

أثر أدوات السياسة النقدية في تغيرات مؤشر أسعار المستهلك في سورية باستخدام نموذج VAR خلال الفترة 2010-2020

د. عبد الهادي الرفاعي* د. يوسف محمود** سارة الخير***

(الإيداع: 28 شباط 2024 ، القبول: 24 آيار 2024)

الملخص:

هدف البحث إلى دراسة أثر أدوات السياسة النقدية في تغيرات مؤشر أسعار المستهلك في سورية خلال الفترة 2010-2020، وذلك من خلال دراسة مدى استجابة مؤشر أسعار المستهلك لخدمات التغيرات في كل من سعر الصرف وسعر الفائدة وعوائد سوق دمشق للأوراق المالية.

اعتمد البحث على مجموعة من الأساليب الإحصائية والاستدلالية لاختبار الفرضيات، والمتمثلة في جمع البيانات من المصرف المركزي السوري، المجموعات الإحصائية، وهيئة الأوراق المالية السورية، بالإضافة إلى تحليل البيانات بالاعتماد على الإحصاءات الوصفية، واختبارات الارتباط، واختبارات الاستقرار، ونموذج VAR (Vector Autoregressive Mode) الهيكلي والذي يستخدم لتحليل العلاقات المتبادلة بين المؤشرات المدروسة. يتم استخدام هذا النموذج لتحديد أثر التغيرات الاقتصادية الكلية على مؤشرات التنمية الاقتصادية في سورية.

أظهرت نتائج البحث استجابة مؤشر أسعار المستهلك لتغيرات الدراسة، حيث كانت استجابة مؤشر أسعار المستهلك طردية لتغيرات سعر الصرف، أي أنّ سياسات سعر الصرف الحالية لا تساهم في ضبط ارتفاع أسعار المستهلك. استجابة مؤشر أسعار المستهلك لسعر الفائدة أيضاً خلال 10 شهور وبشكل سلبي بعد 5 شهور. استجابة أسعار المستهلك بشكل إيجابي لتغيرات مؤشر سوق دمشق للأوراق المالية.

الكلمات مفتاحية: السياسة النقدية، أسعار المستهلك، سعر الصرف، سعر الفائدة، مؤشر سوق دمشق للأوراق المالية.

* أستاذ، قسم الإحصاء والبرمجة، كلية الاقتصاد، جامعة تشرين، اللاذقية، سورية.

** أستاذ، قسم الاقتصاد والتخطيط، كلية الاقتصاد، جامعة تشرين، اللاذقية، سورية.

*** طالبة دراسات عليا (دكتوراه)، قسم الإحصاء والبرمجة، كلية الاقتصاد، جامعة تشرين، اللاذقية، سورية.

The Impact of Monetary Policy Tools on Changes in the Consumer Price Index in Syria By Using VAR Model During the Period 2010–2020

Dr. Abdul Hadi Al-Rifai * Dr. Youssef Mahmoud ** Sarah Al-Khayer ***

(Received: 28 February 2024, Accepted: 24 April 2024)

ABSTRACT :

The research aimed to study the impact of monetary policy tools on changes in the consumer price index in Syria during the period 1990–2020, by studying the extent to which the consumer price index responds to shocks of changes in the exchange rate, interest rate, and Damascus stock market returns.

The research relied on a set of statistical and inferential methods to test hypotheses, which consisted of collecting data from the Central Bank of Syria, the Ministry of Economy and Foreign Trade, and the Syrian Securities Commission, in addition to analyzing the data based on descriptive statistics, correlation tests, stability tests, and the structural VAR (Vector Autoregressive Mode) model.

The results of the research showed the response of the Consumer Price Index to the variables of the study, as the response of the Consumer Price Index was directly to changes in the exchange rate, meaning that the current exchange rate policies do not contribute to controlling the rise in consumer prices. The CPI responds to the interest rate also within 10 months and negatively after 5 months. Consumer prices respond positively to changes in the Damascus Stock Exchange index.

Keywords: Monetary Policy, Consumer Prices, Exchange Rate, Interest Rate, Damascus Stock Exchange Index.

* Professor, Department of Statistics and Programming, Faculty of Economics, Tishreen University, Latakia, Syria.

** Professor, Department of Economics and Planning, Faculty of Economics, Tishreen University, Latakia, Syria.

*** Postgraduate student (PhD), Department of Statistics and Programming, Faculty of Economics, Tishreen University, Latakia, Syria.

المقدمة:

تُعدّ السياسة النقدية من السياسات الاقتصادية الأساسية لتحقيق الاستقرار الاقتصادي في أية دولة من دول العالم، حيث تمكن الدولة من إدارة النشاط الاقتصادي وتختلف طبيعة استعمالها وأغراضها من دولة إلى أخرى؛ وتمثل السياسة النقدية مجموع الإجراءات والمبادرات التي تتخذها السلطات النقدية لإدارة عرض النقود وسعر الفائدة وسعر الصرف والتأثير في شروط الائتمان لتحقيق أهداف اقتصادية معينة، حيث يتم اتباع السياسة النقدية الانكماشية والتي تتمثل في تخفيض العرض النقدي من خلال قيام المصرف المركزي إما برفع سعر الخصم أو رفع نسبة الاحتياطي القانوني أو الدخول بائعاً في سوق الأوراق المالية، هذه الأدوات تحد من قدرة المصارف على منح الائتمان وخلق الودائع، لذا ينخفض العرض النقدي داخل الاقتصاد الذي يترتب عليه ارتفاع سعر الفائدة ومن ثم انخفاض حجم الاستثمار، وبالتالي انخفاض كل من الدخل والطلب الكلي، مما يعني امتصاص القوة الشرائية للمجتمع، وهو ما يحد في النهاية من التضخم (أحمد صالح، 2019).

وتهدف السياسة النقدية بشكل أساسي إلى المحافظة على الاستقرار النقدي في الدولة، والذي يتمثل بسعر صرف العملة الرسمية للدولة بالإضافة إلى استقرار المستوى العام لأسعار السلع والخدمات وتمكين النمو الاقتصادي والتنمية (Campiglio et al., 2018)؛ لذا يعتبر دور المصرف المركزي حيوي وأساسي للسيطرة على القطاع التنظيمي بالإضافة إلى دوره التنظيمي لقطاع المصارف والتي تؤدي مجملها دوراً أساسياً في الحفاظ على الاستقرار الاقتصادي للدولة (Alzoubi, 2020).

الدراسات السابقة:

الدراسات العربية:

- دراسة (محمد و المجيد ، 2020) بعنوان: دراسة العلاقة المتبادلة بين أدوات السياسة الاقتصادية في سورية خلال السنوات (1995 – 2015)

تناول البحث العلاقة المتبادلة بين أدوات السياسة الاقتصادية في سورية خلال السنوات (1995-2015)، فقد تم التطرق إلى مفهوم السياسة الاقتصادية وأهدافها وأدواتها، وكذلك تم التطرق إلى التنسيق بين أدوات السياسة الاقتصادية من الناحية النظرية ودراسة العلاقة السببية بين أدوات السياسة الاقتصادية في سورية خلال السنوات (1995-2015) وقد توصل الباحثان إلى نتائج عدّة من أهمها:

- غياب التنسيق بين أدوات السياسة النقدية، مما أفقد هذه السياسة فعاليتها في التأثير في مستوى الدخل.
- عدم وجود تنسيق بين السياسة المالية والنقدية.
- دراسة (الرفاعي ودخول، 2017) بعنوان: دراسة العوامل الاقتصادية المؤثرة على الإنفاق الاستهلاكي في سورية: هدفت هذه الدراسة لإيجاد أفضل المؤشرات الممثلة للعوامل الاقتصادية باستخدام أسلوب التحليل العاملي، كما تهدف إلى إيجاد النموذج الرياضي الذي يربط بين المركبات الأساسية الممثلة للعوامل الاقتصادية والإنفاق الاستهلاكي في سورية باستخدام تحليل الانحدار الخطي المتعدد. توصلت الدراسة إلى النتائج التالية:

1. تم التوصل إلى ثلاث مركبات أساسية باستخدام أسلوب التحليل العاملي تمثل العوامل الاقتصادية أفضل تمثيل وهي المركب الأول: الذي يضم (عدد أفراد قوة العمل الذين يعملون بدون أجر، عدد أفراد قوة العمل الذين يعملون بأجر، الرقم القياسي لأسعار المستهلك، متوسط نصيب الفرد السنوي من الدخل القومي)، والمركب الثاني الذي يضم (سعر الفائدة على

الإقراض، عدد أفراد قوة العمل الذين يعملون لحسابهم)، والمركب الثالث الذي يضم (عدد أفراد قوة العمل الذين هم أصحاب عمل).

2. تم التوصل إلى نموذج رياضي يربط بين المركبات الثلاث للعوامل الاقتصادية ومتوسط الإنفاق الشهري الكلي للأسر في سورية خلال الفترة الممتدة بين (2000-2010) الدراسات الأجنبية:

• دراسة (Chung, Kohlerand Christine,2011) بعنوان: The Exchange Rate and Consumer Price, September Quarter.

استعرضت هذه الدراسة الأدلة التجريبية على انتقال أثر سعر الصرف إلى أسعار المستهلك في أستراليا خلال مدة استهداف التضخم، ووجدت أن التأثير منخفض نسبياً على المستوى الكلي، ولكنه أسرع وأكبر بالنسبة إلى أسعار السلع المصنعة المستوردة وهناك بعض الأدلة على أن تحركات أسعار الصرف خلال العقد الماضي كانت تتدفق بسرعة أكبر إلى أسعار التجزئة.

توصلت الدراسة إلى النتائج التالية:

إن انتشار الأنترنت أدى إلى تفاوتات سعرية أصغر بين البلدان وزيادة سرعة المرور من سعر الصرف إلى الأسعار. اختلاف الدراسة الحالية عن الدراسات السابقة:

تختلف الدراسة الحالية عن الدراسات السابقة من حيث أن الدراسة الحالية تناولت العلاقة بين أدوات السياسة النقدية وأثرها على أسعار المستهلك في سورية بشكل مفصل، حيث تضمنت دراسة تفصيلية لأثر سعر الصرف، معدل الفائدة، ومؤشر سوق دمشق للأوراق المالية على مؤشر أسعار المستهلك في سورية خلال الفترة 2010-2020، وهذا الاختيار محدود بمدى توفر البيانات من المكتب المركزي للإحصاء والمصرف المركزي، حيث تم اعتماد العام 2010 سنة أساس في حساب الرقم القياسي لأسعار المستهلك في سورية للأعوام 2010-2020 من قبل المكتب المركزي للإحصاء، بينما قامت بعض الدراسات السابقة بدراسة العلاقة بين أدوات السياسة الاقتصادية باعتبار السياسة النقدية أحد مكونات السياسة الاقتصادية والتطرق إليها بشكل مختصر فقط، والبعض الآخر تناول موضوع أسعار المستهلك ودراسته ضمن مجموعة من المركبات الاقتصادية دون دراسة أثر أدوات السياسة النقدية عليه، كما قامت بعض الدراسات بتناول موضوع سعر الصرف وأثره في أسعار المستهلك كمشكلة للتأثير على التضخم فقط دون التطرق لأثر أدوات السياسة النقدية الأخرى.

• مشكلة البحث:

تُعد السياسة النقدية من أهم الأدوات التي تستخدمها المصارف المركزية لتنظيم الاقتصاد الكلي، حيث تسعى إلى تحقيق أهدافها الاقتصادية مثل استقرار الأسعار ودعم النمو الاقتصادي، وتعد أدوات السياسة النقدية من أهم العوامل التي تؤثر على مؤشر أسعار المستهلك، حيث يمكن أن تؤثر سلباً أو إيجاباً على التضخم.

عانت سورية، من أزمة اقتصادية حادة خلال العقد الماضي، أدت إلى ارتفاع كبير في معدل التضخم، لذا تتمثل مشكلة البحث في تأثير أدوات السياسة النقدية في هذه الأزمة، وهل كان لها دور في تفاقمها أم لا؟ حيث من الممكن صياغة مشكلة البحث على شكل السؤال الرئيسي الآتي:

هل يوجد أثر متبادل بين أدوات السياسة النقدية ومؤشر أسعار المستهلك في سورية؟

والذي يتفرع عنه الأسئلة التالية:

1. هل تؤثر صدمات التغيرات في سعر الصرف على مؤشر أسعار المستهلك في سورية خلال الفترة 2010-2020 .

2. هل تؤثر صدمات التغيرات في سعر الفائدة على مؤشر أسعار المستهلك في سورية خلال الفترة 2010-2020 .
3. هل تؤثر صدمات التغيرات في مؤشر سوق دمشق للأوراق المالية على مؤشر أسعار المستهلك في سورية خلال الفترة 2010-2020 .

أهمية البحث وأهدافه:

تتمثل أهمية هذا البحث في أنه يوفر معلومات مهمة حول أثر أدوات السياسة النقدية في تغيرات مؤشر أسعار المستهلك في سورية، والتي يمكن أن تساعد صناع القرار في وضع السياسات النقدية المناسبة لاستقرار الأسعار وتحقيق التنمية الاقتصادية.

يهدف البحث إلى دراسة تأثير أدوات السياسة النقدية في تغيرات مؤشر أسعار المستهلك في سورية خلال الفترة 2010-2020، وذلك من خلال دراسة مدى استجابة مؤشر أسعار المستهلك لصدمات التغيرات في كل من سعر الصرف وسعر الفائدة وعوائد سوق دمشق للأوراق المالية.

متغيرات البحث:

صدمات التغير في السياسة النقدية: كمتغير مستقل

مؤشر أسعار المستهلك: كمتغير تابع

فرضيات البحث:

يعتمد البحث على الفرضية الرئيسية التالية:

لا يوجد أثر ذو دلالة إحصائية لصدمات التغيرات في السياسة النقدية على مؤشر أسعار المستهلك في سورية خلال الفترة 2010-2020 .

ويتفرع عنها الفرضيات الفرعية التالية:

1- لا يوجد أثر ذو دلالة إحصائية لصدمات التغيرات في سعر الصرف على مؤشر أسعار المستهلك في سورية خلال الفترة 2010-2020.

2- لا يوجد أثر ذو دلالة إحصائية لصدمات التغيرات في سعر الفائدة على مؤشر أسعار المستهلك في سورية خلال الفترة 2010-2020.

3- لا يوجد أثر ذو دلالة إحصائية لصدمات التغيرات في عوائد سوق دمشق للأوراق المالية على مؤشر أسعار المستهلك في سورية خلال الفترة 2010-2020.

منهجية البحث:

اعتمد البحث على مجموعة من الأساليب الإحصائية والاستدلالية لاختبار الفرضيات، والمتمثلة في جمع البيانات من المصرف المركزي السوري، ووزارة الاقتصاد والتجارة الخارجية، وهيئة الأوراق المالية السورية، بالإضافة إلى تحليل البيانات بالاعتماد على الإحصاءات الوصفية، واختبارات الارتباط، واختبارات الاستقرار، ونموذج VAR (Vector Autoregressive Mode) الهيكلي.

أولاً: مفهوم السياسة النقدية (أهدافها وأدواتها):

تُعرّف السياسة النقدية بأنها الإجراءات التي يستخدمها المصرف المركزي للتحكم في العرض النقدي بوصفه أداة لتحقيق أهداف السياسة الاقتصادية العامة، مثل تحقيق النمو الاقتصادي، استقرار المستوى العام للأسعار، تحقيق العمالة الكاملة،

واستقرار أسعار الفائدة، وتسمى سياسة نقدية توسعية إذا كانت تهدف إلى زيادة العرض النقدي، وتسمى سياسة نقدية انكماشية إذا كانت تهدف إلى تقليص العرض النقدي. (الدليمي، 2009)

إذاً السياسة النقدية تتعلق باتخاذ القرارات المتعلقة بالعرض النقدي وتهدف إلى ضبط التضخم وتحقيق الاستقرار المالي ودعم النمو الاقتصادي.

أهداف السياسة النقدية:

1. **ضبط التضخم:** تسعى السياسة النقدية إلى الحد من التضخم الذي يؤثر على استقرار الأسعار ويقلل من قوة العملة. تستخدم الحكومات سياسات الفائدة والإقراض للمصارف للتحكم في مستوى التضخم وتقادي التقلبات الاقتصادية.
2. **تحقيق الاستقرار المالي:** يسعى النظام المصرفي إلى تحقيق الاستقرار المالي من خلال تنظيم التدفقات النقدية وضمان سلامة النظام المالي. يمكن للسياسة النقدية أن تلعب دوراً هاماً في منع الأزمات المالية وتعزيز ثقة المستثمرين.
3. **دعم النمو الاقتصادي:** تهدف السياسة النقدية إلى دعم النمو الاقتصادي من خلال توفير السيولة والاحتياطات النقدية اللازمة لتمويل المشاريع والاستثمارات. يساهم الدعم النقدي في تعزيز النمو الاقتصادي وخلق فرص عمل.

أدوات السياسة النقدية:

لتحقيق أهدافها ، تعتمد السياسة النقدية على عدة أدوات، أهمها:

1. **معدلات الفائدة:** تعتبر معدلات الفائدة من أهم أدوات السياسة النقدية، حيث يمكن رفع أو خفض معدلات الفائدة للتأثير على التوازن بين الاقتراض والادخار وبالتالي التحكم في مستوى التضخم والنمو الاقتصادي.
2. **السياسة النقدية المفتوحة:** تستخدم الحكومات السياسة النقدية المفتوحة للتدخل في سوق العملة وشراء أو بيع العملات الأجنبية لتحقيق أهدافها الاقتصادية، تؤثر هذه السياسة على كمية العرض النقدي وبالتالي على قوة العملة وعلى معدلات التجارة الخارجية.
3. **سياسات سعر الصرف:** تستخدم الحكومات سعر للصرف للتأثير على قيمة العملة الوطنية مقابل العملات الأجنبية ، كما تؤثر سياسات سعر الصرف على التجارة الدولية والاستثمارات الأجنبية.

ثانياً: النتائج والمناقشة:

تم في هذا البحث اعتماد المنهج القياسي الكمي ، وتم التحليل على برنامج Eviews.10 ، والتحليل وفق هذا البرنامج يتم بعدة مراحل وهي: التحليل الوصفي باستخدام الإحصاءات الوصفية لتحليل وتفسير البيانات المجمعة، تتضمن هذه الإحصاءات حساب المتوسطات والانحرافات المعيارية والتباينات للمؤشرات المدروسة، كما تم استخدام اختبارات الاستقرارية للتحقق من استقرار السلاسل الزمنية للمؤشرات المدروسة، وتم استخدام اختبار Johansson للتكامل المشترك لتحديد ما إذا كانت السلاسل الزمنية متكاملة من الدرجة الأولى والثانية، أيضاً تم استخدام تحليل الانحدار الذاتي لتحليل العلاقة بين المؤشرات المدروسة وتقدير نماذج الانحدار الذاتي لكل مؤشر، أخيراً تم استخدام نموذج VAR(Vector Autoregressive Mode) الهيكلي لتحليل العلاقة المتبادلة بين المؤشرات المدروسة.

المرحلة الاستكشافية للبيانات: يتضمن العمل في هذا القسم اكتشاف الأنماط والخصائص التي تتصف بها البيانات محل الدراسة والتي تشمل:

الجدول رقم (1): المتغيرات المستخدمة في الدراسة وترميزها

المتغير	مؤشر أسعار المستهلك	سعر الصرف في السوق الموازي	سعر الفائدة على الودائع	أسعار الأسهم وفق مؤشر سوق دمشق
الترميز	CPI	EXR	INT	DWX

المصدر: إعداد الباحثة

و فيما يلي الجدول رقم (2) الذي يوضح قيم هذه المتغيرات التي تمثل بعض أدوات السياسة النقدية في سورية خلال الأعوام 2010-2020 والتي تصدر عن المصرف المركزي وسوق دمشق للأوراق المالية بشكل شهري.

الجدول رقم (2): قيم بعض أدوات السياسة النقدية في سورية خلال الأعوام 2010-2020

العام	مؤشر سوق دمشق DWX ل.س	CPI مؤشر أسعار المستهلك %100	EXR سعر الصرف في السوق الموازي ل.س	INT سعر الفائدة على الودائع %100
01/01/2010	1084	91.12	45.8	9.23
01/02/2010	1127	92.47	46.2	9.22
01/03/2010	1145	92.87	46.2	9.19
01/04/2010	1256	92.74	46.4	9.16
01/05/2010	1357	91.44	46	9.21
01/06/2010	1416	90.72	46.1	9.21
01/07/2010	1469	90.4	46.6	9.18
01/08/2010	1562	92.2	46.2	9.23
01/09/2010	1662	94.4	45.5	9.21
01/10/2010	1723	103.8	46.3	9.22
01/11/2010	1645	103.9	46.1	9.22
01/12/2010	1719	105.66	46	9.18
01/01/2011	1721	105.9	47.082	9.21
01/02/2011	1629	104.9	47.125	9.21
01/08/2017	2978	776.1	517.43	11.96
01/04/2011	1216	104.5	47.69	9.43
01/05/2011	1233	103.3	47.692	9.22
01/06/2011	1031	103.5	47.69	9.26
01/07/2011	1006	104.4	47.69	9.23
01/08/2011	951	105.1	47.69	9.24
01/09/2011	958	106.5	48.7575	9.25
01/11/2011	903	107.7	49.716	9.25
01/12/2011	847	109.9	50.345	9.27
12/01/2011	870	115.6	55.135	9.39
01/01/2012	862	124.1	70.02	9.55
01/02/2012	849	128.2	70.46	9.93

9.79	73.28	135.5	869	01/03/2012
9.85	68.99	135.8	878	01/04/2012
9.81	68.31	135.8	862	01/05/2012
9.87	68.29	139.6	843	01/06/2012
9.67	67.89	140.8	826	01/07/2012
9.68	67.82	144.6	819	01/08/2012
9.7	67.79	156.1	817	01/09/2012
9.84	69.33	159.7	804	01/10/2012
9.66	70.69	162.7	792	01/11/2012
9.72	77.64	177.9	770	01/12/2012
9.82	79.48	181.5	782	01/01/2013
9.82	81.19	185.8	771	01/02/2013
10.07	85.86	206.3	794	01/03/2013
10.16	122.16	212.3	897	01/04/2013
10.23	145.2	220.2	1178	01/05/2013
10.9	181.01	257.4	1149	01/06/2013
10.91	174.17	288.4	1211	01/07/2013
10.99	174.4	307.8	1190	01/08/2013
10.91	169.21	331.8	1251	01/09/2013
11.04	161.98	332.3	1246	01/10/2013AAAAA
11.1	145.74	324.1	1252	01/11/2013
11.44	143.62	326.6	1249	01/12/2013
11.41	147.69	309.7	1235	01/01/2014
11.55	149.57	307.3	1221	01/02/2014
11.53	151.62	312.7	1232	01/03/2014
11.61	164.21	310.3	1249	01/04/2014
12.07	165.85	308	1260	01/05/2014
11.5	164.21	315.2	1308	01/06/2014
11.77	163.21	319.9	1321	01/07/2014
11.79	169.41	320.1	1312	01/08/2014
11.94	185.04	336	1298	01/09/2014
11.95	183.74	340.3	1292	01/10/2014
11.79	191.07	345.8	1254	01/11/2014
11.96	197.92	364.6	1271	01/02/2014
11.99	204.93	383	1262	01/01/2015
11.96	219.79	392.5	1249	01/02/2015

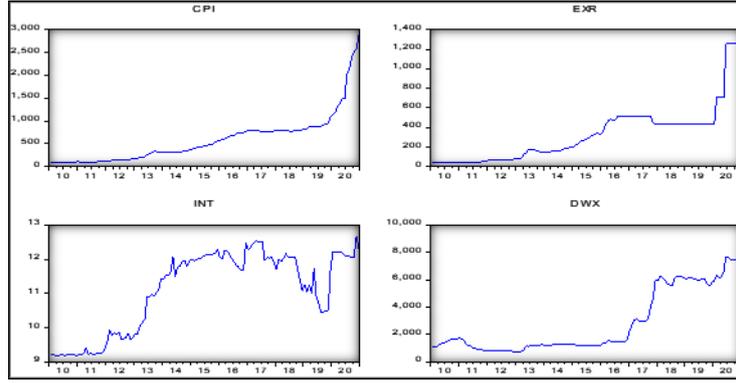
11.99	229.25	416	1242	01/03/2015
12.02	260.56	430.2	1203	01/04/2015
12.04	266.15	440.9	1207	01/05/2015
12.1	276.35	444	1200	01/06/2015
12.12	283.33	449.8	1200	01/07/2015
12.12	299.43	472.3	1205	01/08/2015
12.13	316.54	486.7	1199	01/09/2015
12.15	328.78	500.4	1215	01/10/2015
12.18	346.67	540	1209	01/11/2015
12.28	337.4	564.5	1228	01/12/2015
12.05	335.66	565.7	1246	01/01/2016
12.02	375.84	606.6	1384	01/02/2016
12.26	442.85	610.7	1440	01/03/2016
12.26	473.3	621.9	1561	01/04/2016
12.13	485.68	666.9	1495	01/05/2016
12.02	468.93	676.9	1469	01/06/2016
11.93	484.31	679.6	1477	01/07/2016
11.83	517.42	721.7	1508	01/08/2016
11.77	517.43	731.9	1511	01/09/2016
11.67	517.42	734	1479	01/10/2016
11.67	517.44	735.6	1503	01/11/2016
12.47	517.43	773.4	1618	01/12/2016
12.29	517.43	781.95	2295	01/01/2017
12.33	517.43	782.89	2717	01/02/2017
12.46	517.43	801.89	3066	01/03/2017
12.53	517.43	798.5	3129	01/04/2017
12.52	517.43	790.5	2970	01/05/2017

العالم	مؤشر سوق دمشق للأوراق المالية ل.س	CPI مؤشر أسعار المستهلك %100	EXR سعر الصرف في السوق الموازي ل.س	INT سعر الفائدة على الودائع %100
01/06/2017	2970	777.48	517.43	12.49
01/07/2017	2934	774.88	517.43	12.53
01/08/2017	2978	776.1	517.43	11.96
01/09/2017	3253	775.9	517.43	12.05
01/10/2017	4122	777.2	510	12.03
01/11/2017	4658	774.9	447.2	12.06
01/12/2017	5983	781.5	436	11.92
01/01/2018	5919.64	787.8	436	11.69
01/02/2018	6249.61	790.5	436	12.01
01/03/2018	6124.15	795.8	436	11.93
01/04/2018	5989	794.6	436	12.03
01/05/2018	5650.2	788.6	436	12.16
01/06/2018	5673.84	783.7	436	12.05
01/07/2018	5528.66	777.1	436	12.07
01/08/2018	6061.01	778.3	436	12.04
01/09/2018	6205.05	787.9	436	12.07
01/10/2018	6275.57	789.7	436	11.7
01/11/2018	6222.71	796.3	436	11.41
01/12/2018	6190.12	811.2	436	11.09
01/01/2019	6045.49	825.96	436	11.27
01/02/2019	6182.16	836.04	436	11.05
01/03/2019	6173.49	866.38	436	11.23
01/04/2019	6091.88	863.95	436	11
01/05/2019	6054.54	863.58	436	11.72
01/06/2019	5957.74	865.06	436	10.91
01/07/2019	6028.79	871.52	436	10.69
01/08/2019	6041.45	880.23	436	10.45
01/09/2019	6041.45	916.65	436	10.46
01/10/2019	5743.83	924.19	436	10.49
01/11/2019	5517.11	949.21	436	10.52
01/12/2019	5836.58	1091.25	436	11.69
01/01/2020	5905.62	1146.92	436	12.22
01/02/2020	6365.75	1180.12	704	12.19
01/03/2020	6114.24	1320.61	704	12.21
01/04/2020	6240.68	1392.52	704	12.22
01/05/2020	6627.66	1481.03	704	12.19
01/06/2020	7671.06	1481.03	1256	12.11
01/07/2020	7636.42	2036.47	1256	12.11
01/08/2020	7483.08	2107.8	1256	12.09
01/09/2020	7436.76	2410.71	1256	12.06
01/10/2020	7422.01	2511.01	1256	12.06
01/11/2020	7693.85	2577.92	1256	12.66
01/12/2020	8082.65	2871.06	1256	12.29

المصدر: من إعداد الباحثة بالاعتماد على بيانات المكتب المركزي للإحصاء، نشرات مصرف سورية المركزي، و تقارير سوق دمشق للأوراق المالية.

نلاحظ من الجدول رقم (2) ارتفاع مؤشر أسعار المستهلك (CPI) وخصوصاً بعد عام 2012 مع بداية آثار الحرب في سورية، ونتيجة لتضخم الأسعار خلال الفترة المدروسة حتى منتصف عام 2019 و التسارع الكبير في ارتفاع الأسعار حتى نهاية عام 2020 بفعل فرض مزيد من العقوبات على سورية والدخول في مجال إجراءات فيروس كورونا مسببة تفاقم كبير في ارتفاع الأسعار.

من خلال الرسوم البيانية يمكن ملاحظة نمط تطور المتغيرات والاتجاه العام المشترك الذي تسلكه والتي يتضمنها الشكل التالي رقم (1):



الشكل (1): تطور متغيرات البحث خلال الفترة المدروسة

المصدر: مخرجات برنامج EViews10 بالاعتماد على بيانات المكتب المركزي للإحصاء، مصرف سورية المركزي، وسوق دمشق للأوراق المالية

الارتباط الخطي بين المتغيرات:

عند تقدير النموذج الإحصائي، قد تظهر مشكلة ارتباط خطي بين المتغيرات المستخدمة في النموذج، وعند حدوث هذه المشكلة تتغير مقدرات النموذج فتصبح غير حقيقية وغير ممثلة للواقع التطبيقي وقد تكون منافية لما تفترضه النظرية الاقتصادية سواء أكانت جزئية أو كلية مما يتعذر الاعتماد على نتائج التقدير في اتخاذ القرار الصحيح، وبالتالي نحسب مصفوفة الارتباط بين المتغيرات المستقلة المستخدمة في التقدير لبيان وجود أو عدم وجود هذه المشكلة:

الجدول رقم (3): مصفوفة الارتباط الخطي بين متغيرات البحث

Correlation Probability	EXR	INT	DWX
EXR	1.000000 ----		
INT	0.670425 0.0000	1.000000 ----	
DWX	0.772952 0.0000	0.425434 0.0000	1.000000 ----

المصدر: مخرجات برنامج EViews10 بالاعتماد على بيانات المكتب المركزي للإحصاء، المصرف المركزي، وسوق دمشق للأوراق المالية.

نلاحظ من الجدول رقم (3) وعند مستوى معنوية 0.05، وجود ارتباط خطي ذو دلالة إحصائية بين كل من سعر الصرف وسعر الفائدة ومؤشر السوق لأن القيمة الاحتمالية لإحصائية الاختبار أقل من مستوى معنوية 0.05، أعلى درجة ارتباط بين مؤشر السوق وسعر الصرف بلغت 0.772 بارتباط مقبول. وفقاً للنتائج نستنتج عدم وجود مشكلة ارتباط خطي بين المتغيرات المستقلة حيث أن هذه المشكلة تظهر عندما تكون درجة الارتباط شبه تامة (أكبر من 0.95).

دراسة استقرارية السلاسل الزمنية:

(1) دراسة استقرارية متغير أسعار المستهلك (CPI):

نقوم بتقدير النموذج رقم (3)، لاختبار استقرارية السلسلة في مستواها الأصلي:

الجدول رقم (4): تقدير النموذج (3) لاختبار استقرارية CPI

	t-Statistic	Prob.*		
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.365416	0.9878		
Test critical values:				
1% level	-4.035648			
5% level	-3.447383			
10% level	-3.148761			
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CPI(-1)	-0.021328	0.058368	-0.365416	0.7155
D(CPI(-1))	-0.032829	0.104520	-0.314094	0.7541
D(CPI(-2))	0.525461	0.119384	4.401419	0.0000
D(CPI(-3))	-0.022665	0.144086	-0.157304	0.8753
D(CPI(-4))	-0.063030	0.135057	-0.466692	0.6417
D(CPI(-5))	0.156429	0.144424	1.083124	0.2812
D(CPI(-6))	-0.349128	0.273650	-1.275820	0.2048
D(CPI(-7))	2.479598	0.291230	8.514217	0.0000
D(CPI(-8))	-0.569998	0.322660	-1.766561	0.0801
D(CPI(-9))	0.267904	0.344985	0.776566	0.4391
D(CPI(-10))	-1.254074	0.376186	-3.333659	0.0012
C	-12.14525	11.70233	-1.037849	0.3017
@TREND("2010M01")	0.384721	0.509227	0.755501	0.4516

المصدر: مخرجات برنامج EVIEWS10 بالاعتماد على بيانات المكتب المركزي للإحصاء، المصرف المركزي، وسوق دمشق للأوراق المالية

نلاحظ من الجدول رقم (3)، وعند مستوى دلالة 0.05 عدم معنوية القاطع وعدم معنوية الاتجاه العام، وبالتالي لا نستطيع ان نتخذ قرار استقرارية سلسلة (CPI) من خلال النموذج (3)، ونقوم بتقدير النموذج رقم (2) الذي يوصف السلسلة الزمنية من دون اتجاه ودون قاطع:

الجدول رقم (5): تقدير النموذج (2) لاختبار استقرارية CPI

	t-Statistic	Prob.*		
Augmented Dickey-Fuller test statistic	1.579786	0.9994		
Test critical values:				
1% level	-3.485115			
5% level	-2.885450			
10% level	-2.579598			
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CPI(-1)	0.021543	0.013637	1.579786	0.1171
D(CPI(-1))	-0.067090	0.093984	-0.713847	0.4768
D(CPI(-2))	0.482872	0.105030	4.597466	0.0000
D(CPI(-3))	-0.078810	0.123199	-0.639702	0.5237
D(CPI(-4))	-0.119969	0.111852	-1.072568	0.2858
D(CPI(-5))	0.112559	0.131976	0.852875	0.3956
D(CPI(-6))	-0.345075	0.273058	-1.263742	0.2090
D(CPI(-7))	2.469610	0.290357	8.505435	0.0000
D(CPI(-8))	-0.614796	0.316540	-1.942239	0.0547
D(CPI(-9))	0.208390	0.335209	0.621671	0.5355
D(CPI(-10))	-1.287548	0.372831	-3.453437	0.0008
C	-5.033130	6.937930	-0.725451	0.4697

المصدر: مخرجات برنامج EVIEWS10 بالاعتماد على بيانات المكتب المركزي للإحصاء، المصرف المركزي، وسوق دمشق للأوراق المالية

نلاحظ من الجدول رقم (5) عدم معنوية القاطع عند مستوى معنوية 0.05، وبالتالي نقوم بتقدير النموذج (1) والذي يوصف السلسلة الزمنية من خلال قاطع، ونحصل على النتائج التالية:

الجدول رقم (6): تقدير النموذج (1) لاختبار استقرارية CPI

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	1.592519	0.9725
Test critical values:		
1% level	-2.584214	
5% level	-1.943494	
10% level	-1.614970	

المصدر: مخرجات برنامج EVIEWS10 بالاعتماد على بيانات المكتب المركزي للإحصاء، المصرف المركزي، وسوق دمشق للأوراق المالية.

نتخذ قرار الاستقرار وفق النموذج رقم (1)، حيث نلاحظ أنّ القيمة الاحتمالية لإحصائية الاختبار أكبر من مستوى معنوية 0.05 وبالتالي لا نستطيع أن نرفض الفرضية العدم ونستنتج أنّ سلسلة مؤشر أسعار المستهلك غير مستقرة في المستوى ونقوم بأخذ الفرق الأول (Difference 1) لسلسلة (CPI= D(CPI)) ونحصل على النتيجة في الجدول (7).

الجدول رقم (7): اختبار استقرارية CPI عند الفرق الأول

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	0.699556	0.8652
Test critical values:		
1% level	-2.584214	
5% level	-1.943494	
10% level	-1.614970	

المصدر: مخرجات برنامج EViews10 بالاعتماد على بيانات المكتب المركزي للإحصاء، المصرف المركزي، وسوق دمشق للأوراق المالية.

يبين الجدول (7) أنّ القيمة الاحتمالية لإحصائية الاختبار أكبر من مستوى معنوية 0.05 وبالتالي لا نستطيع أن نرفض الفرضية العدم ونستنتج أن سلسلة أسعار المستهلك غير مستقرة عند الفرق الأول ومنه نأخذ الفرق الثاني ونختبر المتغير ونحصل على النتائج الآتية:

الجدول رقم (8): اختبار استقرارية CPI عند الفرق الثاني

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.490809	0.0006
Test critical values:		
1% level	-2.583898	
5% level	-1.943449	
10% level	-1.614997	

المصدر: مخرجات برنامج EViews10 بالاعتماد على بيانات المكتب المركزي للإحصاء، المصرف المركزي، وسوق دمشق للأوراق المالية.

نلاحظ من الجدول (8) أنّ القيمة الاحتمالية لإحصائية الاختبار أقل من مستوى دلالة 0.05 وبالتالي نستطيع أن نرفض الفرضية العدم ونستنتج أن سلسلة مؤشر أسعار المستهلك مستقرة عند الفرق الثاني (Difference 2).
نقوم بإجراء اختبار جذر الوحدة للتغير الهيكلي على سلسلة أسعار المستهلك لمعرفة مدى تأثير التغير في اتجاه النمو على نتائج اختبار الاستقرار ونحصل على النتائج التالية:

الجدول رقم (9): اختبار جذر الوحدة الهيكلي لمتغير CPI

	t-Statistic	Prob.*		
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.507052	> 0.99		
Test critical values:				
1% level	-4.945706			
5% level	-4.432140			
10% level	-4.182082			
*Vogelsang (1993) asymptotic one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: CPI				
Method: Least Squares				
Date: 05/20/22 Time: 13:48				
Sample (adjusted): 2010M09 2020M12				
Included observations: 124 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CPI(-1)	0.993781	0.012266	81.01937	0.0000
D(CPI(-1))	-0.335215	0.072165	-4.645116	0.0000
D(CPI(-2))	0.266081	0.088925	2.992176	0.0034
D(CPI(-3))	-0.312456	0.090323	-3.459299	0.0008
D(CPI(-4))	-0.294211	0.082596	-3.562050	0.0005
D(CPI(-5))	0.162151	0.080531	2.013521	0.0464
D(CPI(-6))	-0.245730	0.216633	-1.134315	0.2591
D(CPI(-7))	1.986259	0.223267	8.896338	0.0000
C	1.919123	6.031429	0.318187	0.7509
INCPTBREAK	133.8417	18.52382	7.225383	0.0000
BREAKDUM	-103.0382	39.19894	-2.628596	0.0098
R-squared	0.995987	Mean dependent var	615.1627	
Adjusted R-squared	0.995632	S.D. dependent var	531.0380	
S.E. of regression	35.09581	Akaike info criterion	10.03857	
Sum squared resid	139183.9	Schwarz criterion	10.28875	
Log likelihood	-611.3911	Hannan-Quinn criter.	10.14020	
F-statistic	2804.785	Durbin-Watson stat	1.912743	
Prob(F-statistic)	0.000000			

المصدر: مخرجات برنامج EViews10 بالاعتماد على بيانات المكتب المركزي للإحصاء، المصرف المركزي، وسوق دمشق للأوراق المالية.

نلاحظ من الجدول (9) أنّ القيمة الاحتمالية لمتغير نقطة القاطع الهيكلي INCPTBREAK أقل من مستوى دلالة 0.05، كما أنّ القيمة الاحتمالية لإحصائية الاختبار أكبر من مستوى دلالة 0.05، وبالتالي متغير أسعار المستهلك غير مستقر في المستوى ونجد أن التغير الهيكلي على مستوى القاطع في الشهر 11 لعام 2019 يؤثر على نتائج الاستقرار للمتغير.

(2) دراسة استقرارية متغير سعر الصرف (EXR):

باستخدام برنامج EViews10 نقوم بتقدير النموذج رقم (3) الذي يوصف السلسلة الزمنية من دون اتجاه ودون قاطع، لاختبار استقرارية السلسلة في مستواها الأصلي:

الجدول رقم (10): تقدير النموذج (3) لاختبار استقرارية EXR

	t-Statistic	Prob.*		
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.315966	0.4219		
Test critical values:				
1% level	-4.034997			
5% level	-3.447072			
10% level	-3.148578			
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
EXR(-1)	-0.146914	0.063435	-2.315966	0.0224
D(EXR(-1))	0.232092	0.102653	2.260939	0.0257
D(EXR(-2))	0.072539	0.084480	0.858657	0.3924
D(EXR(-3))	-0.142170	0.126081	-1.127605	0.2619
D(EXR(-4))	1.219765	0.128196	9.514858	0.0000
D(EXR(-5))	-0.224949	0.160897	-1.398099	0.1649
D(EXR(-6))	0.150403	0.106474	1.412575	0.1606
D(EXR(-7))	0.672534	0.250139	2.688640	0.0083
D(EXR(-8))	-1.876052	0.264085	-7.103968	0.0000
D(EXR(-9))	0.770982	0.300171	2.568479	0.0116
C	-14.49701	10.38620	-1.395796	0.1656
@TREND("2010M01")	0.905672	0.348235	2.600750	0.0106

المصدر: مخرجات برنامج EViews10 بالاعتماد على بيانات المكتب المركزي للإحصاء، المصرف المركزي، وسوق دمشق للأوراق المالية.

نلاحظ من الجدول عدم معنوية القاطع ومعنوية الاتجاه العام عند مستوى دلالة 0.05، وبالتالي لا نستطيع أن نتخذ قرار استقرارية سلسلة (EXR) من خلال النموذج (3)، ونقوم بتقدير النموذج (2) الذي يوصف السلسلة الزمنية من خلال قاطع ونحصل على:

الجدول رقم (11): تقدير النموذج (2) لاختبار استقرارية EXR

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	0.350348	0.9800
Test critical values:		
1% level	-3.484653	
5% level	-2.885249	
10% level	-2.579491	

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
EXR(-1)	0.007884	0.022502	0.350348	0.7267
D(EXR(-1))	0.126788	0.096748	1.310488	0.1927
D(EXR(-2))	-0.014863	0.079494	-0.186971	0.8520
D(EXR(-3))	-0.240201	0.123399	-1.946541	0.0541
D(EXR(-4))	1.134834	0.127144	8.925543	0.0000
D(EXR(-5))	-0.352274	0.157197	-2.240976	0.0270
D(EXR(-6))	-0.021638	0.085571	-0.252872	0.8008
D(EXR(-7))	0.531008	0.250407	2.120580	0.0362
D(EXR(-8))	-2.046752	0.262356	-7.801426	0.0000
D(EXR(-9))	0.666252	0.305083	2.183842	0.0311
C	5.530994	7.147865	0.773797	0.4407

المصدر: مخرجات برنامج EViews10 بالاعتماد على بيانات المكتب المركزي للإحصاء، المصرف المركزي، وسوق دمشق للأوراق المالية

نلاحظ أنّ القيمة الاحتمالية للقاطع أكبر من مستوى معنوية 0.05 وبالتالي لا نستطيع أن نتخذ قرار الاستقرارية من خلال هذا النموذج ونقوم بتقدير النموذج رقم (1) الذي يوصف السلسلة الزمنية من خلال اتجاه وقاطع، ونحصل على النتائج التالية:

الجدول رقم (12): تقدير النموذج (1) لاختبار استقرارية EXR

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	1.566891	0.9709
Test critical values:		
1% level	-2.584055	
5% level	-1.943471	
10% level	-1.614984	

المصدر: مخرجات برنامج EViews10 بالاعتماد على بيانات المكتب المركزي للإحصاء، المصرف المركزي، وسوق دمشق للأوراق المالية

نلاحظ أنّ القيمة الاحتمالية لإحصائية الاختبار أكبر من مستوى معنوية 0.05 وبالتالي لا نستطيع أن نرفض الفرضية العدم ونستنتج أنّ سلسلة سعر الصرف غير مستقرة في المستوى الأصلي لها. نأخذ الفرق الأول (1 Difference) لمتغير (EXR = D(EXR))، ونقوم باختبار الاستقرارية:

الجدول رقم (13): اختبار استقرارية EXR عند الفرق الأول

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.271931	0.0012
Test critical values:		
1% level	-2.584055	
5% level	-1.943471	
10% level	-1.614984	

المصدر: مخرجات برنامج EViews10 بالاعتماد على بيانات المكتب المركزي للإحصاء، المصرف المركزي، وسوق دمشق للأوراق المالية.

نلاحظ أنّ القيمة الاحتمالية لإحصائية الاختبار أقل من مستوى معنوية 0.05 وبالتالي لا نستطيع أن نرفض الفرضية العدم ونجد أنّ سلسلة سعر الصرف مستقرة عند الفرق الأول. نقوم بإجراء اختبار جذر الوحدة للتغير الهيكلي على سلسلة سعر الصرف لمعرفة مدى تأثير التغير في اتجاه النمو على نتائج اختبار الاستقرارية ونحصل على النتائج التالية:

الجدول رقم (14): اختبار جذر الوحدة الهيكلية لمتغير

	t-Statistic	Prob.*		
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.767198	0.9839		
Test critical values:				
1% level	-5.339132			
5% level	-4.841970			
10% level	-4.590240			
*Vogelsang (1993) asymptotic one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: EXR				
Method: Least Squares				
Date: 05/20/22 Time: 14:00				
Sample (adjusted): 2010M1 1 2020M12				
Included observations: 122 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
EXR(-1)	0.890095	0.062192	14.31208	0.0000
D(EXR(-1))	0.093373	0.105655	0.883758	0.3788
D(EXR(-2))	-0.036944	0.086529	-0.426953	0.6703
D(EXR(-3))	-0.329756	0.131618	-2.505398	0.0137
D(EXR(-4))	1.031329	0.133443	7.728624	0.0000
D(EXR(-5))	-0.291540	0.154902	-1.882088	0.0625
D(EXR(-6))	0.014997	0.109186	0.137349	0.8910
D(EXR(-7))	0.745584	0.239342	3.115141	0.0024
D(EXR(-8))	-1.796789	0.252774	-7.108270	0.0000
D(EXR(-9))	0.632653	0.288804	2.190598	0.0306
C	3.555814	8.524909	0.417109	0.6774
TREND	0.547347	0.355644	1.539028	0.1267
INCPTBREAK	72.86514	20.58598	3.539552	0.0006
BREAKDUM	-88.16302	45.07633	-1.955860	0.0531
R-squared	0.982254	Mean dependent var	350.7782	
Adjusted R-squared	0.980118	S.D. dependent var	290.1261	
S.E. of regression	40.90910	Akaike info criterion	10.36820	
Sum squared resid	180743.9	Schwarz criterion	10.68997	
Log likelihood	-618.4602	Hannan-Quinn criter.	10.49889	
F-statistic	459.8325	Durbin-Watson stat	2.082661	
Prob(F-statistic)	0.000000			

EXR

المصدر: مخرجات برنامج EViews10 بالاعتماد على بيانات المكتب المركزي للإحصاء، المصرف المركزي، وسوق دمشق للأوراق المالية.

نلاحظ من الجدول أن القيمة الاحتمالية لمتغير نقطة القاطع INCPTBREAK أقل من مستوى دلالة 0.05، وبالتالي وجود تغير ذو دلالة إحصائية على مستوى النموذج خلال الشهر 11 عام 2019. كما وجدنا أن القيمة الاحتمالية لإحصائية الاختبار أكبر من مستوى دلالة 0.05، وبالتالي متغير سعر الصرف غير مستقر في المستوى ونجد أن التغير الهيكلية في القاطع لا يؤثر على نتائج الاستقرار للمتغير.

(2) دراسة استقرارية متغير سعر الفائدة (INT):

باستخدام برنامج EViews10 نقوم بتقدير النموذج رقم (3) الذي يوصف السلسلة الزمنية من دون اتجاه ودون قاطع، لاختبار استقرارية السلسلة في مستواها الأصلي:

الجدول رقم (15): تقدير النموذج (3) لاختبار استقرارية INT

	t-Statistic	Prob.*		
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.776036	0.7109		
Test critical values:				
1% level	-4.029595			
5% level	-3.444487			
10% level	-3.147063			
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INT(-1)	-0.048361	0.027230	-1.776036	0.0781
C	0.497945	0.261869	1.901506	0.0595
TREND("2010M01")	0.000926	0.000844	1.097110	0.2747

المصدر: مخرجات برنامج EViews10 بالاعتماد على بيانات المكتب المركزي للإحصاء، المصرف المركزي، وسوق دمشق للأوراق المالية.

نلاحظ من الجدول عدم معنوية القاطع والاتجاه العام عند مستوى دلالة 0.05، وبالتالي لا نستطيع أن نتخذ قرار استقرارية سلسلة (INT) من خلال النموذج (3)، ونقوم بتقدير النموذج (2) الذي يوصف السلسلة الزمنية من خلال قاطع ونحصل على النتائج التالية:

الجدول رقم (16): تقدير النموذج (2) لاختبار استقرارية INT

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.459770	0.5509
Test critical values:		
1% level	-3.480818	
5% level	-2.883579	
10% level	-2.578601	

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INT(-1)	-0.025319	0.017345	-1.459770	0.1468
C	0.303834	0.193210	1.572558	0.1183

المصدر: مخرجات برنامج EViews10 بالاعتماد على بيانات المكتب المركزي للإحصاء، المصرف المركزي، وسوق دمشق للأوراق المالية.

نلاحظ أنّ القيمة الاحتمالية للقاطع أكبر من مستوى معنوية 0.05 وبالتالي لا نستطيع أن نتخذ قرار الاستقرارية من خلال هذا النموذج ونقوم بتقدير النموذج رقم (1) الذي يُوصف السلسلة الزمنية من خلال اتجاه وقاطع ونحصل على النتائج التالية:

الجدول رقم (17): تقدير النموذج (1) لاختبار استقرارية INT

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	0.982948	0.9134
Test critical values:		
1% level	-2.582734	
5% level	-1.943285	
10% level	-1.615099	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

المصدر: مخرجات برنامج EViews10 بالاعتماد على بيانات المكتب المركزي للإحصاء، المصرف المركزي، وسوق دمشق للأوراق المالية.

نلاحظ أنّ القيمة الاحتمالية لإحصائية الاختبار أكبر من مستوى معنوية 0.05 وبالتالي نستنتج أنّ سلسلة سعر الفائدة غير مستقرة في المستوى الأصلي لها. نأخذ الفرق الأول (1 Difference) لمتغير $(INT = D(INT))$ ، ونقوم باختبار الاستقرارية:

الجدول رقم (18): اختبار استقرارية INT عند الفرق الأول

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-12.51824	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.582872	
5% level	-1.943304	
10% level	-1.615087	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

المصدر: مخرجات برنامج EViews10 بالاعتماد على بيانات المكتب المركزي للإحصاء، المصرف المركزي، وسوق دمشق للأوراق المالية.

نلاحظ من الجدول أن القيمة الاحتمالية لإحصائية الاختبار أقل من مستوى معنوية 0.05 وبالتالي لا نستطيع أن نرفض الفرضية العدم ونجد أن سلسلة سعر الفائدة مستقرة عند الفرق الأول. نقوم بإجراء اختبار جذر الوحدة للتغير الهيكلي على سلسلة سعر الفائدة لمعرفة مدى تأثير التغير في اتجاه النمو على نتائج اختبار الاستقرارية ونحصل على النتائج في الجدول (19).

حيث يبين الجدول (19) أنّ القيمة الاحتمالية لمتغير نقطة القاطع INCPTBREAK أقل من مستوى دلالة 0.05 وبالتالي وجود تغير ذو دلالة إحصائية على مستوى النموذج خلال الشهر 2 عام 2013. كما وجدنا أنّ القيمة الاحتمالية لإحصائية الاختبار أكبر من مستوى دلالة 0.05، وبالتالي متغير سعر الفائدة غير مستقر في المستوى ونجد أن التغير الهيكلي في القاطع لا يؤثر على نتائج الاستقرارية للمتغير.

الجدول رقم (19): اختبار جذر الوحدة الهيكلي لمتغير INT

	t-Statistic	Prob.*		
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.582114	0.5898		
Test critical values:				
1% level	-5.339132			
5% level	-4.841970			
10% level	-4.590240			
*Vogelsang (1993) asymptotic one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: INT				
Method: Least Squares				
Date: 05/20/22 Time: 17:56				
Sample (adjusted): 2010M02 2020M12				
Included observations: 131 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INT(-1)	0.864437	0.037844	22.84196	0.0000
C	1.291656	0.354049	3.648240	0.0004
TREND	1.42E-05	0.000866	0.016396	0.9869
INCPTBREAK	0.323568	0.100980	3.204293	0.0017
BREAKDUM	-0.284526	0.237970	-1.195640	0.2341
R-squared	0.964066	Mean dependent var	11.10099	
Adjusted R-squared	0.962925	S.D. dependent var	1.170470	
S.E. of regression	0.225372	Akaike info criterion	-0.104704	
Sum squared resid	6.399887	Schwarz criterion	0.005036	
Log likelihood	11.85812	Hannan-Quinn criter.	-0.060112	
F-statistic	845.1013	Durbin-Watson stat	2.137815	
Prob(F-statistic)	0.000000			

المصدر: مخرجات برنامج EViews10 بالاعتماد على بيانات المكتب المركزي للإحصاء، المصرف المركزي، وسوق دمشق للأوراق المالية.

3) دراسة استقرارية متغير مؤشر سوق دمشق للأوراق المالية (DWX):

باستخدام برنامج EViews10 نقوم بتقدير النموذج رقم (3) الذي يُوصف السلسلة الزمنية من دون اتجاه ودون قاطع ، لاختبار استقرارية السلسلة في مستواها الأصلي:

الجدول رقم (20): تقدير النموذج (3) لاختبار استقرارية DWX

	t-Statistic	Prob.*		
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.101925	0.9240		
Test critical values:				
1% level	-4.031309			
5% level	-3.445308			
10% level	-3.147545			
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DWX(-1)	-0.016146	0.014653	-1.101925	0.2727
D(DWX(-1))	0.307993	0.085370	3.607770	0.0004
D(DWX(-2))	0.272854	0.086569	3.151858	0.0020
D(DWX(-3))	-0.320412	0.086743	-3.693809	0.0003
C	-41.61682	37.61431	-1.106409	0.2707
@TREND("2010M01")	1.882074	0.888593	2.118038	0.0362

المصدر: مخرجات برنامج EViews10 بالاعتماد على التقارير الشهرية لسوق دمشق للأوراق المالية.

نلاحظ من الجدول معنوية الاتجاه العام عند مستوى دلالة 0.05، وبالتالي نستطيع أن نتخذ قرار استقرارية سلسلة (DWX) من خلال النموذج (3)، ونجد أنّ القيمة الاحتمالية لإحصائية الاختبار أكبر من مستوى دلالة 0.05، وبالتالي لا نستطيع أن نرفض الفرضية العدم ونجد أنّ سلسلة DWX غير مستقرة في المستوى. نأخذ الفرق الأول (1 Difference) لمتغير (DWX = D(DWX))، ونقوم باختبار الاستقرارية:

الجدول رقم (21): اختبار استقرارية DWX عند الفرق الأول

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.007501	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.583153	
5% level	-1.943344	
10% level	-1.615062	

المصدر: مخرجات برنامج EViews10 بالاعتماد على التقارير الشهرية لسوق دمشق للأوراق المالية.

نلاحظ من الجدول أنّ القيمة الاحتمالية لإحصائية الاختبار أقل من مستوى معنوية 0.05 وبالتالي نستطيع أن نرفض فرضية العدم ونجد أن سلسلة مؤشر سوق دمشق للأوراق المالية مستقرة عند الفرق الأول.

نقوم بإجراء اختبار جذر الوحدة للتغير الهيكلي على سلسلة مؤشر سوق دمشق للأوراق المالية لمعرفة مدى تأثير التغير في اتجاه النمو على نتائج اختبار الاستقرارية ونحصل على النتائج في الجدول (22).

حيث يبين الجدول (22) أنّ القيمة الاحتمالية لتغير نقطة القاطع INCPTBREAK أقل من مستوى دلالة 0.05، وبالتالي وجود تغير ذو دلالة إحصائية على مستوى النموذج خلال الشهر 8 عام 2017. كما وجدنا أنّ القيمة الاحتمالية لإحصائية الاختبار أكبر من مستوى دلالة 0.05، وبالتالي متغير مؤشر سوق دمشق للأوراق المالية غير مستقر في المستوى ونجد أن التغير الهيكلي في القاطع لا يؤثر على نتائج الاستقرارية

الجدول رقم (22): اختبار جذر الوحدة الهيكلي لتغير DWX

	t-Statistic	Prob.*		
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.609127	0.5755		
Test critical values:				
1% level	-5.339132			
5% level	-4.841970			
10% level	-4.590240			
*Vogelsang (1993) asymptotic one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: DWX				
Method: Least Squares				
Date: 05/20/22 Time: 18:15				
Sample (adjusted): 2010M05 2020M12				
Included observations: 128 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DWX(-1)	0.897068	0.028520	31.45398	0.0000
D(DWX(-1))	0.285535	0.082227	3.472516	0.0007
D(DWX(-2))	0.289884	0.083265	3.481459	0.0007
D(DWX(-3))	-0.256826	0.085663	-2.998095	0.0033
C	61.85525	44.49217	1.390250	0.1670
TREND	1.994314	0.857415	2.325961	0.0217
INCPTBREAK	433.0000	124.2352	3.485324	0.0007
BREAKDUM	-354.9076	206.3470	-1.719956	0.0880
R-squared	0.993854	Mean dependent var	2862.913	
Adjusted R-squared	0.993496	S.D. dependent var	2334.899	
S.E. of regression	188.3095	Akaike info criterion	13.37451	
Sum squared resid	4255257.	Schwarz criterion	13.55276	
Log likelihood	-847.9688	Hannan-Quinn criter.	13.44694	
F-statistic	2772.172	Durbin-Watson stat	1.944814	
Prob(F-statistic)	0.000000			

المصدر: مخرجات برنامج EViews10 بالاعتماد على التقارير الشهرية لسوق دمشق للأوراق المالية.

تقدير النموذج: تبين من خلال الرسوم البيانية للمتغيرات بأنها لا تنمو بنفس الاتجاه إلا لفترات قصيرة، كما وجدنا من خلال نتائج الاستقرارية وجود متغير مستقر عند الفرق الثاني وهو مؤشر أسعار المستهلك وبالتالي من المستبعد وجود علاقة تكامل مشترك بين المتغيرات تبعاً لافتراضات هذه النماذج. وفقاً لذلك نقوم بتقدير نموذج VAR بين المتغيرات لاختبار الفرضيات وبالخطوة الأولى نقوم بتحديد عدد درجات التأخير بالاعتماد على معايير المعلومات ونحصل على النتائج التالية:

الجدول رقم (23): اختبار جذر الوحدة الهيكلي لمتغير DWX

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-2908.525	NA	2.03e+15	46.60041	46.69091	46.63718
1	-2160.783	1435.665	1.67e+10	34.89253	35.34506	35.07637
2	-2083.419	143.5874	6.28e+09	33.91071	34.72526	34.24162
3	-2063.453	35.78008	5.90e+09	33.84724	35.02382	34.32522
4	-2017.941	78.64376	3.70e+09	33.37506	34.91366	34.00011
5	-1966.072	86.31031	2.09e+09	32.80115	34.70178	33.57328
6	-1934.711	50.17760	1.65e+09	32.55538	34.81803	33.47457
7	-1885.692	75.29392*	9.87e+08*	32.02707*	34.65174*	33.09333*

المصدر: مخرجات برنامج EViews10 بالاعتماد على التقارير الشهرية لسوق دمشق للأوراق المالية.

نلاحظ من نتائج الجدول بأنه تم اختيار فترة التأخير 7 أي أنّ انتقال صدمة أحد المتغيرات إلى الآخر تحتاج إلى 7 شهور، وفق هذه النتائج نقوم بتقدير نموذج VAR (7) ونحصل على النتائج التالية:

الجدول رقم (24): تقدير نموذج VAR

	CPI	EXR	INT	DWX
CPI(-7)	3.882399 (0.19367) [20.0470]	2.117851 (0.12671) [16.7139]	0.003866 (0.00072) [5.36056]	1.993385 (0.86567) [2.30270]
EXR(-7)	-2.833977 (0.27885) [-10.1629]	-1.432135 (0.18245) [-7.84948]	-0.003524 (0.00104) [-3.39312]	2.620178 (1.24646) [2.10209]
INT(-7)	-104.2303 (17.9165) [-5.81755]	-45.28723 (11.7225) [-3.86328]	0.663256 (0.06672) [9.94049]	-270.3102 (80.0857) [-3.37526]
DWX(-7)	-0.117522 (0.01278) [-9.19300]	-0.084221 (0.00836) [-10.0692]	-0.000268 (4.8E-05) [-5.62271]	0.690637 (0.05714) [12.0861]
C	944.9109 (176.640) [5.34935]	417.7957 (115.573) [3.61500]	3.644823 (0.65782) [5.54073]	2427.293 (789.571) [3.07419]
R-squared	0.942677	0.917966	0.820996	0.941629
Adj. R-squared	0.940766	0.915232	0.815029	0.939683
Sum sq. resids	2003858.	857824.6	27.79113	40037781
S.E. equation	129.2239	84.54903	0.481241	577.6229
F-statistic	493.3524	335.7019	137.5941	483.9526
Log likelihood	-782.5093	-729.4824	-83.39252	-969.6811
Akaike AIC	12.60015	11.75172	1.414280	15.59490
Schwarz SC	12.71328	11.86485	1.527413	15.70803
Mean dependent	610.9790	343.4635	11.19248	2897.687
S.D. dependent	530.9568	290.3965	1.118951	2351.934

المصدر: مخرجات برنامج EViews10 بالاعتماد على بيانات المكتب المركزي للإحصاء، المصرف المركزي، وسوق دمشق للأوراق المالية.

وفقاً لنتائج نموذج VAR نلاحظ وجود 4 معادلات ووجود 3 متغيرات مستقلة، وبالتالي معاملات النموذج غير صالحة للتفسير بسبب وجود مشكلة ارتباط ذاتي بين بواقي النماذج وعدم وجود ترتيب سببي لعلاقة المتغيرات الاقتصادية. وهو ما يتطلب فرض قيود (Restriction) على النموذج بتحويل البواقي إلى بواقي هيكلية وتقليص عدد المعلمات المجهولة. نستخدم قيود الإشارة Sign وفق افتراضاتنا الاقتصادية بأن أدوات السياسة النقدية لا تساهم بشكل فعال في تقييد ارتفاع مؤشر أسعار المستهلك، من خلال فرض القيود الهيكلية باستخدام تحليل Cholesky نحصل على جدول (25)

الجدول رقم (25): تقدير نموذج SVAR

Model: $Ae = Bu$ where $E[uu'] = I$				
A =				
1	0	0	0	
C(1)	1	0	0	
C(2)	C(4)	1	0	
C(3)	C(5)	C(6)	1	
B =				
C(7)	0	0	0	
0	C(8)	0	0	
0	0	C(9)	0	
0	0	0	C(10)	
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C(1)	-0.411493	0.001106	-371.9348	0.0000
C(2)	22.88068	-	-	-
C(3)	0.838986	0.002054	408.4051	0.0000
C(4)	-46.63475	-	-	-
C(5)	-0.640819	0.002523	-253.9944	0.0000
C(6)	77.50968	-	-	-
C(7)	2.259011	0.002035	1109.850	0.0000
C(8)	1.919791	0.002769	693.3026	0.0000
C(9)	-31.44766	-	-	-
C(10)	2.247999	0.000456	4934.861	0.0000
Log likelihood -4914089.				
Estimated A matrix:				
1.000000	0.000000	0.000000	0.000000	
-0.411493	1.000000	0.000000	0.000000	
22.88068	-46.63475	1.000000	0.000000	
0.838986	-0.640819	77.50968	1.000000	
Estimated B matrix:				
2.259011	0.000000	0.000000	0.000000	
0.000000	1.919791	0.000000	0.000000	
0.000000	0.000000	-31.44766	0.000000	
0.000000	0.000000	0.000000	2.247999	
Estimated S matrix:				
2.259011	0.000000	0.000000	0.000000	
0.929568	1.919791	0.000000	0.000000	
-8.337546	89.52898	-31.44766	0.000000	
644.9409	-6938.133	2437.498	2.247999	
Estimated F matrix:				
-5112.380	54859.47	-19268.41	-0.211665	
-2888.356	31002.06	-10888.97	-0.338764	
-30.30417	325.4798	-114.3426	-0.004246	
-28841.47	309242.9	-108593.9	6.743183	

المصدر: مخرجات برنامج EViews10 بالاعتماد على بيانات المكتب المركزي للإحصاء، المصرف المركزي، وسوق دمشق للأوراق المالية.

بعد فرض القيود الهيكلية نتحقق من عدم وجود ارتباط بين بواقي النماذج ونحصل على النماذج التالية:

الجدول رقم (26): مصفوفة الارتباط بين بواقي النموذج

Correlation Probability	RESID05	RESID06	RESID07	RESID08
RESID05	1.000000 -----			
RESID06	5.03E-16 1.0000	1.000000 -----		
RESID07	-3.70E-17 1.0000	-2.59E-16 1.0000	1.000000 -----	
RESID08	-1.48E-16 1.0000	1.74E-16 1.0000	3.65E-16 1.0000	1.000000 -----

المصدر: مخرجات برنامج EViews10

يبين الجدول أن درجة الارتباط بين بواقي النماذج بعد فرض القيود الهيكلية غير دالة إحصائياً وتقريباً معدومة، نقوم باختبارات الجودة التشخيصية لبواقي النماذج قبل تقدير الصدمات المستهدفة باستخدام دالة الاستجابة النبضية: نبدأ أولاً باختبار التوزيع الطبيعي للبواقي (Normality) باستخدام برنامج EViews10 ونحصل على النتائج التالية:

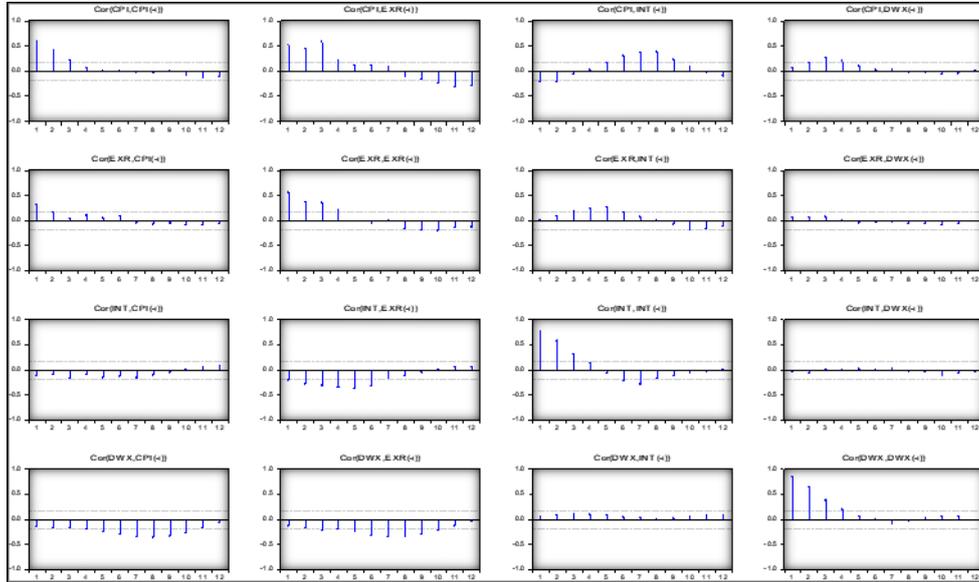
جدول (27): نتائج اختبار التوزيع الطبيعي لبواقى النموذج

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	2.486311	2	0.9522
2	5.265626	2	0.5867
3	2.906291	2	0.8817
4	3.726873	2	0.1722
Joint	3.756189	8	0.4157

المصدر: مخرجات برنامج EViews10 بالاعتماد على بيانات المكتب المركزي للإحصاء، المصرف المركزي، وسوق دمشق للأوراق المالية.

نلاحظ من الجدول أن القيمة الاحتمالية لإحصائية الاختبار لجميع المعادلات ($Prob = 0.4157$) وهي أكبر من مستوى دلالة 0.05 وبالتالي لا نستطيع أن نرفض فرضية العدم ونستنتج أن قيم البواقى موزعة وفق التوزيع الطبيعي. ولاختبار فرضية عدم وجود ارتباط ذاتي بين قيم البواقى (Autocorrelation) نستخدم اختبار Correllegram (دالة الارتباط) ونحصل على النتائج في الجدول (28). حيث يوضح الجدول (28) أن خطوط الارتباط تقع داخل القيم الحرجة لجميع فترات الإبطاء وبالتالي لا نستطيع أن نرفض الفرضية العدم ونستنتج عدم وجود ارتباط ذاتي بين قيم البواقى.

الجدول رقم (28): نتائج اختبار الارتباط الذاتي لبواقى النموذج



المصدر: مخرجات برنامج EViews10 بالاعتماد على بيانات المكتب المركزي للإحصاء، المصرف المركزي، وسوق دمشق للأوراق المالية.

نختبر فرضية تجانس التباين بين قيم البواقى في المستوى ووفق الترتيب ونحصل على النتائج التالية:

الجدول رقم (29): نتائج اختبار تجانس التباين لبواقى النموذج

Joint test:		
Chi-sq	df	Prob.
11.26015	80	0.1874

المصدر: مخرجات برنامج EViews10 بالاعتماد على بيانات المكتب المركزي للإحصاء، المصرف المركزي، وسوق دمشق للأوراق المالية.

نلاحظ أن القيمة الاحتمالية لإحصائية الاختبار أكبر من مستوى معنوية 0.05 ، وبالتالي لا نستطيع أن نرفض فرضية العدم للاختبار ونستنتج وجود تجانس بين تباين قيم البواقى، لأن التباين ثابت في أخطاء النموذج وهو ما يُمكن من اعتماد التوقعات على المدى الطويل.

ولاختبار فرضية عدم وجود جذر الوحدة في سلسلة البواقي (استقرار البواقي (Stationarity)) نستخرج سلسلة البواقي ونقوم بتطبيق منهجية اختبار ديكي فولر المطور (ADF) ونحصل على النتائج التالية:

الجدول رقم (30): نتائج اختبار استقرارية البواقي

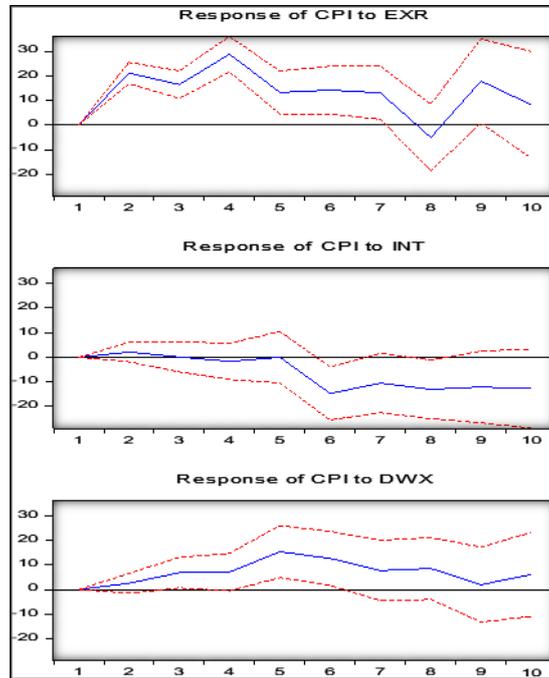
Method	Statistic	Prob.**
ADF - Fisher Chi-square	79.2791	0.0000
ADF - Choi Z-stat	-7.42951	0.0000

المصدر: مخرجات برنامج EViews10 بالاعتماد على بيانات المكتب المركزي للإحصاء، المصرف المركزي، وسوق دمشق للأوراق المالية.

نلاحظ من الجدول أنّ القيمة الاحتمالية لإحصائية الاختبار (Prob = 000) وهي أصغر من مستوى دلالة 0.05 وبالتالي نستطيع أن نرفض الفرضية بعدم وجود جذر الوحدة ونجد أنّ سلسلة البواقي مستقرة في المستوى.

وبالتالي وفقاً للنتائج السابقة نستطيع تحليل تأثير الصدمات للمتغيرات المستقلة ومدى استجابة المتغيرات التابعة لها من دالة الاستجابة النبضية حيث نحصل على النتائج التالية:

الجدول رقم (31): نتائج تقدير دالة الاستجابة النبضية



المصدر: مخرجات برنامج EViews10 بالاعتماد على بيانات المكتب المركزي للإحصاء، المصرف المركزي، وسوق دمشق للأوراق المالية.

يبين لنا الشكل مدى استجابة مؤشر أسعار المستهلك لمتغيرات سعر الصرف خلال 10 شهور، ونستنتج وجود استجابة ذو دلالة إحصائية لمؤشر أسعار المستهلك لتغيرات سعر الصرف ولكن هذه الاستجابة طردية لسعر الصرف أي أنّ تغيرات سعر الصرف الحالية تدفع بأسعار المستهلك للارتفاع ب 25 نقطة خلال شهر و 30 نقطة خلال شهرين لتتخفف هذه الاستجابة خلال 8 شهور، وبالتالي وفقاً لذلك فإنّ سياسات سعر الصرف الحالية لا تساهم في ضبط ارتفاع أسعار المستهلك. كما نلاحظ من الشكل في الوسط استجابة مؤشر أسعار المستهلك لسعر الفائدة أيضاً خلال 10 شهور وبشكل سلبي بعد 5 شهور، ونستنتج وجود استجابة ذات دلالة إحصائية لمؤشر أسعار المستهلك لتغيرات سعر الفائدة وهذه الاستجابة شبه معدومة حتى 5 شهور ثم تؤدي إلى انخفاض في أسعار المستهلك بما يقارب 20 نقطة، كما نلاحظ من أدنى شكل في اللوحة أنّ أسعار المستهلك تستجيب بشكل إيجابي لتغيرات مؤشر سوق دمشق للأوراق المالية.

الاستنتاجات والتوصيات:

أ- الاستنتاجات:

1. وجدت الدراسة أن مؤشر أسعار المستهلك في سورية يستجيب بشكل إيجابي لصدمات التغير في سعر الصرف. حيث أن ارتفاع سعر الصرف يؤدي يؤدي إلى ارتفاع أسعار السلع والخدمات المستوردة، وبالتالي ارتفاع مؤشر أسعار المستهلك. كما أن استجابة مؤشر أسعار المستهلك لصدمات التغير في سعر الفائدة شبه معدومة، ويعود ذلك إلى ضعف تأثير السياسة النقدية في سورية. والأمر كذلك فيما يتعلق بعوائد سوق دمشق للأوراق المالية.
2. أظهرت نتائج البحث استجابة مؤشر أسعار المستهلك لمتغيرات الدراسة، حيث كانت استجابة مؤشر أسعار المستهلك لتغيرات سعر الصرف خلال 10 شهور، ونسنتج وجود استجابة ذو دلالة إحصائية لمؤشر أسعار المستهلك لتغيرات سعر الصرف ولكن هذه الاستجابة طردية لسعر الصرف أي أنّ تغيرات سعر الصرف الحالية تدفع بأسعار المستهلك للارتفاع بـ 25 نقطة خلال شهر و30 نقطة خلال شهرين لتتخفف هذه الاستجابة خلال 8 شهور، وبالتالي وفقاً لذلك فإنّ سياسات سعر الصرف الحالية لا تساهم في ضبط ارتفاع أسعار المستهلك.
3. أظهرت النتائج أيضاً استجابة مؤشر أسعار المستهلك لسعر الفائدة أيضاً خلال 10 شهور وبشكل سلبي بعد 5 شهور، ونسنتج وجود استجابة ذات دلالة إحصائية لمؤشر أسعار المستهلك لتغيرات سعر الفائدة وهذه الاستجابة شبه معدومة حتى 5 شهور ثم تؤدي إلى انخفاض في أسعار المستهلك بما يقارب 20 نقطة.
4. تبين أيضاً أنّ أسعار المستهلك تستجيب بشكل إيجابي لتغيرات مؤشر سوق دمشق للأوراق المالية

ب- التوصيات:

1. من أجل تحقيق نمو اقتصادي واجتماعي مستدام في سورية، من الضروري إعادة النظر في السياسات الاقتصادية والمالية والنقدية. كما من الضروري العمل على تحسين بيئة الأعمال وتعزيز الاستثمار الأجنبي المباشر.
2. ضرورة تدخل السلطة النقدية وبقوة لتحقيق الاستقرار في سعر الصرف الأجنبي، وذلك من خلال استراتيجية قصيرة وطويلة الأجل، تأخذ بعين الاعتبار الظروف الاقتصادية السائدة في الوقت الحالي، ففي الأجل القصير لابد من منع كافة أشكال المضاربات المحتملة لليرة السورية، وفي الأجل الطويل لا بُدّ من إجراء اصلاح هيكلي للاقتصاد السوري.
3. ضرورة التنسيق بين المصرف المركزي كجهة مسؤولة عن تنفيذ أهداف السياسة النقدية وباقي الجهات الحكومية المسؤولة عن رسم السياسة الاقتصادية العامة للدولة.
4. اتخاذ الإجراءات التي تؤدي إلى زيادة الصادرات والحد من الواردات، والتشجيع على تدفقات رؤوس الأموال وزيادة تدفقات العاملين في الخارج، بما يهدف إلى زيادة إيرادات القطع الأجنبي، والحد من عجز ميزان المدفوعات، وبالتالي من تدهور قيمة الليرة السورية.

المراجع:

- 1- أحمد صالح، محمد أحمد عبد الدايم (2015). أثر السياسة النقدية على بعض المتغيرات الاقتصادية الكلية ف الاقتصاد القومي والزراعي المصري، مجلة الاقتصاد و العلوم الاجتماعية، جامعة المنصورة، المجلد (10)، العدد الثالث، 159-141 .
- 2- الدليمي، فواز جار الله نايف(2019). أثر السياسة النقدية في معدلات التضخم في بلدان مختارة للمدة 1980-2003، مجلة تنمية الرافدين، مجلد 31 .
- 3- عبد الهادي الرفاعي، نبال دخول (2017). العوامل الاقتصادية المؤثرة على الإنفاق الاستهلاكي في سورية، مجلة جامعة تشرين، مجلد 38 .
- 4- عبد الرحمن محمد، كامل المجيد (2020). دراسة العلاقة المتبادلة بين أدوات السياسة الاقتصادية في سورية خلال السنوات (1995-2015)، مجلة العلوم الاقتصادية والقانونية، مجلد 36 .
- 1- Bergh, J. C. (2009). The GDP paradox. *Journal of economic psychology*, 30(2), 117-135.
- 2- Brei, M., Borio, C., & Gambacorta, L. (2020). Bank intermediation activity in a low-interest-rate environment. *Economic Notes*, 49(2), e12164.
- 3- Burton, G., Lyall, N., & Pauley, L. (2021). China and the Reconstruction of Syria. *The Middle East Journal*, 75(1), 55-75.
- 4- Campiglio, E. Y. Dafermos, P. Monnin, J. Ryan-Collins, G. Schotten & M. Tanaka. (2018). "Climate Change Challenges for Central Banks and Financial Regulators", *Nature Climate Change* 8 (6), 462-468.
- 5- Dickey. D. A. (1981). Histograms, Percentiles, and moment. *American Statistician*, Vol 35, Pp 164-165.
- 6- Waleed K. Alzoubi. (2020). Direct and Indirect Taxes Effects on Public Budget Deficit in Jordan from 2008 to 2018, *International Journal of Management (IJM)*, 11 (8), 72-79.