الأثر المتبادل بين سعر الصرف ومعدلات التضخم في الاقتصاد الجزائري

دراسة قياسية للفترة (1990 -2016)

The mutual impact of the exchange rate and the huge rates in the Algerian econometrics Standard Study for the Period (1990 - 2016)

عبد المؤمن بن علي [1] *، هشام لبزة [2].

[1] جامعة الشهيد حمه لخضر، الوادي (الجزائر)، *Abdelmoumen_benali*@yahoo.fr

[2] جامعة الشهيد حمه لخضر، الوادي (الجزائر)، *hicham*lebza@gmail.com

تاريخ الاستلام: 2019/05/29؛ **تاريخ المراجعة**: 2019/05/29؛ **تاريخ القبول**: 2019/05/23

ملخـــص: تهـدف هـذه الورقـة البحثيـة إلى دراسـة العلاقـة بـين معـدلات أسـعار الصـرف ومعـدلات التضـخم في الاقتصـاد الجزائـري خـلال الفـترة (1990 – 2016)، ولتحقيـق هـذه الدراسـة تم اسـتخدام طريقـة التكامـل المشـترك و اختبـار العلاقـة السـببية.حيـث توصـلت نتـائج الدراسـة إلى عـدم وجـود علاقـة توازنيـة بـين سـعر الصـرف والتضـخم في المـدى الطويـل وذلـك حسـب اختبـار انجـل- جرانجـر، فضـلا عـن ذلـك توجـد علاقـة سـببية بين المتغيرين في المدى القصير حسب اختبار العلاقة السببية لجرانجر.

الكلمات المفتاح: سعر الصرف؛ التضخم؛ اختبار التكامل المشترك؛ اختبار سببية جرانجر.

تصنيف JEL : F31؛ E31؛ C99؛ C92.

Abstract: The purpose of this paper is to study the relationship between exchange rates and inflation rates in the Algerian economy during the period (1990 - 2016). To achieve this study, the method of joint integration and testing of causal relationship was used.

The results of the study found that there is no long-run equilibrium between the exchange rate and inflation, according to the Engel-Granger test. In addition, there is a causal relationship between the two variables in the short term according to the test of the causal relationship of Granger.

Keywords: Exchange Rate; Inflation; Joint Integration Test; Granger's Causal Test.

Jel Classification Codes: F31; E31; C99; C92.

* المؤلف المرسل: عبد المؤمن بن علي، طالب دكتوراه **LMD**: *Abdelmoumen_benali@yahoo.fr*.

I- تمهيد:

تتضمن تشكل تقلبات أسعار الصرف واحدة من العوامل المؤثرة في قدرة الاقتصاد التنافسية ومن ثم في العوامل الحاكمة للعمليات التضخمية والنمو الحقيقي، ويتضح أن سعر الصرف يربط الاقتصاد المحلي بالاقتصاد العالمي، وتحظى دراسات وتحليل مجموعة العوامل النقدية والحقيقية مع توجهات أسعار الصرف بأهمية كبيرة في نظرية الاقتصاد الكلي، وآلية العمليات التضخمية من حيث المصادر والمتغيرات المقررة لها.

حيث تحاول كل دولة وخاصة الدول النامية من خلال سلطاتها النقدية إنتهاج سياسة للصرف تمكنها من تحقيق الاستقرار الاقتصادي المنشود بهدف تهيئة الأجواء الملائمة لرفع معدلات النمو الاقتصادي.

وعلى ضوء ما سبق يمكن طرح الاشكالية التالية:

هل هناك علاقة توازنية طويلة المدى بين تقلبات أسعار الصرف ومعدلات التضخم في الاقتصاد الجزائري؟

وللإجابة على هذا التساؤل، سنقوم بالتحقق من الفرضية القائلة بأن سعر الصرف والتضخم يتمتعان بعلاقة توازنية طويلة المدى في الاقتصاد الجزائري.

I.1– الإطار النظري لسعر الصرف والتضخم:

1– سعر الصرف:

يعرف سعر الصرف على أنه عدد الوحدات التي يجب دفعها من عملة معينة للحصول على وحدة واحدة من العملة الأجنبية[1]، كما يمكن أن نعرف سعر الصرف بطريقة عكسية أي أنه عدد الوحدات من العملة الأجنبية اللازمة للحصول على وحدة من العملة المحلية للبلد، وهذا ما يوضح وجود نسبة مبادلة عملة ما بعملة أخرى، حيث تعتبر إحدى العملتين سلعة والعملة الأخرى تعتبر ثمنا لها[2].

ولسعر الصرف عدة أشكال ويمكننا التمييز بينها فيما يلي:

سعر الصرف الإسمي: يعرف سعر الصرف الإسمي على أنه مقياس لقيمة عملة إحدى البلدان التي يمكن تبادلها بقيمة عملة بلد آخر، ويتم تحديد سعر الصرف الإسمي بتفاعل قوى العرض والطلب على هاته العملات في سوق الصرف خلال فترة زمنية معينة[3].

والمقصود بهذا التعريف هو سعر العملة الجاري والذي لا يأخذ بعين الاعتبار قوتها الشرائية من السلع والخدمات ما بين البلدين[4].

كما يمكن تقسيم سعر الصرف الاسمي إلى قسمين[5] وهما سعر الصرف الرسمي أي سعر الصرف المعمول به فيما يخص المبادلات الجارية الرسمية. وسعر الصرف الموازي وهو السعر المعمول به في الأسواق الموازية.

وبالتالي نستخلص إمكانية وجود أكثر من سعر صرف اسمي في نفس الوقت لنفس العملة وفي نفس البلد.

سعر الصرف الحقيقي: يعبر سعر الصرف الحقيقي عن عدد الوحدات من السلع الأجنبية اللازمة لشراء وحدة واحدة من السلع المحلية، ويعطي القيمة الحقيقية للعملة الوطنية مقابلة عملة أجنبية، و يعكس القوة التنافسية للأسعار المحلية مقابل الأسعار الأجنبية، وهذا بالأخذ في الحسبان تطور سعر الصرف الاسمي وكذا حركية الأسعار المحلية والأسعار الأجنبية[6].

بمعنى آخر يمثل سعر الصرف الحقيقي ذلك المؤشر المرجح الذي يعمل على الجمع بين كل من تقلبات سعر الصرف الاسمي وتباين معدلات التضخم، بإعتبار أنه يأخذ في الحسبان التقلبات التي تطرأ على الأسعار الأجنبية، وربطها بمستوى الأسعار المحلية[7]، ويعتبر سعر الصرف الحقيقي من أحد الأدوات المناسبة لمتابعة أداء السياسات الاقتصادية الكلية[8].

2– التضخم:

يعتبر التضخم من المشاكل الاقتصادية التي تعاني منها دول العالم على اختلاف نظمها الاقتصادية والسياسية، لذلك فقد حظيت هذه الظاهرة بأهمية بالغة وأصبحت من أكثر المشاكل التي تتعرض للبحث والتحليل نظراً لما تخلفه من آثار على مختلف المستويات الاقتصادية والاجتماعية[9]، وهذا ما يبدي لنا أن تعريف التضخم مهمة صعبة إلا أن المعنى الشائع بين العلماء هو الارتفاع غير الطبيعي للأسعار، ولهذا عندما يستعمل اصطلاح التضخم دون الإشارة إلى حالة أو ظاهرة معينة، فإن المقصود به ارتفاع الأسعار[10].

و يمكن أن نميز بين أنواع التضخم وفقا للمعايير التالية:

2–1 حسب تحكم الدولة في جهاز الأسعار:

- التضخم المكبوت (الكامن): لقد أثبتت التجارب التي مر بها الكثير من الدول إمكانية ظهور حالات تخضع فيها الأسعار لضغط تضخمي، ومع ذلك تحتفظ فيها هذه الأسعار بالثبات نتيجة لاتخاذ سياسات من طرف الحكومة تقضي بتحديد الأسعار كي تمنع القوى التضخمية من تحقيق ارتفاع في الأسعار، فالتضخم هنا يعني أن التدخل الحكومي المباشر يمنع القوى التضخمية من ممارسة ضغوطها على الأسعار في الاتجاه التصاعدي[11].
- التضخم المكشوف (المفتوح): بعكس النوع السابق فإن التضخم المكشوف يعني انطلاق الأسعار نحو الارتفاع دون أي تدخل من قبل السلطات الحكومية للحد منه، أو التأثير فيه. وإلى جانب إحجام الدولة وموقفها السلبي فقد تتدخل عوامل أخرى في رفع المستويات العامة في الأسعار، ومنها الظروف السائدة في بعض القطاعات الاقتصادية، وكذلك العوامل النفسية للأفراد من بائعين ومشترين...إلخ، الشيء الذي يسمح للقوى التضخمية من ممارسة ضغوطها نتيجة إما لزيادة الطلب على السلع والخدمات، أو زيادة تكاليف حجم الإنتاج، أو زيادة الكتلة النقدية[12].

2–2 حسب مدى حدة الضغط التضخمي:

- التضخم الزاحف (التدريجي): ويتصف بارتفاع بطيء في الأسعار في حدود 2% سنويا، حتى في حالة اعتدال الطلب الكلي، وبالتالي يمكن حصول ارتفاع نسبي على المدى الطويل قد لا يصل إلى 15% خلال عشر سنوات، كما حدث في الأرجنتين والبرازيل خلال الفترة 1970 – 1980، لذلك هناك من يسمي هذا النوع بالتدريجي أو المعتدل[13].
- التضخم الجامح (المفرط): هذا التضخم يمكن أن يتولد من التضخم الزاحف، ولكنه أكثر عنفا وأقوى درجة، حيث ترتفع فيه الأسعار بمعدل كبير جداً حتى تنخفض قيمة النقود إلى درجة أن تصبح زهيدة جداً، وحتى تصبح عديمة القيمة حينئذ يقتضي الأمر إصدار عملة جديدة لتحل محل العملة القديمة، لأجل هذا يمكن اعتبار هذا النوع اشد الأشكال ضرراً على الاقتصاد الوطني[14].
- التضخم الماشي: يحدث هذا النوع من التضخم عندما يكون الارتفاع المستمر للأسعار في حدود 5 إلى 10% سنويا، ويجب الحد من هذا النوع لأنه يوجد شيء من الخطورة، بحيث تدخل حركة تزايد الأسعار في حلقة مفرغة قد تصل إلى معدلات كبيرة[15].
- التضخم الراكض: في هذا الصنف تكون نسبة ارتفاع الأسعار أكبر بكثير من سابقه، مثل حالات التضخم التي واجهتها الهند في السنوات 1993، 1979، 1974 حيث ارتفعت الأسعار بنسب 26%، 25%, 19% على الترتيب[16].

3– العلاقة بين سعر الصرف والتضخم:

يؤثر سعر الصرف تأثيرا مباشرا في معدلات التضخم، باعتباره الأداة التي تربط الاقتصاد الوطني بالاقتصاد الدولي من خلال سوق السلع (وهي السلع المصدرة والمستوردة الداخلة في التجارة الدولية)، وسوق الأصول (الأصول المالية وغير المالية)، وسوق عوامل الإنتاج (سوق العمل)[17].

فسعر الصرف يؤثر على الأسعار النسبية للسلع المحلية والأجنبية من خلال قناتي الطلب والعرض الكليتين واللتان تعرفان بأثر الانتشار الغير مباشر، ذلك أن تحركات سعر الصرف تؤثر على الطلب والعرض مما يؤثر على التضخم بصورة غير مباشرة. فانخفاض سعر الصرف يؤثر من جهة على جانب الطلب من خلال انخفاض أسعار الصادرات وزيادة أسعار الواردات فتزيد الصادرات مما يؤدي إلى زيادة الطلب الكلي وزيادة الناتج وترتفع معدلات التضخم (التضخم المستورد). أما بالنسبة لجانب العرض فإن انخفاض سعر الصرف يؤدي إلى زيادة أسعار المدخلات المستوردة، مما يدفع المشروعات إلى زيادة أسعار السلع المحلية ومنه معدل التضخم يرتفع، حتى إذا بقي الطلب الكلي ثابت، وهنا نلاحظ جليا أثر التضخم المستورد على التضخم المحلي.

الثابت اقتصاديا أن العلاقة بين التضخم وانخفاض القوة الشرائية للعملة هي علاقة تبادلية، أي أن ارتفاع معدل التضخم سيؤدي حتما إلى انخفاض القوة الشرائية للعملة، أي إلى انخفاض قيمة العملة الوطنية تجاه العملات الأخرى، وبذلك يتأثر سعر الصرف، مما يؤدي إلى زيادة عدد الوحدات من العملة الوطنية التي يتم تبادلها بوحدة واحدة من عملة أجنبية مقابلة لها، وهو أمر عادة ما يرافقه سعر فائدة أعلى. من جانب آخر فإن الدولة التي لديها معدل تضخم منخفض بشكل مستمر تقدم قيمة متزايدة للعملة، حيث أن قوتها الشرائية تزداد مقارنة بالعملات الأخرى[18].

ومن ناحية أخرى يؤدي التضخم إلى تدهور قيمة العملة الوطنية وبالتالي سعر صرف العملة الوطنية تجاه العملات الأجنبية الأخرى وما إلى ذلك من أثار سلبية على عملية الاستثمارات الأجنبية في الداخل نظرا لعدم استقرار قيمة العملة المحلية وصرفها.

بحيث أنه يتم تأثير التضخم على سعر الصرف أساسا عبر علاقة هذا الأخير برصيد الميزان التجاري، فكل ارتفاع في مستوى التضخم سوف يلغي تنافسية السلع المحلية مما يؤدي الى انخفاض الطلب الخارجي على السلع المحلية وارتفاع الطلب الداخلي على السلع الاجنبية. ومن أجل تفادي تدهور الميزان التجاري، فإنه يجب على مستوى سعر صرف العملة أن ينخفض.

I.2– الدراسات السابقة:

1– **دراسة دريبي وحيدر عباس (2016)**[19]: وهدفت هذه الدراسة لبيان اثر العمق المالي ومعدل سعر الصرف على معدل التضخم للمدة (1970– 2014)، وقد تمت هذه الدراسة باستخدام طريقة Engle–Granger ذات الخطوتين وطريقة Johanson and Juselius لاختبار التكامل المشترك بين المتغيرات، ولتحديد اتجاه العلاقة السببية في الاجلين القصير والطويل بين المتغيرات أستخدم نموذج تصحيح الخطأ VECM.

وبينت النتائج وجود علاقة توازنية بين معدل سعر الصرف والتضخم وبينت ايضا وجود تكامل مشترك بين معدل سعر الصرف ومعدل التضخم، وان هناك علاقة سببية تتجه من معدل سعر الصرف الى معدل التضخم في الاجلين القصير والطويل.

2– **دراسة محمد جبوري ومحمد بركة (2014)**[20]: واستهدفت هذه الدراسة تقدير أثر أنظمة أسعار الصرف على معدلات التضخم على عينة تتكون من 50 دولة خلال الفترة من عام 1980 حتى عام 2008، واستهدفت أيضا التعرف على أي من الانظمة يترافق مع تضخم أقل، وقد تمت هذه الدراسة باستخدام نماذج ديناميكية لبيانات بانل تمزج بيانات السلاسل الزمنية مع بيانات المقاطع العرضية ولتقدير هذه النماذج تم استخدام طريقة العزوم المعممة GMM–sys المقترحة من Blundell وBond (1998).

وقد كشفت النتائج عن وجود تأثير سالب ومعنوي لأنظمة أسعار الصرف الثابتة على معدلات التضخم، حيث قدمت هذه الأنظمة أفضل أداء تضخمي مقارنة بالأنظمة الوسيطة والمرنة، كما قدمت الأنظمة الوسيطة أفضل أداء مقارنة بالأنظمة العائمة التي كانت موضوعا لمعدلات تضخمية أكبر.

كما أظهرت النتائج معنوية الأنظمة العائمة في التأثير على التضخم في مجموعة الدول الصناعية مقارنة بالأنظمة الأخرى التي لم تكن معنوية، وهذا ما يؤكد أن التضخم يميل إلى الانخفاض مع زيادة المرونة في هذه المجموعة الدولية.

ومما سبق يمكن القول أن أداء نظام سعر الصرف الثابت في التحكم بمعدلات التضخم يكون أكبر في الدول النامية والناشئة، أما على مستوى الدول المتقدمة فيقدم نظام سعر الصرف العائم أداء أكبر في الحد من التضخم.

3- **دراسة أحمد حسين إلهيتي ورفاه عدنان الطائي**[21]: وقد هدفت هذه الدراسة إلى تحليل أثر تقلبات أسعار الصرف باعتباره أحد المتغيرات المؤثرة في معدلات التضخم، وتباين طبيعة العلاقة نتيجة استخدام سياسات مختلفة في أسعار الصرف بين الدول (الأردن وتركية)، وقد تمت هذه الدراسة باستخدام الانحدار الخطي المتعدد وباستخدام طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية (O.L.S).

وبينت النتائج معنوية سعر الصرف في التأثير على معدلات التضخم في الأردن، وأن طبيعة العلاقة بين سعر الصرف والتضخم كانت سالبة، وهذا يعني أن تحسن قيم أسعار الصرف للدينار الأردني مقابل الدولار الأمريكي قد أسهمت في الحد من ارتفاع معدلات التضخم، وهذا ناتج عن استخدام سياسة أسعار الصرف الثابتة.

كما بينت النتائج معنوية سعر الصرف في التأثير على معدلات التضخم في تركيا، وإن طبيعة العلاقة بين سعر الصرف والتضخم موجبة، وهذا ناتج عن استخدام سياسة أسعار الصرف المرنة، والتي تمثلت في المغالاة النسبية نتيجة ضيق المدخرات المحلية وضعف الاستثمار النقدي مما دفع تركيا إلى التوسع في الاصدار النقدي مما أسهم في زيادة معدلات التضخم.

I.3– موقع الدراسة من الدراسات السابقة:

هناك تشابه بين الدراسات السابقة ودراستنا حيث كل منا تطرق إلى دراسة أثر تقلبات سعر الصرف على معدلات التضخم، غير أن دراستنا اعتمدت على النموذج الخطي البسيط وتمت باستخدام طريقة انجل – غرانجر وطريقة جوهانسن، وأما بعض الدراسات الأخرى اعتمدت على النموذج الخطي المتعدد وتمت باستخدام طريقة انجل – غرانجر وطريقة جوهانسن، فيما اعتمد البعض الآخر على النماذج الديناميكية لبيانات البانل وتمت باستخدام طريقة العزوم المعممة.

وأما من حيث النتائج المتحصل عليها فإن جميع الدراسات السابقة أثبتت أن هناك علاقة توازنية بين سعر الصرف والتضخم في الأجلين القصير والطويل، على عكس دراستنا التي بينت عدم وجود علاقة توازنية بين سعر الصرف والتضخم في الأجلين القصير والطويل وعدم وجود سببية بين المتغيرين.

II – الطريقة والأدوات :

من أجل اختبار العلاقة بين سعر الصرف والتضخم في الأجلين الطويل والقصير، تم استخدام بيانات سنوية تمتد من الفترة 1990 إلى 2016، والتي تم الحصول عليها من البنك الدولي، حيث قمنا باختبار التكامل المشترك باستخدام طريقة انجل وجرانجر Engle– Granger (1987) ذات الخطوتين. إضافة إلى تحديد العلاقة السببية باستخدام منهجية السببية لجرانجر.

ولغرض القيام بهذه الدراسة استخدمنا نموذج الانحدار الخطي البسيط لتحديد طبيعة العلاقة بين سعر الصرف والتضخم على النحو التالي: $INF_t = a + \beta TCR_t + \varepsilon_t$ حيث TCR تمثل سعر الصرف، وINF تمثل التضخم.

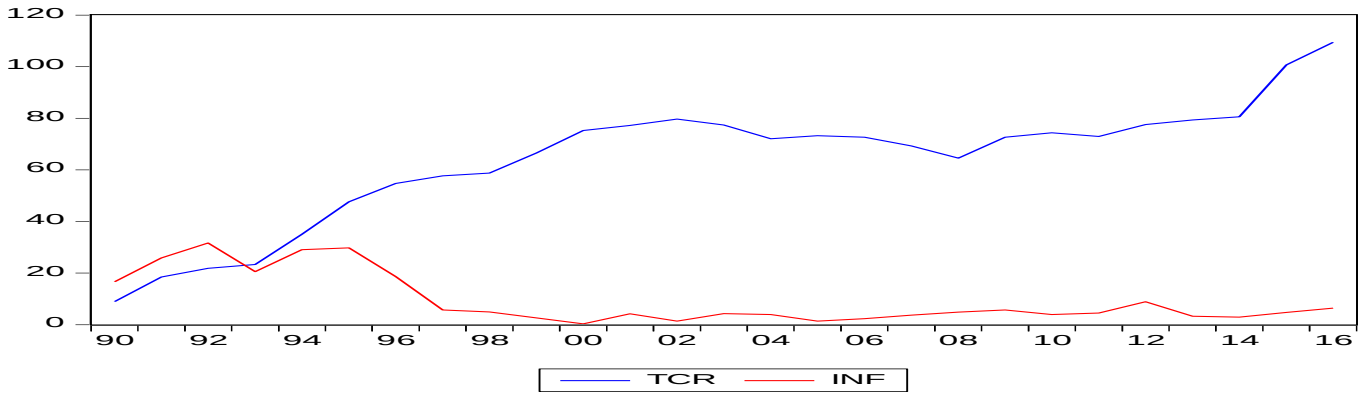
III– النتائج ومناقشتها:

يتم من خلال هذا العنصر تحليل وتفسير العلاقة الموجودة بين سعر الصرف ومعدل التضخم من خلال النتائج المتوصل إليها في الدراسة القياسية لهذه العلاقة:

III.1– نتائج التحليل الإحصائي للسلسلتين الزمنيتين:

قبل إجراء إختبار الاستقرارية يمكن أن نقوم برسم السلسلتين INF وTCR من خلال الاستعانة ببرنامج Eviews:

الشكل رقم (1): التمثيل البياني للسلسلتين



المصدر: من إعداد الباحثان اعتمادا على مخرجات برنامج Eviews 09.

من خلال الشكل أعلاه تبين أن سلسلة TCR لها اتجاه عام، حيث نلاحظ أن هناك اتجاهاً متذبذباً يؤول إلى التزايد لحركة (TCR) وأن ميل الاتجاه يكون بمقدار مرتبط بالزمن، وهذا ما تبين من القيم المتغيرة لسلسلة سعر الصرف حيث كان محصوراً بين أقل قيمة 8.95 مسجلة سنة 1990 وأعلى قيمة 109.44 مسجلة سنة 2016، بمتوسط قدره 63.78 وانحراف معياري 72.64.

كما نلاحظ أيضاً أن هناك اتجاهاً متذبذباً يؤول إلى التناقص لحركة (INF) وأن ميل الاتجاه يكون بمقدار مرتبط بالزمن، وهذا ما تبين من القيم المتغيرة لسلسلة التضخم حيث كان محصوراً بين أقل قيمة 0.339 مسجلة سنة 2000 وأعلى قيمة 31.669 مسجلة سنة 1992، بمتوسط قدره 9.34 وانحراف معياري 4.78.

III.2–: نتائج اختبار الاستقرارية:

يهدف إختبار الإستقرارية إلى فحص خصائص السلاسل الزمنية لكل من التضخم inf وسعر الصرف الرسمي tcr، والتأكد من مدى سكونهما وذلك من خلال إختبارات جذر الوحدة (unit root tests)، وعلى الرغم من تعدد اختبارات جذر الوحدة، إلا أننا سوف نستخدم اختباريين وهما اختبار ديكي فوللر المطور ADF حيث سنعتمد على معيار Schwarz واختبار فيليب بيرون PP، حيث سنعتمد على معيار Default، وهذا لاختبار فرضية العدم القائلة بوجود جذر الوحدة[22].

ويعتمد اختبار ADF في دراسة استقرارية السلاسل الزمنية على تقدير النماذج الثلاثة مع اختبار معنوية المعالم (b,c) لمعرفة النموذج المناسب[23]:

$$mod(6):\quad \Delta Y_t = \bar{C}_2 + \bar{b}t + \bar{\emptyset}.Y_{t-1} + \sum_{j=2}^{P} \bar{\emptyset}_j.\Delta Y_{t-j+1} + \bar{\varepsilon}_t\left(\bar{\emptyset} = \tilde{\emptyset} - 1\right).\tilde{A}_m(1)$$

$$mod(5):\quad \Delta Y_t = \bar{C}_1 + \bar{\emptyset}.Y_{t-1} + \sum_{j=2}^{P} \bar{\emptyset}_j.\Delta Y_{t-j+1} + \bar{\varepsilon}_t\left(\bar{\emptyset} = \tilde{\emptyset} - 1\right).\tilde{A}_m(1)$$

$$mod(4):\quad \Delta Y_t = \bar{\emptyset}.Y_{t-1} + \sum_{j=2}^{P} \bar{\emptyset}_j.\Delta Y_{t-j+1} + \bar{\varepsilon}_t\left(\bar{\emptyset} = \tilde{\emptyset} - 1\right).\tilde{A}_m(1)$$

الجدول رقم (1): نتائج استقرارية السلاسل الزمنية عند المستوى I(0)

ADF									
عند مستوى بوجود الحد الثابت			عند مستوى بوجود الحد الثابت والاتجاه العام			عند مستوى بدون الحد الثابت والاتجاه العام			
المتغير	**القيمة الإحصائية**	**القيم الحرجة**	**النتيجة**	**القيمة الإحصائية**	**القيم الحرجة**	**النتيجة**	**القيمة الإحصائية**	**القيم الحرجة**	**النتيجة**
INF	1.464735-	3.711457- 2.981038- 2.629906-	غير مستقرة	1.747586-	4.356068- 3.595026- 3.233456-	غير مستقرة	1.330975-	2.656915- 1.954414- 1.609329-	غير مستقرة
TCR	1.383581-	3.711457- 2.981038- 2.629906-	غير مستقرة	2.585785-	4.498307- 3.658446- 3.268973-	غير مستقرة	2.500022	2.656915- 1.954414- 1.609329-	غير مستقرة
PP									
المتغير	**القيمة الإحصائية**	**القيم الحرجة**	**النتيجة**	**القيمة الإحصائية**	**القيم الحرجة**	**النتيجة**	**القيمة الإحصائية**	**القيم الحرجة**	**النتيجة**
INF	1.463011-	3.711457- 2.981038- 2.629906-	غير مستقرة	1.850389-	4.356068- 3.595026- 3.233456-	غير مستقرة	1.314239-	2.656915- 1.954414- 1.609329-	غير مستقرة
TCR	1.380305-	3.711457- 2.981038- 2.629906-	غير مستقرة	1.849652-	4.356068- 3.595026- 3.233456-	غير مستقرة	1.902619	2.656915- 1.954414- 1.609329-	غير مستقرة

المصدر: من إعداد الباحثان اعتمادا على مخرجات برنامج Eviews 09.

يوضح الجدول أعلاه النتائج الاحصائية التي تم الحصول عليها من جراء تطبيق الاختبارين ADF وPP عند المستوى، حيث اتضح أن السلسلتين غير مستقرتين، وتحتويان على جذر وحدوي، باعتبار أن القيم المحسوبة أقل تماماً من القيم الحرجة لـ Mackinnon، ونلجأ إلى تحويل السلسلتين الى الفروق من الدرجة الأولى ونجري عليها نفس الاختبارات.

الجدول رقم (2): نتائج إستقرارية السلاسل الزمنية عند الفروق الأولى I(1)

ADF								
المتغير	I(1) الفرق الأول بوجود الحد الثابت			I(1) الفرق الأول بوجود الحد الثابت والاتجاه العام			I(1) الفرق الأول بدونالحد الثابت والاتجاه العام	
	القيمة الإحصائية	القيم الحرجة	النتيجة	القيمة الإحصائية	القيم الحرجة	النتيجة	القيمة الإحصائية	القيم الحرجة	النتيجة
INF	5.159523-	3.724070- 2.986225- 2.632604-	مستقرة عند مستوى معنوية %1	5.185804-	4.374307- 3.603202- 3.238054-	مستقرة عند مستوى معنوية %1	5.160595-	2.660720- 1.955020- 1.609070-	مستقرة عند مستوى معنوية %1
TCR	3.433602-	3.724070- 2.986225- 2.632604-	مستقرة عند مستوى معنوية %5	3.294437-	4.374307- 3.603202- 3.238054-	مستقرة عند مستوى معنوية %10	2.785764-	2.660720- 1.955020- 1.609070-	مستقرة عند مستوى معنوية %1
PP								
المتغير	القيمة الإحصائية	القيم الحرجة	النتيجة	القيمة الإحصائية	القيم الحرجة	النتيجة	القيمة الإحصائية	القيم الحرجة	النتيجة
INF	5.253327-	3.724070- 2.986225- 2.632604-	مستقرة عند مستوى معنوية %1	5.751913-	4.374307- 3.603202- 3.238054-	مستقرة عند مستوى معنوية %1	5.219280-	2.660720- 1.955020- 1.609070-	مستقرة عند مستوى معنوية %1
TCR	3.410638-	3.724070- 2.986225- 2.632604-	مستقرة عند مستوى معنوية %5	3.266857-	4.374307- 3.603202- 3.238054-	مستقرة عند مستوى معنوية %10	2.710144-	2.660720- 1.955020- 1.609070-	مستقرة عند مستوى معنوية %1

المصدر: من إعداد الباحثان اعتمادا على مخرجات برنامج Eviews 09.

يوضح الجدول أعلاه النتائج الاحصائية التي تم الحصول عليها من جراء تطبيق الاختبارين السابقين عند الفروق من الدرجة الأولى، حيث اتضح أن السلسلتان المحولتان مستقرتان، وذلك باعتبار أن القيم المحسوبة أكبر تماماً من القيم الحرجة لـ Mackinnon، أي أن (TCR) و (INF) متكاملتان من الدرجة الأولى، وهذه النتائج تنسجم مع النظرية القياسية التي تفترض أن أغلب المتغيرات الاقتصادية الكلية تكون غير ساكنة في المستوى ولكنها تصبح ساكنة عند الفرق الأول. وهذا يعني أن هناك احتمالا بوجود تكامل مشترك بين سعر الصرف والتضخم، وللتحقق من ذلك استخدمنا طريقة انجل–جرانجر للتكامل المشترك.

III.3–: نتائج اختبار التكامل المشترك للعلاقة التبادلية بين سعر الصرف والتضخم:

يعرف التكامل المشترك بأنه تصاحب بين سلسلتين أو أكثر بحيث تؤدي التقلبات الحاصلة في إحداهما إلى إلغاء التقلبات الحاصلة في السلسلة الأخرى بطريقة تجعل النسبة بين قيمتيهما ثابتة عبر الزمن، ولعل هذا يعني أن بيانات السلاسل الزمنية قد تكون غير مستقرة إذا ما أخذت كل على حدة، ولكنها تكون مستقرة كمجموعة، ومثل هذه العلاقة طويلة الأجل بين مجموعة المتغيرات تعتبر مفيدة في التنبؤ بقيم المتغير التابع بدلالة مجموعة من المتغيرات المستقلة[24].

ترتكز نظرية التكامل المشترك على تحليل السلاسل الزمنية غير الساكنة، حيث يشير كل من انجل وجرانجر إلى إمكانية توليد مزيج خطي يتصف بالسكون من السلاسل الزمنية غير الساكنة، وإذا أمكن توليد هذا المزيج الخطي الساكن، فإن هذه السلاسل الزمنية غير

الساكنة في هذه الحالة تعتبر متكاملة من نفس الرتبة، وبالتالي فإنه يمكن استخدام مستوى المتغيرات في الانحدار، ولا يكون الانحدار في هذه الحالة زائفاً[25].

وتوصف بالعلاقة التوازنية في المدى البعيد، وتكوين المزيج الخطي من نموذج الدراسة هو كالأتي[26]:

النموذج الأول: أثر سعر الصرف على التضخم

$$\widehat{INF_t} = \hat{\alpha} + \hat{\beta}TCR_t + \boldsymbol{\varepsilon}_t$$

$$\boldsymbol{\varepsilon}_{t1} = INF_t - \widehat{INF_t}$$

النموذج الثاني: أثر التضخم على سعر الصرف

$$\widehat{TCR_t} = b_0 + b_1 INF_t + \varepsilon_t$$

$$\boldsymbol{\varepsilon}_{t2} = TCR_t - \widehat{TCR_t}$$

فإذا كان هذا المزيج الخطي متكامل من الدرجة الصفرية I(0)، أي أنه سلسلة زمنية مستقرة، فبذلك يمكننا القول أن متغيرات النموذج INF وTCR تحقق التكامل المشترك.

1– نتائج تحليل التكامل المشترك بطريقة انجل – جرانجر:

تستلزم هذه الطريقة المرور بخطوتين، الأولى تقدير العلاقة المعنية بطريقة المربعات الصغرى العادية حيث نحصل على معادلة إنحدار التكامل المشترك، ثم الحصول على بواقي الانحدار المقدرة، وهي المزيج الخطي المتولد من انحدار العلاقة التوازنية طويلة المدى، وأما الخطوة الثانية فهي اختبار مدى سكون سلسلة البواقي المتحصل عليها من الخطوة الأولى.

إذا كانت سلسلة البواقي مستقرة في المستوى فإننا نستنتج بأن متغيرات النموذج بالرغم من أنها سلاسل زمنية غير ساكنة إلا أنها متكاملة من نفس الرتبة، وأن العلاقة المقدرة في الخطوة الأولى هي علاقة صحيحة وغير مضللة، أما إذا كانت سلسلة البواقي غير مستقرة في المستوى، فإنه لا يوجد علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغيرين، وأن العلاقة السابقة هي علاقة مضللة[27].

1–1 نتائج تقدير معادلة انحدار التكامل المشترك: بتطبيق طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية OLS واجراء الانحدار بين سعر الصرف والتضخم، تحصلنا على العلاقة المقدرة التالية:

النموذج الأول:

$$INF_t = \alpha_0 + \alpha_1 TCR_t + \varepsilon_t$$

$$INF = 29.2457 - 0.3119*TCR$$

$$(8.317) \quad (-6.036)$$

$$R^2 = 0.59 \qquad DW = 0.889 \qquad F = 36.435$$

يتضح من النموذج المقدر توافق معلماته مع النظرية الاقتصادية (قانون فانجر)، وتجدر الإشارة إلى أن النموذج يعاني من مشكلة ارتباط ذاتي في سلسلة البواقي، مما قد يفسر وجود انحدار زائف، فبعد إجراء انحدار العلاقة بين المتغيرين INF وTCR باستخدام المستوى قمنا بإجراء اختبار جذر الوحدة لبواقي هذا الانحدار، وقد ظهرت البواقي غير ساكنة ومنه لا يمكن استخدام نموذج تصحيح الخطأ.

النموذج الثاني:

$$TCR_t = \quad _0 + \quad _1 INF_t + \boldsymbol{\varepsilon_t}$$

TCR = 81.5572 - 1.9012*inf

(19.329) (-6.036)

$R^2 = 0.59$ $DW = 0.681$ $F = 36.435$

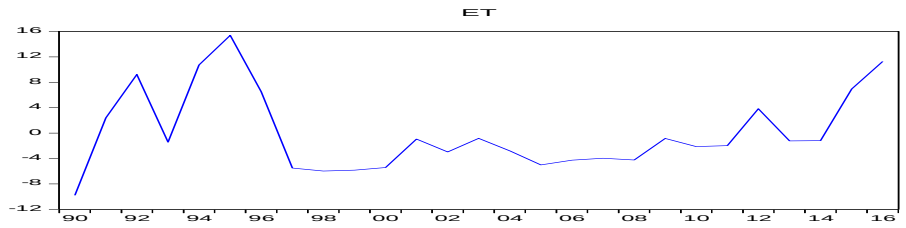
يتضح أن النموذج يعاني من مشكلة ارتباط ذاتي في سلسلة البواقي، مما قد يفسر وجود انحدار زائف. فبعد إجراء انحدار العلاقة بين المتغيرين INF وTCR باستخدام المستوى قمنا بإجراء اختبار جذر الوحدة لبواقي هذا الانحدار.

وبعد الحصول على بواقي الانحدار تم استخدام عدة أدوات إحصائية لاختبار سكون البواقي، إضافة إلى تقدير المعادلة لاختبار جذر الوحدة، وهذا بهدف تأكيد النتائج المتوصل إليها.

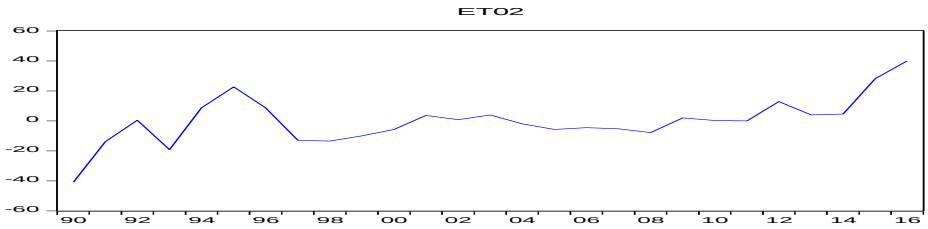
2–1 نتائج دراسة إستقرارية سلسلة بواقي التقدير: في هذه المرحلة يتم فحص بواقي المعادلة المقدرة والتأكد من أنها مستقرة، ثم القيام بإجراء اختباري ديكي فوللر المطور وفيليب بيرون من أجل تعزيز النتائج المتحصل عليها.

الشكل رقم (2): نتائج فحص بواقي معادلة انحدار التكامل المشترك

سلسلة البواقي بالنسبة للنموذج الأول:



سلسلة البواقي بالنسبة للنموذج الثاني:



المصدر: من إعداد الباحثان اعتمادا على مخرجات برنامج Eviews 09.

يتضح من خلال الشكل أن سلسلة بواقي معادلة انحدار التكامل المشترك بالنسبة للنموذجين الأول والثاني غير مستقرة، وذلك أنها لا تتذبذب حول وسط حسابي ثابت مع تباين ليس له علاقة بالزمن، وبالتالي سيتم اجراء اختباري ADF وPP للتأكد من النتائج.

الجدول رقم (3): نتائج اختبار ديكي فوللر المطور وفيليب بيرون للنموذج الأول:

ADF									
المتغير	I(0) عند مستوى بوجود الحد الثابت			I(0) عند مستوى بوجود الحد الثابت والاتجاه العام			I(0) عند مستوى بدون الحد الثابت والاتجاه العام		
	القيمة الإحصائية	القيم الحرجة	النتيجة	القيمة الإحصائية	القيم الحرجة	النتيجة	القيمة الإحصائية	القيم الحرجة	النتيجة
ET01	2.477748-	3.724070- 2.986225- 2.632604-	غير مستقرة	2.657616-	4.356068- 3.595026- 3.233456-	غير مستقرة	2.552150-	2.660720- 1.955020- 1.609070-	مستقرة عند مستوى معنوية 5%
PP									
المتغير	القيمة الإحصائية	القيم الحرجة	النتيجة	القيمة الإحصائية	القيم الحرجة	النتيجة	القيمة الإحصائية	القيم الحرجة	النتيجة
ET01	2.697489-	3.711457- 2.981038- 2.629906-	مستقرة عند مستوى معنوية 10%	2.657616-	4.356068- 3.595026- 3.233456-	غير مستقرة	2.785461-	2.656915- 1.954414- 1.609329-	مستقرة عند مستوى معنوية 1%

المصدر: من إعداد الباحثان اعتمادا على مخرجات برنامج Eviews 09.

تبين النتائج الموضحة في الجدول أعلاه أن سلسلة البواقي مستقرة في حالة النموذج الرابع وذلك ما توضحه القيم المحسوبة في هذا النموذج حيث أنها أقل تماماً من القيم الحرجة لـ Mackinnon، ولكن بالنسبة للنموذج الخامس فنلاحظ بأن نتائج اختبار ADF أوضحت أنها غير مستقرة، وهذا ما نفاه اختبار PP حيث أوضح أنها مستقرة عند مستوى معنوية 10%، وأما بالنسبة للنموذج السادس فنجد أن القيم المحسوبة أكبر تماماً من القيم الحرجة لـ Mackinnon لكلا من الاختبارين أي أن سلسلة البواقي غير مستقرة حسب النموذج السادس، وتحتوي على جذر وحدوي، وبما أن مبدأ الاختبارات الإحصائية ينص على أنه إذا كان في إحدى النماذج الثلاثة جذر وحدوي، فهذا دليل على أن السلسلة تحتوي على جذر وحدوي ومنه فهي غير مستقرة، وبما أن سلسلة البواقي غير مستقرة فهذا يعني عدم وجود علاقة تكامل مشترك بين سعر الصرف والتضخم حسب طريقة انجل–جرانجر.

2– نتائج تحليل التكامل المشترك بطريقة جوهانسن:

يتم اختبار وجود علاقة توازنية بين متغيرات النموذج في الآجال الطويلة عن طريق التكامل المتزامن وفق منهجية (Johansen 1988)، حيث تعتبر هذه الطريقة أفضل من الطريقة الأولى، لأنها تسمح بتحديد الأثر المتبادل بين المتغيرات موضع الدراسة، ويفترض أنها غير موجودة في المنهجية الأولى (طريقة انجل–غرانجر) كما تعتبر هذه المنهجية أكثر مناسبة من الطرق المختلفة، لأن مقدراتها أقل تحيزا وأكثر استقرارا وخاصة في حالة السلاسل الزمنية التي تعاني من مشكلة عدم السكون في المستوى[28].

2–1 نتائج اختبار الإبطاء المثلى:

قبل القيام باختبار التكامل المشترك نقوم بتحديد فترات الابطاء التي يتضمنها النموذج ويتم اختيارها انطلاقا من معايير مختلفة وسوف نستخدم منها[29]:

FPE: معيار خطأ التنبؤ النهائي. 1969: Final Prediction Error.

AIC: معيار المعلومات لأكايك. 1973: Akaike.

SC: معيار المعلومات لشوارتز. 1978: Schwarz.

HQ: معيار المعلومات لهانن وكوين. 1979: Hannan and Quinn.

LR: تعني نسبة الإمكان.

حيث يتم اختيار الفترة الملائمة التي تملك أقل قيمة من المعايير الإحصائية المقدرة أعلاه.

الجدول رقم (5): نتائج اختيار فترة الإبطاء المثلى

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-190.0310	NA	16103.82	15.36248	15.45999	15.38953
1	-148.3699	73.32364*	793.2656*	12.34959*	12.64212*	12.43072*
2	-145.5987	4.433878	882.7750	12.44789	12.93544	12.58312

المصدر: من إعداد الباحثان اعتمادا على مخرجات برنامج Eviews 09.

حيث * تدل على عدد فترات التباطؤ التي اختارها المعيار.

يظهر من خلال الجدول أعلاه أن عدد فترات التباطؤ الزمني المناسبة هي 1.

2–2 اختبار جوهانسن للتكامل المتزامن:

يهدف اختبار التكامل المتزامن إلى استقصاء وجود علاقة طويلة الأمد بين المتغيرات، بما أن السلاسل الزمنية لكل من التضخم وسعر الصرف متكاملة من الرتبة الأولى، سيتم اختبار وجود توازن طويل الأجل بينهما على الرغم من وجود اختلال في الأجل القصير، وهذا من خلال اختبار التكامل المشترك بين متغيرات النموذج وباستخدام منهجية (Johansen).

يوضح الجدول التالي نتيجة اختبار الأثر Trace Test واختبار القيم المميزة العظمى maximum eigenvalues test لاختبار وجود علاقة في الأجل الطويل بين التضخم وسعر الصرف.

الجدول رقم (6): اختبار جوهانسن للتكامل المتزامن

Date: 06/24/18 Time: 11:00
Sample (adjusted): 1992 2016
Included observations: 25 after adjustments
Trend assumption: Linear deterministic trend
Series: INF TCR
Lags interval (in first differences): 1 to 1

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Prob.**	0.05 Critical Value	Trace Statistic	Eigenvalue	Hypothesized No. of CE(s)
0.0734	15.49471	14.36574	0.416942	None
0.3485	3.841466	0.879033	0.034550	At most 1

Trace test indicates no cointegration at the 0.05 level
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Prob.**	0.05 Critical Value	Max-Eigen Statistic	Eigenvalue	Hypothesized No. of CE(s)
0.0661	14.26460	13.48671	0.416942	None
0.3485	3.841466	0.879033	0.034550	At most 1

Max-eigenvalue test indicates no cointegration at the 0.05 level
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b'*S11*b=I):

المصدر: من إعداد الباحثان اعتمادا على مخرجات برنامج Eviews 09.

تشير نتائج الجدول أعلاه إلى أن إحصائية الأثر Trace Statistic والإحصائية العظمى Max-Eigen Statistic أقل من القيمة الحرجة Critical Value عند مستوى معنوية 5%. هذا ما يعني قبول الفرضية العدمية القائلة بعدم وجود تكامل متزامن عند هذا المستوى. وبالتالي لا توجد علاقة تكامل متزامن بين المتغيرين في الأمد الطويل، وهذا يدعم ما توصلنا إليه بأسلوب انجل–جرانجر.

III.4–: نتائج دراسة العلاقة السببية بين سعر الصرف والتضخم:

يعتبر مشكل السببية من أهم المحاور في تحديد صيغ النماذج الاقتصادية، إذ يهدف إلى البحث عن أسباب الظواهر الاقتصادية وفهمها للتمييز بين الظاهرة التابعة من الظواهر المفسرة لها[30].

اقترح Granger (1969) معيار تحديد العلاقة السببية التي تركز على العلاقة الديناميكية الموجودة بين السلاسل الزمنية، حيث يعمل اختبار السببية لجرانجر على تحديد التأثير الذي يمكن أن يحدثه متغير ما على متغير آخر، إذ يبين هذا الاختبار اتجاه التأثير، هل هو أحادي التأثير أم أنه تأثير متبادل، ومن ثم معرفة اتجاه العلاقة السببية ما بين متغيرات الدراسة، حيث تفيد اختبارات السببية في تحديد نوع التأثير في المدى القصير باستعمال طريقة جرانجر، ومن أهم شروط إجراء اختبار السببية لجرانجر هو أن تكون السلاسل الزمنية المدروسة مستقرة[31].

بهذا يكون لدينا أربع نتائج محتملة لاختبار السببية لجرانجر هي على النحو التالي[32]:

- ✓ المتغير DINF يسبب المتغير DTCR، والمتغير DTCR يسبب المتغير DINF.
- ✓ المتغير DINF يسبب المتغير DTCR ، والمتغير DTCR لا يسبب المتغير DINF.
- ✓ المتغير DINF لا يسبب المتغير DTCR ، والمتغير DTCR يسبب المتغير DINF.
- ✓ المتغير DINF لا يسبب المتغير DTCR ، والمتغير DTCR لا يسبب المتغير DINF.
- ✓ بعد أن أجرينا اختبار جرانجر للعلاقة السببية بين سعر الصرف والتضخم، وذلك بالاستعانة ببرنامج Eviews 09 مع أخذ عدد الفجوات الزمنية Lags:2، حيث تحصلنا على النتائج التالية:

الجدول رقم (7): نتائج اختبار العلاقة السببية لجرانجر

Pairwise Granger Causality Tests
Date: 12/31/17 Time: 08:37
Sample: 1990 2016
Lags: 2

Prob.	F-Statistic	Obs	Null Hypothesis:
0.0537	3.42434	24	DTCR does not Granger Cause DINF
0.6112	0.50526		DINF does not Granger Cause DTCR

المصدر: من إعداد الباحثان اعتمادا على مخرجات برنامج Eviews 09.

يتضح أن إحصائية فيشر المحسوبة F = 3.42434 أقل من القيمة الجدولية، وأن إحصائية F(Prop) = 0.0537 أكبر تماماً من 0.05.

وبالتالي نقبل الفرضية العدمية، القائلة بعدم وجود علاقة سببية بين المتغيرين، أي أن التقلبات الحاصلة في أسعار الصرف لا تتسبب في تقلبات معدلات التضخم بالجزائر في المدى القصير.

يكما نلاحظ أيضاً أن إحصائية فيشر المحسوبة F = 0.50526 أصغر من القيمة الجدولية، وأن إحصائية F(Prop) = 0.6112 أكبر تماماً من 0.05.

وبالتالي نقبل الفرضية العدمية، القائلة بعدم وجود علاقة سببية بين المتغيرين، أي أن التقلبات الحاصلة في معدلات التضخم لا تتسبب في تقلبات معدلات أسعار الصرف بالجزائر في المدى القصير.

IV– الخلاصة:

من خلال هذه الدراسة تم تحليل العلاقة الثنائية الموجودة بين أسعار الصرف ومعدلات التضخم في الاقتصاد الجزائري للفترة (1990 – 2016)، حيث تم اختبار إستقرارية السلاسل الزمنية من عدمها، وذلك من خلال إجراء اختبارات جذر الوحدة، كما تم تحديد رتبة تكامل كل متغير على حدة، وتبين أن المتغيرين متكاملين من الدرجة الأولى، وبناءاً على ذلك تم استخدام اختبار التكامل المشترك لكل من طريقة انجل– جرانجر وطريقة جوهانسن، بالإضافة إلى اختبار السببية باستخدام منهجية جرانجر، وهذا للتحقق من وجود علاقة توازنية بين المتغيرين في المدى الطويل والقصير، وقد بينت النتائج عدم صحة الفرضية القائلة بوجود علاقة توازنية بين سعر الصرف والتضخم في المدى الطويل، كما بينت النتائج أيضاً أن التقلبات الحاصلة في أسعار الصرف لا تتسبب في تقلبات معدلات التضخم بالجزائر في المدى القصير، وأن التقلبات الحاصلة في معدلات التضخم لا تتسبب في تقلبات معدلات أسعار الصرف بالجزائر في المدى القصير، بمعنى لا توجد سببية في أي من الاتجاهين.

وبالتالي فإن نظرية تعادل القوة الشرائية نظرية لا تنطبق على الواقع الجزائري، وعليه لا يمكن الاعتماد على هذه النظرية في تحديد سعر صرف الدينار الجزائري حسب البيانات الحالية، ويمكن تفسير سبب غياب العلاقة بين المتغيرين إلى الرقابة المفروضة على نظام الصرف في الجزائر، والتي تتمثل من خلال آليتين أساسيتين هما الرقابة النوعية والرقابة الكمية.

– الإحالات والمراجع:

1- بن قدور علي، **دراسة قياسية لسعر الصرف الحقيقي التوازني في الجزائر (1970-2010)**، أطروحة دكتوراه غير منشورة، جامعة أبي بكر بلقايد، تلمسان، الجزائر، 2013/2012، ص14.

2- بن يخلف طارق، **دراسة السببية بين المتغيرات: التضخم، سعر الصرف وسعر الفائدة في الجزائر** 1990–2003، رسالة ماجستير غير منشورة، جامعة الجزائر، 2005/2004، ص17.

3- عبد المجيد قدي، **المدخل إلى السياسات الاقتصادية الكلية، دراسة تحليلية تقييمية**، ديوان المطبوعات الجامعية، الجزائر، أبريل 2003، ص 103.

4- بلقاسم العباس، **سياسات أسعار الصرف، سلسلة دورية تعنى بقضايا التنمية في الأقطار العربية**، العدد الثالث والعشرون، نوفمبر 2003 – السنة الثانية، ص 01.

5- درقال يمينة، **دراسة تقلبات أسعار الصرف في المدى القصير اختبار فرضية التعديل الزائد في دول المغرب العربي**، رسالة ماجستير غير منشورة، جامعة آبي بكر بلقايد، تلمسان، الجزائر، 2011/2010، ص 05.

6- سعيدة شطباني، **محددات سعر صرف الدينار الجزائري ودوره في تحقيق الإستقرار الاقتصادي – دراسة قياسية اقتصادية لحالة الجزائر فترة**: 1993–2010، رسالة ماجستير غير منشورة، جامعة المسيلة، الجزائر، 2012/2011، ص 15.

7- مولاي بوعلام، **سياسات سعر الصرف في الجزائر دراسة قياسية في اللفترة** (1990:01– 2003:04)، رسالة ماجستير غير منشورة، جامعة الجزائر، جوان 2005، ص 04.

8- سعيدة شطباني، مرجع سبق ذكره، ص 15.

9- هشام لبزة، محمد الهادي ضيف الله، **دراسة السببية الاقتصادية بين ظاهرتي التضخم والبطالة في الجزائر خلال الفترة** 1984–2010، **مجلة رؤى اقتصادية**، جامعة الشهيد حمه لخضر، الوادي، الجزائر، العدد السابع، ديسمبر 2014، ص 08.

10- سعيد هتهات، **دراسة اقتصادية وقياسية لظاهرة التضخم في الجزائر**، رسالة ماجستير غير منشورة، جامعة قاصدي مرباح، ورقلة، الجزائر، 2006/2005، ص27.

11- صغيري فاطمة الزهرة، **دراسة تحليلية وقياسية لظاهرة التضخم في** الجزائر **خلال الفترة** 1970–2005، رسالة ماجستير غير منشورة، جامعة الجزائر، ص 12.

12- سعيد هتهات، مرجع سبق ذكره، ص37.

13- نفس المرجع.

14- صغيري فاطمة، مرجع سبق ذكره، ص13.

15- نفس المرجع، ص14.

16- نفس المرجع.

17- أحمد حسين إلهيتي، خالد حمادي المشهداني، رفاه عدنان الطائي، **أثر تقلبات أسعار الصرف في معدلات التضخم في الاقتصاد الاردني والتركي**، قسم الاقتصاد، كلية الادارة والاقتصاد، جامعة الموصل، العراق، ص5–6.

18- أحمد سلامي، **اختبار علاقة التكامل المشترك بين سعر الصرف ومعدلات التضخم في الجزائر دراسة تطبيقية للفترة** (1970–2014)، مجلة أداء المؤسسات الجزائرية، جامعة قاصدي مرباح ورقلة، الجزائر، لعدد السابع، 2015، ص29.

19- دربي، حيدر عباس، **أثر العمق المالي ومعدل سعر الصرف على التضخم في العراق للمدة (1970–2014)**، مجلة المثنى للعلوم الادارية والاقتصادية، المجلد السادس، العدد الثاني، سبتمبر 2016.

20- محمد جبوري، محمد بركة، **تأثير طبيعة نظام سعر الصرف على التضخم: تحليل العلاقة باستخدام بيانات بانل (panel data)، مجلة أداء المؤسسات الجزائرية**، العدد 06، 2014.

21- أحمد حسين إلهيتي، مرجع سبق ذكره.

22- سمير شبانة، أحسين عثماني، **اثر تقلبات أسعار البترول على معدلات التضخم في الجزائر: دراسة قياسية للفترة (1986–2014)، مجلة العلوم الانسانية**، جامعة أم البواقي، الجزائر، العدد السابع، جوان 2017، ص 546.

23- هشام لبزة، مرجع سبق ذكره، ص 14.

24- عبد القادر محمد عبد القادر عطيه، **الحديث في الاقتصاد القياسي بين النظرية والتطبيق**، مكة المكرمة، سنة 2004، ص670.

25- أحمد سلامي، محمد شيخي، **اختبار العلاقة السببية والتكامل المشترك بين الادخار والاستثمار في الاقتصاد الجزائري خلال الفترة (1970–2011)، مجلة الباحث**، جامعة قاصدي مرباح، ورقلة، الجزائر، العدد 13، سنة 2013، ص 125.

26- دحماني محمد أ دريوش، **سلسلة محاضرات في الاقتصاد القياسي**، جامعة جيلالي ليابس، سيدي بلعباس، الجزائر، ص 139.

27- أحمد سلامي، محمد شيخي، مرجع سبق ذكره، ص 125.

28- دحماني محمد أدريوش، مرجع سبق ذكره، ص 140.

29- سمير شبانة، مرجع سبق ذكره، ص 547.

30- محمد شيخي، **طرق الاقتصاد القياسي محاضرات وتطبيقات**، الطبعة الأولى، دار الحامد للنشر والتوزيع، الجزائر، سنة 2011، ص 276.

31- سمير شبانة، مرجع سبق ذكره، ص 550.

32- أحمد سلامي، محمد شيخي، مرجع سبق ذكره، ص 129.