

اختبار علاقة التكامل المشترك بين سعر الصرف ومعدلات التضخم في الجزائر دراسة تطبيقية للفترة (1970-2014)

Testing Co-integration relationship between the exchange rate and inflation rates in the Algerian economy: An Empirical Study for the period (1970-2014)

أحمد سلامي

مخبر التطبيقات الكمية في العلوم الاقتصادية والمالية

جامعة قاصدي مرباح ورقلة

ملخص:

لقد تطرقت إشكالية هذه الورقة البحثية إلى العلاقة بين سعر صرف الدينار ومعدلات التضخم في الاقتصاد الجزائري خلال الفترة (1970-2014)، وهذا بناء على الأساليب القياسية الحديثة المستخدمة في القياس الاقتصادي، والمتمثلة أساسا في اختبارات الاستقرار ونظرية التكامل المشترك واختبار سببية جرانجر. وقد توصلت نتائج الدراسة القياسية إلى الكشف عن عدم وجود دلائل لعلاقة توازنية في المدى الطويل بين سعر صرف الدينار الجزائري ومعدلات التضخم، فضلا عن ذلك، فإنها تكشف عن عدم وجود أي أثر للسببية في كلا الاتجاهين، بمعنى أن نظرية تعادل القوى الشرائية نظرية لا تنطبق على الواقع الجزائري. وبالتالي لا يمكن الاعتماد عليها في تحديد وتفسير سعر صرف الدينار الجزائري في الواقع الحالي وبالبيانات الحالية. الكلمات المفتاحية: سعر صرف الدينار الجزائري، تضخم، تكامل مشترك، سببية جرانجر.

Abstract :

This research explores the relationship between exchange rate and inflation rate in the Algerian economy during the period (1970-2014). The results reveal a lack of evidence of the relationship of equilibrium in the long run between the Algerian dinar exchange rate and inflation rate. Moreover, the analysis reveals that there is no trace of causality in both directions, in the sense that the theory of purchasing power parity is incorrect on the Algerian reality. Thus, we cannot rely on this theory in the identification and interpretation of the Algerian dinar exchange rate in the current reality and using current data.

Key words: Algerian dinar exchange rate, inflation, co-integration, Granger causality.

مقدمة :

يعد استقرار سعر صرف العملة من أولويات السياسة النقدية في مختلف الدول، وذلك لأن هذا الاستقرار يعد أساساً لتوفير البيئة المناسبة للاستثمار، وجذب المدخرات والمحافظة على استقرار الأسعار، لذلك تسعى معظم الحكومات إلى انتهاج سياسات تهدف إلى ضمان استقرار سعر صرف عملاتها لتجنب دولها التقلبات الحادة التي تمر بها العملات من فترة لأخرى، ويتعاطم هذا الدور في الدول النامية لأن معظم هذه الدول تعاني من انفتاح اقتصادياتها بشكل كبير ومن عجز أكبر في ميزان مدفوعاتها، مما يجعلها أشد تأثراً بالتقلبات

الاقتصادية الدولية، وأكثر عرضة للأزمات والمشاكل الخارجية، مما ينعكس سلبا على درجة الاستقرار المحلي فيها. كما تتأثر الدول النامية بالإضافة إلى سعر الصرف بعوامل خارجية عديدة تنتقل من خلال ميزان مدفوعاتها تشمل ارتفاع أسعار السلع المستوردة نتيجة ارتفاع سعر العملات الأجنبية مما يؤدي إلى تدهور شروط التبادل التجاري، وتباطؤ معدلات النمو في الدول الصناعية، وأسعار الفائدة الأجنبية الحقيقية، وعوامل داخلية تشمل العجز المالي. وقد تؤدي هذه العوامل إلى زيادة العبء الواقع على عاتق السلطات المحلية للتكيف معها، وفي نفس الوقت تحقيق الأهداف الداخلية للسياسات النقدية، لتأثير تلك العوامل على تخفيض فاعلية السياسات النقدية.

وتتبع أهمية الاستقرار النقدي من كونه أحد أهم الأركان الرئيسية التي تعتمد عليها الدول في تحريك النشاط الاقتصادي وتمهية البيئة الملائمة للاستثمارات المحلية والخارجية؛ لذلك فإن السلطات النقدية تسعى لتحقيق هذا الهدف من خلال الحفاظ على استقرار المستوى العام للأسعار واستقرار سعر صرف العملة المحلية، وتوفير هيكل أسعار فائدة ملائم ينسجم مع التطورات الاقتصادية المحلية وتطورات أسواق المال العالمية. وإن واحدة من القضايا إثارة للجدل في الفكر الاقتصادي هو سياسة سعر صرف العملة وعلاقتها بارتفاع المستوى العام للأسعار (التضخم)، من هنا فإن الباحث يسعى من خلال هذا البحث إلى الكشف عن هذه العلاقة. وعليه، فالسؤال المطروح والذي سنتم معالجته في هذا البحث هو :

هل هناك علاقة مستقرة طويلة الأجل بين التحركات في سعر صرف الدينار الجزائري وبين التحركات في معدلات

التضخم في الجزائر، وإن وجدت فما هو اتجاه السببية ؟

للإجابة على إشكالية الدراسة، ثم صياغة الفرضية الأساسية التالية :

توجد علاقة مستقرة طويلة الأجل بين التحركات في سعر صرف الدينار الجزائري وبين التحركات في معدلات التضخم في الجزائر. وسيتم تنظيم هذه الورقة بالتطرق أولا إلى أهم الدراسات التجريبية السابقة، يليها إعطاء لمحة موجزة عن العلاقة النظرية بين سعر الصرف والتضخم، ليتم بعدها إجراء تحليل إحصائي واقتصادي لمتغيرات الدراسة، وفي الأخير الدراسة القياسية والوصول إلى النتائج.

أولا - أهم الدراسات التجريبية السابقة :

لقد حظيت العلاقة بين سعر الصرف والتضخم باهتمام واضح في الأدب الاقتصادي، ترجمت في عدة دراسات تطبيقية حاولت فحص العلاقة بينهما، وشملت هذه الدراسات العديد من الدول المتقدمة والنامية، ولكن لم يكن هناك نمطا واضحا على النتائج التجريبية لهذه الدراسات، فهناك مجموعة منها وجدت أدلة على أن هناك علاقة في المدى الطويل بين سعر الصرف والتضخم، وعلاوة على ذلك هناك سببية تمتد من التضخم نحو سعر الصرف، ومن أهم هذه الدراسات دراسة (Choudhri and Hakura, 2001) التي أجريت على 71 دولة من الدول المتقدمة والنامية وأشارت نتائجها إلى أن هناك علاقة قوية إيجابية بين أسعار الصرف ومستوى التضخم في هذه الدول، إذ هيمن مستوى التضخم على العوامل الأخرى الاقتصادية في تفسير الاختلافات في تأثير أسعار الصرف، ويستند ذلك على أن ارتفاع مستويات الأسعار المحلية (أسعار السلع) يترتب عليه زيادة الطلب على السلع الأجنبية وبالتالي سيزيد الطلب على العملة الأجنبية، وهو ما يؤدي في نهاية المطاف إلى انخفاض سعر صرف العملة المحلية. وبالمقابل هناك مجموعة أخرى من الدراسات التي لا تتوافق مع هذه الدراسة، حيث وجدت علاقة تمتد من التضخم إلى سعر الصرف، ومن أهمها دراسة (Gagnon and Ihrig, 2004) التي بينت أن هناك تأثيراً لا انتقال تحركات أسعار الصرف على التغير في مستويات التضخم في 20 دولة صناعية.

وبصفة عامة، فإن النتائج لهذه العلاقات السببية تختلف من دولة إلى أخرى، ونستطيع القول بأن هناك جدلية في نوع العلاقة بين سعر الصرف والتضخم. ومع ذلك، فهذه الدراسات تتم باستخدام بيانات السلاسل الزمنية الخاصة بدولة معينة. وبالتالي فالنتائج المتضاربة ليست مفاجئة، وذلك نظرا لطبيعة المناخ السياسي والنظام الاقتصادي للدولة التي تشملها الدراسة. بالإضافة إلى ذلك، عندما تكون الدراسة تستخدم بيانات السلاسل الزمنية لفترة قصيرة بالنسبة لدولة معينة، أو عندما يكون هناك قصورا ناتجا من صغر حجم

العينة إذا كانت الدراسة تستخدم بيانات مقطعية، كل هذا قد ينتج عنه نتيجة زائفة. ومع ذلك فمن الضروري مواصلة التعرف على العلاقة السببية بين سعر الصرف والتضخم. وهذه الدراسة في اعتقادنا قد تكون محاولة لاختبار نوع العلاقة بين المتغيرين في الاقتصاد الجزائري.

ثانيا - الإطار النظري للعلاقة بين سعر الصرف والتضخم :

التضخم هو ارتفاع عام ومستمر في الأسعار، وفي بعض الحالات ينظر إليه على أنه انخفاض في القوة الشرائية للعملة، ويرتبط هذا التعريف بنظرية "نمو النقود Money Growth" - ملتون فريدمان Milton Friedman الذي يعرف التضخم بأنه دائماً وفي كل مكان ظاهرة نقدية، والتغير المستمر في معدل التضخم مرتبط بالتغير المستمر في معدل نمو عرض النقود. هذا الطرح هو وجهة نظر المدرسة النقدية. لكن ما علاقة ذلك بسياسة أسعار الصرف؟ وهل التضخم يعني انخفاض القوة الشرائية للعملة؟

الثابت اقتصادياً أن العلاقة بين التضخم وانخفاض القوة الشرائية للعملة هي علاقة تبادلية، أي أن ارتفاع معدل التضخم سيؤدي حتماً 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.

من جهة أخرى يؤدي انخفاض القوة الشرائية للعملة حتما لارتفاع معدل التضخم. حيث يعمل تدهور أو انخفاض سعر صرف العملة الوطنية على زيادة أثر القطاع الخارجي على معدل ارتفاع الأسعار المحلية، كما يساعد بطريقة غير مباشرة على خلق أوضاع تصبح مصدرا لتوليد عوامل إضافية تؤدي إلى ارتفاع الضغوط التضخمية. وهناك نماذج تعزز هذه الرؤية، حيث ترى أن التغير في سعر صرف العملة يؤثر بشكل مباشر على التضخم من خلال تغير أسعار السلع المستوردة أو المصدرة والمقيمة بالعملة المحلية، وبشكل غير مباشر من خلال التغيرات في النشاط الاقتصادي نتيجة تلك التعديلات، ومن هذه النماذج نموذج توزيع السلسلة (distribution chain)، والذي طوره الاقتصادي الأمريكي (McCarthy) إذ يتم فيه تحديد أثر انتقال سعر الصرف من خلال قياس تأثير متغيرات اقتصادية كلية على مؤشرات الأسعار المحلية خلال مراحل التسعير والتوزيع المختلفة التي تمر بها السلع المتاجر بهاⁱⁱⁱ. من المهم إذن بحث العلاقة السببية بين التضخم وسعر صرف الدينار الجزائري.

ثالثا - التحليل الإحصائي والاقتصادي لمتغيرات الدراسة :

I . التحليل الإحصائي والاقتصادي لسلسلة سعر الصرف (TC) :

I . 1 . التحليل الإحصائي :

إن الخطوة الأولى في عملية تحليل السلسلة الزمنية هو رسم مشاهداتها لمعرفة الاتجاه العام لها، ويمثل الشكل (1) السلسلة الزمنية لسعر صرف الدينار الجزائري. ويتبين من قيم المتغيرة (TC) أن سعر الصرف خلال فترة الدراسة كان محصوراً بين أقل قيمة 3,84 دينار لكل واحد دولار أمريكي مسجلة سنة 1980 وأعلى قيمة 80,13 دج مسجلة سنة 2014، بمتوسط بلغ 35,66 دينار لكل واحد دولار وبانحراف معياري 32,43، وبالتالي فإن درجة التقلب 90,94% التي تؤشر على تذبذب عنيف في قيم هذه المتغيرة. تبين المعادلة أدناه تطور سعر الصرف كمتغير تابع لمتغير الزمن، حيث يمكن التعبير عنه بكثير حدود من الدرجة الخامسة :

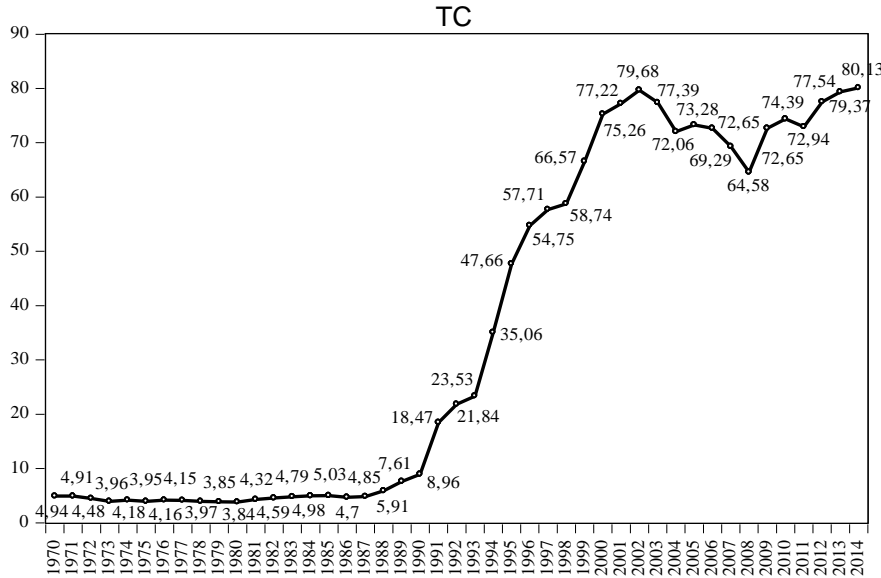
$$TC = 2E-05t^5 - 0,0029t^4 + 0,1199t^3 - 1,9405t^2 + 11,455t - 12,365$$

$$R^2 = 0,976$$

وتفيد هذه البيانات من خلال المعادلة المقدرة وكما يبينه الشكل الآتي، بأن هناك اتجاهًا متذبذبًا ويؤول إلى التزايد لحركة (TC)، حيث أن ميل الاتجاه يكون بمقدار مرتبط بعنصر الزمن في شكل كثير حدود من الدرجة الرابعة كما يلي :

$$1E-04t^4 - 0,0116t^3 + 0,3597t^2 - 3,881t + 11,455$$

الشكل رقم (1): تطور سعر صرف الدينار الجزائري مقابل الدولار خلال الفترة (1970-2014)



المصدر : إعداد الباحث اعتمادا على بيانات :

Collections Statistiques N 166/ 2011, novembre 2011, Ons, Alger, p162
<http://www.oanda.com/lang/fr/currency/historical-rates>
<http://data.worldbank.org/country/algeria>

I . 2. التحليل الاقتصادي :

لقد عرفت أنظمة تسعير الدينار الجزائري والصرف خلال الفترة المعنية بالدراسة عدة تغيرات يمكن إدراجها في المراحل التالية :

- **الفترة (1970-1987)**: تميزت هذه المرحلة بأهمية كبيرة سجلت تطبيق نظام جديد للتسيير مع انطلاق المخطط الاقتصادي للتنمية، وأمام هذه الوضعية التي اقترنت بالتخلي عن أسعار الصرف الثابتة والمثبتة عن اتفاقية بريتن وودز وعن تعويم أسعار الصرف، تم إتمام قرار تغيير نظام التسعير للدينار الجزائري عشية انطلاق المخطط الرباعي الثاني (1974-1977). و قد سعى هذا النظام الجديد للتسعير إلى تحقيق هدف مزدوج هو^{iv} :

- توفير دعم مقنع للمؤسسات الجزائرية بواسطة قيمة الدينار التي تفوق القيمة الحقيقية، وهذا بغرض تخفيف عبء تكلفة التجهيزات والمواد الأولية المستوردة من طرف المؤسسات، خصوصا وأنها مؤسسات ناشئة ؛
- السماح للمؤسسات الوطنية بالقيام بتنبؤاتها على المدى الطويل دون أن تتعرض لتغيرات تنازلية لسعر الصرف، وهذا عن طريق استقرار القيمة الخارجية للدينار.

وبالتخلي عن الحصص الثابتة في مارس 1973 و ظهور معدل مرن للصرف، كان على الجزائر تحديد قيمة الدينار على أساس سلة مكونة من 14 عملة. حيث منحت لكل عملة منها ترجيحاً محدداً على أساس وزنها في التسديدات الخارجية بالنسبة إلى العملات المسعرة من قبل البنك المركزي الجزائري، وارتباط الجزائر بهذه السلسلة من العملات سمح لها بالخروج نهائيا من منطقة الفرنك، حيث قيمته تتحدد

بالنسبة لهذه السلة الخاصة^v. إن الرقابة الصارمة والمستمرة على التجارة الخارجية ساهمت في كبح عملية التصدير، والرفع من المستوى التضخم، كما مارس التقييم الزائد للدينار آثار سلبية على الاقتصاد، مجملها مناقضة للتطور الصناعي المشروع في 1966، فقد وصل إلى حد مرتفع بين سنتي 1983 و1986 أين كسب الدولار الأمريكي قوة كبيرة في أسواق المالية العالمية، وبعد سنة 1986 أُعلن تعديل طفيف على حساب معدل صرف الدينار الجزائري، فأصبح التغيير النسبي لكل عملية تدخل في سلة الدينار يُحسب على أساس معدل الصرف السائد في سنة 1974، وهذا ما اعتبر تمهيدا لسياسة التسيير الحركي لمعدل صرف الدينار الجزائري التي شُرع في العمل بها انطلاقا من مارس 1987^{vi}.

- **الفترة (1988-1994):** لقد أدى التدهور المفاجئ لسعر البترول سنة 1986، وكذا تضخم مواعيد الاستحقاق للديون الخارجية، إلى دخول الاقتصاد الجزائري في أزمة حادة، تميزت بعجز مزدوج في ميزانية الدولة، وخاصة ميزات المدفوعات. كما ساهمت الاختلالات السياسية والاقتصادية والعالمية لسنوات 1988 والتي مست بالضرورة البلدان ذات الاقتصاد الإداري، في ظهور آثار مباشرة على الاقتصاد الجزائري، وعلى الوضعية الاجتماعية، مما أحدث مظاهرات شعبية كبيرة في أكتوبر 1988، والتي أعطت عهدا جديدا لتلاشي نظام التسيير الاشتراكي. مما استوجب إدخال إصلاحات جذرية على مختلف مجالات الاقتصاد الوطني. تمهد إلى الانتقال التدريجي وبخطى سريعة من الاقتصاد المخطط والمسير مركزيا إلى اقتصاد توجهه آليات السوق الحرة، حيث يأخذ الجانب النقدي والمالي من هذه الإصلاحات مكانة معتبرة، محاولين استعادة القيمة الحقيقية الداخلية والخارجية للدينار. ومن أجل هذا فقد أعلنت السلطات النقدية منذ منتصف 1990 عن رغبتها في التوصل إلى قابلية تحويل الدينار بالنسبة للمعاملات الجارية بعد 3 سنوات، وفي هذه الأثناء تم البدء في جعل الدينار الجزائري قابلا للتحويل في المعاملات الجارية في الخارج، حيث تمت عملية تعديل صرف الدينار وفقا لتنظيم انزلاق تدريجي ومراقب طبق منذ نهاية 1987 إلى غاية سبتمبر 1992، حيث انتقل معدل صرف الدينار من 4,85 دج/\$ في نهاية سنة 1987 إلى 17,7 دج/\$ في نهاية مارس 1991. واستقر على هذا الحال إلى أن تم اتخاذ قرار التخفيض بنسبة 22% بتاريخ 1991/09/30 وفقا لاتفاقية FMI. وبهذا التخفيض بلغ معدل سعر صرف الدينار 22,5 دج/\$ واستقر حول هذه القيمة إلى غاية 1994. وفي ظل الانفتاح على اقتصاد السوق بعد سقوط الاشتراكية، قدمت السلطات العمومية للبنك المركزي وظيفتين أساسيتين هما: الرقابة على الصرف وتعديل الاقتصاد، وفي هذا الصدد نجد أن السلطات العمومية حرصت على تخصيص الموارد بعقلانية وعلى التحكم في التضخم بغرض استقرار قيمة الدينار. كما حاولت التخفيف من الفوارق التي يعاني منها الدينار الجزائري بتقريب قيمته الرسمية من قيمته الحقيقية.

- **الفترة (1995-2014):** لقد لجأت الجزائر في العديد من المرات إلى خفض قيمة العملة الوطنية منذ اتفاق إعادة جدولة المديونية الخارجية واتفاق التمويل الموسع مع FMI حيث خفضت قيمة الدينار بنسبة 40,17%، وكان قبل ذلك قد فقد 50% من قيمته سنة 1990، وما بين 25% و30% ما بين 1991 و1993. وفي سنة 1994 قامت السلطات بتخفيض الدينار في مرحلتين في المجموع 70% وذلك ما بين شهر أبريل وسبتمبر 1994. وخلال هذه السنة حُدد نظام سعر الصرف بنظام التعويم المدار بين البنك المركزي والبنوك التجارية، وبين سنتي 1995 و1998 ارتفع سعر الصرف الفعلي الحقيقي للدينار بأكثر من 20%، وتبعه انخفاض بحوالي 13% بين سنتي 1998 و2001، وتواصل هذا الانخفاض خلال 16 شهرا الموالية، وهذا منذ أوائل 2002. وفي جانفي 2003 قام البنك المركزي بتخفيض قيمة الدينار بنسبة تتراوح ما بين 2% و5%، وهذا الإجراء يهدف أساسا للحد من تطور الكتلة النقدية المتداولة في السوق الموازية، لاسيما بعد اتساع الفارق بين القيمة الاسمية للدينار الرسمي وقيمة العملة الوطنية في السوق السوداء مقابل أبرز العملات الأجنبية. وبين جوان وديسمبر 2003، ارتفعت قيمة الدينار الجزائري بالنسبة للدولار الأمريكي بحوالي 11%، وارتفع سعر الصرف الحقيقي الفعلي بـ7,5%. وفي سنة 2005 وصل سعر صرف الدينار الجزائري بالنسبة للدولار الواحد إلى نحو 73.28 وفي سنة 2006 انخفض إلى حوالي 72.65 دج/\$ وواصل انخفاضه إلى

66.82 دج في نهاية سنة 2007. وإن حقيقة الوضع الصعبة في الوقت الحالي هي أن القدرة الشرائية للدينار الجزائري أصبحت ضعيفة جدا، فقد وصل سعر صرف الدينار الجزائري بالنسبة للدولار الواحد في سنة 2014 إلى نحو 80,13 دج وهو في انخفاض شديد ومتواصل، وخاصة في السوق الموازية.

II . التحليل الإحصائي والاقتصادي لسلسلة معدلات التضخم (INF)

II . 1. التحليل الإحصائي :

يتبين من قيم المتغيرة (INF) أن معدل التضخم خلال فترة الدراسة كان محصورا بين أقل قيمة 0,3% مُسجَّلة سنة 2000 وأعلى قيمة 31,68 مُسجَّلة سنة 1992، بمتوسط بلغ 9,06% وبانحراف معياري 7,88%، وبالتالي فإن درجة التقلب 86,97% التي تؤشر على تذبذب عنيف في قيم هذه المتغيرة. تبين المعادلة أدناه، تطور معدل التضخم كمتغير تابع لمتغير الزمن، حيث يمكن التعبير عنه بكثير حدود من الدرجة السادسة :

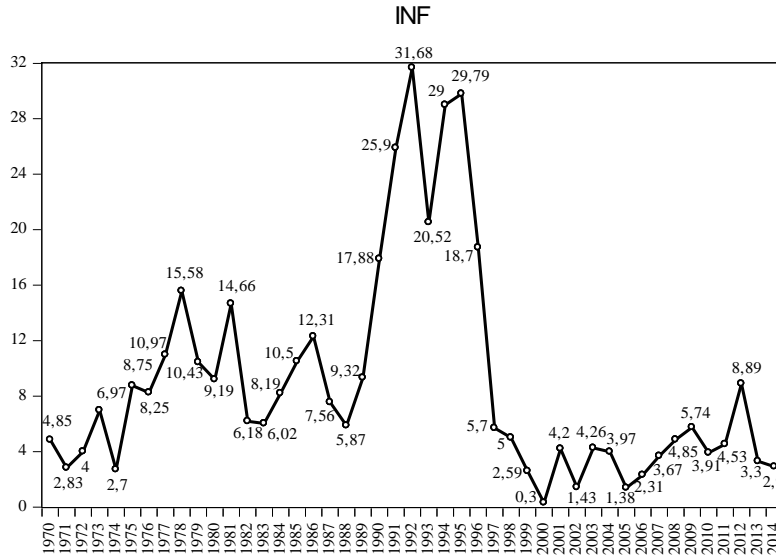
$$INF = -1E-06t^6 + 0,0002t^5 - 0,0086t^4 + 0,2086t^3 - 2,3815t^2 + 11,737t - 10,699$$

$$R^2 = 0,5234$$

تفيد هذه البيانات من خلال المعادلة المقدرة وكما يبينه الشكل أدناه، بأن هناك اتجاهها متذبذبا ويؤول إلى التناقص لحركة (INF)، حيث أن ميل الاتجاه يكون بمقدار مرتبط بعنصر الزمن في شكل كثير حدود من الدرجة الخامسة كما يلي :

$$-6E-06t^5 + 0,001t^4 - 0,0344t^3 + 0,6258t^2 - 4,763t + 11,737$$

الشكل رقم (2) : تطور معدل التضخم في الاقتصاد الجزائري خلال الفترة (1970-2014)



المصدر : إعداد الباحث اعتمادا على بيانات البنك الدولي، على الخط،

<http://data.albankaldawli.org/country/algeria>

Collections Statistiques N 166/ 2011, novembre 2011, Ons, Alger, p162

II . 2. التحليل الاقتصادي :

يمكننا تقسيم فترة الدراسة إلى أربعة أقسام :

- الفترة (1970-1989) : بالرغم من القيود المفروضة على الأسعار التي كانت تتحدد بطريقة إدارية، حفاظا على القدرة الشرائية للمواطنين أثناء مرحلة الاقتصاد المخطط، إلا أن معدلات التضخم إجمالا قد شهدت مستويات عالية خلال هذه المرحلة، حيث وصلت أقصاها سنة 1978 بمعدل 15,57%. ويمكن تفسير ذلك بارتفاع كلفة الاستثمار خلال السبعينات، والتي تسببت في

الضغط على الأجور وتغلغل التوترات التضخمية في مكونات الاقتصاد الجزائري^{vii}، بالإضافة إلى أن أغلب النشاطات الاقتصادية كانت لا تشتغل بالكفاءة المتعارف عليها دوليا، وهو ما انعكس على التوازنات المالية الداخلية للاقتصاد الجزائري، كما أن العرض الكلي لم يكن قادرا على مسايرة الزيادات المتتالية في الطلب الكلي، مما تولد عليه ضغوط تضخمية داخلية^{viii}، حيث ظهر تطور هام في الاستهلاك خلال هذه الفترة، بلغ في المتوسط 52,34%^{ix} من الناتج الداخلي الخام، كما نتج هذا عن تأثير ضغط النمو الديمغرافي خلال هذه الفترة، والذي بلغ متوسط 3,24% وبلغ أقصاه سنة 1976 ببلوغه 4,33%.

- **الفترة (1995-1990)**: شهدت معدلات التضخم في الجزائر خلال الفترة (1995-1990) مستويات مرتفعة جدا مقارنة بما كانت عليه سنة 1989، حيث أخذت في الارتفاع من 17,88% سنة 1990 إلى 31,7% سنة 1992 وهي أقصى قيمة لها، ثم تراجعت قليلا إلى 29,79% سنة 1995، وربما كان ذلك نتيجة لضبط الإنفاق العام وتثبيت كتلة أجور عمال الوظيف العمومي وضبط التحويلات الحكومية، وهو أهم ما تضمنه برنامج الاستقرار الاقتصادي، وقد بلغ متوسط معدل التضخم خلال هذه الفترة 25,79%. هذه الأرقام تشير إلى أن السياسات النقدية قد أخفقت في تحقيق الاستقرار النقدي والاقتصادي، والأسباب في ذلك تعود إلى التوسع في الإصدار النقدي الذي كان يمول عجز الميزانية، وإلى انتهاج سياسة مالية توسعية عن طريق زيادة الإنفاق الحكومي في مجال الاستثمار خاصة ابتداء من سنة 1992، بالإضافة إلى عمليات التحرير التدريجي للأسعار، لاسيما منذ اتخاذ تدابير حذف الدعم المالي لمعظم المواد الأساسية التي كانت تستفيد من دعم الخزينة حتى سنة 1992. هذه العمليات زادت حدتها بداية من سنة 1994 في إطار الاتفاقيات مع صندوق النقد الدولي، إلى جانب هذا فقد كان لتخفيض قيمة الدينار بـ 40,17% في 1994^x دورا أساسيا في ارتفاع الأسعار المحلية وزيادة التضخم.

- **الفترة (2000-1996)**: لا بد من الإشارة إلى أن التضخم منذ سنة 1996، صار أقل بكثير مما كان عليه، واستمر تراجع بصورة سريعة إلى مستويات مريحة بالنسبة للاقتصاد الوطني ببلوغه 0,3% سنة 2000. هذا راجع إلى السياسات المالية والنقدية المشددة التي فرضها صندوق النقد الدولي على الجزائر، وهذا يعني أن برنامج الإصلاح الهيكلي بدأ يؤتي ثماره، وهو الذي كان يهدف إلى التخفيف من حدة الضغوط التضخمية التي يعاني منها الاقتصاد الجزائري عن طريق تخفيض حجم الطلب الكلي، وهو ما كان فعلا خلال هذه الفترة، حيث أمكن التحكم في مستويات الإنفاق الحكومي والعرض النقدي وبالتالي التحكم في مستويات الأسعار.

- **الفترة (2014-2001)**: شهدت هذه المرحلة ارتفاعا محسوسا في معدلات التضخم بداية من 2001- وهي السنة التي شهدت بروز فائض السيولة البنكية كحالة هيكلية في الجزائر. والتي وصل فيها معدل التضخم إلى 4,2%، وذلك راجع إلى ارتفاع الأجور التي تقرر دفعها في بداية العام، بالإضافة إلى برنامج الإنعاش الاقتصادي الذي كان يهدف إلى تخفيض معدلات البطالة مع السماح بمعدلات تضخم مرتفعة نوعا ما. ونشير إلى أن الضغط التضخمي غالبا ما يصاحب أي تنمية اقتصادية طموحة^{xi}. وقد سجل معدل التضخم تراجعا جوهريا في سنة 2002، حيث لم يعد يساوي سوى 1,43%، ويعود ذلك إلى تباطؤ وتيرة ارتفاع أسعار المواد الغذائية^{xii}، بينما نجد ارتفاعه في سنة 2003 إلى 4,25% راجع إلى ارتفاع أسعار الاستهلاك بـ 1,2 نقطة في النسبة المئوية بالمقارنة مع نفس الفترة المنصرمة^{xiii}. إن استمرار ارتفاع التضخم في سنة 2004 راجع إلى مواصلة إلتزام الدولة بتمويل البرنامج الضخم للاستثمار العمومي (الإنعاش الاقتصادي) بفضل قدرات الادخار المتراكم منذ سنة 2000.

اتجه مسار التضخم منذ 2005 نحو التصاعد، حيث قفز من 1,38% سنة 2005 إلى 2,31% سنة 2006، وقد بقي معدل التضخم تحت السيطرة بوضوئه إلى 3,67% في 2007 ثم إلى 4,85% في 2008. إن ارتفاع التضخم في سنتي 2007 و2008 بتلك الوتيرة المرتفعة نسبيا يعود بالأساس إلى التضخم المستورد المتصل بقفزة التضخم على المستوى العالمي، نتيجة لارتفاع أسعار المواد الغذائية بشكل خاص^{xiv}. لكن مع سنة 2009 وصل معدل التضخم إلى 5,74%، وهو أقصى معدل خلال العشرية،

وقد حل التضخم الداخلي الذي تجره الزيادة القوية في أسعار المنتجات الغذائية، لا سيما أسعار المنتجات الفلاحية الطازجة محل التضخم المستورد^{xv} سنة 2009، والناجم عن ارتفاع الأسعار في السوق الدولية للعديد من المنتجات المستوردة كنتيجة مباشرة لارتفاع سعر الأورو مقابل الدولار، الذي هو عملة فوترة صادرات المحروقات التي تراجع إنتاجها للسنة الرابعة على التوالي، والتي رافقها انفجار واردات البلاد من الخدمات التي قفزت من 4,78 مليار دولار سنة 2006 إلى 11,68 مليار دولار سنة 2009، والانحصر الشديد للصادرات خارج المحروقات عند مستوى أقل من 1 مليار دولار سنويا.

عرف معدل التضخم انخفاضا إلى 3,9% في 2010 نتيجة التباطؤ الملحوظ في وتيرة ارتفاع الأسعار المسجلة لاسيما بالنسبة للمنتجات الفلاحية، وما لبث أن عاود الارتفاع في 2011 أين سجل 4,52% ثم 8,89% في 2012، مسجلا بذلك أعلى مستوى له على مدار 15 سنة. وهذا مؤشر خطير جدا على الاستقرار النقدي، كما أن له دلالة على ضعف التنمية الاقتصادية من منظور انخفاض القوة الشرائية. لكن ما لبث أن عرف معدل التضخم تباطؤا في 2003 حيث سجل 3,3%، ليواصل تباطؤه في سنة 2014 بتسجيله لمعدل 2,9%، وهو ما يمثل مكسبا للدفع نحو الإستقرار النقدي خاصة في هذا الظرف المتميز بانخفاض في إيرادات الميزانية المتزامن مع انخفاض في أسعار البترول، وهو ما سيجعل الصعوبات المالية للجزائر أقل حدة.

ثالثا- التحليل القياسي:

I . الطريقة المستخدمة :

لغرض دراسة العلاقة بين سعر صرف الدينار الجزائري ومعدل التضخم، سنستخدم بيانات سنوية تخص الاقتصاد الوطني، وذلك عن الفترة (1970-2014). وتماشيا مع التوجهات الحديثة في تحليل السلاسل الزمنية، والتي كان لها الدور البارز في جعل العلاقات الاقتصادية قابلة للقياس والتحليل الكمي، فإننا سنقوم باستخدام طريقة أنجل وجرانجر (Engle et Granger (1987) لتحليل التكامل المشترك. إضافة إلى منهجية السببية لـ Granger. وإن طريقة تحليل التكامل المشترك التي سنستخدمها، تركز على الحالات التي تكون فيها متغيرات السلاسل الزمنية الأساسية متكاملة من نفس الدرجة وهي الدرجة الأولى.

II . نموذج الدراسة :

لأغراض هذه الدراسة سنستخدم نموذج الحدار خطي لتحديد طبيعة العلاقة بين سعر صرف الدينار الجزائري ومعدل التضخم

$$TC_t = \alpha + \beta.INF_t + \varepsilon_t \quad \text{على النحو التالي :}$$

حيث TC_t : سعر صرف الدينار الجزائري و INF_t معدل التضخم.

لكن نتيجة لعدم تجانس بيانات السلسلتين الزمنتين، حيث أن سلسلة معدل التضخم INF_t عبارة عن نسب مائوية أما سلسلة سعر صرف الدينار الجزائري TC_t فمقدرة بالدينار لكل دولار أمريكي، فإننا سوف نتعامل مع اللوغاريتم الطبيعي لهذه السلاسل، وبالتالي فإن السلاسل الجديدة التي ستشملها الدراسة هي : $LnINF$ و $LnTC$. وعليه، سنأخذ بعين الاعتبار النموذج الجديد التالي:

$$LnTC_t = \alpha + \beta.LnINF_t + \varepsilon_t \dots\dots\dots(*)$$

III . اختبارات الإستقرارية :

غالبا ما تتميز السلاسل الزمنية التي تصف المتغيرات الاقتصادية الكلية بعدم الإستقرار، وذلك لأن معظمها يتغير وينمو مع الزمن، مما يجعل من متوسطها وتباينها غير مستقرين ومرتبطين بالزمن، لذلك من الضروري إختبار استقرارية السلاسل الزمنية ومعرفة درجة تكاملها. ويهدف اختبار الإستقرارية إلى فحص خواص السلاسل الزمنية لكل من سعر الصرف ومعدل التضخم خلال الفترة (2014-1970)، والتأكد من مدى سكوتهما، وتحديد رتبة تكامل كل متغير على حدى. حيث تكون "السلسلة تكون إذا تذبذبت حول وسط حسابي ثابت، مع تباين ليس له علاقة بالزمن"^{xvii}. ولتأكيد ذلك أو نفيه، يتطلب الأمر استخدام اختبارات جذر الوحدة.

ورغم تعدد اختبارات جذر الوحدة، إلا أننا سوف نعتمد في هذه الدراسة على اختبارين، وهما : اختبار ديكي - فوللر الموسع (Augmented Dickey-Fuller) واختبار فيليب - بيرون (Phillips Perron)، لاختبار فرضية العدم القائلة بوجود جذر الوحدة. ويعتمد اختبار ADF في دراسة استقرار السلسلة X_t على تقدير النماذج التالية بطريقة المربعات الصغرى^{xvii} :

$$\text{mod}[1]: \quad \Delta x_t = \rho \cdot x_{t-1} - \sum_{j=2}^p \phi_j \Delta x_{t-j+1} + \varepsilon_t$$

$$\text{mod}[2]: \quad \Delta x_t = \rho \cdot x_{t-1} - \sum_{j=2}^p \phi_j \Delta x_{t-j+1} + c + \varepsilon_t$$

$$\text{mod}[3]: \quad \Delta x_t = \rho \cdot x_{t-1} - \sum_{j=2}^p \phi_j \Delta x_{t-j+1} + c + bt + \varepsilon_t$$

حيث النموذج الثاني يختلف عن الأول في احتوائه على حد ثابت، والنموذج الثالث يختلف عن الأول والثاني في احتوائه على حد ثابت ومتغير اتجاه زمني. ولتحديد طول الفجوات الزمنية P المناسبة يتم عادة استخدام أقل قيمة لمعيارى AIC و SC. وبعد حساب الفروق الأولى $(\Delta x_{t-1} = x_{t-1} - x_{t-2})$ والفروق الثانية $(\Delta x_{t-2} = x_{t-2} - x_{t-3})$ وتقدير النموذج بطريقة المربعات الصغرى، يتم اختبار الفرضيتين : $H_0: \phi = 1$ ضد الفرضية $H_1: |\phi| < 1$ ، فإذا كانت فرضية العدم مقبولة، فهذا يعني وجود جذر وحدوي، وبالتالي تكون السلسلة الزمنية غير ساكنة. أما بالنسبة لاختبار فيليب - بيرون فيعتمد تقديره على نفس نماذج ديكي - فوللر DF، إلا أنه يختلف عن اختبار DF في أنه يأخذ بعين الاعتبار الأخطاء ذات التباين غير المتجانس (Les erreurs heteroscedastiques)، وذلك عن طريق عملية تصحيح غير معلمية لإحصاءات ديكي - فوللر، وقبل هذا يتعين تحديد عدد فترات الإبطاء l المحسوبة بدلالة عدد المشاهدات^{xviii} :

$$l \approx 4(n/100)^{2/5}$$

ومن المعلوم أن اختبار ADF قائم على فرضية أن السلسلة الزمنية متولدة بواسطة عملية الانحدار الذاتي Autoregressive AR، بينما اختبار PP قائم على افتراض أكثر عمومية، وهي أن السلسلة الزمنية متولدة بواسطة عملية Autoregressive Integrated Moving Average ARIMA، ولذا فإن اختبار PP له قدرة اختبارية أفضل، وهو أدق من اختبار ADF لاسيما عندما يكون حجم العينة صغيرا، وفي حالة تضارب وعدم انسجام نتائج الاختبارين فإن الأفضل الاعتماد على نتائج اختبار PP^{xix}.
يُجرى هذا الاختبار في أربعة مراحل^{xx} :

1. التقدير بواسطة OLS للنماذج الثلاثة القاعدية لاختبار ديكي - فوللر مع حساب الإحصائيات المرافقة ؛
2. تقدير التباين قصير المدى : $\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_t^2$ ، حيث $\hat{\varepsilon}_t$ تمثل البواقي ؛
3. تقدير المعامل المصحح s_1^2 المسمى التباين طويل المدى والمستخرج من خلال التباينات المشتركة لبواقي النماذج السابقة، حيث :

$$s_1^2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_t^2 + 2 \sum_{i=1}^l \left(1 - \frac{i}{l+1}\right) \frac{1}{T} \sum_{t=i+1}^T \hat{\varepsilon}_t \hat{\varepsilon}_{t-i}$$
4. حساب إحصائية فيليب - بيرون : $t_{\hat{\phi}}^* = \sqrt{k} \times \frac{(\hat{\phi}-1)}{\hat{\sigma}_{\hat{\phi}}} + \frac{T(k-1)\hat{\sigma}_{\hat{\phi}}}{\sqrt{k}}$ ، والذي يساوي 1 في الحالة التقاربية

عندما تكون $\hat{\varepsilon}_t$ تشويشا أيضا. هذه الإحصائية تقارن مع القيمة الحرجة ل Mackinnon.

وفيما يلي النتائج الإحصائية التي تم الحصول عليها من جراء تطبيق الاختبارين السابقين :

الجدول رقم (1) : نتائج اختبارات جذر الوحدة لسكون السلاسل الزمنية الأصلية والمحولة (الفروق من الدرجة الأولى)

DLnTC	DLnINF	LnTC	LnINF	نوع النموذج	نوع الاختبار	
القيمة المحسوبة	القيمة المحسوبة	القيمة المحسوبة	القيمة المحسوبة			
القيمة الحرجة	القيمة الحرجة	القيمة الحرجة	القيمة الحرجة			
الاحتمال الحرج	الاحتمال الحرج	الاحتمال الحرج	الاحتمال الحرج			
-1.568949	-9.869455	1.206105	-0.806057	(1)	اختبار ديكي فولر الموسع (ADF)	السلسلة الزمنية
-1.949097	-1.948686	-1.948686	-1.948686	(2)		
0.1085	0.0000	0.9393	0.36	(3)		
-4.018019	-9.750984	-0.549916	-2.939862	(1)	اختبار فيليب بيرون (PP)	
-2.931404	-2.931404	-2.931404	-2.929734	(2)		
0.0032	0.0000	0.8710	0.0489	(3)		
-3.961536	-9.724343	-2.202304	-3.191504	(1)	H_0 : يوجد جذر وحدة	
-3.518090	-3.518090	-3.523623	-3.515523	(2)		
0.0177	0.0000	0.4757	0.0994	(3)		
-3.704294	-9.934259	1.310857	-1.091893	(1)	H_0 : يوجد جذر وحدة	
-1.948686	-1.948686	-1.948495	-1.948495	(2)		
0.0004	0.0000	0.9498	0.2449	(3)		
-4.148419	-9.813674	-0.482588	-2.962589	(1)	H_0 : يوجد جذر وحدة	
-2.931404	-2.931404	-2.929734	-2.929734	(2)		
0.0022	0.0000	0.8849	0.0464	(3)		
-4.098398	-9.798829	-1.813359	-3.175921	(1)	H_0 : يوجد جذر وحدة	
-3.518090	-3.518090	-3.515523	-3.515523	(2)		
0.0125	0.0000	0.6813	0.1025	(3)		

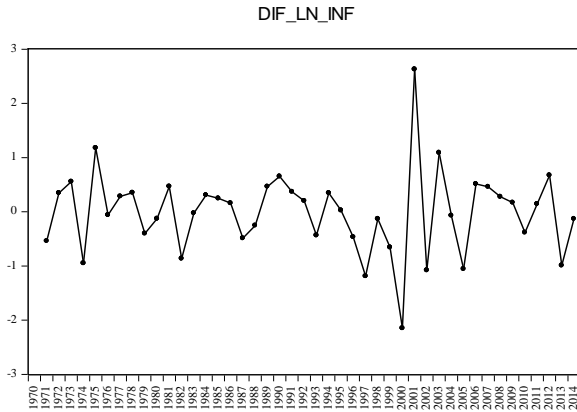
المصدر : إعداد الباحث، بناء على مخرجات برنامج EViews8.

من خلال نتائج اختبارات جذر الوحدة لسكون السلاسل الزمنية الأصلية (في المستوى)، يتضح أن القيم المحسوبة بالقيمة المطلقة بالنسبة للسلسلة LnINF أقل تماما من القيم الحرجة لـ Mackinnon خاصة بالنسبة للنموذج (1) والنموذج (3) في اختبار ADF وكذا النموذج (1) والنموذج (3) في اختبار PP. وما يعزز هذه النتيجة هو قيم الاحتمال الحرج الأكبر من 5%، وهذا يقود إلى أن السلسلة غير مستقرة، وتحتوي على جذر وحدوي. لكن النموذج (2) في اختبار ADF والنموذج (2) في اختبار PP يبين أن القيم المحسوبة أكبر تماما من القيم الحرجة لـ Mackinnon وما يعزز هذه النتيجة هو قيم الاحتمال الحرج الأصغر من 5%، وهو ما يقود إلى أن السلسلة مستقرة. وللفضل في ذلك يتعين الأخذ بعين الاعتبار مبدأ الاختبارات الإحصائية، هذا الأخير ينص على أنه إذا كان في إحدى النماذج الثلاثة جذر وحدوي، فهذا دليل على أن السلسلة تحتوي على جذر وحدوي ومنه فهي غير مستقرة. ومنه نستطيع التأكيد على أن السلسلة LnINF غير مستقرة.

ونفس القول ينطبق على السلسلة LnTC، فهي الأخرى غير مستقرة. الآن نطبق الاختبارين السابقين عند الفروق من الدرجة الأولى للسلسلتين المعنيتين. الجدول السابق يكشف النتائج الإحصائية التي تم الحصول عليها. حيث نلاحظ أن السلسلتين المحولتين عن طريق الفروق من الدرجة الأولى مستقرتين، وذلك باعتبار أن القيم المحسوبة أكبر تماما من القيم الحرجة لـ Mackinnon، وما يعزز هذه النتيجة هو قيم الاحتمال الحرج الأصغر من 5%، أي أن (LNTC) و (LNINF) متكاملتان من الدرجة الأولى، وهذا رغم أن النموذج رقم (1) بالنسبة للسلسلة DLnTC يبين بأنها ليست مستقرة وهذا بتطبيق اختبار ADF، ولكن عند تطبيق اختبار PP نجد أن السلسلة مستقرة باعتبار أن الاحتمال الحرج يساوي 0.0004 وهو أقل من 5%، ونحن نعلم أن اختبار PP له قدرة اختبارية أفضل، وهو أدق من اختبار ADF، وفي حالة تضارب وعدم انسجام نتائج الاختبارين فإن الأفضل الاعتماد على نتائج اختبار PP.

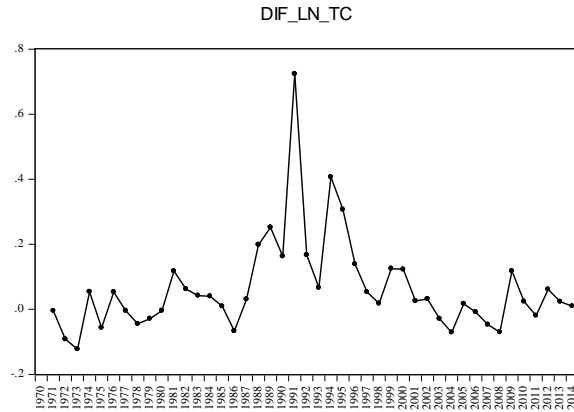
وبالتالي هذه النتائج تنسجم مع النظرية القياسية التي تفترض أن أغلب المتغيرات الاقتصادية الكلية تكون غير ساكنة في المستوى ولكنها تصبح ساكنة في الفرق الأول. وبمشاهدة الشكلين الآتين تتأكد هذه النتيجة، حيث نلاحظ أن السلسلتين تتذبذبان حول وسط حسابي ثابت، مع تباين ليس له علاقة بالزمن، وهذا يعني أن هناك احتمالا بوجود تكامل مشترك بين المتغيرين. للتحقق من ذلك، سنستخدم طريقة إنجل - جرانجر للتكامل المشترك.

الشكل رقم (4): سلسلة معدل التضخم للفرق الأولي



المصدر : مرسوم اعتمادا على برنامج EViews8

الشكل رقم (3): سلسلة سعر الصرف للفرق الأولي



المصدر : مرسوم اعتمادا على برنامج EViews8

IV. اختبار التكامل المشترك بطريقة إنجل - جرانجر :

على ضوء اختبار جذر الوحدة السابق، اتضح أن كل متغير على حدى متكامل من الدرجة الأولى، وتركز نظرية التكامل المشترك على تحليل السلاسل الزمنية غير الساكنة، حيث يشير كل من إنجل 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 زائفا، وتوصف بالعلاقة التوازنية في المدى البعيد. تكوين المزيج الخطي من نموذج الدراسة هو كالتالي :

$$\varepsilon_t = LnTC_t - \alpha - \beta.LnINF_t + \dots \dots \dots (**)$$

وعلينا أن نتحقق فيما إذا كان هذا المزيج الخطي (ε_t) ، والمتولد من متغيرات النموذج، متكامل من الدرجة الصفرية $IN(0)$ ، أي أنه سلسلة زمنية ساكنة. فإذا كان هذا المزيج كذلك، فإن متغيرات النموذج $(LnTC)$ و $(LnINF)$ تحقق التكامل المشترك.

إن تحليل التكامل المشترك الذي تم وضعه من قبل جرانجر Granger سنة 1983 وإنجل وجرانجر Engel et Granger سنة 1987 يعتبر عند الكثير من الاقتصاديين كأحد أهم المفاهيم الجديدة في مجال القياس الاقتصادي وكذلك لتحليل السلاسل الزمنية. وتستلزم هذه الطريقة المرور بخطوتين؛ الأولى تقدير العلاقة المعنية بطريقة المربعات الصغرى العادية حيث نحصل على معادلة انحدار التكامل المشترك، ثم الحصول على بواقي الانحدار المقدرة $(\hat{\varepsilon}_t)$ ، وهي المزيج الخطي المتولد من انحدار العلاقة التوازنية طويلة المدى. الثانية اختبار مدى سكون البواقي المتحصل عليها من الخطوة الأولى وفق الآتي :

$$\Delta \hat{\varepsilon}_t = \alpha + \delta \hat{\varepsilon}_{t-1} + \Delta \hat{\varepsilon}_{t-1} + e_t \dots \dots \dots (***) \quad , \quad e_t \sim IN(0)$$

فإذا كانت إحصائية (τ) لمعلمة (ε_{t-1}) معنوية فإننا نرفض الفرض العدمي $(\Delta \varepsilon_t \sim I(1))$ بوجود جذر وحدة في البواقي، ونقبل الفرض البديل بسكون البواقي أو $(\Delta \varepsilon_t \sim I(0))$ ، وبالتالي 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 البواقي غير ساكنة في المستوى، فإنه لا توجد علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغيرين، وأن العلاقة السابقة مضللة ولا يمكن الركون إليها.

IV. 1. تقدير معادلة انحدار التكامل المشترك :

بتطبيق طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية وإجراء انحدار سعر صرف الدينار الجزائري على معدل التضخم، تحصلنا على العلاقة

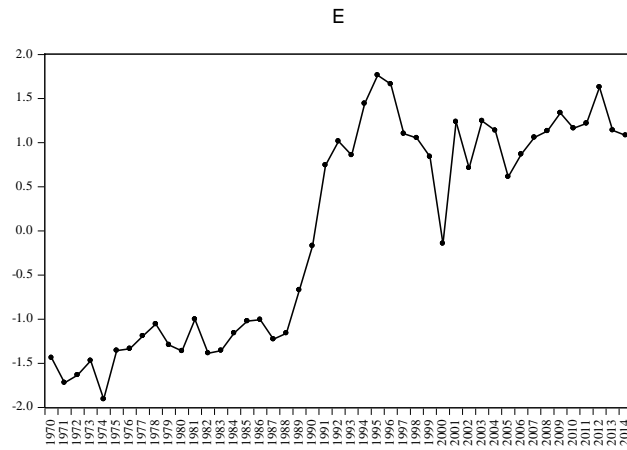
$$\text{LN_TC} = 3.8491 - 0.5154 * \text{LN_INF} \quad \text{المقدرة التالية :}$$

يتبين من هذه المعادلة أن معامل معدل التضخم سالب، ومحصور بين الصفر والواحد، وبالتالي فهو مقبول اقتصاديا.

IV. 2. دراسة استقرارية سلسلة بواقي التقدير :

الآن نبحث في إمكانية وجود علاقة توازن طويلة الأمد من خلال تطبيق اختبار التكامل المشترك بين المتغيرات المدروسة، حيث يكون ذلك انطلاقا من بواقي التقدير $\hat{\epsilon}_t$ ، حيث سنقوم بتقدير المعادلة (***) لاختبار جذر الوحدة، وعلينا أن نتأكد من أن البواقي مستقرة. لهذا الغرض سنقوم بفحص بواقي المعادلة المقدرة، ثم نقوم بإجراء اختباري ديكي فوللر الموسع وفيليب بيرون من أجل تعزيز النتائج المتوصل إليها. وقبل ذلك سنقوم برسم بياني لقيم بواقي التقدير، حيث نحصل على الشكل التالي :

الشكل رقم (5) : بواقي معادلة انحدار التكامل المشترك



المصدر : مخرجات برنامج EViews8

من الواضح أن سلسلة بواقي معادلة انحدار التكامل المشترك ليست مستقرة. ذلك أنها لا تتذبذب حول وسط حسابي ثابت مع تباين ليس له علاقة بالزمن، ولتأكيد ذلك سنقوم بإجراء اختباري ديكي فوللر الموسع (ADF) وفيليب بيرون (PP) على بواقي التقدير. نتائج الاختبارين موضحة في الجدول التالي.

الجدول رقم (2) : نتائج اختبارات الجذر الوحدوي لبواقي التقدير

النموذج (3) : مع ثابت واتجاه		النموذج (2) : مع ثابت		النموذج (1) : بدون ثابت أو اتجاه		نوع النموذج
PP	ADF	PP	ADF	PP	ADF	نوع الاختبار
-2.424174	-2.325891	-1.179489	-1.258357	-1.237793	-1.279737	القيمة المحسوبة
-3.515523	-3.515523	-2.929734	-2.929734	-1.948495	-1.948495	القيمة الحرجة
0.3627	0.4118	0.6750	0.6404	0.1950	0.1820	الاحتمال الحرج

المصدر : إعداد الباحث بناء على مخرجات برنامج EViews8

تبين نتائج الجدول أعلاه عدم استقرارية بواقي معادلة انحدار التكامل المشترك عند مقارنة قيمة t الجدولية مع قيمة احصاء اختبار (ADF) واحصاء اختبار فيليب بيرون (PP) بالنسبة لجميع النماذج. كما يعزز هذه النتيجة قيمة الاحتمال الحرج التي هي أكبر

من 5%، وهذا ما يؤدي بنا إلى قبول فرضية عدم القائلة بوجود جذر وحدوي، وبالتالي نؤكد على عدم استقرار سلسلة البواقي، وهذا يعني عدم وجود دليل على علاقة تكامل مشترك طويلة الأجل بين سعر صرف الدينار الجزائري ومعدل التضخم في الجزائر. وبالتالي لا يمكننا تبني صياغة نموذج تصحيح الخطأ ECM، وبالتالي فإنه يمكن القول بأن تحركات سعر الصرف للدينار الجزائري لا تعتمد على تحركات معدل التضخم في الاقتصاد الجزائري خلال الفترة المعنية بالدراسة. وما يعزز هذه النتيجة ملاحظة الترابط المحدود في الأجل الطويل بين سعر صرف الدينار الجزائري ومعدل التضخم، حيث بلغ معامل الارتباط الخطي ما قيمته (-0,30) وهو ارتباط ضعيف وغير معنوي عند مستوى 5% ولا حتى عند مستوى معنوية 10%. وللتأكد من اتجاه العلاقة السببية بين سعر صرف الدينار الجزائري ومعدل التضخم، استخدمنا اختبار جرانجر للسببية.

V. دراسة العلاقة السببية بين سعر الصرف للدينار الجزائري ومعدل التضخم :

V.1. منهجية اختبار جرانجر للسببية :

يدلل جرانجر على أن وجود تكامل مشترك بين متغيرين يعني وجود علاقة سببية في اتجاه واحد على الأقل، وبالتالي نستنتج أن عدم وجود تكامل مشترك بين متغيرين يعني عدم وجود علاقة سببية بينهما. وطبقا لجرانجر، إذا كانت لدينا سلسلتان زمنيتان تعبران عن تطور ظاهرتين اقتصاديتين مختلفتين عبر الزمن t وهما في دراستنا هذه تمثلان كل من LNIN و LNIN، فإذا كانت السلسلة LNIN تحتوي على المعلومات التي من خلالها يمكن تحسين التوقعات بالنسبة للسلسلة LNIN، ففي هذه الحالة نقول إن المتغير LNIN يسبب المتغير LNIN. من المشاكل التي توجد في هذه الحالة هو أن بيانات السلسلة الزمنية لمتغير ما كثيرا ما تكون مرتبطة، أي يوجد ارتباط ذاتي بين قيم المتغير الواحد عبر الزمن، ولاستبعاد أثر هذا الارتباط الذاتي إن وجد، يتم إدراج قيم نفس المتغير التابع لعدد من الفجوات الزمنية كمتغيرات تفسيرية في علاقة السببية المراد قياسها، يضاف إلى ذلك إدراج قيم المتغير التفسيري لعدد من الفجوات الزمنية كمتغيرات تفسيرية أيضا، وذلك باعتبار أن السبب يسبق النتيجة في الزمن. بناء على ما سبق، يتطلب اختبار السببية لجرانجر تقدير نموذج متجه الانحدار ذاتي VAR ثنائي الاتجاه الذي يصف سلوك المتغير LNIN و LNIN، كما يتطلب كذلك استخدام المتغيرات بصيغتها المستقرة، لأن غياب صفة الاستقرار قد يجعل الانحدار المقدر زائفا، وبالتالي سنأخذ بعين الاعتبار DLNIN و DLNIN كما يلي :

$$DLNIN_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i \cdot DLNIN_{t-i} + \sum_{i=1}^p \phi_i \cdot DLNIN_{t-i} + \mu_{1t} \dots \dots \dots (1)$$

$$DLNIN_t = \delta_0 + \sum_{i=1}^p \varpi_i \cdot DLNIN_{t-i} + \sum_{i=1}^p \theta_i \cdot DLNIN_{t-i} + \mu_{2t} \dots \dots \dots (2)$$

حيث : μ_{1t} و μ_{2t} بواقي النموذجين. لكن قبل تحديد العلاقة السببية بين المتغيرين، يجب تحديد عدد الفجوات الزمنية P المناسب لنموذج $VAR(P)$ ، لأن اختبار (Granger) يُعد حساسا لاختبار الفجوة الزمنية، فإذا كانت هذه الأخيرة أقل من الفجوة الزمنية الصحيحة فإن تجاهل القيم المتخلفة ذات العلاقة سيؤدي إلى خطأ في التوصيف وتحيز في النتائج، أما إذا كانت الفجوة الزمنية المختارة أكبر من الفجوة الصحيحة، فسيكون إضافة قيم متخلفة ليس لها علاقة، مآله أن تكون قيم المعامل غير ذات كفاءة، كما أنه يؤدي إلى عدم استغلال كامل معلومات السلسلة الزمنية، وينقص من درجات الحرية. يتم عادة تحديد عدد الفجوات الزمنية اعتمادا على أقل قيمة لمعاري AIC و SC. حيث دوال $AIC(p)$ و $SC(p)$ هي كما يلي ^{xxi} :

$$AIC(p) = Ln\left(\det\left|\sum_e\right|\right) + \frac{2k^2 p}{n}$$

$$SC(p) = Ln\left(\det\left|\sum_e\right|\right) + \frac{2k^2 p Ln(n)}{n}$$

حيث : k : عدد المتغيرات ؛ n : عدد المشاهدات ؛ p : عدد الإبطاء ؛ \sum_e : مصفوفة التباين - التباين المشترك المقدرة لبواقي النموذج. الإبطاء p الذي يقلل من معياري AIC أو SC سيتم اختياره.

تتمثل خطوات اختبار جرانجر فيما يلي^{xxiii} :

1. تقدير الصيغة المقيدة، ونقصد بها المعادلة :

$$DLNINF_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i \cdot DLNINF_{t-i} + \varepsilon_{1t} \dots \dots \dots (3)$$

التي نفترض أن يكون $\sum_{i=1}^p \phi_i = 0$ في المعادلة رقم (1)، بمعنى أن المتغير DLNINF لا يؤثر على المتغير DLNINF، ثم نحصل على مجموع مربعات البواقي المقدرة المستخرجة من المعادلة المقيدة (3) : $\sum \hat{\varepsilon}_{1t}^2$.

2. تقدير الصيغة غير المقيدة : التي تتمثل في المعادلة رقم (1)، ومن ثم نستطيع الحصول على مجموع مربعات البواقي المقدرة المستخرجة من معادلة الصيغة غير المقيدة (1) : $\sum \hat{\mu}_{1t}^2$.

3. اختبار فرض العدم التالي : $H_0 : \sum_{i=1}^p \phi_i = 0$ ، ومن أجل ذلك يجب حساب إحصائية فيشر F_c :

$$F_c = \frac{(\sum \hat{\varepsilon}_{1t}^2 - \sum \hat{\mu}_{1t}^2) / p}{\sum \hat{\mu}_{1t}^2 / n - k} \dots \dots \dots (4)$$

حيث : n : حجم العينة ؛ k : عدد المعالم المقدرة في الصيغة غير المقيدة ؛ $n - k$: درجات الحرية. ثم نقوم بالحصول على F_t (الجدولية) عند مستوى معنوية 5% ودرجات حرية p للبسط و $n - k$ للمقام. ويستخدم اختبار فيشر للحكم على وجود علاقة سببية من عدمها بين المتغيرات، ويكون الحكم على الشكل التالي : إذا كانت F_c (المحسوبة) $< F_t$ (الجدولية) نرفض فرض العدم، أي أن المتغير DLNINF يسبب المتغير DLNINF أو بمعنى آخر يوجد هناك تأثير معنوي للمتغير DLNINF على المتغير DLNINF.

4. نقوم بتكرار نفس الخطوات السابقة للمعادلة (2)، مع اختبار فرض العدم التالي : $H_0^* : \sum_{i=1}^p \theta_i = 0$.

لتحديد اتجاه العلاقة بين المتغيرين، أجرينا اختبار جرانجر للعلاقة السببية بين سعر الصرف للدينار الجزائري ومعدل التضخم، وذلك باستخدام برنامج EViews8 مع أخذ عدد الفجوات الزمنية تساوي 2 (Lags:2)، أين تحصلنا على النتائج المعروضة في الجدول التالي :

الجدول رقم (4) : نتائج اختبار سببية جرانجر بين DLNINF و DLNTC

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 01/22/15 Time: 00:42

Sample: 1970 2014

Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DIF_LN_TC does not Granger Cause DIF_LN_INF	42	0.18922	0.8284
DIF_LN_INF does not Granger Cause DIF_LN_TC		0.10913	0.8969

المصدر : مخرجات برنامج EViews8

- بالنسبة لاختبار الفرضية : $H_0^* : \sum_{i=1}^2 \theta_i = 0$ ، لدينا : $F_C = \frac{(\sum \hat{\varepsilon}_{1t}^2 - \sum \hat{\mu}_{1t}^2)/p}{\sum \hat{\mu}_{1t}^2/n-k} = 0,18922$ أقل من $F_t = 3,232$

عند مستوى معنوية 5% ودرجات حرية 2 للبسط و 40 للمقام، ومنه نقبل فرضية العدم، وبالتالي لا توجد علاقة سببية تتجه من سعر الصرف نحو معدل التضخم، كما يعزز هذه النتيجة قيمة الاحتمال الحرج الموافق لإحصائية فيشر 82,84% وهي أكبر من 5%.

- بالنسبة لاختبار الفرضية : $H_0 : \sum_{i=1}^2 \phi_i = 0$ ، لدينا : $F_C = \frac{(\sum \hat{\varepsilon}_{1t}^2 - \sum \hat{\mu}_{1t}^2)/p}{\sum \hat{\mu}_{1t}^2/n-k} = 0,10913$ أقل من $F_t = 3,232$

ومنه نقبل فرضية العدم، وبالتالي معدل التضخم لا يسبب سعر الصرف، كما يعزز هذه النتيجة قيمة الاحتمال الحرج الموافق لإحصائية فيشر التي تساوي 89,69%، وهي أكبر من 5%.

إذن نستنتج أن تحركات التضخم لا تسبب تحركات في سعر الصرف، كما أن تحركات سعر الصرف لا تسبب تحركات في التضخم، بمعنى لا توجد سببية في أي من الاتجاهين. وبالتالي يمكن القول بأن التضخم وسعر صرف الدينار لا يرتبطان بعلاقة طويلة الأجل في الاقتصاد الجزائري خلال الفترة المغطاة بالدراسة، وهو ما يعزز النتائج المتوصل إليها سابقا بإتباع أسلوب التكامل المشترك لأجل - جرانجر. وهذه النتيجة تختلف عن الاتجاه العام للنتائج المتحصل عليها في الأدب الاقتصادي.

خلاصة :

لقد تم تحليل العلاقة بين سعر صرف الدينار الجزائري مقابل الدولار ومعدل التضخم في الاقتصاد الجزائري، ولبيان فيما إذا كانت السلاسل مستقرة من عدمها، تطلب إجراء اختبارات جذر الوحدة، كما تم تحديد رتبة تكامل كل متغير على حدى، وتبين أن المتغيرات متكاملة من الدرجة الأولى، وفي ضوء ذلك، تم استخدام اختبار التكامل المشترك بطريقة أنجل - جرانجر، بالإضافة إلى استخدام منهجية جرانجر للسببية، وذلك للتحقق من وجود علاقة طويلة الأمد بينهما، واتضح من خلال التحليل غياب علاقة توازنية بين سعر الصرف ومعدل التضخم في الاقتصاد الجزائري.

وبالتالي عدم صحة فرضية وجود علاقة توازنية بين هذين المتغيرين خلال الفترة المعنية بالدراسة. بمعنى أن نظرية تعادل القوى الشرائية نظرية لا تنطبق على الواقع الجزائري. ومنه عدم تساوي القدرة الشرائية في المدى الطويل، وبالتالي لا يمكن الاعتماد على هذه النظرية في تحديد وتفسير سعر صرف الدينار الجزائري في الواقع الحالي والبيانات الحالية. ويمكن تفسير سبب غياب العلاقة بين المتغيرين إلى الرقابة الشديدة المفروضة على نظام الصرف في الجزائر، والتي تتضح من خلال آليتين أساسيتين هما : الرقابة النوعية ؛ من خلال تحديد علاقة الدينار الجزائري بالعملات الدولية القابلة للتحويل، وبقية العملات الأخرى. إضافة إلى الرقابة الكمية ؛ من خلال فرض قيود في

التعامل مع الطلب وعرض العملات الأجنبية محليا (لكل مواطن جزائري الحق في تحويل 15 ألف دينار خلال 12 شهرا). لذلك توصي الدراسة برفع الرقابة الكمية على الصرف الأجنبي في الجزائر، مع تبني نقاط تحويل للعملة، موازاة مع المراقبة الدائمة للسوق الموازية.

الهوامش والمراجع المعتمدة :

ⁱ Choubhri Ehsan V., and Hakura Dalia S., " Exchange Rate Pass-Through to Domestic Prices : Dose the Inflationary Environment Matter? ", working paper, No 01 / 194 , IMF , IMF Institute, No.01 / 194, s USA , 2001

ⁱⁱ Gagnon , J E and J Ihrig, " Monetary Policy and Exchange Rate Pass – Through , " Board of Governors of the Federal Reserve System, International Finance Discussion Paper no 704 , 2004 .

ⁱⁱⁱ مشهور هذلول بربور، العوامل المؤثرة في انتقال اثر أسعار صرف العملات الأجنبية على مؤشر الأسعار في الأردن، أطروحة دكتوراه تخصص المصارف، 2008، ص13.

^{iv} Rapport 2001, Banque d'Algérie, «évolution économique monétaire en Algérie», Juillet 2002.

^v TALIN KORANCHELIANE, «the equilibrium real exchange rate in a commodity-Algeria's experience», IMF working paper, July 2005.

^{vi} شعيب بونوة و خياط رحيمة، سياسة سعر الصرف بالجزائر. نمذجة قياسية للدينار الجزائري، الأكاديمية للدراسات الاجتماعية والإنسانية، 2011-5، ص123.

^{vii} عبد القادر سيد أحمد، النفط والتنمية. المثال الجزائري، مجلة النفط والتعاون العربي، الكويت، العدد3، 1983، ص5958.

^{viii} وليد عبد الحميد عايب، الآثار الاقتصادية الكلية لسياسة الإنفاق الحكومي، ط1، مكتبة حسن العصرية، لبنان، 2010، ص224.

^{ix} محسوبة من طرف الباحث، بناء على المرجع : Collections Statistiques N 166/2011, novembre 2011, Ons, Alger, p162

^x مفتاح صالح، تطور الاقتصاد الجزائري ومماته منذ الاستقلال إلى إصلاحات التحول نحو اقتصاد السوق، الملتقى الوطني حول الإصلاحات الاقتصادية في الجزائر، جامعة محمد خيضر بسكرة. الجزائر، يومي 16 و 17 نوفمبر 2004، ص15.

^{xi} علي مهرة، الادخار ودوره في التنمية، منشورات وزارة الثقافة، دمشق، سوريا، 1996، ص11.10.

^{xii} المجلس الوطني الاقتصادي والاجتماعي، مشروع تقرير حول الظرف الاقتصادي والاجتماعي للسداسي الثاني من سنة 2002، الدورة العامة ال 22، جوان 2003، ص83.

^{xiii} المجلس الوطني الاقتصادي والاجتماعي، مشروع تقرير حول الظرف الاقتصادي والاجتماعي للسداسي الثاني (2003)، الدورة العامة ال 24، ص102.

^{xiv} الطاهر لطرش، الاقتصاد النقدي والبنكي، ط1، ديوان المطبوعات الجامعية، الجزائر، 2013، ص413.

^{xv} ج.س، الاقتصاد الوطني سجل نموا قويا خارج المحروقات، جريدة أخبار اليوم، الجزائر، (2010/10/20)، [على الخط]،

<http://www.djazairess.com/akhbarelyoum/10648>

^{xvi} MELARD Guy, Méthodes de prévision à court terme, Edition Ellipses, Bruxelles, 1990, P282.

^{xvii} Régis bourbonnais, exercices pédagogiques d'économétrie, 2ème édition, economica, paris, 2012, p164

^{xviii} Régis bourbonnais, Op.Cit, p166.

^{xix} عابد العبدلي، محددات الطلب على واردات المملكة العربية السعودية في إطار التكامل المشترك وتصحيح الخطأ، مجلة مركز صالح كامل للاقتصاد الإسلامي، جامعة الأزهر، عدد 32، 2007، ص20.

^{xx} محمد شيخي، طرق الاقتصاد القياسي محاضرات وتطبيقات، ط1، دار الحامد للنشر والتوزيع، عمان - الأردن، 2012، ص212.

^{xxi} Régis bourbonnais, Op.Cit .p185

^{xxii} شفيق عريش وآخرون، اختبارات السببية والتكامل المشترك في تحليل السلاسل الزمنية، مجلة جامعة تشرين للبحوث والدراسات العلمية . سلسلة العلوم الاقتصادية والقانونية، المجلد 33، عدد5، سوريا، 2011، ص82.