

دراسة قياسية للتضخم المحلي في الجزائر خلال الفترة 1999 الى 2018.

A study of the reality of domestic inflation in Algeria during the period from 1999 to 2018.

مهلل عبد المالك¹، يوسف صالح الدين²، ط.د عبيد خالد³ Mehallel Abdelmalek¹ Youcefi Salah Eddine² Abid Khaled³¹ جامعة الجزائر 03. mehallel.abdelmalek@yahoo.fr² جامعة الجزائر 03. salahyoucefi@gmail.com³ جامعة صفاقس (تونس). abid.khaledfaker@gmail.com

تاريخ النشر: 30 / 12 / 2021

تاريخ القبول: 20 / 12 / 2021

تاريخ الاستلام: 01 / 06 / 2021

ملخص: تهدف هذه الدراسة إلى تحليل وقياس واقع التضخم المحلي في الجزائر، خلال الفترة (1999-2018) باستخدام الدراسة المنهج الوصفي والتحليلي لمعالجة مختلف النظريات المتعلقة بالتضخم من خلال بناء نموذج قياسي مناسب لذلك باستعمال نماذج ARDL، حيث يكون ملائم لواقع الاقتصاد الجزائري، بالاعتماد على مؤشر التضخم المستورد، المستوى العام لأسعار الاستهلاك، الكتلة النقدية، سعر الصرف، الصادرات واسعار الواردات كمتغيرات مفسرة، والتضخم المحلي كمتغير تابع.

توصلت هذه الدراسة إلى أن التضخم المستورد يؤثر إيجابا على التضخم المحلي في الجزائر ولكن بنسبة ضعيفة، مقارنة اسعار الواردات واسعار سعر الصرف والكتلة النقدية واسعار الصادرات.

الكلمات المفتاحية: التضخم المحلي، التضخم المستورد، المستوى العام لأسعار الاستهلاك، الكتلة النقدية، سعر الصرف، الصادرات واسعار الواردات، النموذج القياسي ARDL.

تصنيف JEL: C50, C87, E31

Abstract: This study aims to analyze and measure the reality of local inflation in Algeria (1999-2018) using the descriptive and analytical approach to address the various theories related to inflation by building an appropriate standard model for that using ARDL models, which is appropriate to the reality of the Algerian economy, depending on On the imported inflation index, the general level of consumer prices, the money supply, the exchange rate, exports and import prices as explanatory variables, and domestic inflation as. This study found that imported inflation has a positive effect on domestic inflation in Algeria, but at a weak rate, compared to import prices, exchange rates, money mass and export prices.

Keywords: Domestic inflation, imported inflation, general level of consumer prices, money supply, exchange rate, exports and import prices, ARDL standard model.

Jel Classification Codes: : C50, C87, E31

Résumé: Cette étude vise à analyser et mesurer la réalité de l'inflation locale en Algérie (1999-2018) en utilisant l'approche descriptive et analytique pour aborder les différentes théories liées à l'inflation en construisant un modèle standard approprié pour celui utilisant les modèles ARDL, qui est approprié à la Réalité de l'économie algérienne, en fonction de l'indice d'inflation importé, du niveau général des prix à la consommation, de la masse monétaire, du taux de change, des prix des exportations et des importations comme variables explicatives, et de l'inflation intérieure comme. Cette étude a révélé que l'inflation importée a un effet positif sur l'inflation intérieure en Algérie, mais à un taux faible, par rapport aux prix à l'importation, aux taux de change, à la masse monétaire et aux prix à l'exportation.

Mots clés : Inflation domestique, inflation importée, niveau général des prix à la consommation, masse monétaire, taux de change, prix des exportations et des importations, modèle standard ARDL.

Codes de classification de Jel: : C50, C87, E31

المؤلف المرسل: عبيد خالد، الإيميل: abid.khaledfaker@gmail.com

1. مقدمة:

يجب أن تحتوي مقدمة المقال على تمهيد مناسب للموضوع، ثم طرح لإشكالية البحث ووضع الفرضيات المناسبة، بالإضافة إلى تحديد أهداف البحث ومنهجيته.

إتبعنا الجزائر في بداية الالفية سياسة اقتصادية جديدة تتمثل في إقتصاد السوق المفتوح، كمحاولة منها لمسايرة التحولات التي يعيشها العالم، إذ توجهت السلطات بإهتماماتها إلى تحرير الإقتصاد الوطني، وفتح الباب أمام القطاع الخاص للإستثمار، وإستقلالية المؤسسات الوطنية، وإنشاء صناديق المساهمة، وإعادة هيكلة البنوك والمؤسسات المالية، وتحرير الأسعار، والتجارة الخارجية، وتشجيع الإستثمار الأجنبي.

ورغم كل الجهود المبذولة من سياسات إقتصادية وتجارية، مالية منها ونقدية، إلا أننا نجد من بين أهم النقاط الملفتة للنظر خلال مراحل التطور الإقتصادي الجزائري ظاهرة التضخم، حيث يعتبر أحد أهم المؤشرات الرئيسية لمدى تحكم الدولة في أوضاع الإقتصاد الكلي، كونه حالة مرضية لصيقة بالحياة الإقتصادية، ولاسيما في الجزائر التي عانت من الأبعاد، والإنعكاسات الخطيرة لهذه الظاهرة، المتمثلة في إرتفاع المستوى العام للأسعار في الأسواق الوطنية، وما لها من أثار سلبية على الأفراد وحتى المؤسسات.

فتشخيص واقع التضخم يساعد كثيرا على تلاشي بعض المخلفات السلبية الناتجة عنه، لذلك فإن الدراسات في هذا الإطار أصبحت تشغل بإستمرار حيزا خاصا، نظرا للدور الهام الذي تلعبه القيم المحصل عليها للتضخم على غرار غيره من الظواهر الإقتصادية، في رسم وتوجيه السياسات والبرامج المثالية.

ومن هذا المنطلق يمكننا تحديد إشكالية البحث من خلال السؤال الجوهرى التالي: ما هو واقع التضخم المحلي في

الجزائر خلال الفترة الممتدة من سنة 2000 الى سنة 2018 ؟

وحتى تتمكن من الاجابة عن هذا التساؤل الرئيسى نستعين بجملة من الأسئلة الفرعية:

- ماهي السيرة الزمنية للتضخم المحلي في الجزائر ؟
 - ماهي الأسباب ومصادر التضخم المحلي في الجزائر؟
 - ماهي المؤشرات الرئيسى التي يعتمد عليه في تفسير التضخم المحلي في الجزائر؟ وللإجابة على الإشكالية المطروحة ارتأينا في هذا البحث صياغة الفرضيات التالية:
 - لقد شهد معدل التضخم المحلي خلال الفترة الممتدة من سنة 1999 الى غاية سنة 2018 تغيرات كثيرة.
 - يتأثر التضخم المحلي بمجموعة من المؤشرات الكلية لا يمكن فصلها عن بعضها في الجزائر.
 - حيث نرمي من خلال هذه الدراسة إلى تحقيق جملة من الأهداف أهمها:
 - معرفة العلاقة الموجودة بين التضخم المحلي، وبعض مؤشرات الكلية.
 - إبراز الأساس التحليلي لظاهرة التضخم المحلي، وإسقاط ذلك على واقع الإقتصاد الجزائري.
 - إعطاء طابع تجديدي للدراسات الكمية حول التضخم المحلي في الإقتصاد الجزائري.
 - معرفة العلاقة بين ظاهرتي التضخم المحلي وبعض المؤشرات الكلية في الجزائر
- للإجابة على الاشكالية المطروحة ودراسة صحة الفرضيات من عدمها، إعتدنا على المنهج الوصفى والتحليلي، لوصف وتحليل ظاهرة التضخم المحلي، وكذلك في تحليل وقائع التضخم المحلي في الجزائر، بالتعرف على السيرة الزمنية، ومحاولة تحديد أسبابها الحقيقية، لكبح تنامي هذه الظاهرة، وعلى أسلوب القياس الإقتصادي، لقياس وتقدير العلاقة الموجودة بين التضخم المحلي وبعض المؤشرات في الجزائر، بإستخدام أحد نماذج القياس الإقتصادي، وبالتالي يكون موضوعنا هذا هو عبارة عن مزيج من الأدوات الرياضية والإحصائية، كما أننا إعتدنا على بعض التقارير المنشورة من طرف مختلف الدوائر الحكومية، والإدارية (الديوان الوطنى للإحصاء، بنك الجزائر، وزارة المالية مديرية العامة للجمارك صندوق النقد الدولي، البنك الدولي...).

والتي تحلل أوضاع الإقتصاد الجزائري، إنطلاقا من مؤشرات الإقتصادية الكلية، كما إعتدنا على بعض العلاقات الرياضية والمعايير القياسية، مزودة بالتحاليل البيانية، وهذا ما تتطلبه مثل هذه الموضوعات، ومن أجل التأكد من مدى معنوية النماذج القياسية المقترحة، كما نحاول إستخدام أكبر عدد من الإختبارات الإحصائية، وذلك بالإستعانة ببعض البرامج المعلوماتية المتخصصة في الإحصاء (EViews.EXCEL).

2 - السيروورة الزمنية للتضخم المحلي خلال الفترة الممتدة منذ سنة 1999 إلى غاية سنة 2018: لقد تميزت في بدايتها بمرحلة برامج الانعاش الاقتصادي، والتي تهدف إلى تخفيض معدلات البطالة مع السماح بمعدلات تضخم مرتفعة نوعا ما، في إطار تطبيق برنامج التصحيح الهيكلي بالتعاون مع صندوق النقد الدولي بتمكن الجزائر فيها بالمحافظة على استقرار الأسعار من أجل السيطرة على التضخم المحلي، رغم أنه في سنة 2001 عرفت رجوع الضغوطات التضخمية، بارتفاع معدل التضخم إلى 4.22%، الفرق بين هذا المستوى ومستوى التضخم سنة 2000 الذي قدر ب 0.33%، والذي كان 2.64% سنة 1999، يمكن أن يفسر بأثر القدرة الشرائية الناتج عن ارتفاع أجور الوظيف العمومي والأجر الوطني القاعدي في إطار ضعف العرض، حيث انخفض الناتج الوطني خام من معدل نمو 27.5% سنة 2000 إلى 4.76% سنة 2001، مما أدى إلى عودة الأسعار للارتفاع غير أنها انخفضت في سنة 2002 حيث وصل معدل التضخم إلى 1.41%، نظرا للزيادة السكانية ومنه زيادة الاستهلاك، فالأسعار تعرف ارتفاعا بنسبة معينة سنويا غير أنها لا تكون محسوسة، أما إذا حصل وأن عرف سعر السلع الغذائية في السوق الدولية تقلبات نحو الارتفاع، فلا محالة أنه سيؤثر على السعر المطبق في الداخل بالزيادة، حيث شهدت السنوات التي تلت ارتفاع معدل التضخم في الجزائر، مع حدوث تقلبات نتيجة تأثر الأسعار المحلية بالأسعار العالمية.

حيث بلغ معدل التضخم 4.26% سنة 2003، ثم انخفض إلى 3.96% سنة 2004، ليصل 1.38% سنة 2005، ليرتفع إلى معدل 2.31% سنة 2006، ليستمر بالارتفاع معدل التضخم إلى 3.67% سنة 2007 وذلك لتسارع الزيادة في أسعار الجملة للفواكه والخضر، حيث وصل من 1.7% في 2005 إلى 5.9% في السنة الموالية 2006 ف 16.9% في 2007، ويعود هذا التضخم إلى تظافر ظاهرتان لدفع الأسعار نحو الزيادة، من جهة ارتفعت أسعار المنتجات الغذائية بقوة، لاسيما أسعار المنتجات الفلاحية الطازجة، ومن جهة أخرى ارتفاع أسعار المنتجات ذات صلة بالواردات، حيث كانت عرضة للصدمات على مستوى الزيادات القوية في الأسعار العالمية، خصوصا زيادة أسعار الحبوب والمنتجات الحليبية، وهي سلع غذائية تستوردها الجزائر بكميات معتبرة، وترجع عودة التضخم في 2007 لظاهرة ذات بعد عالمي، فقد سجل مؤشر أسعار التجزئة للولايات المتحدة في ديسمبر 2007

زيادة بمقدار 4.1% كانزلاق سنوي، كما تطورت أسعار الأسعار في أوروبا في نفس الاتجاه، وإن كان ذلك بحجم أقل في ديسمبر 2007. (بنك الجزائر، 2008، ص 64).

فقد كان مؤشر أسعار الاستهلاك التوافقي لمنطقة الأورو يشير إلى تضخم يساوي 3.1% على أساس انزلاق سنوي، وهو ما يمثل زيادة بنقطة مئوية في سنة واحدة، إذ توجد ثلاث عوامل رئيسية تفسر انتقال التضخم الأجنبي إلى الأسعار الداخلية وانعكاسه (التضخم المستورد) وهي (بنك الجزائر، ص 66-67):

- ترجيح وتغيير الأسعار الاسمية للسلع والخدمات المستوردة، التي تدخل في تكوين مؤشر أسعار الاستهلاك.
- الآثار التراكمية للهوامش التناسبية للقيمة لمختلف المعاملات الموصلة إلى تجارة التجزئة.
- تطور معدل صرف العملة الوطنية مقارنة بعملة الحساب في العقود التجارية.

وتفسر الزيادة في أسعار المنتجات الفلاحية الطازجة بضعف العرض من جهة والمضاربة في سوق التنظيم والضبط من جهة أخرى، ليوصل التضخم ارتفاعه ليصل إلى 4.86% سنة 2008، حيث جاء الارتفاع نتيجة لصعود أسعار المواد الغذائية، ونفقات الحكومة التي بلغت 1.4 مليار دولار لرفع الأجور وتعويضات التقاعد كما قدر معدل التضخم سنة 2009 ب 5.73%، و يرجع ذلك إلى الارتفاع الكبير في أسعار المواد الغذائية والمنتجات الزراعية الطازجة والخدمات والمواد نصف المصنعة، كما

سجلت نسبة التضخم في الجزائر انخفاضا طفيفا وصل إلى 3.91% في 2010 ، ليصل لحدود 4.52% سنة 2011 ، ليسجل أعلى معدل له منذ سنة 1996 ليصل إلى 8.89% في 2012. (بنك الجزائر، 2013، ص41).

فكما كان عليه الحال في سنة 2011 تكمن أهم محددات التضخم في 2012 أساسا في زيادة الكتلة النقدية والتي تساهم في نسبة التضخم بـ 84٪، وهي أقوى مساهمة خلال العشر سنوات الأخيرة (67٪) كمتوسط خلال الفترة الممتدة من (2001-2012) وبدرجة أقل في ارتفاع الأسعار الصناعية لفرع الصناعة الغذائية، وكذلك أسعار المواد ذات المحتوى المستورد القوي، في حين أن مساهمة هذه الأخيرة في تراجع واضح بالنسبة لسنة 2011، لأنها تساهم بـ 14٪ في التضخم في 2012 مقابل 30٪ في السنة الماضية، بينما يبقى أثر سعر الصرف الفعلي الاسمي ضئيلا ويقدر بـ 2٪ مقابل 7٪ في 2011، من جهة أخرى تجدر الإشارة بأنه لم تكن هناك صدمة جديدة على الطلب ناجمة عن الرفع المعتبر للأجور، كما كان عليه الحال في سنة 2011، والتي كان من الممكن أن تسبب في ارتفاع الأسعار، وذلك بالنظر لعدم مرونة العرض على المدى قصير الأجل للعديد من المواد الاستهلاكية المواد الغذائية الطازجة والسلع الاستهلاكية الصناعية المنتجة محليا، هذا ولا تزال المحددات الأخرى المرتبطة، باختلالات الأسواق قائمة، وذلك نظرا لضعف التقدم في مجال تنظيم الأسواق والمنافسة. (بنك الجزائر، ص52).

بعدما عرف التضخم التضخم ارتفاعا قويا في سنة 2012، بأعلى معدل خلال العشرية، سجل التضخم في سنة 2013 تراجعا واسعا وسريعا، وعرف ارتفاع الأسعار وتيرة أكثر اعتدالا تتوافق مع الهدف متوسط المدى المسطر في هذا المجال، حيث بلغ معدل التضخم 4.15%، ساهم بقوة في احتواء التضخم الكلي في تراجع تضخم أسعار المواد الغذائية، الذي بلغت وتيرته 3.18٪، وهي أضعف وتيرة لهذه الفئة من السلع منذ 2006 وكذا الترجيح العالي لأسعار هذه المواد 43.1٪ في مؤشر الأسعار الكلي، بدورها لم تعد المنتجات الغذائية في التضخم الكلي تساهم سوى بـ 1.5٪ (46.0 نقطة) أي بـ 16.8 نقطة أقل من سنة 2012، ويعود ذلك إلى التراجع الهام لارتفاع أسعار المنتجات الغذائية الطازجة، التي لم يتجاوز معدلها السنوي المتوسط 4.02٪ في 2013 مقابل 21.4٪ في سنة 2012 (بنك الجزائر، 2014، ص41).

عرف تضخم أسعار الإنتاج الصناعي في القطاعين العمومي والخاص تباطؤا، إذ شهدت الأسعار في القطاع العمومي استقرار نسبي 0.2٪، وارتفعت بنسبة 0.6٪ في القطاع الخاص مقابل ارتفاعات سنوية متوسطة قدرها 2.6٪ و 2.9٪ على التوالي، كما كان عليه الحال في 2012 يبقى التضخم تضخما داخليا أساسا. لكن في سنة 2013، ومن زاوية محددات التضخم، فإن أثر التطور النقدي وسعر الصرف الاسمي أكثر اعتبارا، وذلك بالرغم من تواضع وتيرة التوسع النقدي (بنك الجزائر، ص42).

إن الاستقرار النسبي للكتلة النقدية ومعدل سعر الصرف الاسمي، واللذان يتمثلان في أسعار المواد ذات المحتوى المستورد القوي والأسعار الخاصة بالإنتاج الصناعي لفرع الصناعة الغذائية، قد أدى إلى ارتفاع مساهمة الكتلة النقدية M2 (خارج ودائع المحروقات)، ويبقى أثر التغيرات في سعر الصرف الاسمي، المتزايدة هي أيضا معتبرا بالفعل، ففي سنة 2013 وللمرة الأولى منذ 2001 تراجع مستوى أسعار السلع المستوردة بـ 3.5٪ بانزلاق سنوي يبلغ 23.3٪ (ترجيح مؤشر أسعار المواد ذات المحتوى المستورد القوي)، وهو ما يوافق مساهمة سالبة قدرها 0.8٪ في انزلاق التضخم الكلي، بمساهمة أصبحت سالبة في 2013 لأسعار المواد ذات المحتوى المستورد القوي والمخفضة بالاستناد إلى سعر الصرف الاسمي الحقيقي، وبمساهمة جد ضعيفة للأسعار الصناعية لفرع الصناعة الغذائية، سجل التضخم في سنة 2013 انخفاضا ملحوظا وهو ذو طبيعة نقدية أساسا (بنك الجزائر، ص54).

بعد الذروة التي بلغت 9.8٪ والمسجلة في جانفي 2013، اتخذ التضخم السنوي المتوسط اتجاه تنازلي، تواصل إلى غاية أوت 2014، ليُغير اتجاهه في الشهر الموالي نحو الارتفاع إلى غاية سبتمبر 2015 (بنك الجزائر، 2016، ص42).

وبعد تراجع المعتبر في سنتي 2013 و 2014 عاد التضخم نحو الارتفاع في سنة 2015 ليلبلغ المتوسط السنوي لوتيرته 4.8٪،، حيث سمحت إدارة السياسة النقدية، خصوصا من خلال امتصاص فائض السيولة المصرفية، باحتواء ضغوطات تضخمية، إضافية كان من الممكن أن تؤدي إلى مستوى تضخم أكثر ارتفاعا، في حين لا يزال عمل السياسة النقدية يواجه إلى حد كبير من عراقيل من جراء الاختلالات ووضعية الهيمنة في بعض الأسواق، علما أن الكتلة النقدية لم تتوسع إلا بقليل في سنة 2015،

فإنه لا يمكن أن تُشكل مصدر التضخم خلال هذه الفترة، كما لا يمكن أن يكون هذا التضخم ناجما عن تضخم الأسعار عند الاستيراد خصوصاً بالنظر إلى ضعف هذه الأسعار على مستوى الأسواق الدولية (محافظة بنك الجزائر، 2017، ص15). بعد سنتين متتاليتين من التراجع المعتبر للتضخم (2013 و2014) تسارع متوسط الوتيرة السنوية للتضخم في سنة 2015، واستمر هذا التسارع في سنة 2016 ليبلغ 5,8٪، في حين انخفضت أسعار المواد الغذائية الرئيسية في السوق العالمية للسنة الخامسة على التوالي، ففي سنة 2016 تراجع مؤشر منظمة الأغذية والزراعة للأمم المتحدة بـ 1,5٪ في سنة واحدة، وتراجع بـ 29,8٪ مقارنة بذروة سنة 2011، واستمر انكماش أسعار الحبوب والحبوب ومشتقاته، على عكس أسعار السكر والزيوت الغذائية التي ارتفعت للمرة الأولى منذ سنة 2012، حيث استمر انخفاض المؤشر الوطني للقيم الوحدوية للمواد الغذائية المستوردة في سنة 2016 بـ 5,8٪، في حين واصل مؤشر القيم الوحدوية للمواد الاستهلاكية المستوردة من غير المواد الغذائية نموه بوتيرة مرتفعة تقدر بـ 7,9٪ بوزن نسبي قدره 23,1٪، وارتفع المتوسط السنوي لمؤشر أسعار استهلاك المنتجات ذات محتوى مستورد كبير بـ 6,8٪، أي بزيادة قدرها 2,2 نقطة مئوية خلال سنة واحدة، وبلغ معدل التضخم الأساسي، المقاس بمؤشر الأسعار خارج المنتجات الفلاحية الطازجة 7,8٪ في حين، بلغ معدل التضخم الأساسي، المقاس بمؤشر الأسعار خارج المنتجات الفلاحية الطازجة، وخارج المواد المحدد سعرها إدارياً 7,9٪ وهذا ما يعكس استمرار التضخم الهيكلي (بنك الجزائر، 2017، ص35).

خلال سنة 2016 ازداد متوسط معدل التضخم السنوي لأسعار الانتاج الصناعي، منتقلاً من 2,3٪ إلى 4,1٪، كما ارتفع ذلك الخاص بالصناعة المعملية بـ 2,8٪ مقابل 1,4٪ في سنة 2015، كما أدى التراجع الطفيف في تباطؤ التضخم لدى أهم الشركاء التجاريين للجزائر، بمعدل سنوي متوسط قدره 0,2٪ إلى توسع فارق التضخم مع دول منطقة الأورو (18 بلداً) إلى 6,2 نقطة مئوية في نهاية سنة 2016، أي بزيادة 1,4 نقطة مئوية في سنة واحدة، ويبقى التوسع النقدي (M2) جد منخفضاً في سنة 2016 بنسبة 0,8٪ كما كان عليه الحال في سنة 2015 (0,1٪)، لذا فإنه لا يبدو أنه السبب الرئيسي في ارتفاع التضخم، انخفاض المتوسط السنوي لسعر الصرف الفعلي الإسمي للدينار بـ 5,8٪، وانخفض ذلك المتعلق بنهاية الفترة (ديسمبر 2016 مقارنة بديسمبر 2015) بـ 0,8٪ فقط (محافظة بنك الجزائر، ص36).

أما في سنة 2017 تراجع المتوسط السنوي للتضخم إلى 5,6٪، رغم الارتفاع العالي نسبياً للتوسع النقدي (+8,4٪)، حيث تفسر هذه التطورات غير النمطية إلى حد كبير بكثرة نشوء توقعات تضخمية قليلة الرشادة، في ظل استمرار الاختلالات في التنظيم والوضعيات المهيمنة في غالبية الأسواق الاستهلاكية (محافظة بنك الجزائر، 2018، ص5-6).

عرف تسارع التضخم الهيكلي الذي سجل خلال سنتي 2015 و2016 بنسب قدرها 4,8٪ و7,8٪ على التوالي توقفاً في فيفيري 2017، ليتراجع إلى 5,3٪ في سنة 2017، بمعدل يقل على التضخم الكلي، حيث ساهم هذا المقاس بمتوسط المؤشر الإجمالي السنوي خارج المواد الفلاحية الطازجة بواقع 73,2٪ في التضخم الكلي مقابل 92,5٪ في سنة 2016، كما يسمح مؤشر آخر للتضخم الأساسي، وهو مؤشر الأسعار عند الاستهلاك خارج المواد الفلاحية الطازجة والمنتجات المحددة أسعارها إدارياً، بقياس أفضل لاستمرار الطابع الهيكلي للتضخم، حيث أن المتوسط السنوي لهذا المؤشر، الذي يمثل 57,0٪ من سلة الاستهلاك، بنسبة قدرها 6,8٪ في سنة 2017 مقابل 7,9٪ في 2016، وتيرة لا تزال أعلى من وتيرة التضخم الكلي 5,6٪، مولداً أكثر من ثلثي التضخم الكلي 68,3٪ (بنك الجزائر، 2018، ص38).

سجل معدل التضخم في شهر افريل 2018 بـ 4,33٪ ليعرف ارتفاعاً طفيفاً قدر بـ 4,82٪ في شهر اوت من نفس السنة، ثم تراجعاً عند 4,53٪ في شهر أكتوبر، حيث حسب فئات السلع يعود تراجع وتيرة التضخم أساساً إلى وتيرة التضخم الخاصة بمجموعة السلع المعملية، وابتداءً من شهر ماي والذي يعتبر كمتوسط سنوي يعود التضخم إلى أسعار مجموعة السلع الغذائية، وأساساً المنتجات الفلاحية الطازجة منها، حيث انخفض مؤشر الأسعار عند الاستهلاك للمنتجات ذات مستورد كبير، والمقدر وزنه النسبي بـ 23,1٪، من 5,8٪ في شهر سبتمبر 2017 إلى 2,60٪ في شهر جوان 2018، مظهرًا ضعف مساهمته في التضخم الكلي، وبالتالي ضعف مساهمة سعر الصرف وأسعار عند الاستيراد في التضخم الكلي (محافظة بنك الجزائر، ص21).

اجمالا بقي التضخم معتدلا، في ظرف الإدارة الحذرة للسياسة النقدية، مما يمكن من تعزيز التحكم في التضخم، ببذل المزيد من الجهود لتقليص الاختلالات على مستوى أسواق السلع والخدمات، حيث يجدر الذكر ان إدارة السياسة النقدية من طرف البنك الجزائري، في ظرف اعتماد التمويل غير التقليدي، قد سمحت في احتواء مخاطر ظهور الضغوط التضخمية (محافظ بنك الجزائر، ص22).

3- اهم المؤشر مفسر لظاهرة التضخم المحلي في الجزائر هي: بعد سرد سيورة الظاهرة التضخم، سنحاول إعطاء صورة قياسية لتضخم المحلي في الجزائر، ودراسة الجانب تحليلي مع مختلف المتغيرات المحتمل أن تكون مؤثرة في التضخم المحلي في الاقتصاد الجزائري، حيث سنهتم في مجالات القياس الاقتصادي على دراسة، وتحديد العلاقات السببية بين المتغيرات الاقتصادية، والذي يتطلب بالأساس الإلمام الجيد بجوانب النظرية الاقتصادية المتعلقة بالظاهرة. وذلك بإتباع خطوات المنهج الاقتصاد القياسي، معتمدين بذلك على بعض النماذج الاقتصادية (النظريات الاقتصادية)، وعلى الدراسات السابقة للظاهرة، وذلك باستخدام الطرق القياسية والإحصائية التي تعتبر وسيلة، وأداة هامة في فهم الظواهر الاقتصادية، بالاعتماد على العلاقات السببية بين مختلف المتغيرات. كما نهدف لمحاولة الإجابة على الإشكالية الأساسية للبحث، وذلك من خلال تدعيم الصيغة الرياضية السابقة، وهذا من خلال النقاط التالي:

- التحليل الاحصائي لمتغيرات الدراسة.

- تحليل النتائج القياسية بعد تقدير متغيرات الدراسة وفق نموذج ARDL.

- تفسير الاقتصادي لنتائج النموذج القياسي.

3-1- التحليل الاحصائي لمتغيرات الدراسة: تعتمد هذه الدراسة القياسية على 25 مشاهدة متحصل عليها من بنك الجزائر للمعلومات في سلسلة زمنية سنوية، من اجل تحديد واقع التضخم المحلي في الجزائر، وذلك بإجراء اختبار جذر الوحدة لديكي فولر كخطوة أولى لمعرفة النموذج المناسب للدراسة باستخدام المتغيرات المفسرة للتضخم المحلي ، من خلال عرض متغيرات الدراسة: شملت الدراسة على سبعة متغيرات، يكمن عرضها كما يلي:

- المتغير التابعة:

تم استخدام معدل التضخم المحلي: كمتغير تابع بالاعتماد على بيانات سنوية خلال الفترة الممتدة من (1990-2015)، مقومة بالنسبة المئوية، وتم اختصارها بالرمز INF.

- المتغيرات المستقلة:

تم استخدام معدل التضخم المستورد كمتغير: مستقل بالاعتماد على بيانات سنوية خلال الفترة الممتدة من (1990-2015)، مقومة بالنسبة المئوية، وتم اختصارها بالرمز INFI.

تم استخدام المؤشر العام لأسعار الاستهلاكية: كمتغير مستقل بالاعتماد على بيانات سنوية خلال الفترة الممتدة من (1990-2015)، مقومة بالدينار الجزائري، وتم اختصارها بالرمز CPI.

تم استخدام اسعار الواردات كمتغير مستقل بالاعتماد على بيانات سنوية خلال الفترة الممتدة من (1990-2015)، مقومة مليون دينار جزائري، وتم اختصارها بالرمز M.

تم استخدام سعر الصرف كمتغير مستقل بالاعتماد على بيانات سنوية خلال الفترة الممتدة من (1990-2015)، مقومة بالدولار مقابل دينار جزائري، وتم اختصارها بالرمز TC.

تم استخدام ميزان المدفوعات كمتغير مستقل بالاعتماد على بيانات سنوية خلال الفترة الممتدة من (1990-2015)، مقومة بالمليون دينار جزائري، وتم اختصاره في الكتلة النقدية M2 والصادرات X.

ويمكننا تلخيص متغيرات الدراسة في الجدول التالي:

الجدول رقم (01): عرض متغيرات الدراسة.

رمز المتغير	إسم المتغير	الوحدة
INF	معدل التضخم المحلي	نسبة مئوية

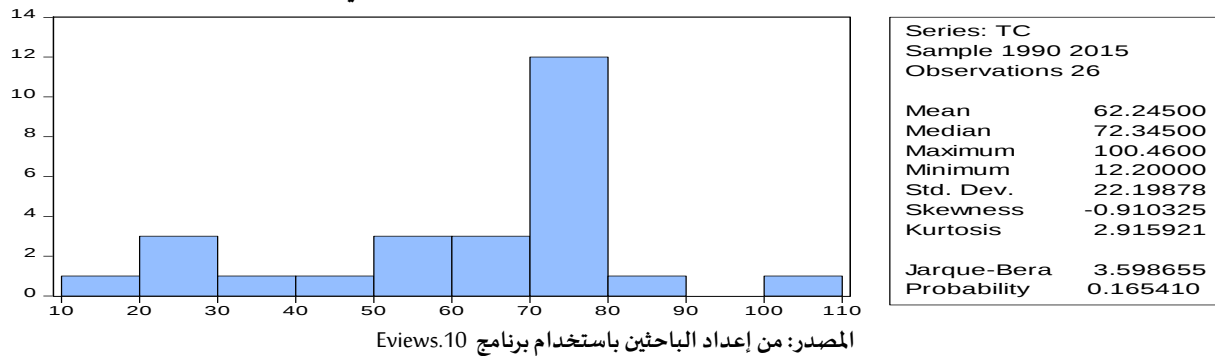
INFI	معدل التضخم المستورد	نسبة مئوية
CPI	المؤشر العام لأسعار الاستهلاك	الرقم القياسي لاسبير Laspeyres
M	اسعار الواردات	مليون دولار
TC	سعر الصرف	دينار مقابل دولار
M2	الكتلة النقدية	مليون دينار
X	الصادرات	مليون دولار

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على معطيات بنك الجزائر.

2-3- دراسة وصفية لمتغيرات الدراسة: سنقوم الآن بدراسة وصفية للسلاسل الزمنية لكل من التضخم المحلي، التضخم المستورد، المستوى العام لأسعار الاستهلاك، أسعار الواردات والصادرات، الكتلة النقدية وسعر الصرف، وذلك من خلال عرض أهم الخصائص الإحصائية لها. أي بدراسة مختلف المؤشرات الإحصائية والوصفية للمتغيرات (القيمة المتوسطة، الوسيط، القيمة العظمى والقيمة الدنيا بالإضافة إلى الانحراف المعياري وإحصائية جاك بيرا) حيث تسمح لنا هذه الإحصائيات بتكوين فكرة عن كيفية تطور مختلف قيم المتغيرات محل الدراسة خلال الفترة 1999-2018.

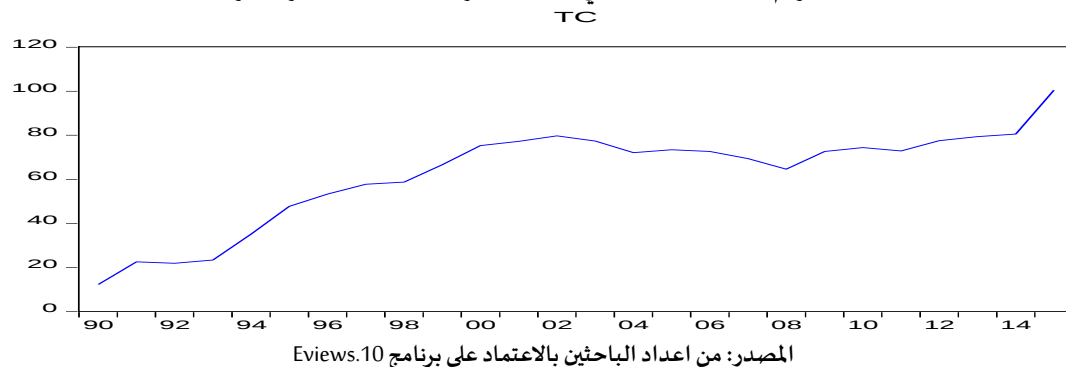
- دراسة وصفية لسلسلة سعر الصرف: يتناول هذا الجزء تحليل ودراسة وصفية لبيانات سعر الصرف في الجزائر، من خلال الأعمدة البيانية التي تم رسمها بالاعتماد على برنامج Eviews.10 حيث تعتبر هذه أول خطوة، وهي من أهم مراحل الدراسة الوصفية للبيانات والشكل التالي يوضح ذلك.

الشكل (01): المؤشرات الإحصائية الوصفية لسلسلة سعر الصرف في الجزائر.



يمثل هذا الشكل الإحصائيات الوصفية لسلسلة سعر الصرف TC، والتي تتكون من 26 مشاهدة، خلال الفترة الممتدة من سنة 1990 إلى سنة 2015، حيث سجل سعر صرف الدينار الجزائري متوسط في هذه الفترة بلغ 62.24500 دينار جزائري وقد بلغ أدنى قيمة له بـ 12.20000 دينار جزائري كما سجل أقصى قيمة له بـ 100.4600 دينار جزائري، ونلاحظ أنه ينصف هذه السلسلة وسيط قيمته 72.34500، وتشتمل قيم السلسلة عن متوسطها بانحراف معياري قدره 22.19878 كما نلاحظ أن معامل الالتواء، skewness، تختلف عن الصفر وبالتالي ليس هناك تناظر في المنحنى، وبما أن قيمتها سالبة فهي تنحاز نحو اليسار. معامل التفلطح kurtosis أصغر من ثلاثة مما يعني أن المنحنى مدبب. كما نلاحظ أن الاحتمال المقابل لإحصائية Jarque-Berra لمتغيرة سعر الصرف $J-B=0.165410$ أكبر من مستوى المعنوية 5% أي أن السلسلة تتبع التوزيع الطبيعي.

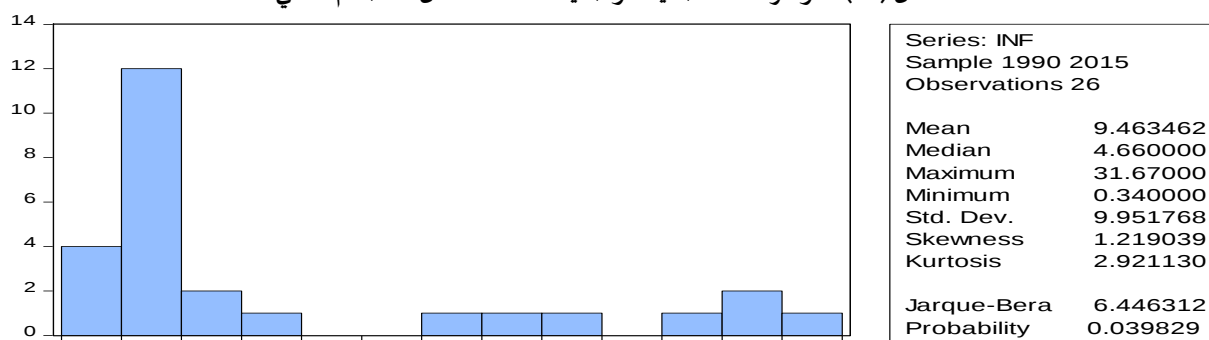
الشكل رقم (02): المنحنى البياني للسلسلة الزمنية الخاصة بسعر الصرف



من خلال الشكل نلاحظ وجود مركبة لإتجاه عام محدد.

- دراسة وصفية لسلسلة معدل التضخم المحلي: سنتطرق في هذا الجزء إلى تحليل ودراسة وصفية لبيانات معدل التضخم المحلي، وهذا من خلال الأعمدة البيانية التي تم رسمها بالاعتماد على برنامج Eviews10. والشكل التالي يوضح ذلك:

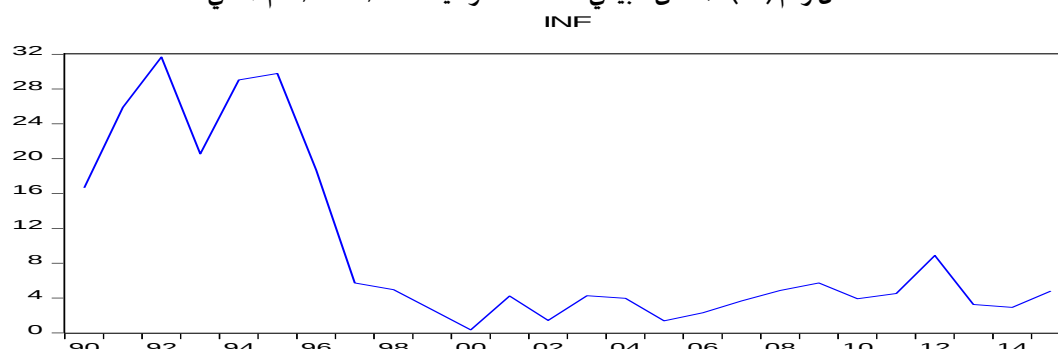
الشكل (03): المؤشرات الاحصائية الوصفية لسلسلة معدل التضخم المحلي



المصدر: من اعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج Eviews.10

تتكون سلسلة معدل التضخم المحلي (Inf) من 26 مشاهدة ، تمتد من سنة 1990 إلى غاية سنة 2015 بمتوسط قدره 9.463462، وبلغت القيمة العظمى 31.67000 كما سجلت قيمة صغرى تقدر بـ 0.340000 ونلاحظ أنه ينصف هذه السلسلة وسيط قيمته 4.660000 وتشتت قيم السلسلة عن متوسطها بانحراف معياري قدره 9.951768، كما أن احصائية skewness تختلف عن الصفر وبالتالي هناك عدم التناظر في القيم وبما أن قيمتها موجبة فهي تنحاز إلى اليمين، نلاحظ أن معامل التفلطح kurtosis أصغر من ثلاثة وهذا يعني أن المنحنى مدبب. يبين اختبار Jarque-Bera أن قيم معدل التضخم المحلي لا تتبع التوزيع الطبيعي لأن الاحتمال المقابل للإحصائية $J-B=0.039829$ أصغر من مستوى المعنوية 5%.

الشكل رقم (04): المنحنى البياني للسلسلة الزمنية الخاصة بالتضخم المحلي

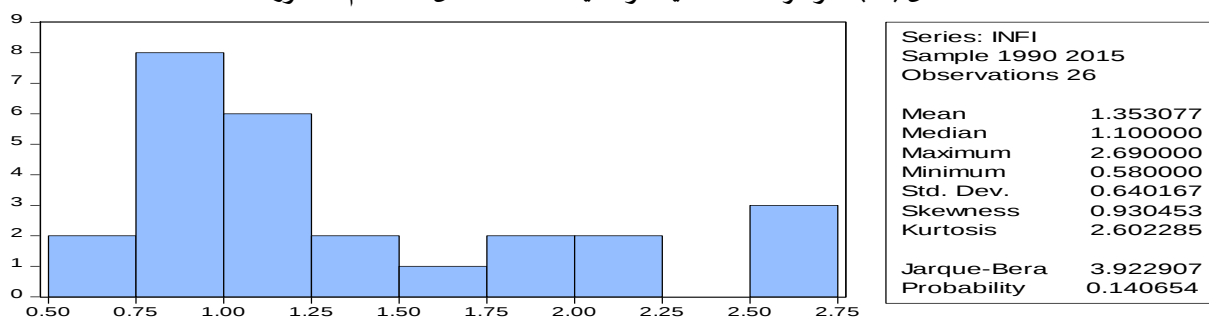


المصدر: من اعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج Eviews.10.

من خلال الشكل نلاحظ وجود مركبة غير نظامية لإتجاه عام عشوائي.

- دراسة وصفية لسلسلة معدل التضخم المستورد: من خلال المعطيات المتوفرة لدينا وبالاعتماد على برنامج Eviews 10. سنقوم في هذا الجزء بتحليل ودراسة وصفية لمعدل التضخم المستورد، من خلال الأعمدة البيانية التي تم رسمها، والشكل التالي يوضح ذلك.

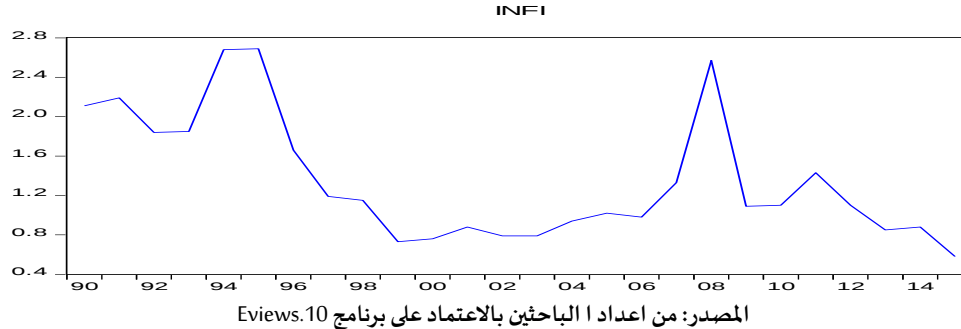
الشكل (05): المؤشرات الاحصائية الوصفية لسلسلة معدل التضخم المستورد



المصدر: من اعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج Eviews.10

تتكون سلسلة معدلات التضخم المستورد (INFI) من 26 مشاهدة، تمتد من سنة 1990 إلى غاية سنة 2015 بمتوسط قدره 1.353077، وقيمة عظمى 2.690000، وقيمة صغرى 0.580000، وينصف السلسلة وسيط قيمته 1.100000، وتشتت قيم السلسلة عن متوسطها بانحراف معياري قدره 0.640167. كما أن احصائية *skewness* أكبر من الصفر بالتالي هناك تناظر في القيم، كما أن معامل التفلطح *kurtosis* أكبر من ثلاثة مما يعني أن المنحنى مدبب للأعلى. تشير نتائج اختبار *Jarque-Berra* أن السلسلة تتبع التوزيع الطبيعي لأن الاحتمال المقابل يساوي $J-B=0.000007$ أكبر من مستوى المعنوية 5%.

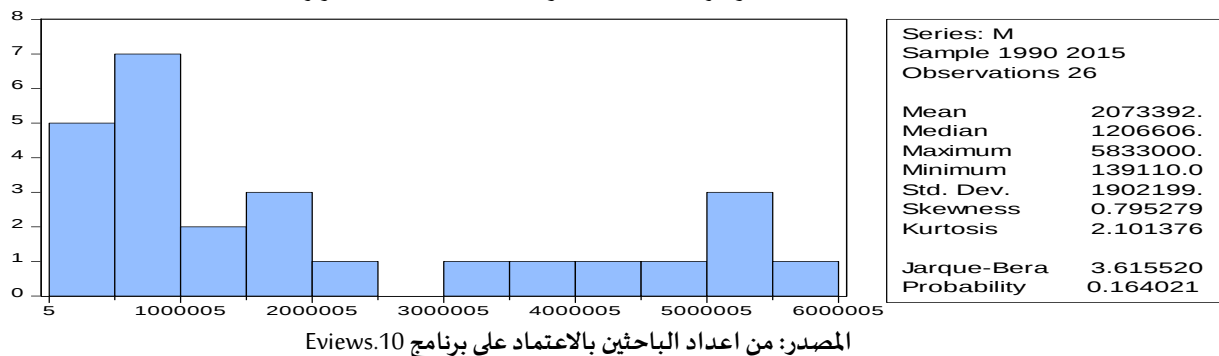
الشكل رقم (06): المنحنى البياني للسلسلة الزمنية الخاصة بالتضخم المستورد



من خلال الشكل نلاحظ وجود مركبة غير نظامية لإتجاه عام عشوائي.

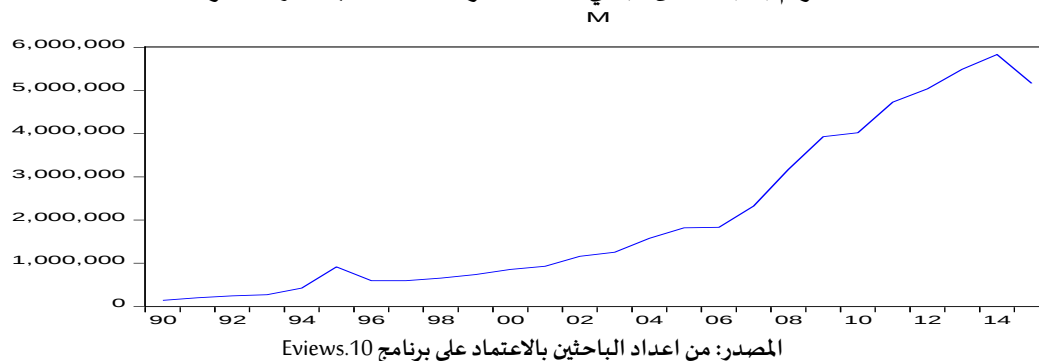
- دراسة وصفية لسلسلة أسعار الواردات: سنتطرق في هذا الجزء إلى تحليل ودراسة وصفية لبيانات أسعار الواردات، وهذا من خلال الأعمدة البيانية التي تم رسمها بالاعتماد على برنامج Eviews10، والشكل التالي يوضح ذلك:

الشكل (07): المؤشرات الاحصائية الوصفية لسلسلة أسعار الواردات



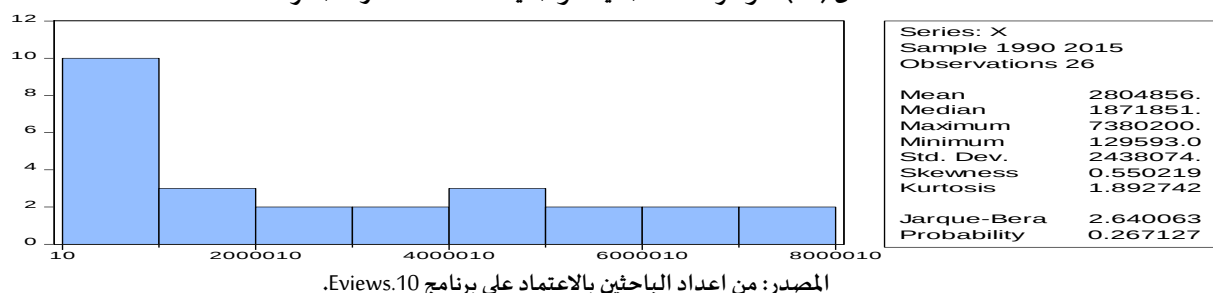
تتكون سلسلة أسعار الواردات (M) من 26 مشاهدة، تمتد من سنة 1990 إلى غاية سنة 2015 بمتوسط قدره 2073392، وبلغت القيمة العظمى 5833000 كما سجلت قيمة صغرى تقدر بـ 139110 ونلاحظ أنه ينصف هذه السلسلة وسيط قيمته 1206606 وتشتت قيم السلسلة عن متوسطها بانحراف معياري قدره 1902199، كما أن احصائية *skewness* تختلف عن الصفر وبالتالي هناك عدم التناظر في القيم وبما أن قيمتها موجبة فهي تنحاز إلى اليمين، نلاحظ أن معامل التفلطح *kurtosis* أصغر من ثلاثة وهذا يعني أن المنحنى مدبب. يبين اختبار *Jarque-Bera* أن قيم أسعار الواردات تتبع التوزيع الطبيعي لأن الاحتمال المقابل للإحصائية $J-B=0.164021$ أكبر من مستوى المعنوية 5%.

الشكل رقم (08): المنحنى البياني للسلسلة الزمنية الخاصة بأسعار الصادرات



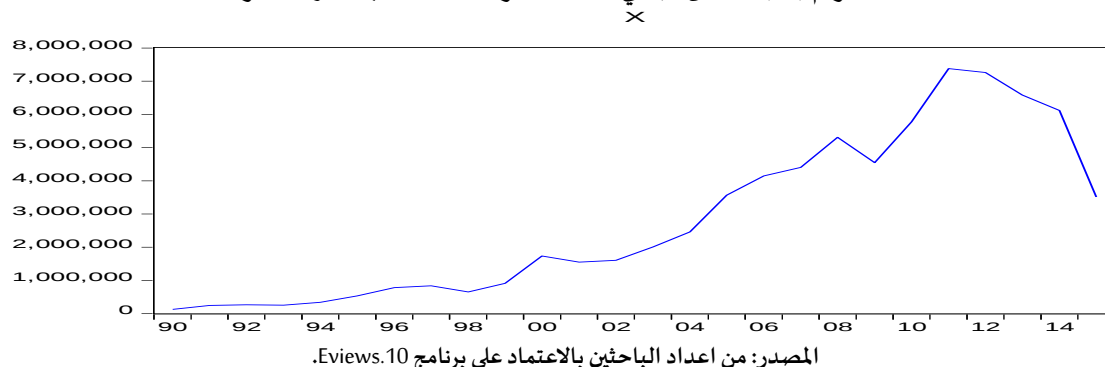
من خلال الشكل نلاحظ وجود مركبة لإتجاه عام محدد.

- دراسة وصفية لسلسلة أسعار الصادرات: سنتطرق في هذا الجزء إلى تحليل ودراسة وصفية لبيانات أسعار الصادرات، وهذا من خلال الأعمدة البيانية التي تم رسمها بالاعتماد على برنامج Eviews10، والشكل التالي يوضح ذلك:



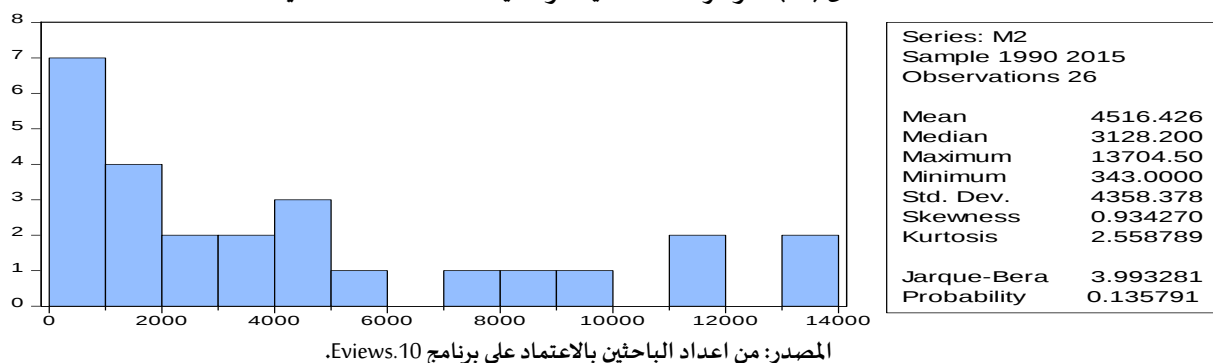
تتكون سلسلة أسعار الصادرات (X) من 26 مشاهدة، تمتد من سنة 1990 إلى غاية سنة 2015 بمتوسط قدره 2804856، وبلغت القيمة العظمى 7380200 كما سجلت قيمة صغرى تقدر بـ 129593.0 ونلاحظ أنه ينصف هذه السلسلة وسيط قيمته 1871851 وتشتت قيم السلسلة عن متوسطها بانحراف معياري قدره 2438074، كما أن احصائية skewness تختلف عن الصفر وبالتالي هناك عدم التناظر في القيم وبما أن قيمتها موجبة فهي تنحاز إلى اليمين، نلاحظ أن معامل التفلطح kurtosis أصغر من ثلاثة وهذا يعني أن المنحنى مدبب. يبين اختبار Jarque-Bera أن قيم أسعار الصادرات تتبع التوزيع الطبيعي لأن الاحتمال المقابل للإحصائية $J-B=0.267127$ أكبر من مستوى المعنوية 5%.

الشكل رقم (10): المنحنى البياني للسلسلة الزمنية الخاصة بأسعار الصادرات



من خلال الشكل نلاحظ وجود مركبة غير نظامية لإتجاه عام عشوائي.

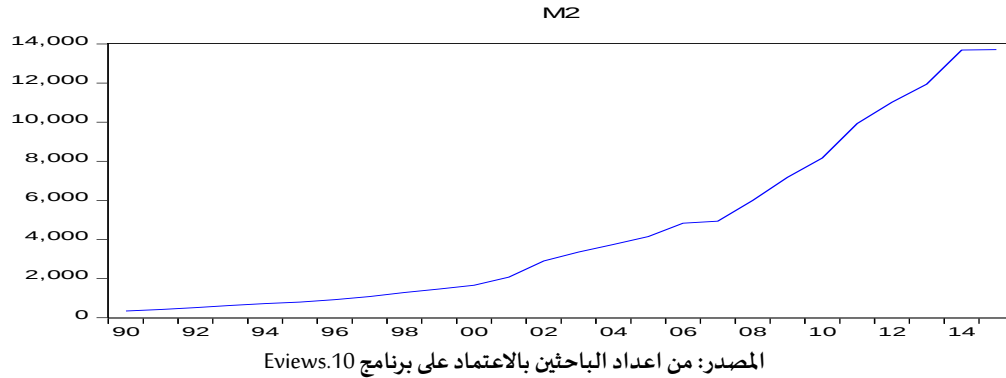
- دراسة وصفية لسلسلة الكتلة النقدية: سنتطرق في هذا الجزء إلى تحليل ودراسة وصفية لبيانات الكتلة النقدية، وهذا من خلال الأعمدة البيانية التي تم رسمها بالاعتماد على برنامج Eviews10، والشكل التالي يوضح ذلك:



تتكون سلسلة الكتلة النقدية (M2) من 26 مشاهدة، تمتد من سنة 1990 إلى غاية سنة 2015 بمتوسط قدره 4516.426، وبلغت القيمة العظمى 13704.50 كما سجلت قيمة صغرى تقدر بـ 343.0000 ونلاحظ أنه ينصف هذه السلسلة وسيط قيمته 3128.200 وتشتت قيم السلسلة عن متوسطها بانحراف معياري قدره 4358.378، كما أن احصائية skewness تختلف عن

الصفحة وبالتالي هناك عدم التناظر في القيم وبما أن قيمتها موجبة فهي تنحاز إلى اليمين، نلاحظ أن معامل التفلطح $kurtosis$ أصغر من ثلاثة وهذا يعني أن المنحنى مدبب. يبين اختبار $Jarque-Bera$ أن قيم الكتلة النقدية تتبع التوزيع الطبيعي لأن الاحتمال المقابل للإحصائية $J-B=0.135791$ أكبر من مستوى المعنوية 5%.

الشكل رقم (12): المنحنى البياني للسلسلة الزمنية الخاصة بالكتلة النقدية.

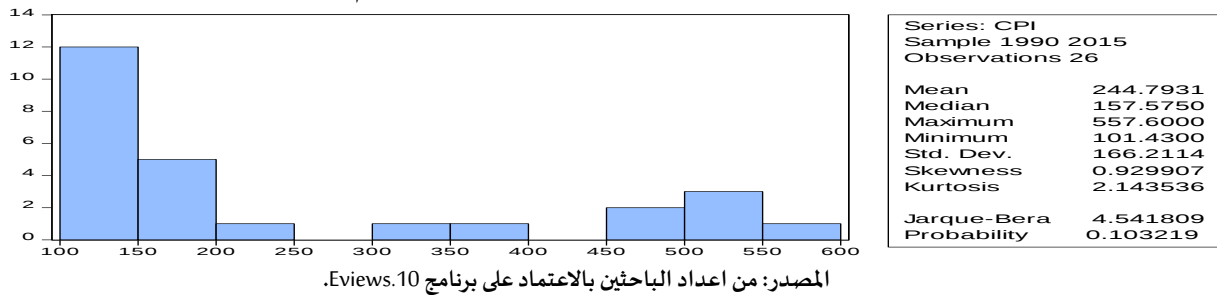


من خلال الشكل نلاحظ وجود مركبة لإتجاه عام محدد.

- دراسة وصفية لسلسلة المستوى العام لأسعار الإستهلاك:

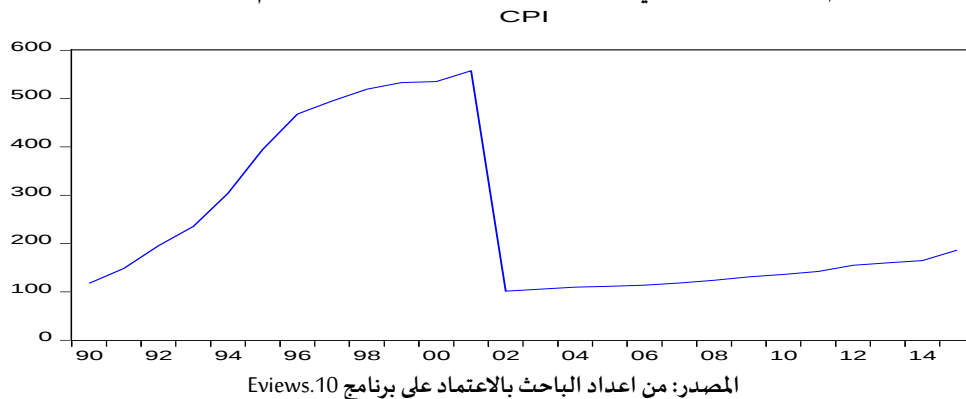
سنتطرق في هذا الجزء إلى تحليل ودراسة وصفية لبيانات المستوى العام لأسعار الإستهلاك، وهذا من خلال الأعمدة البيانية التي تم رسمها بالاعتماد على برنامج Eviews10، والشكل التالي يوضح ذلك:

الشكل (13): المؤشرات الاحصائية الوصفية لسلسلة المستوى العام لأسعار الإستهلاك.



تتكون سلسلة المستوى العام لأسعار الإستهلاك (CPI) من 26 مشاهدة، تمتد من سنة 1990 إلى غاية سنة 2015 بمتوسط قدره 244.7931، وبلغت القيمة العظمى 557.6000 كما سجلت قيمة صغرى تقدر بـ 101.4300 ونلاحظ أنه ينصف هذه السلسلة وسيط قيمته 157.5750 وتشتت قيم السلسلة عن متوسطها بانحراف معياري قدره 166.2114، كما أن احصائية $skewness$ تختلف عن الصفر وبالتالي هناك عدم التناظر في القيم وبما أن قيمتها موجبة فهي تنحاز إلى اليمين، نلاحظ أن معامل التفلطح $kurtosis$ أصغر من ثلاثة وهذا يعني أن المنحنى مدبب. يبين اختبار $Jarque-Bera$ أن قيم المستوى العام لأسعار الإستهلاك تتبع التوزيع الطبيعي لأن الاحتمال المقابل للإحصائية $J-B=0.103219$ أكبر من مستوى المعنوية 5%.

الشكل رقم (14): المنحنى البياني للسلسلة الزمنية الخاصة بالمستوى العام لأسعار الإستهلاك



من خلال الشكل نلاحظ وجود مركبة غير نظامية لإتجاه عام عشوائي.

04- تحليل النتائج القياسية بعد تقدير متغيرات الدراسة وفق نموذج الانحدار الذاتي للإبطاء الزمني الموسع ARDL: يعرف التكامل المشترك بأنه تصاحب بين سلسلتين زمنيتين (X و Y) أو أكثر، بحيث تؤدي التقلبات في إحداها لإلغاء التقلبات في الأخرى بطريقة تجعل النسبة بين قيمتهما ثابتة عبر الزمن، ولعل هذا يعني أن بيانات السلاسل الزمنية قد تكون غير مستقرة إذا ما أخذت كل على حده، ولكنها تكون مستقرة كمجموعة، ومثل هذه العلاقة طويلة الأجل بين مجموعة المتغيرات تعتبر مفيدة في التنبؤ بقيم المتغير التابع بدلالة مجموعة من المتغيرات المستقلة.

- اختبار استقراريه متغيرات الدراسة (اختبار جذر الوحدة Unit Root Test).

المعاينة الأولية للمنحنيات الزمنية للمتغيرات تظهر تذبذبات توجي مبدئيا بعدم استقرارية السلاسل، كذلك منحني الارتباط الذاتي CORRELOGRAM يوضح عدم استقراريتهم، مما جعلنا نقوم باستخدام اختبار جذر الوحدة ديكي فولر المطور ADF، وهذا من أجل تحديد درجة التأخير المناسب لإختبار ADF من أجل تفادي مشكل الارتباطات الخطية، كذلك يجب تحديد درجة استقرارية السلاسل وفق اختبار ADF والجدول رقم (2) يوضح ذلك:

الجدول رقم (2): نتائج اختبار جذر الوحدة لإستقرارية السلاسل الزمنية (ADF).

اختبار ديكي فولر الموسع ADF							
المتغير	اختبار المستوى	اختبار المستوى	اختبار المستوى	اختبار المستوى	اختبار المستوى	اختبار المستوى	اختبار المستوى
	بقاطع واتجاه عام	بقاطع واتجاه عام	بقاطع واتجاه عام	بقاطع واتجاه عام	بقاطع واتجاه عام	بقاطع واتجاه عام	بقاطع واتجاه عام
الدرجة	اختبار الفروق الأولى بدون قاطع واتجاه عام	اختبار الفروق الأولى بقاطع واتجاه عام	اختبار الفروق الأولى بقاطع واتجاه عام	اختبار الفروق الأولى بقاطع واتجاه عام	اختبار الفروق الأولى بقاطع واتجاه عام	اختبار الفروق الأولى بقاطع واتجاه عام	اختبار الفروق الأولى بقاطع واتجاه عام
I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
lcp	-1.169472 (0.6710)	-2.129228 (0.5057)	0.066006 (0.6946)	-4.483162 (0.0018)	-4.399637 (0.0099)	-4.581523 (0.0001)	I(1)
linf	-2.254802 (0.1934)	-2.426600 (0.3582)	-1.399751 (0.1462)	-5.191015 (0.0000)	-7.60709 (0.0000)	-7.503034 (0.00021)	I(1)
linfi	-1.667147 (0.4349)	-2.549659 (0.3037)	-1.910333 (0.0549)	-5.067645 (0.0003)	-5.067645 (0.0023)	-5.143963 (0.0000)	I(1)
lm	-1.632588 (0.4506)	-2.837729 (0.1979)	2.589027 (0.9963)	-4.884572 (0.0007)	-5.029254 (0.0025)	-1.667651 (0.0893)	I(1)
Lm2	-2.082287 (0.2528)	-0.911593 (0.9388)	9.149415 (1.0000)	-3.423795 (0.0201)	-3.860476 (0.0305)	-1.177343 (0.2108)	I(1)
ltc	-4.580764 (0.0013)	-3.666647 (0.0441)	2.139292 (0.9900)	-5.641091 (0.0001)	-0.264676 (0.9853)	-5.049226 (0.0000)	I(1)
lx	-2.575126 (0.1112)	-2.427137 (1.0000)	-1.322578 (0.1659)	1.060781 (0.9954)	-4.657418 (0.0060)	-3.495017 (0.0012)	I(1)

المصدر: من إعداد الباحثين

* تم إجراء الاختبار عند مستوى الدلالة 5%.

فرضيات الاختبار:

H0: فرضية العلم: وجود جذر الوحدة.

H1: الفرضية البديلة: عدم وجود جذر الوحدة.

يمثل الجدول أعلاه نتائج اختبار ليكي فولر الموسع لدراسة الاستقرارية .

من خلال الجدول رقم (2) نلاحظ أن كل من السلاسل غير مستقرة في المستوى أي إن هناك مشكلة جذر الوحدة (القيم المحسوبة بالقيمة المطلقة أقل من القيم الجدولية بالقيمة المطلقة)، بينما أصبحت السلاسل مستقرة بعد إجراء الفروق الأولى سواء بقاطع أم بقاطع واتجاه عام، أي رفض الفرضية الصفرية (H0) وقبول الفرضية البديلة (H1) وهي استقرار المتغيرات عبر الزمن.

-تقدير النموذج: في هذه المرحلة تقوم بتقدير نموذج ARDL للمتغير التابع (التضخم المحلي) والمتغيرات المستقلة (التضخم المستورد، المؤشر العام للأسعار الاستهلاكية، مؤشر أسعار الواردات، الكتلة النقدية، سعر الصرف، مؤشر أسعار الصادرات) وهذا وفق المعادلة التالية:

$$\Delta(\text{linf}) = c + \lambda \text{linf}_{-1} + \delta_0 \text{lcp}_{-1} + \delta_1 \text{linfi}_{-1} + \delta_2 \text{lm}_{-1} + \delta_3 \text{lm2}_{-1} + \delta_4 \text{lrc}_{-1} + \delta_5 \text{lx}_{-1} + \Delta(\text{linf})_{-1} + \beta_0 \Delta(\text{lcp}_{-1}) + \beta_1 \Delta(\text{linfi}_{-1}) + \beta_2 \Delta(\text{lm}_{-1}) + \beta_3 \Delta(\text{lm2}_{-1}) + \beta_4 \Delta(\text{lrc}_{-1}) + \beta_5 \Delta(\text{lx}_{-1}) + \varepsilon_t \dots \dots \dots 1$$

الجدول رقم (3): تقدير النموذج ARDL

Dependent Variable: D(LINF) Method: ARDL Date: 07/01/20 Time: 15:52 Sample (adjusted): 1992 2015 Included observations: 24 after adjustments Maximum dependent lags: 4 (Automatic selection) Model selection method: Akaike info criterion (AIC) Dynamic regressors (4 lags, automatic): Fixed regressors: @D(LCPI) @D(LINF) @D(LM) @D(LM2) @D(LTC) @D(LX) C Number of models evaluated: 4 Selected Model: ARDL(1) Note: final equation sample is larger than selection sample				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
D(LINF(-1))	-0.355171	0.257314	-1.380303	0.1865
@D(LCPI(-1))	0.459172	0.701793	0.654285	0.0622
@D(LINF)	0.553793	0.694622	0.797258	0.0570
@D(LM)	0.815892	1.096217	0.744280	0.0475
@D(LM2)	1.939112	3.287307	0.589879	0.0435
@D(LTC)	-0.515666	1.809240	-0.285018	0.0693
@D(LX)	-1.694943	0.721666	-2.348652	0.0320
C	-0.443212	0.511194	-0.475773	0.0407
R-squared	0.635755	Mean dependent var		0.009218
Adjusted R-squared	0.288898	S.D. dependent var		0.904821
S.E. of regression	0.814893	Akaike info criterion		0.889681
Sum squared resid	1.662480	Schwarz criterion		1.282365
Log likelihood	-2.027617	Hannan-Quinn criter.		0.993860
F-statistic	1.765212	Durbin-Watson stat		1.896999
Prob(F-statistic)	0.083932			
*Note: p-values and any subsequent tests do not account for model selection.				

المصدر: من مخرجات Eviews10

$$\Delta(\text{linf}) = 0.443212 - 0.355171 \text{d}(\text{linf}(-1)) + 0.459172 \text{d}(\text{lcp}_{-1}) + 0.553793 \text{d}(\text{linfi}) + 0.815892 \text{d}(\text{lm}) + 1.939112 \text{d}(\text{lm2}) - 0.515666 \text{d}(\text{lrc}) - 1.694943 \text{d}(\text{lx})$$

(0.0407)* (0.1865)* (0.0622)*** (0.0570)***
 (0.0475)** (0.0435)** (0.0693)*** (0.0320)**

$$R^2 = 0.63 \quad \overline{R^2} = 0.28 \quad DW = 1.89 \quad F - stat = 1.765212$$

$$Prob(F-statistic) = 0.083932$$

حيث أن:

* ليست ذات دلالة إحصائية.

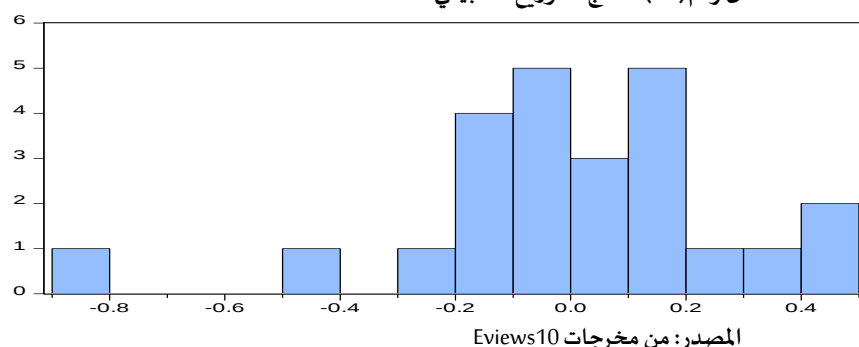
** ذات دلالة إحصائية على مستوى 5%.

*** ذات دلالة إحصائية على مستوى 10%.

نلاحظ من خلال نتائج التقدير أن:

- العلاقة بين التضخم المحلي والمؤشر العام للأسعار الاستهلاكية للفترة سابقة هي علاقة طردية معنوية عند 10% ب (0.0622)، حيث أن ارتفاع المؤشر العام للأسعار الاستهلاكية بوحدة واحدة يؤدي إلى ارتفاع التضخم المحلي ب 0.46 وحدة، وهذا يتماشى والنظرية الاقتصادية.
- العلاقة بين التضخم المحلي والتضخم المستورد هي علاقة طردية معنوية عند 10% ب (0.0570)، حيث أن ارتفاع التضخم المستورد بوحدة واحدة يؤدي إلى ارتفاع التضخم المحلي ب 0.55 وحدة، وهذا يتماشى والنظرية الاقتصادية.
- العلاقة بين التضخم المحلي والكتلة النقدية هي علاقة طردية معنوية عند 5% ب (0.0435)، حيث أن ارتفاع التضخم المستورد بوحدة واحدة يؤدي إلى ارتفاع التضخم المحلي ب 1.93 وحدة، وهذا يتماشى والنظرية الاقتصادية.
- العلاقة بين التضخم المحلي وسعر الصرف هي عكسية معنوية عند 10% ب (0.0693)، حيث أن ارتفاع سعر الصرف بوحدة واحدة يؤدي إلى انخفاض التضخم المحلي ب 0.51 وحدة، وهذا ما لا يتماشى والنظرية الاقتصادية.
- العلاقة بين التضخم المحلي ومؤشر أسعار الصادرات هي علاقة عكسية معنوية عند 5% ب (0.0320)، حيث أن ارتفاع مؤشر أسعار الصادرات بوحدة واحدة يؤدي إلى تراجع التضخم المحلي ب 1.69 وحدة، وهذا يتماشى والنظرية الاقتصادية.
- العلاقة بين التضخم المحلي ومؤشر أسعار الواردات هي علاقة طردية معنوية عند 5% ب (0.0475)، حيث أن مؤشر أسعار الواردات بوحدة واحدة يؤدي إلى ارتفاع التضخم المحلي ب 0.81 وحدة، وهذا لا يتماشى والنظرية الاقتصادية.
- الاختبارات التشخيصية لنموذج الدراسة:
- اختبار التوزيع الطبيعي للأخطاء:

الشكل رقم (15): نتائج التوزيع الطبيعي.



Series: Residuals	
Sample 1992 2015	
Observations 24	
Mean	-7.52e-17
Median	0.007261
Maximum	0.420124
Minimum	-0.867655
Std. Dev.	0.268731
Skewness	-1.224046
Kurtosis	5.843537
Jarque-Bera	14.07886
Probability	0.000877

H0: الأخطاء لا تتوزع توزيعاً طبيعياً.

H1: الأخطاء تتوزع توزيعاً طبيعياً.

من خلال نتائج اختبار التوزيع الطبيعي للأخطاء نلاحظ أن القيمة الاحتمالية ل **jarque - Bera** أصغر من 0.05 أي ($0.05 >$) $pro = 0.000877$ و بالتالي الأخطاء لا تتوزع توزيعاً طبيعياً.

-اختبار الارتباط التسلسلي للأخطاء:

الجدول رقم (4): نتائج اختبار الارتباط التسلسلي للأخطاء

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	0.237478	Prob. F(2,14)	0.7917
Obs*R-squared	0.787496	Prob. Chi-Square(2)	0.6745

المصدر: من مخرجات Eviews10

H0: عدم وجود ارتباط تسلسلي للأخطاء

H1: وجود ارتباط تسلسلي للأخطاء

يظهر لنا من خلال اختبار الارتباط الذاتي للأخطاء **Godfrey-breush (LM – test)** ان إحصائية $F = 0.7917$ أكبر من القيمة الحرجة 5%، ومنه نقبل الفرضية الصفرية أي انه لا يوجد ارتباط تسلسلي للأخطاء في النموذج.

- اختبار ثبات تباين الأخطاء:

الجدول رقم (5): نتائج اختبار ثبات تباين الأخطاء

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey			
F-statistic	2.558371	Prob. F(7,16)	0.0567
Obs*R-squared	12.67544	Prob. Chi-Square(7)	0.0804
Scaled explained SS	13.64310	Prob. Chi-Square(7)	0.0579

المصدر: من مخرجات Eviews10

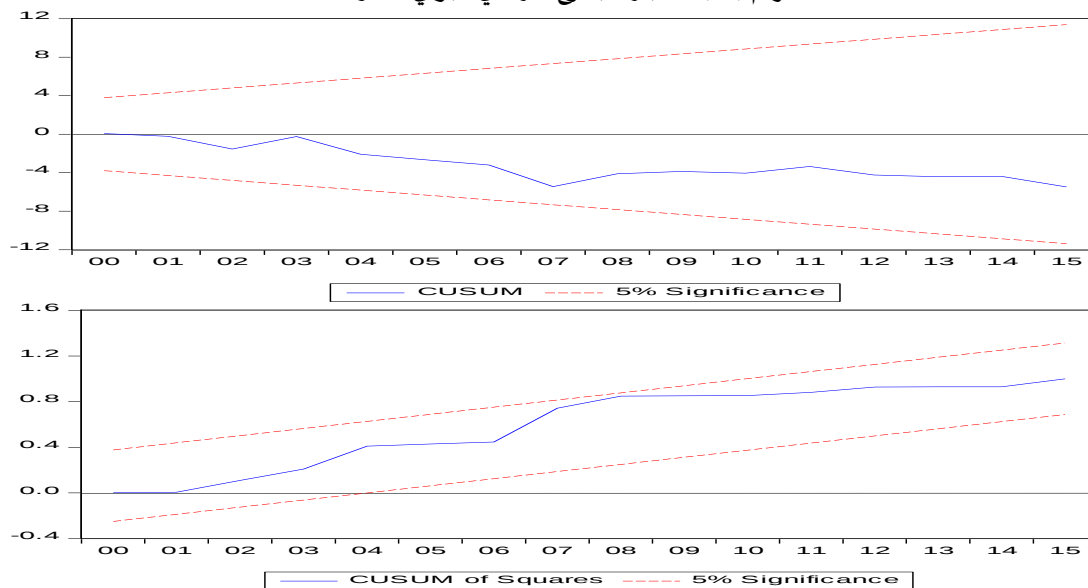
H0: وجود ثبات التباين

H1: عدم وجود ثبات التباين

من خلال نتائج الجدول نلاحظ أن إحصائية $F=0.0567$ أكبر من القيمة الحرجة 5% ومنه نقبل الفرضية الصفرية أي يوجد ثبات التباين للأخطاء.

- اختبار الاستقرار الهيكلية لمعاملات النموذج: يتمثل هذا الاختبار في دراسة الاستقرار الهيكلية للمعاملات في الأجلين القصير والطويل، أي خلو البيانات المستخدمة في هذه الدراسة من وجود أي تغيرات هيكلية فيها عبر الزمن، وللتحقق من ذلك نجد عدة اختبارات أهمها اختبار المجموع التراكمي للبواقي المعادة (cusum test)، حيث يتحقق الاستقرار الهيكلية إذا وقع الشكل البياني لإحصائية cusum داخل الحدود الحرجة عند مستوى المعنوية 5% وفي حالة انتقال الشكل البياني خارج الحدود عند نفس مستوى المعنوية 5% فإن المعاملات غير مستقرة.

الشكل رقم (16): اختبار المجموع التراكمي للبواقي المعادة Cusum



المصدر: من مخرجات Eviews10

من خلال الشكلين نلاحظ أن المنحنى البياني لا يتجاوز حدود الثقة عند مستوى المعنوية 5%، مما يجعل المقدرات ثابتة، وبالتالي يمكن القول أنه يوجد نموذج وحيد للدراسة.

- اختبار الحدود Bounds test: يهدف اختبار منهج الحدود إلى دراسة العلاقة التوازنية طويلة الأجل بين متغيرات الدراسة وهذا من خلال القيمة الإحصائية لفيشر ومقارنتها بالقيم المجدولة لهذا الاختبار، حيث يركز هذا الاختبار على الفرضيات التالية:

H0: لا توجد علاقة توازنية طويلة الأجل.

H1: توجد علاقة توازنية طويلة الأجل.

الجدول رقم (6): نتائج اختبار bounds test:

F-Bounds Test		Null Hypothesis: No levels relationship		
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
Asymptotic: n=1000				
F-statistic	11.78319	10%	3.8	3.8
k	0	5%	4.6	4.6
		2.5%	5.39	5.39
		1%	6.44	6.44
Finite Sample: n=35				
Actual Sample Size	24	10%	3.98	3.98
		5%	4.945	4.945
		1%	7.35	7.35
Finite Sample: n=30				
		10%	4.025	4.025
		5%	5.07	5.07
		1%	7.595	7.595

المصدر: من مخرجات Eviews10

يتم تفسير نتائج الجدول أعلاه على أساس :

- اذا كانت قيمة **F- stat** اكبر من الحد العلوي **Bound I(1)** للقيم الحرجة، فإننا نرفض فرضية العدم بعدم وجود علاقة تكامل مشترك .

- أما اذا كانت قيمة **F- stat** اقل من الحد الأدنى **Bound I(0)** للقيم الحرجة، فإننا نقبل فرضية العدم بعدم وجود علاقة تكامل مشترك.

وحسب نتائج الجدول أعلاه فان قيمة $F=11.78319$ اكبر من الحد العلوي من القيمة الحرجة عند مختلف درجات المعنوية 10%، 5%، 2.5%، 1%، والتي كانت قيمها على التوالي: 3.8، 4.6، 5.39، 6.44، ومنه نرفض فرضية العدم ونقبل الفرضية البديلة التي تنص على وجود علاقة طويلة الأجل.

كما كانت قيمة $F=11.78319$ اكبر من الحد السفلي من القيمة الحرجة عند مختلف درجات المعنوية 10%، 5%، 2.5%، 1%، والتي كانت قيمها على التوالي: 3.8، 4.6، 5.39، 6.44. ومنه نرفض فرضية العدم ونقبل الفرضية البديلة التي تنص على وجود علاقة تكامل مشترك.

5-التحليل الاقتصادي: يرجع للتحليل الاقتصادي للدراسات السابقة، وكذا النتائج المحصل عليها، نلاحظ أن المتغيرات $(lcp(-1), linfi, lltc)$ معنوية عند 10% و (lrc, lrx, lrm) معنوية عند 5%، والتي لها تأثير ديناميكي على التضخم المحلي، حيث ان: ارتفع المؤشر العام للأسعار الاستهلاكية للفترة سابقة بوحدة واحدة يؤدي إلى ارتفاع التضخم المحلي بـ 0.46 وحدة، وهذا ما يعكس الية التكيف الجزئي بين المستوى المتوقع والمستوى الفعلي للتضخم المحلي، فالأعوان الاقتصاديين يبنون توقعاتهم التضخمية ببطء وتدرجيا تبعا لمعلومة جديدة بناء على تطورات الفترة السابقة، كما ان سياسة دعم الاسعار تجعل من تغيرات الاسعار في مجموعة من السلع الاساسية منخفضة، في الاجل الطويل، وهذا راجع حاجة المواطنين اليومية للمنتجات الغذائية، الأحذية والملابس، السكن والأثاث، وأهم خدمات المتمثلة في الصحة، النقل، الاتصال والتعليم،...وهذا ما أدى الى زيادة الطلب هذه المنتوجات، وبالتالي ارتفاع التضخم في السنوات التي تليها، خاصة في سنوات التسعينات، حيث شهدت هذه الفترة انخفاض في اسعار البترول، وكذا تحرير العملة الوطنية، والتجارة الخارجية، ولكن الانتاج المحلي بقي على حاله (يكاد ينعدم)، مما زاد في ارتفاع معدلات البطالة فأثر ذلك على ارتفاع معدل التضخم من سنة الى اخرى خلال هذه الفترة، ليصل الى 29.77% سنة 1995 ومقابل ذلك بقية الكتلة النقدية تشهد تزايدا، مما ساهم توسع الفجوة التضخمية، اما بالنسبة لفترة الألفينيات فقد

عرفت بمرحلة برامج الانعاش الاقتصادي، والتي تهدف إلى تخفيض معدلات البطالة مع السماح بمعدلات تضخم مرتفعة نوعاً ما، في إطار تطبيق برنامج التصحيح الهيكلي بالتعاون مع صندوق النقد الدولي بتمكن الجزائر فيها بالمحافظة على استقرار الأسعار من أجل السيطرة على التضخم، يفسر بأثر القدرة الشرائية الناتج، عن ارتفاع أجور الموظفين العمومي والأجر الوطني القاعدي في إطار ضعف العرض، حيث انخفض الناتج الوطني الخام من معدل نمو 27.5% سنة 2000 إلى 4.76% سنة 2001، مما أدى إلى عودة الأسعار للارتفاع غير أنها انخفضت في سنة 2002، حيث وصل معدل التضخم إلى 1.41%، ليرتفع بعدها إلى 16.9% في سنة 2007، ويعود هذا التضخم إلى تظافر ظاهرتان لدفع الأسعار نحو الزيادة، من جهة ارتفعت أسعار المنتجات الغذائية بقوة، لاسيما أسعار المنتجات الفلاحية الطازجة، ومن جهة أخرى ارتفاع أسعار المنتجات ذات صلة بالواردات، حيث كانت عرضة للصدمات على مستوى الزيادات القوية في الأسعار العالمية، خصوصاً زيادة أسعار الحبوب والمنتجات الحليبية وهي سلع غذائية تستوردها الجزائر بكميات معتبرة، وكذلك الزيادة السكانية. ومنه زيادة الاستهلاك، فالأسعار تعرف ارتفاعاً بنسبة معينة سنوياً غير أنها لا تكون محسوسة، أما إذا حصل وأن عرف سعر السلع الغذائية في السوق الدولية تقلبات نحو الارتفاع، فلا محالة أنه سيؤثر على السعر المطبق في الداخل بالزيادة، حيث شهدت السنوات التي تلت ارتفاع لمعدل التضخم في الجزائر، مع حدوث تقلبات نتيجة تأثر الأسعار المحلية بالأسعار العالمية، وذلك بالنظر لعدم مرونة العرض على المدى قصير الأجل للعديد من المواد الاستهلاكية المواد الغذائية الطازجة، والسلع الاستهلاكية الصناعية المنتجة محلياً، هذا ولا تزال المحددات الأخرى المرتبطة باختلالات الأسواق قائمة، وذلك نظراً لضعف التقدم في مجال تنظيم الأسواق والمنافسة.

كما أن ارتفاع التضخم المستورد بوحدة واحدة يؤدي إلى ارتفاع التضخم المحلي بـ 0.55 وحدة، فالمرونة التي يلعبها التضخم المستورد في تأثير على معدل التضخم المحلي، بسبب الانتقال إلى اقتصاد السوق، حيث عملت الجزائر على تحرير التجارة الخارجية، لزيادة انفتاحها واندماجها في الاقتصاد العالمي، مما جعل اقتصادها شديد الحساسية للمؤثرات الخارجية كالتضخم المستورد، إذ سجل أعلى معدل له سنة 1995 بـ 2.69، وكانت هذه السنة نقطة الانفتاح التجاري للجزائر. وكذا ضعف جهاز الانتاج المحلي، لقد تأثر معدل التضخم المحلي، بسبب ازدياد أسعار السلع الغذائية في الأسواق العالمية بوتيرة بطيئة لكون أن الاقتصاد الجزائري يعتمد بنسبة كبيرة على الاستيراد، مما جعل التضخم المحلي رهينة التضخم الاجنبي أي المستورد من الشركاء الاقتصاديين.

ارتفاع الكتلة النقدية بوحدة واحدة يؤدي إلى ارتفاع التضخم المحلي بـ 1.93 وحدة، يعني ان ارتفاع نمو المعروض النقدي، بمعناه الواسع باعتبار الكتلة النقدية M2 خارج ودائع قطاع المحروقات والودائع بالعملة الصعبة، تشكل مقابل لصافي الموجودات الخارجية والموجودات الداخلية المجرة بنمو القروض للاقتصاد، يؤدي إلى ارتفاع التضخم المحلي بنسبة أكبر عما سبق، لكون ان الزيادة في الكتلة النقدية كانت تخصص لبناء البني التحتية وليس لقطاع ذات طابع انتاجي، أي زيادة في الكتلة لم يقابلها الزيادة في الانتاج، مع فشل برنامج الاستقرار شرعت الجزائر في تطبيق اتفاق القرض الموسع، وانهاج سياسة نقدية توسعية، خاصة منذ بداية سنة 2000 إلى غاية 2010، نتيجة الارتفاع المحسوس في أسعار البترول. ومع ظهور فائض السيولة في 2001، أصبحت أدوات إدارة السيولة بمثابة أدوات الرئيسية للسياسة النقدية، كما انها عرفت تطوراً ملفتاً في تلك الفترة بحيث تم اضافة في افريل 2002 تسهيلات مزاد الإيداع لمدة 7 ايام، ليتم اضافة تسهيلات مزاد الإيداع لمدة 06 اشهر في جانفي 2015، كرد فعل على ارتفاعات الحادة في معدل التضخم. كما ان البنك المركزي الجزائري لم يعد يمثل مصدر عرض سيولة لفائدة البنوك التجارية، لأنه أخذ سيرا معاكساً، وذلك اعتباراً من سنة 2002، بتطوير وسائل امتصاص فوائض السيولة في السوق البنكية كما ساهمت العديد من العوامل في تحسن الوضع النقدي في الجزائر ودفعه نحو التوسع. إن التوسع في نفقات الميزانية، خصوصاً الارتفاع الكبير في النفقات الجارية الهادفة إلى الحد من هذه الظاهرة، غذي أثر الأسعار، ومن تم صعوبة إدارة السياسة النقدية من قبل بنك الجزائر، وفقاً للإطار القانوني الجديد المتضمن استهداف التضخم، خاصة وأن سنة 2011 تعتبر السنة الأولى في هذا المجال، والتي تميزت أيضاً بتقلبات في الأسعار العالمية للسلع الأساسية. بالرغم من حدة فائض السيولة الهيكلي في ظرف توسع نقدي متزايد في سنة 2011 ساهمت الإدارة المنظمة للسياسة النقدية، من طرف بنك الجزائر في احتواء

الضغوطات التضخمية، ذات الطبيعة الداخلية، والمغذة بالصدمة على الأسعار الداخلية في بداية السنة، في ظرف يتميز باستمرار التوسع القوي للنفقات العمومية الجارية، حتى ولو كان المجمع النقدي بالمفهوم الواسع يبقى على المدى الطويل المحدد الرئيسي للتضخم. كم تسبب التمويل غير التقليدي منذ سنة 2014 في زيادة التضخم المحلي (ارتفاع المستمر في أسعار الاستهلاك) لكون ان طباعة النقود خصصت لتمويل العجز في ميزانية الدولة، ولم تكن مرتبط بحجم انتاج الدولة، اي ان حجم الكتلة النقدية كان اكبر من حجم الاقتصاد، والاحتياطي النقدي من العملات الاجنبية، واحتياطي الذهب، والسلع والخدمات التي تقدمها المؤسسات، فتسبب ذلك في انهيار القدرة الشرائية، وقيمة الدينار الجزائري، مع ارتفاع الاسعار، ومنه زيادة التضخم المحلي، اي وجود لا استقرار في الاقتصاد الجزائري.

ارتفاع سعر الصرف بوحدة واحدة يؤدي إلى انخفاض التضخم المحلي بـ 0.51 وحدة، حيث يمكن تفسير التناقض الحاصل في علاقة اسعار الصرف والتضخم المحلي في الاجل الطويل، الى امتناع السلطات الاقتصادية في الجزائر لتباع سياسة التمويل بالعجز في ظل ارتفاع احتياطيات الصرف، باعتبار ان هذه السياسة من اهم مصادر التضخم المحلي في دول العالم النامية، وكذا ادت سياسة استهداف التضخم من طرف بنك الجزائر، وتحديد معدل التضخم المستهدف عقب الاصلاحات النقدية التي أجريت سنة 2010، والتي تمثلت في صدور الامر رقم 04-10 المعدل والمتمم للأمر رقم 11-03 المتعلق بالنقد والقرض، والذي صدر بهدف التركيز على استقرار الاسعار كهدف اولي صريح للسياسة النقدية، وقيام مجلس النقد والقرض بالإعلان عن معدل التضخم المستهدف، والذي حدد بنسبة 04% ابتداء من سنة 2011، والسنوات الموالية لها، مع السماح بهامش تحرك $(\pm 01\%)$ ، بعدما كان 03% سابقا، ويعتبر ذلك اول اتجاه نحو استهداف التضخم بصفة مباشرة وصريحة، كما أرسى بنك الجزائر لنفس الغرض نموذج كمي لتقدير التوقعات حول معدل التضخم المستهدف ضمينا، مع تخفيض قيمة الدينار الجزائري، مما أدى الى تقليص معدل التضخم، بالإضافة الى ذلك انتاج بنك الجزائر لسياسة سعر الصرف عائم نسبيا ومدار في نفس الوقت، كما ان سعر الصرف في الجزائر كان مرهون بأسعار المحروقات المقطرة بالدولار، ووجود سوق صرف موازي يساهم في تمويل الاقتصاد الخفي عوض تمويل الاقتصاد الحقيقي .

ارتفاع مؤشر اسعار الواردات بوحدة واحدة يؤدي إلى ارتفاع التضخم المحلي بـ 0.81 وحدة، ففي ظل شلل الجاهز الانتاجي المحلي للجزائر، اتجه الاعوان الاقتصاديون للاستيراد المباشر من اجل تلبية الحاجيات الاقتصادية للمواطنين، كما ان التوسع في انجاز المشاريع الاقتصادية الصغرى والمتوسط فتح الباب لاستيراد مواد التجهيز المصنعة والنصف المصنعة، وحتى المواد الأولية، وكذا فتح ورشات الانشاء والبناء للطرق والكباري والسدود وتجمعات سكانية عجل في ارتفاع فاتورة الاستيراد، فأصبحت الجزائر سوق مفتوحة لجميع السلع المستوردة من مواد الغذائية والبسة الى مواد التجهيز والبناء، مما يؤدي الى ارتفاع التضخم المحلي. وهذا ما يوضحه المنحى التصاعدي للواردات الجزائرية، ابتداء من الاتفاق الاول للاستعداد الائتماني حتي نهاية برنامج دعم النمو الاقتصادي، فمتوسط نمو الاستيراد السنوي بأكثر من 73%، بين الاتفاق الاول للاستعداد الائتماني والاتفاق الثاني، ويعود ذلك الى مجموعة من الاسباب، كانت ضمن الاهداف المتفق عليها مع صندوق النقد الدولي، نذكر منها تحرير التجارة الخارجية، وتخفيض قيمة العملة المحلية، مما رفع قيمة الاسمية للواردات، الامر الذي انعكس سلبا على المستوى العام للأسعار، والتضخم المحلي، اين سجلت نهاية الفترة الثانية لاستعداد الائتماني، اعلى مستوى تضخم وصل الى 32%، واستمر نمو الواردات عبر مختلف البرامج الاقتصادية بمستويات مرتفعة، حيث بلغت اكثر من 130%، ما بين برنامجي الانعاش الاقتصادي ودعم نمو اقتصادي، وباستمرار انخفاض الدينار الجزائري.

أما فيما يخص تأثير مؤشر اسعار الصادرات هي علاقة عكسية حيث أن ارتفاع مؤشر اسعار الصادرات بوحدة واحدة يؤدي إلى تراجع التضخم المحلي بـ 1.69 وحدة، على الرغم من ان قطاع المحروقات في الجزائر يمثل 98% من الصادرات، وان حجم الانتاج تحدده منظمة الدول المنتجة للبترول **opec**، الا ان الصادرات تساهم في انعاش العجز في ميزان التجاري اي ميزان المدفوعات، عن طريق تمويل الصناديق السيادية والتي تعتمد عليها الدولة في تغطية العجز في الموازنة العامة للدولة، مما يقلص من وتيرة التضخم المحلي. وكون ان الاقتصاد الجزائري اقتصاد ريعي، يعتمد على الاستيراد اكثر من الانتاج المحلي.

6-الخاتمة:

بناء على الدراسة المقدمة في بحثنا هذا، تمكنا من استخلاص النتائج التالية:

ارتفع المؤشر العام للأسعار الاستهلاكية للفترة سابقة بوحدة واحدة يؤدي إلى ارتفاع التضخم المحلي بـ 0.46 وحدة، أي وجود علاقة طردية.

كما أن ارتفاع التضخم المستورد بوحدة واحدة يؤدي إلى ارتفاع التضخم المحلي بـ 0.55 وحدة، أي وجود علاقة طردية.

ارتفاع الكتلة النقدية بوحدة واحدة يؤدي إلى ارتفاع التضخم المحلي بـ 1.93 وحدة، أي وجود علاقة طردية.

ارتفاع سعر الصرف بوحدة واحدة يؤدي إلى انخفاض التضخم المحلي بـ 0.51 وحدة، أي وجود علاقة عكسية.

ارتفاع مؤشر أسعار الواردات بوحدة واحدة يؤدي إلى ارتفاع التضخم المحلي بـ 0.81 وحدة، أي وجود علاقة طردية.

أما فيما يخص تأثير مؤشر أسعار الصادرات هي علاقة عكسية حيث أن ارتفاع مؤشر أسعار الصادرات بوحدة واحدة يؤدي إلى تراجع التضخم المحلي بـ 1.69 وحدة.

من خلال الدراسة القياسية للتضخم المحلي في الفترة الممتدة من 1995 إلى 2015، بالاعتماد على تطبيق الأدوات والأساليب الإحصائية والرياضية، لاحظنا أن التضخم المحلي يتأثر المؤشرات الكلية والمتمثلة في: أسعار الواردات وأسعار الصرف، الكتلة النقدية، وأسعار الصادرات.

إن الانفتاح المباشر للاقتصاد الجزائري على الأسواق العالمية يزيد من حدة التضخم المستورد، فارتفاع أسعار السلع والخدمات في الأسواق الدولية كان له أثر كبير على المستوى العام للأسعار، جراء الانتقال المباشر لآثار الأسعار العالمية محليا.

بعد هذه الاستنتاجات المبدئية، والتي توصلنا إليها من خلال القراءات المتعددة والاطلاع على دراسات سابقة، تمكنا من تقديم بعض الاقتراحات، والتي نراها حسب رأينا واقعية في التخفيض من حدة التضخم المحلي، والمحافظة على معدلاته عند مستويات معقولة، وتمثل هذه الاقتراحات في ما يلي:

العمل على الحد من أثر القناة المباشرة للتضخم المستورد (الأسعار العالمية على الأسعار المحلية)، عن طريق إحلال السلع المستوردة التي لها ثقل نسبي في سلة المستهلك الجزائري، خصوصا السلع الغذائية، بغية الحد من آثار أزمة الغذاء العالمية على الأسعار المحلية، وذلك عن طريق تنويع الاقتصاد بالتوسع في الأنشطة خارج قطاع المحروقات، وكذا تشجيع كل أنواع الاستثمار الأجنبي خارج قطاع المحروقات، عبر مشاريع الشراكة للاستفادة من الخبرات والتكنولوجيا العالمية، من أجل التقليل من التكاليف الإنتاجية، وكذا التحكم في عرض النقود، بحيث تتوافق معدلات نموه الحقيقية مع معدلات النمو للناتج المحلي الإجمالي.

وبواسطة ربط العلاقة بين سياسة الأجور كعامل محدد للطلب الداخلي، ومعدلات الإنتاجية خارج قطاع المحروقات، كعامل معبر عن العرض الكلي، من أجل التقليل من التكاليف الإنتاجية، وأيضا إتباع سياسة لسعر الصرف أكثر مرونة في ظل تزايد عائدات المحروقات.

أي أنه من أجل كبح التضخم المحلي، يجب تفعيل آليات السياسات الاقتصادية، بواسطة أدواتها المالية والنقدية، لتحقيق مزيد من الاستقرار الاقتصادي.

7-المراجع:

- 1-التقرير السنوي لبنك الجزائر 2007 التطور الاقتصادي والنقدي في الجزائر، نوفمبر 2008.
- 2-التقرير السنوي لبنك الجزائر 2012 التطور الاقتصادي والنقدي في الجزائر، نوفمبر 2013.
- 4- التقرير السنوي لبنك الجزائر 2013 التطور الاقتصادي والنقدي في الجزائر، ديسمبر 2014.
- 5-التقرير السنوي لبنك الجزائر 2015 التطور الاقتصادي والنقدي في الجزائر، نوفمبر 2016.
- 6-التقرير السنوي لبنك الجزائر 2016 التطور الاقتصادي والنقدي في الجزائر، سبتمبر 2017.
- 7- التقرير السنوي لبنك الجزائر 2017 التطور الاقتصادي والنقدي في الجزائر، جويلية 2018.
- 8-التوجهات المالية والنقدية لسنة 2015 والتسعة اشهر أولى من سنة 2016 وسياسات التصدي والمرافقة في ظرف الصدمة الخارجية المستمرة تدخل محافظ بنك الجزائر امام المجلس الشعبي الوطني.
- 9-حوصلة حول التطورات النقدية والمالية لسنة 2017 وتوجهات سنة 2018 تدخل محافظ بنك الجزائر امام المجلس الشعبي الوطني، ديسمبر 2018.

O.N.S, “ Indice des Prix a La Consommation”, N°278, Alger2019.

<http://www.ons.dz/-Prix-a-la-consommation-.html>.