يمكن القول بعد اجتياز النموذج لكل اختبارات الصلاحية بنجاح، أنه صار يتسم بالمتانة القياسية Econometric Robustness، ويمكن قبول نتائج عملية تقدير العلاقة بين متغيراته في المديين القصير والطويل.

الشكل (02): نتائج اختبار Cusum و Cusum of square .



المصدر: من اعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج Eviews 10.

8.3. اختبار العلاقة السببية في المدى الطويل Testing for Long-Run Causality:

لاختبار العلاقة السببية بين متغيرات الدراسة في المدى الطويل، سيتم استخدام منهجية Toda & yamamoto (1995)، حيث يقوم هذا الاختبار على نموذج الانحدار الذاتي الموجه المطور Augmented VAR model، ويجب كخطوة أولى معرفة اعلى درجة تكامل بين السلاسل الزمنية Maximal integration order "dmax"، حيث من دراسة جذور الوحدة فيما سبق تبين أنها تساوي الواحد dmax=1، وكخطوة ثانية يتم تحديد عدد فترات التأخير المثلى لمتغيرات الدراسة بالاعتماد على نموذج VAR العادي، ومن خلال نتائج الجدول (8) يتضح أن كل المعايير تتفق على أن أفضل عدد التأخيرات المثلى لمتغيرات الدراسة تساوي الواحد P=1.

الجدول (08): معايير تحديد فترات الابطاء المثلى لمتغيرات الدراسة VAR Lag Order Selection Criteria.

VAR Lag Order Selection Criteria
Endogenous variables: INF G GDPP M2
Exogenous variables: C
Date: 08/05/20 Time: 11:49
Sample: 1990 2018
Included observations: 27

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-317.8090	NA	264695.2	23.83771	24.02968	23.89479
1	-254.5738	103.0500*	8140.316*	20.33880*	21.29868*	20.62422*
2	-240.4145	18.87907	10194.08	20.47515	22.20293	20.98891

* indicates lag order selected by the criterion
LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
FPE: Final prediction error
AIC: Akaike information criterion
SC: Schwarz information criterion
HQ: Hannan-Quinn information criterion

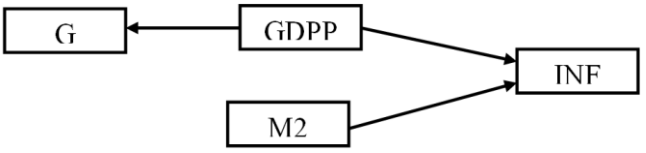
المصدر: من اعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج Eviews 10.

وعليه بعد معرفة درجة تكامل بين السلاسل الزمنية dmax ومعرفة عدد التأخيرات المثلى لمتغيرات الدراسة، يتم تقدير نموذج الانحدار الخطي الموجه المطور Augmented VAR model تحت بعض القيود على مصفوفة المعلمات، وبمعنى آخر يتم تقدير نموذج $(P+dmax)th^{order\ var}$ (Toda & Yamamoto, 1995, p 225) ، ثم بعدها مباشرة القيام باختبار العلاقة السببية بين متغيرات الدراسة، ونتائج هذا الاختبار مبينة في الملحق رقم (04) يمكن تلخيص نتائج السببية كما يلي:

من خلال نتائج اختبار السببية بين المتغيرات وفق منهجية Toda & Yamamoto (1995)، حيث يتضح من هذه النتائج أن المتغير GDPP المتمثل في معدل النمو (المعبر عنه بمعدل نمو نصيب الفرد من الناتج المحلي) يرتبط بعلاقة سببية طويلة المدى في اتجاه واحد Unidirectional causal relationship مع المتغير INF المتمثل في معدل التضخم، وعليه يمكن القول أن معدل النمو يسبب معدل التضخم GDPP causes INF، ونفس الامر ينطبق على الكتلة النقدية (المنسوبة إلى الناتج المحلي) يتتبط بعلاقة سببية طويلة المدى في اتجاه واحد Unidirectional causal relationship مع المتغير INF المتمثل في معدل التضخم.

كما نجد أن متغير GDPP المتمثل في معدل النمو يرتبط بعلاقة سببية طويلة المدى في اتجاه واحد Unidirectional causal relationship مع المتغير G المتمثل في الانفاق الحكومي الاستثماري ومنه يمكن تمثيل علاقة السببية بين المتغيرات في المخطط التالي:

الشكل (03): مخطط علاقة السببية بين المتغيرات



المصدر: من إعداد الباحثان بالاعتماد على البيانات الواردة في الملحق (04)

4. الخاتمة:

من خلال الدراسة يتبين أن كلا من متغيري الانفاق الحكومي الاستثماري(نفقات التجهيز) ومتغير معدل التضخم في الجزائر شهدا تذبذب كبير خلال فترة الدراسة (1990-2018)، وهذا أيضا ينطبق على المتغيرات المدرجة في النموذج القياسي المتمثلة في الكتلة النقدية ومعدل النمو المعبّر عنه بمعدل متوسط نصيب الفرد من الناتج المحلي الاجمالي، كان ذلك ظاهر من خلال التطرق إلى مراحل تطور المتغيرات في وزادت الدراسة القياسية من تأكيد ذلك من خلال الدراسة الوصفية والرسوم البيانية ابتداء، حيث نجد أن الانفاق الحكومي الاستثماري المنسوب إلى إجمالي الناتج المحلي (G) شهد ادنى مستوياته سنة 2000 بنسبة قدرها 5,77، بينما عرف أعلى نسبة له بقيمة قدرت بـ19,53 سنة 2009، أما متغير التضخم (INF) هو الأخر عرف ادنى مستوى له نسبة قدرها 0,34 خلال سنة 2000، وفي المقابل بلغ ذروته بنسبة قدرت 31,67 سنة 1992، ومن خلال الدراسة القياسية خلصنا إلى ما يلي:

- عدم استقرارية جميع المتغيرات عند المستوى واستقرت كلها عند الفرق الأول مما دفعنا إلى تقدير نموذج الانحدار الذاتي للتوزيعات الزمنية المبطأة (ARDL).
- من خلال اختبار الحدود تبين وجود علاقة تكاملية بين متغيرات الدراسة ترتبط بعلاقة تكامل مشترك تتجه من المتغيرات المستقلة دفعة واحدة نحو متغير معدل التضخم.
- تبين عدم وجود علاقة في الأجل القصير ولا الطويل بين معدل التضخم والانفاق الحكومي الاستثماري، بينما توجد علاقة معنوية بين التضخم ومعدل النمو والكتلة النقدية.

- من نتائج تقدير نموذج تصحيح الخطأ تحقق الشرطين الأساسيين بأنه سالب ومعنوي، وعليه فإن ما نسبته 83.5 % من اخطاء الأجل القصير يتم تصحيحها خلال وحدة من الزمن تقدر بـ أربعة عشرة (14) شهر تقريبا.

- معدل النمو يرتبط بعلاقة سببية طويلة المدى في اتجاه واحد مع معدل التضخم، هذا يأكد أن معدل النمو يسبب معدل التضخم، ونفس الامر ينطبق على الكتلة النقدية التي ترتبط بعلاقة سببية طويلة المدى في اتجاه واحد مع معدل التضخم، كما نجد أن معدل النمو يرتبط هو الأخر بعلاقة سببية طويلة المدى في اتجاه واحد مع الانفاق الحكومي الاستثماري.

5. قائمة المراجع:

1. *Alhwij, H. F. (2017). The impact of trade openness on economic growth in Libya. The First International Scientific Conference on: Economic Policies and the Future of Sustainable Development in Libya, (pp. 535-568). Libya.*
2. *Amsler, C., & Lee, J. (1995). An LM Test for a Unit Root in the Presence of a Structural Change. Econometric Theory, 11(2), 359-368.*
3. *Arltová, M., & Fedorová, D. (2016). Selection of Unit Root Test on the Basis of Time Series Length and Value of AR(1) Parameter. STATISTICS AND ECONOMY JOURNAL, 96(3), 47-64.*
4. *Brown, R. L., & Evans, J. D. (1975). Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships over Time. Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological), 37(2), 149-192.*
5. *Dabbagh, O. B. (2007). Unemployment Theoretical categories and economic policy approaches (éd. 1). Jordan: Eligibility for publishing and distribution.*
6. *Fadel, J. N., & Ali, M. K. (2019). Measure and analysis of the effect general expenditure on the rates inflation in Iraq duration(1980-2016. Journal of the College of Administration and Economics for Economic, Administrative and Financial Studies, 11(1), 260-287.*
7. *Habeita, A. (2015). The impact of public spending on the inflation rate An econometric study of the impact of equipment expenditures on inflation in Algeria during the period 1980-2013. Journal of Law and Human Sciences - Economic Studies, 6(2), 130-147.*

8. Jilali, Y. (2019). The Regulatory and Budgetary Framework For The Operation and Implementation of Equipment Expenditures in Algeria. Academy Journal for Social and Human Studies, 11(2), 15-24.
9. Kazem, A. I. (2005). Analyzing and measuring the relationship between public spending and inflation in Iraq for the period 1980-1996. journal of kerbala university, 3(11), 245-263.
10. Lee, C.-C., & Chien, M.-S. (2008). Structural breaks, tourism development, and economic growth: Evidence from Taiwan. Mathematics and Computers in Simulation, 77(4), 358-368.
11. Narayan, & Kumar, P. (2004). Reformulating Critical Values for the Bounds Fstatistics Approach to Cointegration: An Application to the Tourism Demand Model for Fiji. Australia: Monash University.
12. Noyes, A., & Quraish, N. (2018). Econometric analysis of the impact of the public expenditure's. Journal of the Economic Researcher, 6(10), 174-199.
13. NWAOHA, W. C. (2012). AN ECONOMETRIC ANALYSIS OF THE EFFECT OF PUBLIC SPENDING(RECURRENT AND CAPITAL) ON INFLATION IN NIGERIA. 1-15.
14. Perron, P., & Vogelsang, T. J. (1992). Nonstationarity and Level Shifts with an Application to Purchasing Power Parity. Journal of Business & Economic Statistics, 10(3), 301-320.
15. Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. Journal of Applied Econometrics, 16(3), 289-326.
16. Toda, H. Y., & Yamamoto, T. (1995). Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. Journal of Econometrics, 66(1-2), 225-250.

6. الملاحق:

الملحق 01: النموذج الأساسي المقدر لـ ARDL

Dependent Variable: INF
Method: ARDL
Date: 08/06/20 Time: 19:36
Sample (adjusted): 1992 2018
Included observations: 27 after adjustments
Maximum dependent lags: 2 (Automatic selection)
Model selection method: Akaike info criterion (AIC)
Dynamic regressors (2 lags, automatic): G GDPP M2
Fixed regressors: C @TREND
Number of models evalulated: 54
Selected Model: ARDL(1, 0, 2, 2)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
INF(-1)	0.164796	0.127655	1.290951	0.2140
G	0.348560	0.237628	1.466832	0.1607
GDPP	0.474050	0.320617	1.478557	0.1575
GDPP(-1)	-1.196070	0.292225	-4.092980	0.0008
GDPP(-2)	-0.833325	0.348757	-2.389417	0.0287
M2	0.007307	0.106000	0.068933	0.9458
M2(-1)	-0.151899	0.129523	-1.172757	0.2571
M2(-2)	0.447670	0.092287	4.850859	0.0001
C	-0.680254	3.901943	-0.174337	0.8637
@TREND	-0.850430	0.184076	-4.619996	0.0002

R-squared	0.954862	Mean dependent var	8.139610
Adjusted R-squared	0.930966	S.D. dependent var	9.111197
S.E. of regression	2.393907	Akaike info criterion	4.861848
Sum squared resid	97.42347	Schwarz criterion	5.341788
Log likelihood	-55.63495	Hannan-Quinn criter.	5.004559
F-statistic	39.95837	Durbin-Watson stat	2.217097
Prob(F-statistic)	0.000000		

*Note: p-values and any subsequent tests do not account for model selection.

المصدر: مخرجات برنامج EVIEWS10

الملحق 02: اختباري F و t للحدود

F-Bounds Test — Null Hypothesis: No levels relationship

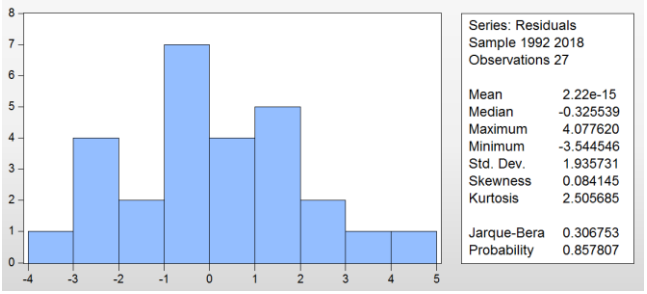
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
		Asymptotic: n=1000		
F-statistic	15.85660	10%	3.47	4.45
k	3	5%	4.01	5.07
		2.5%	4.52	5.62
		1%	5.17	6.36
Actual Sample Size	27	Finite Sample: n=35		
		10%	3.8	4.888
		5%	4.568	5.795
		1%	6.38	7.73
		Finite Sample: n=30		
		10%	3.868	4.965
		5%	4.683	5.98
		1%	6.643	8.313

t-Bounds Test — Null Hypothesis: No levels relationship

Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
t-statistic	-6.542672	10%	-3.13	-3.84
		5%	-3.41	-4.16
		2.5%	-3.65	-4.42
		1%	-3.96	-4.73

المصدر: مخرجات برنامج EVIEWS10

الملحق 03: اختبارات تشخيص صلاحية النموذج المقدر



Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey			
F-statistic	1.196238	Prob. F(9,17)	0.3578
Obs*R-squared	10.46908	Prob. Chi-Square(9)	0.3139
Scaled explained SS	3.124515	Prob. Chi-Square(9)	0.9592

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	0.232110	Prob. F(2,15)	0.7957
Obs*R-squared	0.810512	Prob. Chi-Square(2)	0.6668

المصدر: مخرجات برنامج EVIEWS10

الملحق 04: نتائج اختبار السببية وفق منهجية Toda & yamamoto (1995)

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests			
Date: 08/05/20 Time: 11:51			
Sample: 1990 2018			
Included observations: 27			
Dependent variable: INF			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
G	1.023973	1	0.3116
GDPP	13.73490	1	0.0002
M2	5.979269	1	0.0145
All	18.77266	3	0.0003
Dependent variable: G			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
INF	0.162728	1	0.6867
GDPP	5.492192	1	0.0191
M2	0.133177	1	0.7152
All	5.929563	3	0.1151
Dependent variable: GDPP			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
NF	0.170140	1	0.6800
G	0.356406	1	0.5505
M2	0.352905	1	0.5525
All	0.505829	3	0.9176
Dependent variable: M2			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
INF	2.227195	1	0.1356
G	1.133881	1	0.2869
GDPP	1.313498	1	0.2518
All	4.995811	3	0.1721

المصدر: مخرجات برنامج EVIEWS10