



أثر الانفتاح التجاري على التضخم في الجزائر

دراسة قياسية باستخدام نموذج الانحدار الذاتي للضغوط الزمنية الموزعة ARDL خلال الفترة (1980-2018)

The impact of Trade openness on inflation in Algeria An application of the ARDL approach during the period (1980-2018)

أويابة صالح

1- كلية العلوم الاقتصادية والتجارية وعلوم التسيير، جامعة غرداية،

ouyaba.salah@univ-ghardaia.dz

تاريخ القبول: 2020-05-05

تاريخ الاستلام: 2019-12-22

ملخص -

عالجت هذه الدراسة العلاقة بين الانفتاح التجاري والتضخم في الجزائر، باستخدام سلاسل زمنية تغطي الفترة من سنة 1980 إلى 2018، وقد تم تطبيق نموذج الانحدار الذاتي للضغوط الزمنية الموزعة (ARDL)، بهدف استخراج العلاقة طويلة وقصيرة الأجل بين التضخم والانفتاح التجاري، وتشير النتائج التجريبية إلى أن الانفتاح التجاري له تأثير على التضخم في الأجل القصير فقط.

الكلمات المفتاحية -

الانفتاح التجاري، سعر الصرف، عرض النقود، التضخم، نموذج ARDL

Abstract -

This Study Empirically Examines Relationship Between Trade Openness And Inflation In Algeria, Using An Annual Dataset That Covers The Period Of 1980 To 2018. Autoregressive Distributed Lag (ARDL) Approach Has Been Applied To Try To Discover The Long-Run And Short-Run Relationships Between The Inflation Rate And Trade Openness. The Empirical Analysis Shows That A Negative Short-Run Relationship And In The Long-Run Relationship There Is No Relationship Between Trade Openness And Inflation In Algeria.

Key Words-

Trade Openness, Exchange Rate, Money Supply, Inflation, ARDL Model

1. - مقدمة :

أخذ التضخم حيزا مهما من الدراسات الاقتصادية قديما وحديثا، محاولة منها لتفسير طبيعة الظاهرة، ومن بين أهم المدارس التي عالجت التضخم المدرسة الكلاسيكية والتي أرجعتها إلى سبب زيادة عرض النقود فيما يعرف بالنظرية الكمية للنقود، في حين يعتبر كينز أن سبب التضخم هو فائض الطلب الكلي عن العرض الكلي والذي ينعكس في ارتفاع المستوى العام للأسعار، كما يرى عدم فعالية السياسة النقدية في كبح الضغوط التضخمية، ويرى الحل من خلال التوجه نحو السياسة المالية لتخفيض الطلب الكلي من السلع والخدمات، ودفع الإنتاج الحقيقي نحو تغطية فائض الطلب، غير أن تفاقم ظاهرة البطالة مع ارتفاع معدلات التضخم حال دون تطبيق السياسة المالية لوحدها للخروج من إشكالية التضخم الركودي، فازداد الاهتمام بأفكار ميلتون فريدمان، الذي يرى أهمية استخدام السياسة النقدية إلى جانب السياسة المالية. والتضخم ينتج عن تفاعل مجموعة من العوامل المحلية والخارجية، فانتشار التضخم على المستوى العالمي، وزيادة مساهمة التجارة في مجمل النشاط الاقتصادي في معظم الدول والانفتاح على العالم الخارجي، والاعتماد على الخارج في سد جزء مهم من حاجات الدول سواء سلع استهلاكية نهائية أو

نصف مصنعة أو مواد أولية أو وسائل إنتاج واستثمارات وانتقال رؤوس الأموال، كل هذا من شأنه أن يجعل الأسعار المحلية تتأثر بالتغيرات على المستوى العالمي. وتشير دراسة لـ (David Romer, 1993) أن الاقتصاديات المغلقة تميل إلى ارتفاع التضخم، فالبنوك المركزية في دولة أكثر انفتاحا تكون سياساتها النقدية أكثر انضباطا من الدول الأقل انفتاحا بسبب تقلبات العملة وتأثيرها على التوازن النقدي، حيث يرى (Tytell & Wei, 2004) أنه في عالم أكثر اندماجا وأكثر انفتاحا وتكاملا ستضطر البنوك المركزية إلى اعتماد أفضل السياسات من أجل الحفاظ على التضخم منخفضا¹، كما أن الانفتاح التجاري يؤدي إلى انخفاض التضخم بشكل غير مباشر من خلال زيادة المنافسة وزيادة الإنتاجية المحلية من خلال أربع قنوات كما حددها (Grossman & Helpman, 2015) والمتمثلة في نقل المعرفة التقنية، زيادة المنافسة، والابتكار، ونقل التكنولوجيا².

ومع نهاية الثمانينات بدأت الجزائر سياسة الإصلاح الاقتصادي مع تفاقم الاختلال في ميزان المدفوعات بسبب تراجع إيرادات الصادرات والحاجة إلى الاستيراد وارتفاع معدلات التضخم، ومع زيادة الصعوبات المالية وانهايار أسعار البترول سنة 1986، مما أدى إلى انخفاض حصيللة الصادرات بحوالي 40% في سنة واحدة، وتقليص الواردات الشيء الذي أثر على الجهاز الإنتاجي وبالتالي انخفاض كبير في حجم الناتج الوطني، وهذا دفع الجزائر إلى تطبيق سياسة التكييف الهيكلي في التسعينات من القرن الماضي بدعم ومرافقة من صندوق النقد الدولي والبنك الدولي في إطار اتفاقية الاستعداد الائتماني stand-by سنة 1994، واتفاقية تسهيل التمويل الموسعة سنة 1995، بهدف دمج الاقتصاد الوطني في اقتصاد السوق العالمي والانفتاح التجاري.

وتهدف هذه الدراسة إلى محاولة تسليط الضوء على الانفتاح التجاري في الجزائر ومدى تأثيره على التضخم، وذلك بتطبيق نموذج الانحدار الذاتي

¹ Irina Tytell, Wei Shang Jin, "Does financial globalization induce better macroeconomic policies?", International Monetary Fund, Working Paper, 2004, pp 1-41.

² Grossman Gene, Elhanan Helpman, "Globalization and growth", The American Economic Review, vol. 105, no 5, 2015, pp 100-104.

للفجوات الزمنية الموزعة (ARDL)³، بغرض دراسة تأثير تغيرات وتطورات المتغيرات في الأجلين القصير والطويل.

على ضوء ما تقدم يمكن طرح الإشكالية التالية :

الإشكالية : هل توجد علاقة سببية طويلة وقصيرة الأجل بين الانفتاح التجاري والتضخم في الجزائر؟

وكم نطلق منهجي، تسعى هذه الدراسة إلى اختبار الفرضية التالية :
هناك علاقة طردية طويلة وقصيرة الأجل بين الانفتاح التجاري والتضخم.
وقد تم تقسيم الدراسة إلى ثلاثة محاور رئيسية، يتعلق المحور الأول بالدراسات السابقة؛

أما المحور الثاني فقد تناول "الانفتاح التجاري والتضخم في الجزائر"؛
والمحور الأخير شمل التحليل القياسي للمتغيرات المؤثرة على التضخم في الجزائر، خلال الفترة (1980-2018) باستعمال برنامج التحليل الإحصائي (EViews.10)، وطريقة الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة (ARDL).

1. الدراسات السابقة :

في دراسة لـ (David Romer, 1993) دلت نتائجها أن متوسط معدلات التضخم أقل في الاقتصادات الأصغر والأكثر انفتاحا، في حين تميل إلى الارتفاع في البلدان المغلقة، حيث أن البنوك المركزية في الاقتصادات الأكثر انفتاحاً على التجارة، تجد أن تقلبات العملة المفاجئة تجعل السلطة النقدية أكثر انضباطا من نظيراتها في الاقتصاد المغلق، كما توصل (Romer, 1993) إلى أن العلاقة عكسية بين الانفتاح والتضخم.

في حين تتحدى (Cristina T. Terra, 1998) النتائج التي توصل إليها Romer حيث ترى أن العلاقة السلبية بين التضخم والانفتاح تقتصر على البلدان المثقلة بالديون ويتضح ذلك أكثر خلال فترة أزمة الديون في الثمانينات، وتظهر هذه الدراسة أن علاقة الانفتاح والتضخم تختلف بين البلدان باختلاف الفترات.

وفي دراسة لـ (William C. Gruben a & Darryl Mcleod 2004) أعاد النظر في نتائج Romer و Terra، حيث تشير النتائج إلى الارتباط السلبي بين الانفتاح

³ (ARDL : Approach Cointegration the Auto Regressive Distributed Lag framework) ويسمى أيضا باختبار الحدود (The Bounds Test).

والتضخم في التسعينيات في جميع مجموعات البلدان، وعلى عكس فرضية (Terra, 1998) باستثناء فترة الثمانينات، فإن علاقة الانفتاح والتضخم أكثر أهمية بين البلدان الأقل مديونية، وتميل الاقتصادات الأكثر انفتاحاً أيضاً إلى أن يكون التضخم أقل تقلباً والعلاقة العكسية بين الانفتاح والتضخم أكثر قوة مما توحي به الدراسات السابقة، وإن كان ذلك فقط في التسعينيات، كما ترى هذه الدراسة أن تأثير الانكماش في الانفتاح أقوى في البلدان ذات أسعار الصرف العائمة، وتدعم هذه النتائج الرأي القائل بأن الانفتاح التجاري يرتبط بانخفاض التضخم، خاصة خلال فترة الانكماش العالمي في التسعينيات.

وفي دراسة لـ (Mark A. Wynne and Erasmus K. Kersting, 2007) يرى وجود علاقة سلبية بين الانفتاح والتضخم على المدى الطويل، كما أن انخفاض معدل التضخم لا يرتبط فقط بالانفتاح على التجارة فقط بل أيضاً الانفتاح على تدفقات العمالة ورأس المال.

وعلى عكس الدراسات السابقة فإن النتائج التي وصل إليها (Muhammad Zakaria, 2010) إلى وجود علاقة إيجابية قوية بين الانفتاح التجاري والتضخم في باكستان، بالإضافة إلى تأثير العوامل الأخرى مثل عرض النقود، العجز المالي، أسعار الصرف، التضخم الأجنبي، شروط التبادل التجاري والدين الخارجي.

وفي دراسة لـ (Mehdi Abbas, 2012) في دراسة تحليلية للانفتاح التجاري في الجزائر خلال الفترة (1986-2012)، وقد ميزت الدراسة بين ثلاث فترات للسياسة التجارية الجزائرية، وهي فترة التأميم والحماية (1986-1994)، الانفتاح تحت قيود المؤسسات الدولية (1994-1998) والفترة الثالثة وهي محاولة السيطرة على الانفتاح (1999-2012)، وقد خلصت الدراسة إلى فشل سياسة الانفتاح تحت تأطير المؤسسات الدولية لعدم وجود إطار مؤسسي مناسب، والانفتاح التجاري الذي شهدته الجزائر خلال فترة الدراسة كانت كرد فعل لانخفاض أسعار النفط وانخفاض الإيرادات البترولية، ويرى الباحث أنه يجب التركيز على النمو والتنمية المحلية والاصلاحات الهيكلية، وليس التدابير الخاصة بتحرير التجارة الدولية، ويتساءل عن جدوى الانفتاح التجاري في ظل اقتصاد ريعي.

وفي دراسة لـ (Faqin Lin & all, 2017) خلصت إلى أن الانفتاح التجاري له تأثير سلبي كبير على التضخم في أفريقيا جنوب الصحراء الكبرى، وترتبط

زيادة نقطة مئوية واحدة في نسبة التجارة على الناتج المحلي الإجمالي بانخفاض في التضخم يبلغ حوالي 0.08 نقطة مئوية في السنة. وفي دراسة لحالة الجزائر لـ(شريف خيرة وبن شاعة محمد 2018)، توصلت الدراسة إلى وجود علاقة طويلة الأجل بين مؤشر أسعار المستهلكين والمعروض النقدي والانفتاح التجاري، كما توصلت إلى وجود علاقة عكسية ومعنوية إحصائياً بين الانفتاح التجاري والتضخم، ويكون هذا الأثر أقوى في الأجل الطويل.

2. الانفتاح التجاري والتضخم في الجزائر :

من الحقائق المسلم بها أن أي دولة مهما بلغت مستويات التقدم لديها لا يمكنها اتباع سياسة الاكتفاء الذاتي بصورة كاملة، ويؤدي الانفتاح التجاري إلى التخصص وتقسيم العمل الدوليين، وهي من أسباب قيام التجارة الدولية، ويؤدي تحرير التجارة الخارجية إلى التأثير على توسيع القاعدة الانتاجية وتطويرها وتحديثها ونقل التكنولوجيا، مما يؤدي إلى خفض الأسعار، كما أن تحرير الواردات يؤدي إلى تحفيز الإنتاج الوطني، وذلك بمنافسته للإنتاج الأجنبي في السوق المحلية أو حتى في الأسواق الأجنبية.

1.2 - الانفتاح التجاري :

يعرف على أنه تحرير النشاط التجاري بين الدول من القيود والحوجز الاقتصادية، ومن بين مؤشرات $\frac{\text{الصادرات} + \text{الواردات}}{\text{الناتج المحلي الإجمالي}}$ ، وهو إجمالي التجارة الخارجية كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي.

والانفتاح التجاري من وجهة نظر المؤسسات الدولية تعني التخلي عن السياسات المنحازة للتصدير و ضد الاستيراد باتباع سياسات حيادية بين التصدير والاستيراد، والتخلي عن القيود الكمية واستبدالها برسوم جمركية والتوجه نحو توحيدها بين الدول، وتخفيض قيمة الرسوم الجمركية المرتفعة والحد من درجة انتشارها، وبتيح التحرير التجاري العديد من المزايا أهمها :

- زيادة المنافسة وزيادة المبادلات التجارية الخارجية وتطوير المنتج المحلي؛

- التقليل من التزامات الحكومة الناجمة عن تكفلها بإجراءات التجارة الخارجية، وتحمل التكاليف الناجمة عن التحديد الإداري لأسعار الصرف؛
- الاندماج في الاقتصاد الدولي وذلك بإزالة الحواجز الجمركية وغير الجمركية.

2.2. - التضخم :

يرجع التضخم في جوهره إلى اضطراب قوى الإنتاج وعدم كفايتها في الوفاء بحاجات الأفراد المتزايدة، مع التدهور الملازم له في القوة الشرائية للعملة، كما يعني التضخم حالة الاختلال في الاقتصاد الوطني التي تتسم بوجود ميل راسخ للمستوى العام للأسعار للارتفاع على مدى من الزمن.

ويعرف كورتير التضخم بأنه الحالة التي تأخذ فيها قيمة النقود بالانخفاض، أي عندما تأخذ الأسعار بالارتفاع، واستنادا إلى بيجو فإن حالة التضخم هي عندما تصبح الزيادات في الدخل النقدي أكبر من الزيادات في كمية الإنتاج المتحققة.⁴

وبعد الظروف التي مرت بها الجزائر نهاية الثمانينات وعجزها عن توفير السيولة اللازمة لدفع أعباء الدين الخارجي، لجأت إلى صندوق النقد الدولي والبنك الدولي، وتم الاتفاق على عدة قرارات هامة منها رفع الدعم التدريجي على الأسعار، وتغييرات هيكلية في مجال السياسة النقدية، وإصلاح المنظومة المالية والنظام الضريبي والجمركي، وتحرير التجارة الخارجية، بهدف تحقيق التوازن الداخلي والخارجي ورفع النمو وتخفيض معدل التضخم من خلال ترسيخ قواعد اقتصاد السوق وتشجيع الاستثمارات الأجنبية المباشرة.

3.2. - تطور الانفتاح التجاري والتضخم في الجزائر :

بملاحظة الشكل رقم (01) نجد أن مؤشر الانفتاح التجاري الصادرات والواردة كنسبة من الناتج المحلي الاجمالي شهدت تذبذبا واضحا خاصة خلال بداية الفترة حيث تراجعت هذه النسبة بشكل ملحوظ بين (1980-1987) ليأخذ بعدها منحى متزايد ولكن بشكل متذبذب لتتحسن هذه النسبة مسجلة أعلى قيمة لها

⁴ ضياء مجيد الموسوي، الاقتصاد النقدي : قواعد - نظم - نظريات - سياسات - مؤسسات نقدية، دار الفكر، الجزائر،

سنة 2008 بنسبة 76.68%، ثم أخذت بالتراجع التدريجي لتستقر خلال نهاية الفترة.

أما بالنسبة للتضخم فشهدت معدلات التضخم في الفترة (1996-1990) ارتفاعا ملحوظا، وتعود الأسباب إلى التوسع في الإصدار النقدي، بالإضافة إلى سياسة التحرير التدريجي للأسعار، خاصة بعد إلغاء الدعم المالي لمعظم المواد الاستهلاكية الأساسية التي كانت تستفيد من دعم الخزينة العامة سنة 1992، وظهر هذا جليا خاصة بعد 1994 بعد اتفاقيات صندوق النقد الدولي مع الجزائر.

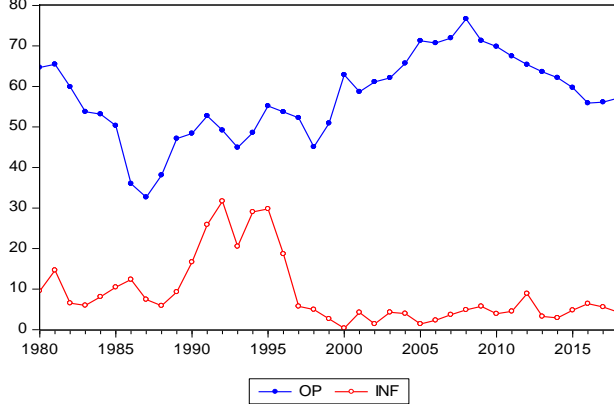
وخلال الفترة (1996-2000) أخذ التضخم منحى من التراجع الملحوظ حتى وصلت إلى أقل نسبة خلال فترة الدراسة 0.3% سنة 2000، بسبب السياسة المالية والنقدية المفروضة من قبل صندوق النقد الدولي على الجزائر، كما ارتفع في نفس الفترة مؤشر الانفتاح التجاري.

في حين شهدت الفترة (2001-2014) ارتفاعا محسوسا في معدلات التضخم بداية من 2001 وهي السنة التي شهدت بروز فائض السيولة البنكية مما رفع معدل التضخم إلى 4.2%، والتراجع المسجل سنة 2002 كان بسبب تباطؤ وتيرة ارتفاع أسعار المواد الغذائية، على عكس سنة 2003 الذي سجل ارتفاع في أسعار السلع الاستهلاكية، كما سجل في نفس الفترة تراجع مؤشر الانفتاح التجاري، أما ارتفاع التضخم المسجل سنتي 2007 و2008 يعود نسبيا بالأساس إلى التضخم المستورد بسبب قفزة التضخم على المستوى العالمي، بالإضافة إلى ارتفاع أسعار المنتجات الزراعية، حيث عرفت سنة 2007 زيادة في استيراد المنتجات الزراعية وتضخم تكاليف الاستيراد فهو تضخم مستورد، وبالنسبة لسنة 2009 فقد سجل التضخم ارتفاع ملحوظ بنسبة 5.70% والذي كان نتيجة مباشرة لارتفاع أسعار المواد الغذائية في السوق الدولية للعديد من المنتجات المستوردة كنتيجة مباشرة لارتفاع سعر الأورو مقابل الدولار، مع ارتفاع ملحوظ في الواردات من الخدمات حيث قفزت من 4.78 مليار دولار سنة 2006 إلى 11.68 مليار دولار سنة 2009.

ويعود ارتفاع معدلات التضخم في الجزائر خلال نهاية الفترة المدروسة إلى ارتفاع هام في سعر الصرف مما أدى إلى ارتفاع أسعار الواردات مقومة بالعملة

المحلية، وخاصة الغذائية منها كذا تأثر التضخم بالمنتجات الفلاحية خلال سنة 2015.

شكل 01 : الانفتاح التجاري والتضخم في الجزائر للفترة (1980- 2018)



المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات برنامج EViews.10

3. تقدير النموذج :

3.1 - البيانات ومنهجية الدراسة :

تستخدم هذه الدراسة بيانات سنوية للاقتصاد الجزائري تغطي الفترة الممتدة (1980-2018)، وتم اختيار بداية الفترة نظرا للتطورات التي شهدتها هذه المرحلة فيما يخص أسعار النفط وأثرها على الصادرات، وتراجع إيرادات العملة الصعبة مما تسبب في تراجع حجم الواردات، وكذلك تطورات التضخم وأسعار الصرف، حيث تم جمع البيانات من الديوان الوطني للإحصائيات (ONS) وقاعدة بيانات البنك الدولي (World Bank, 2019)، وتم تكملة البيانات الناقصة من مصادر أخرى بعد التحقق من جودتها.

أما منهجية الدراسة فتماشيا مع التوجهات الحديثة في تحليل السلاسل الزمنية، والتي تجعل من العلاقات الاقتصادية قابلة للقياس والتحليل الكمي، فإننا سنقوم باستخدام نموذج الانحدار الذاتي للفضوات الزمنية الموزعة (ARDL)، بغرض دراسة تأثير تغيرات وتطورات المتغيرات.

2.3. - نموذج الدراسة :

لدراسة العلاقة بين المتغير التابع والمتغيرات المستقلة، نستخدم نموذج انحدار خطي لدراسة دالة التضخم التي نود اختبارها عبر هذه الدراسة، والتنبؤ بقيم متغيراتها حيث تحمل الشكل الرياضي العام التالي :

$$INF = f(ER, IR, M2, OP) \dots \dots \dots (01)$$

أما الشكل القياسي للنموذج، فهو كما يلي :

$$INF_t = c + \beta_1 ER_t + \beta_2 IR_t + \beta_3 M2_t + \beta_4 OP_t + \varepsilon_t \dots \dots \dots (02)$$

المتغير التابع : (INF_t) معدل التضخم؛

المتغيرات المستقلة : وتتمثل في العناصر المؤثرة في التضخم وهي كما يلي :

1. **سعر الصرف** : (exchange rate)، (ER_t)، يؤثر سعر الصرف في التكاليف والأسعار من خلال ثلاثة مصادر رئيسية وهي أثر هذه التغيرات على قيمة الواردات من السلع الوسيطة والنهائية، وأثر هذا على أسعار السلع الأخرى في الاقتصاد وذلك بسبب تغير أسعار السلع الوسيطة من ناحية، وتغير الطلب على البدائل المحلية إن وجدت من ناحية أخرى، والأثر الثالث ناتج عن تغير الأجور النقدية في الاقتصاد بسبب محاولة أصحاب الأجور المحافظة على القوة الشرائية لدخولهم وذلك نتيجة لتغير المستوى العام للأسعار؛

2. **سعر الفائدة** : (Interest rate)، (IR_t) تؤثر أسعار الفائدة في قرارات الأفراد بتوزيع دخولهم بين الانفاق الاستهلاكي والادخار، وفي حجم الاستثمار الذي يقوم به رجال الأعمال حيث يعد تكلفة للمنتجين، فارتفاعها يرفع تكاليف الإنتاج، وبالتالي ارتفاع أسعار السلع المنتجة، وهو ما ينطوي على وجود علاقة طردية بين التضخم وسعر الفائدة، ومعظم الدراسة تشير إلى تأثير التضخم على أسعار الفائدة، حيث ارتفاع معدلات التضخم تؤدي إلى انخفاض سعر الفائدة الحقيقي، وهو ما يؤدي إلى رفع سعر الفائدة الإسمي لإعادة التوازن لسعر الفائدة الحقيقي، على غرار دراسة (Alessandro Cologni, Matteo Manera, 2008)؛

3. **عرض النقود بمعناه الواسع** : (Broad money)، (M2_t)، يولد الإفراط في العرض النقدي إفراطاً في الطلب على السلع والخدمات، الأمر الذي يؤدي إلى ارتفاع الأسعار، فالهزة النقدية المتأتية من نمو الأرصدة النقدية تؤدي إلى ارتفاع

معدلات التضخم، فأى نمو في عرض النقود سيولد ارتفاع مستمر في المعدل العام للأسعار؛

4. الانفتاح التجاري : (Trade openness)، (OPT)، حيث تنتقل العدوى التضخمية من الاقتصاد الأجنبي إلى الاقتصاد الوطني عن طريق شراء السلع والخدمات ذات الاستهلاك النهائي من الخارج، ويظهر هذا بوضوح في الاقتصاديات الصغيرة والمفتوحة مقارنة بالاقتصاديات الأخرى والتي تستورد معظم حاجياتها من السلع والخدمات، مما ينعكس على ارتفاع أسعار بيعها في الأسواق المحلية، كما يمكن انتقال التضخم عن طريق ارتفاع أثمان عناصر الإنتاج مثل المواد الأولية المستعملة في إنتاج سلع وخدمات محلية، مما يؤثر على ارتفاع تكلفتها، ومن جهة أخرى يؤثر تراجع الصادرات على الإيرادات الحكومية، كما أن زيادة السياسات الحمائية يؤدي إلى ارتفاع أسعار الواردات وهذا يرفع من التضخم، كما أن الانفتاح التجاري يؤدي إلى انخفاض التضخم بشكل غير مباشر من خلال زيادة المنافسة وزيادة الإنتاجية المحلية.

جدول 01 : تحديد متغيرات النموذج

المتغير	المؤشر	الرمز	الوحدة
المتغير التابع			
التضخم المحلي	النسبة المئوية للتغير في مؤشر أسعار المستهلكين.	Inf	نسبة مئوية
المتغيرات المستقلة			
سعر الصرف	كمتوسط سنوي استناداً للمتوسطات الشهرية (العملة المحلية مقابل الدولار الأمريكي).	ER	دولار(س. الجاري)
سعر الفائدة	هو السعر الذي تتقاضاه البنوك على القروض المقدمة للعملاء الرئيسيين.	IR	نسبة مئوية
عرض النقود	المعرض النقدي بمعناه الواسع (% من إجمالي الناتج المحلي).	M2	نسبة مئوية
الانفتاح التجاري	هي مجموع الصادرات والواردات من السلع والخدمات مقاسة كحصة من GDP	OP	نسبة مئوية

المصدر: من إعداد الباحث.

3.3 - تقدير نموذج الدراسة :

نتيجة لعدم تجانس بيانات السلاسل الزمنية، حيث أن كل من السلاسل (معدل التضخم وسعر الفائدة وعرض النقود والانفتاح التجاري) عبارة عن نسب

مئوية أما سعر الصرف مقدرة بالدولار الأمريكي بالأسعار الجارية، وبالتالي فإننا نتعامل مع اللوغاريتم الطبيعي لهذه السلاسل، كما يلي :

$$\ln INF_t = +\beta_1 \ln ER_t + \beta_2 \ln IR_t + \beta_3 \ln M2_t + \beta_4 \ln OP_t + \varepsilon_t \dots \dots \dots (03)$$

حيث :

C : معامل الكفاءة الذي يعكس قيمة التضخم بصورة مستقلة عن التغيرات في المتغيرات المستقلة؛

E : مقدار الخطأ، وهي بقية المؤشرات من غير متغيرات النموذج، والتي تؤثر على التضخم؛

$\beta_1 \dots \beta_4$: معلمات النموذج.

أولاً: اختبار التوزيع الطبيعي

من الضروري قبل بداية عملية التقدير، اختبار التوزيع الطبيعي للنموذج (Normality Test)، من خلال إجراء اختبار (Jarque & Bera,1987) ومن قراءة مخرجات برنامج Eviews.10، تأكد لنا قبول الفرض العدم (H_0) الذي يؤكد التوزيع الطبيعي للبواقي، باعتبار أن قيمة احتمالية (Jarque-Bera) بلغت (Probability=0.677822) وهي أكبر من مستوى المعنوية المفترض (5%).

ثانياً: اختبار الاستقرارية (السكون)

لتفادي الانحراف الزائف كما أشار لذلك (Granger & Newbold, 1974)، ولتحديد طريقة التقدير المناسبة، لابد من إجراء اختبارات "جذر الوحدة" (The Unit Root Test)، حيث تعاني غالبية السلاسل الزمنية من هذا الانحراف الزائف كما أشار لذلك كل من (Nelson & Plosser,1982) و (Peter,1986).

ولتحليل خصائص السلاسل الزمنية الأحادية المستعملة في الدراسة يجب التأكد من استقرارها، وفي حالة عدم استقرارها نلجأ إلى استخدام الجذر الأحادي الصاعد لكل متغيرة على حدى، باستخدام برنامج EViews.10، عن طريق استخدام اختبار (ADF: Augmented Dickey-Fuller test statistic) واختبار (PP: Phillips & Perron)، ويمكن تلخيص النتائج كما يلي :

جدول 02 : نتائج اختبار (ADF) للاستقرارية

		At Level				
		LnINF	LnER	LnIR	LnM2	LnOP
With Constant	t-Statistic	2.6746 ⁻	1.6979 ⁻	-3.2658	1.1908 ⁻	1.6776 ⁻
	Prob.	.08780	.42420	.02490	.66850	.43420
		*	No	**	No	No
With Constant & Trend	t-Statistic	3.0086 ⁻	0.6027 ⁻	-1.6447	1.2876 ⁻	2.3129 ⁻
	Prob.	.14320	.97310	.75470	.87600	.41720
		No	No	No	No	No
Without constant & Trend	t-Statistic	1.1045 ⁻	.40130	.27300	.37340	0.2785 ⁻
	Prob.	.23950	.79400	.75960	.78720	.57900
		No	No	No	No	No
		At First Difference				
		d(LnINF)	d(LnER)	d(LnIR)	d(LnM2)	d(LnOP)
With Constant	t-Statistic	8.6410 ⁻	3.9903 ⁻	-3.6465	4.8654 ⁻	4.6113 ⁻
	Prob.	.00000	.00380	.00950	.00030	.00070
		***	***	***	***	***
With Constant & Trend	t-Statistic	8.5270 ⁻	4.1381 ⁻	-3.8890	4.8214 ⁻	4.5730 ⁻
	Prob.	.00000	.01240	.02290	.00220	.00410
		***	**	**	***	***
Without constant & Trend	t-Statistic	8.7458 ⁻	1.3554 ⁻	-3.5905	4.9106 ⁻	4.6718 ⁻
	Prob.	.00000	.15940	.00070	.00000	.00000
		***	No	***	***	***

Notes: (*)10%; (**)5%; (***)1%. And (No) Not Significant.

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews.10

H₀ : الفرضية الصفرية، احتواء السلسلة الزمنية للمتغير على جذر الوحدة،

أي أنها غير مستقرة.

H_1 : الفرضية البديلة، عدم احتواء السلسلة الزمنية للمتغير على جذر الوحدة، أي أنها مستقرة.

من خلال مخرجات برنامج Eviews.10 المتعلقة باختبار (ADF) للكشف عن جذر الوحدة في الجدول رقم (02)، نلاحظ أنه عند المستوى (At Level) فإن المتغير التابع التضخم (INF) ساكن (مستقر) عند مجال الخطأ (10%) والمتغير المستقل سعر الفائدة (IR) عند مجال الخطأ (5%)، أما المتغيرات المستقلة الأخرى فإنها غير ساكنة، وهو ما يفضي إلى النتيجة الإحصائية التي مفادها أن النموذج غير ساكن عند المستوى، ما يستلزم اختبار سكونه عند الفرق الأول (At First Difference)، وهو الاختبار الذي أكد رفض الفرض العدم (H_0) القائل بوجود جذر الوحدة، وقبول الفرض البديل (H_1) القاضي بعدم وجود جذر الوحدة عند الفرق الأول، وهي نفس النتيجة التي أثبتتها اختبار (PP) مع بعض الاختلافات البسيطة، والذي استحدثه (Phillips & Perron, 1988)، حيث يختلف عن اختبار (ADF) بكونه لا يحتوي على قيم متباطئة للفرق.

ثالثا : اختبار التكامل المشترك

يحدد التكامل المشترك الأثر الطويل الأجل بين المتغيرات، وتوجد عدة طرق لإجراء اختبار التكامل المشترك، ولكل منها شروطها وحدودها، وسوف نقوم بإجراء اختبار التكامل المشترك من خلال أسلوب اختبار الحدود (F-Bounds Test) المطور من طرف (Pesaran, & Shin, & Smith, 2001).

وبعد قراءة مخرجات برنامج EViews.10 تأكد رفض الفرض العدم (H_0) القائل بعدم وجود تكامل مشترك، وقبول الفرض البديل (H_1) الذي يؤكد وجود تكامل مشترك بين متغيرات النموذج، أي أن الاختبار يثبت وجود علاقة طويلة الأجل بين المتغيرات التي يتكون منها النموذج، وهذا يعني أن المتغيرات تتحرك في نفس الاتجاه في الأجل الطويل، باعتبار أن القيمة المحسوبة (F-statistic=7.480187) أكبر من القيمة الجدولية للحد الأعلى ($I_{(1)}=4.000$) عند مستوى الدلالة (signif=5%) كما يبينه الجدول التالي :

جدول 03 : اختبار (Wald) لحساب إحصائية (F)

عدد المتغيرات المستقلة N	القيمة	الاختبار الإحصائي
4	.4801877	إحصائية F
الحد الأعلى I ₁	الحد الأدنى I ₀	المعنوية/ n=40
3.395	2.427	%10
4.000	2.893	%5
5.455	3.967	%1

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات برنامج EViews.10

رابعا : الاختبارات التشخيصية (الارتباط الذاتي، عدم التجانس، استقرارية

(النموذج)

1. **مشكل الارتباط الذاتي :** والذي سنكشف عليه باستخدام اختبار مضاعف لاغرانج (LM Test, Lagrange Multiplier)، ومن خلال مخرجات برنامج EViews.10 حيث تبين ما يلي :

قيمة احتمالية (Prob.F(2,25)=0.3685)، أكبر من مستوى المعنوية المفترض (5%)، أي أنها غير معنوية، ما يعني قبول الفرض العدم (H₀) القائل بعدم وجود مشكل الارتباط الذاتي، ورفض الفرض البديل (H₁) القائل بوجود مشكل الارتباط الذاتي، أي أن تباين الأخطاء متجانس ولا يوجد اختلاف تباين.

2. **عدم تجانس التباينات (Heteroskedasticity Test: ARCH) :**

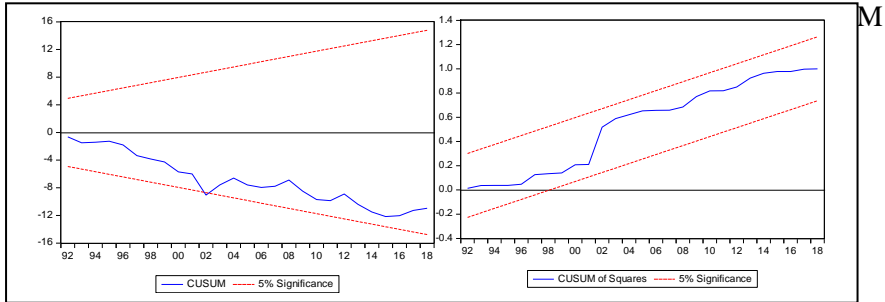
من خلال مخرجات برنامج (EViews.10) يمكن ملاحظة أن قيمة احتمالية الاختبار (Porob. F(1,34)=0.8592) أكبر من القيمة المحسوبة (F-statistic=0.031943)، كما أن قيمة احتمالية الاختبار غير معنوية عند مستوى المعنوية المفترض (5%)، ما يعني قبول الفرض البديل (H₁) القائل بوجود تجانس بين التباينات، ورفض الفرض العدم (H₀).

3. **اختبار الاستقرار الهيكلي للنموذج (Cumulative SUM) :**

يتحقق الاستقرار الهيكلي للنموذج عندما يقع الشكل البياني لإحصائية كل من (CUSUM) و(CUSUMSQ) داخل الحدود الحرجة عند مستوى المعنوية المفترض (5%)، وتكون المعاملات غير مستقرة إذا انتقل الشكل البياني لإحصاء الاختبارين خارج الحدود، ويستعمل الاختبار للتأكد من خلو المعطيات في هذه الدراسة من وجود أي تغييرات هيكلية فيها، ويوضح الاختبار أمرين مهمين هما

وجود أي تغير هيكلي في البيانات، ومدى استقرار وانسجام المعلمات الطويلة الأمد (Long Run Coefficients) مع القصيرة الأمد (Short Run Coefficients)، بالإضافة إلى أن هذا الاختبار من أهم الاختبارات المستخدمة والمصاحبة لمنهجية (ARDL) المستخدمة في هذه الدراسة.

شكل 02 : اختبار استقرارية النموذج باستخدام اختباري CUSUMSQ &



المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات برنامج EViews.10

بملاحظة الشكل رقم (02) الذي يبين نتائج اختبار (CUSUMSQ & CUSUM)، يتأكد لنا استقرار متغيرات الدراسة وانسجام في النموذج بين نتائج تصحيح الخطأ في المدى القصير والطويل، حيث وقع الشكل البياني لإحصاء الاختبارين لهذا النموذج داخل الحدود الحرجة عند مستوى المعنوية المفترض (5%)، بالتالي ليس هناك تغيير هيكلي في البيانات المستخدمة في الدراسة، كما يتضح أيضا من هذين الاختبارين أن هناك استقرار وثبات المقدرات وانسجام بين نتائج المعلمات عبر فترة الدراسة.

4. اختبار (Ramsey RESET: Regression Error Specification Test) :

والمتعلق بمدى ملائمة الصيغة الخطية لبيانات الدراسة، ومن خلال مخرجات برنامج EViews.10 نلاحظ قيمة احتمالية الاختبار (Prob.=0.3481)، أكبر من مستوى المعنوية المفترض (5%)، ما يعني قبول الفرض العدم (H_0) القائل بكون النموذج موصوف بشكل جيد، مما يعني ملائمة الصيغة الخطية لبيانات الدراسة.

5. معامل تصحيح الخطأ (ECM: Error correction model) :

من خلال مخرجات برنامج EViews.10 يمكن ملاحظة معامل التصحيح أن (Coefficient= -0.756124) سالب وهي قيمة مستوفية للشروط النظرية

للمعامل، خاصة الإشارة السالبة، كما أنه محصور بين [10،-]، ومعنوي باعتبار أن قيمة اختبار معنويته (Prob.=0.0000) أقل من مستوى المعنوية المفترض (5%)، هذه الشروط ستضمن وجود تقارب في النموذج مما يعني بشكل غير مباشر وجود علاقة طويلة المدى، وبالتالي فإن النموذج محل الدراسة يصحح الخطأ بنسبة 75.61% خلال فترة واحدة وهي سنة كاملة.

خامسا: اختبار معنوية النموذج ومعامل الارتباط

قبل عملية التقدير والاختبار من المهم جدا اختيار فترة الإبطاء المثلى، وطريقة (ARDL) من مميزات تحديد الحد الأمثل من الإبطاءات الزمنية تلقائيا من بين عدد كبير من الاحتمالات، والتي يستحيل التعامل معها يدويا، وهو التقدير الذي يقدم لنا أفضل نموذج للقياس، وبالاعتماد على معيار (AIC) ومن بين 162 نموذج تم تقديرها تم تحديد أفضل حد للإبطاء كما هي موضحة في الجدول رقم (04) كما يلي :

جدول 04 : الحد الأمثل من الإبطاءات الزمنية لمتغيرات النموذج وفق معيار (AIC)

متغيرات النموذج	LnINF	LnIR	LnER	LnM2	LnOP
الإبطاء Lag	1	1	2	0	1

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات برنامج EViews.10

من خلال مخرجات برنامج EViews.10 وبقراءة إحصائية فيشر-F (statistic=10.23200، أكبر من القيمة الجدولية، و Prob(F-statistic)=0.000001) أقل من مستوى المعنوية المفترض (5%)، وبالتالي نرفض الفرض العدم (H_0) ونقبل الفرض البديل (H_1) الذي يؤكد أن النموذج ذو معنوية إحصائية، وبالتالي يمكن الاعتماد عليه في التحليل الاقتصادي.

ولاختبار مدى تفسير المتغيرات المستقلة وتأثيرها على المتغير التابع التضخم ($LnINF$)، نستعمل معامل التحديد المعدل (Adjusted R-squared)، حيث بلغت $\bar{R}^2 = 0.697702$ وهذا يعني أن المتغيرات المستقلة تفسر بنسبة (69.77%) تغيرات معدل التضخم في الجزائر والنسبة المتبقية (30.23%) تفسرها متغيرات أخرى لم تدرج في هذا النموذج.

سادسا: نتائج تقدير النموذج والقراءة الاقتصادية

بالنسبة لاختبار معنوية معاملات النموذج، ومن خلال مخرجات برنامج EViews.10، نلاحظ أنه عند مستوى المعنوية (5%) في الأجلين القصير والطويل تبين أنه :

في الأجل الطويل :

جدول 05 : نتائج تقدير المعادلة رقم (03) ونتائج طويلة الأجل

Conditional Error Correction Regression				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-8.235255	.1346805	-1.603850	.12040
LNINF(-1)*	-0.756124	.1297580	-5.827191	0 .0000***
LNIR(-1)	.4864571	.7332640	.0271772	.0526*0
LNER(-1)	-0.550550	.2768670	-1.988500	.0570*0
LN2M	.3332661	.7302640	.8257311	.0790*0
LNOP(-1)	.6891690	.7013520	.9826290	.33450
D(LNIR)	.5487082	.7634740	.3383053	0 .0025***
D(LNER)	.4441321	.8295040	.7409591	.0931*0
D(LNER(-1))	.9708960	.7257440	.3377931	.19210
D(LNOP)	-3.652116	.1738121	-3.111331	0 .0044***
Levels Equation				
Case 2: Restricted Constant and No Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNIR	.9658901	.9862590	.993281	.0564*0
LNER	-0.728121	.3638390	-2.001215	.0555*0
LN2M	.7632891	.0328671	.7071791	.0993*0
LNOP	.9114490	.9555320	.9538650	.34860
C	-10.89140	.2855477	-1.494933	.14650

Notes: (*)10%; (**)5%; (***)1%. And (No) Not Significant, $R^2=0.773277$, Adjusted $R^2=0.697702$, F-statistic=10.23200, Prob(F-statistic)=0.000001.

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات برنامج EViews.10

فيما تتمثل معادلة التكامل المشترك الأجل الطويل فيما يلي :

$$EC = LnInf - (1.9659*LnIR - 0.7281*LnER + 1.7633*LnM2 + 0.9114*LnOP - 10.8914)$$

من خلال مخرجات برنامج EViews.10 في المدى الطويل والممثلة في الجدول رقم (05) نلاحظ عند مستوى المعنوية (5%)، أن الانفتاح التجاري (LnOP)، ليست ذو دلالة إحصائية باعتبار أن احتماليتها بلغت (Prob=0.3486) وهي أكبر من مجال الخطأ المسموح به، ما يعني أنه لا يمكن الاعتماد عليها في التحليل الاقتصادي في الأجل الطويل؛

في المقابل اكتسبت كل من سعر الفائدة (LnIR)، سعر الصرف (LnIR) وعرض النقود (LnM2) دلالة ومعنوية إحصائية عند مستوى المعنوية (10%) باعتبار أن احتماليتها بلغت على التوالي (Prob=0.0564)، (Prob=0.0555) و (Prob=0.0993)، فعلى المدى البعيد يَأثر كل من سعر الفائدة وعرض النقود (M2) على التضخم المحلي بشكل إيجابي فالعلاقة طردية فارتفاع سعر الفائدة بنسبة 1% يرفع من التضخم المحلي بنسبة 1.966%، وارتفاع عرض النقود بنسبة 1% يرفع من التضخم المحلي بنسبة 1.763% في حين نجد العلاقة عكسية بين سعر الصرف والتضخم، فارتفاع سعر الصرف بنسبة 1% تخفض من التضخم المحلي بنسبة 0.728121%.

في الأجل القصير :

جدول 06 : نتائج تقدير المعادلة قصيرة الأجل

ECM Regression				
Case 2: Restricted Constant and No Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNIR)	.5487082	.6042900	.2176914	.0002***0
D(LNER)	.4441321	.6116600	.3610032	.0257**0
D(LNER(-1))	.9708960	.5771110	.6823391	.10400
D(LNOP)	-3.652116	.8748200	-4.174708	.0003***0
CointEq(-1)*	-0.756124	.1036740	-7.293315	.0000***0

Notes: (*)10%; (**)5%; (***)1%. And (No) Not Significant.

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات برنامج EViews.10

في الأجل القصير وبدون إبطاء احتمالية المتغيرات المستقلة سعر الفائدة (LnIR)، بلغت (Prob=0.0002) وسعر الصرف (LnER) (Prob=0.0257) والانفتاح التجاري (LnOP) (Prob=0.0003) وهي أصغر من مجال الخطأ المسموح به، مما يعني أنها ذو دلالة إحصائية بالتالي يمكن الاعتماد عليها في التحليل الاقتصادي

كمتغير مفسر للتضخم، حيث توجد علاقة طردية في الأجل القصير بين التضخم وسعر الفائدة فارتفاعه بنسبة مئوية واحدة يرفع التضخم بنسبة 2.5487%، كما توجد علاقة طردية في الأجل القصير بين التضخم وسعر الصرف فارتفاعه بنسبة مئوية واحدة يرفع التضخم بنسبة 1.4441%، كما توجد علاقة عكسية في الأجل القصير بين التضخم والانفتاح التجاري فارتفاعه بنسبة مئوية واحدة يخفض التضخم بنسبة 3.652%.

الخاتمة ومناقشة النتائج :

قمنا في هذه الدراسة باختبار العلاقة بين سعر الفائدة وسعر الصرف وعرض النقود M2 والانفتاح التجاري، بهدف دراسة أثرها على التضخم في الجزائر خلال الفترة (1980-2018)، وقد تم إثبات الفرضية الرئيسية للدراسة في جزء منها حيث توجد علاقة عكسية ومعنوية قوية بين الانفتاح التجاري من جهة والتضخم من جهة ثانية في الأجل القصير بدون إبطاء، بالإضافة إلى العلاقة الطردية والمعنوية مع كل من سعر الفائدة وسعر الصرف.

أما في الأجل الطويل فيقتصر تأثير التضخم بكل من سعر الفائدة وعرض النقود وسعر الصرف دون الانفتاح التجاري، وبالتالي تم إثبات الفرضية الرئيسية في الجزء الخاص بالأجل القصير للانفتاح التجاري في حين تم نفيها في الأجل الطويل لنفس المتغير، حيث تظهر النتائج القياسية عدم وجود علاقة طويلة الأجل بين الانفتاح التجاري والتضخم.

كما يمكن استنتاج ما يلي :

- يعتبر سعر الفائدة (LnIR) من أهم المتغيرات التي تفسر التضخم في الجزائر في المدى الطويل، حيث توجد علاقة طردية بمعامل (1.96) وقد بلغت احتمالية سعر الفائدة (LnIR)، (Prob=0.0006) وهي أصغر من مجال الخطأ المسموح به، مما يعني أنها ذو دلالة إحصائية بالتالي يمكن الاعتماد عليها في التحليل الاقتصادي كمتغير مفسر للتضخم؛

- في المرتبة الثانية، نجد حجم عرض النقود بمفهومه الواسع (LnM2)، حيث توجد علاقة طردية في الأجل الطويل بين كمية النقود والتضخم بمعامل تأثير في حدود (1.76)؛

- أما سعر صرف الدولار مقابل الدينار الجزائري (LnER)، فيؤثر بشكل عكسي في الأجل الطويل، فارتفاع سعر الصرف بنسبة مئوية واحدة يخفض التضخم بنسبة (-0.728)، وهذا يختلف عن الدراسات السابقة، ويمكن تفسير ذلك بهيكل الصادرات والواردات الجزائرية، فمعظم الصادرات محروقات وهي مسعرة بالدولار، في حين أن معظم الواردات باليورو وهذا ما يفسر التأثير العكسي لارتفاع قيمة الدولار على التضخم في الجزائر؛

- وأخيرا بلغت احتمالية المتغير المستقل الانفتاح التجاري (LnOP)، (Prob=0.3486) وهي أكبر من مجال الخطأ المسموح به، مما يعني أنها ليست ذو دلالة إحصائية بالتالي لا يمكن الاعتماد عليها في التحليل الاقتصادي كمتغير مفسر للتضخم، في حين أنه ذو دلالة إحصائية في الأجل القصير، وقد توافقت هذه النتائج عموما في جزء منها مع نتائج دراسة كل من (David Romer, 1993) و (Mark A. Wynne and William C. Gruben a & Darryl Mcleod 2004) و (Erasmus K. Kersting, 2007) والتي أجريت على مجموعة من الدول، ودراسة (Faqin Lin & all, 2017) والتي تخص جنوب إفريقيا، و(شريف خيرة وبن شاعة محمد 2018) حول الجزائر، التي توصلت إلى وجود علاقة طويلة الأجل وعكسية بين التضخم والانفتاح التجاري، في حين لم نصل في الأجل الطويل إلى وجود علاقة ذات دلالة إحصائية بين الانفتاح التجاري والتضخم.

بناء على ما سبق نرى أنه يجب مراجعة السياسة التجارية المنتهجة، مع مراعاة التدرج والانتقاء والتوقيت المناسب لصياغة السياسات التجارية الخاصة بالانفتاح، مع الموازنة بين التكاليف والفوائد بما يضمن تحقيق استقرار التوازنات الاقتصادية الكلية، وكذا تشجيع الاستثمار ونقل التكنولوجيا لتطوير الصادرات خارج قطاع المحروقات والتي تبقى ضئيلة، والعمل على زيادة كفاءة الانتاج وتخصيص الموارد بشكل أفضل والتوجه إلى الصناعات القائمة على التكنولوجيا تدريجيا.

وفي الأخير ننوه إلى أن هذه الدراسة ورغم النقائص التي تعترضها بسبب طبيعة النموذج، أو جودة البيانات، أو دقة المعالجة... إلخ، تبقى نتائجها توفر تصورا مهما في تأثير الانفتاح التجاري على الأسعار المحلية والتضخم في الجزائر.

المراجع :

- شريفي خيرة، بن شاعة محمد، أثر الانفتاح التجاري على التضخم في الجزائر، مجلة الإبداع، المجلد 8، رقم 1، ص ص 1-14.
- ضياء مجيد الموسوي، الاقتصاد النقدي : قواعد - نظم - نظريات - سياسات - مؤسسات نقدية، دار الفكر، الجزائر، 1993.
- Alessandro Cologni, Matteo Manera (2008), **Oil prices, inflation and interest rates in a structural cointegrated VAR model for the G-7 countries**, Nota di Lavoro, No. 101, Fondazione Eni Enrico Mattei (FEEM), Milano pp. 01-55.
- Cristina T. Terra, (1998), **Openness and Inflation: A New Assessment**, The Quarterly Journal of Economics, Vol. 113 (2), pp. 641-648.
- David Romer, (1993), **Openness and Inflation: Theory and Evidence**, The Quarterly Journal of economics, Vol. 108 (4), pp. 869-903.
- Faqin Lin & all (2017), **ROMER WAS RIGHT ON OPENNESS AND INFLATION: EVIDENCE FROM SUB-SAHARAN AFRICA**, Journal of Applied Economics. Vol. 20 (1), pp. 121-140.
- Grossman Gene ,Elhanan Helpman (2015), **Globalization and growth**, The American Economic Review, vol. 105 (5) , pp 100-104.
- Irina Tytell, Wei Shang Jin (2004), **Does financial globalization induce better macroeconomic policies?**, International Monetary Fund, Working Paper 04/84, pp 1-41.
- M. Hashem Pesaran, Yongcheol Shin and Richard J. Smith, (2001), **Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships**, Journal of Applied Econometrics, Vol.16, pp 290-292.
- Mark A. Wynne and Erasmus K. Kersting (2007), **Openness and Inflation**, StaffPAPERS FEDERAL RESERVE BANK OF DALLAS, No. 2, pp. 1-28.
- Muhammad ZAKARIA (2010), **OPENNESS AND INFLATION: EVIDENCE FROM TIME SERIES DATA**, Doğuş Üniversitesi Dergisi, vol. 11 (2), pp. 313-322.
- Nelson Charles, & Chales Plosser (1982). **Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implications**, *Journal of Money Economics*, 10, pp. 139-162.
- Peter C.B. Philips. (1986), **Understanding Spurious Regressions in Economics**, Journal of Econometrics, 33, pp. 311-340.
- William C. Gruben a & Darryl Mcleod (2004), **The openness-inflation puzzle revisited**, Applied Economics Letters, Vol. 11 (8), 465-468.