

## اختبار أثر سعر الصرف الاسمي الفعال والتضخم على مؤشر سوق دمشق للأوراق المالية

الدكتور رضوان العمار\*

المغير وردة\*\*

تاريخ الإيداع ١٠/٧/٢٠٢٤ - تاريخ النشر ١٢/٦/٢٠٢٥

### □ ملخص □

هدفت هذه الدراسة إلى تحليل العلاقة الديناميكية بين مؤشر السوق المالي، ومعدل التضخم، وسعر الصرف الحقيقي في سوريا، باستخدام نموذج الانحدار الذاتي المتجه (VAR). وقد جرى التحقق من خصائص السكون للمتغيرات، وتبين أنها ساكنة عند الفرق الأول، كما أظهرت اختبارات التكامل المشترك غياب علاقة توازنية طويلة الأجل بينها، مما برّر تقدير النموذج باستخدام الفروق الأولى. أظهرت نتائج اختبار السببية من غرانجر عدم وجود علاقة سببية معنوية من التضخم نحو مؤشر السوق، بينما ظهرت علاقة سببية ضعيفة من سعر الصرف عند مستوى دلالة ١٠%. كما بينت نتائج تحليل الاستجابة للصدمات (IRF) أن صدمة التضخم لم تترك أثراً معنوياً على مؤشر السوق، في حين أدت صدمة في سعر الصرف إلى استجابة إيجابية ومعنوية قصيرة الأجل. وأكد تحليل تباين خطأ التنبؤ (FEVD) هذه النتائج، حيث بلغت مساهمة سعر الصرف نحو ١٤.٧% من تباين المؤشر في الأجل المتوسط، مقابل مساهمة هامشية جداً للتضخم. خلصت الدراسة إلى أن سعر الصرف شكّل أحد العوامل المؤثرة في تحركات مؤشر السوق خلال الأجل القصير إلى المتوسط، بينما لم يظهر التضخم تأثيراً معنوياً يُذكر خلال فترة الدراسة. الكلمات المفتاحية: سوق دمشق للأوراق المالية، التضخم، سعر الصرف الاسمي الفعال، اختلالات هيكلية، اختبار (Gregory–Hansen) للتكامل المشترك، اختبار Granger للسببية، نموذج VAR.

\* أستاذ، قسم العلوم المالية والمصرفية، كلية الاقتصاد، جامعة تشرين.

\*\* طالب دراسات عليا (دكتوراه)، قسم العلوم المالية والمصرفية، كلية الاقتصاد، جامعة تشرين.

# The impact of the effective nominal exchange rate and inflation on the Damascus Stock Exchange Index

Dr. Radwan Alammar \*  
Almougheer Wardeh \*\*

(Received 10/7/2024.Accepted 12/6/2025)

## □ABSTRACT □

This study investigated the dynamic relationship between the stock market index, the inflation rate, and the real exchange rate in Syria using a Vector Autoregressive (VAR) model. Stationarity tests indicated that all variables became stationary at the first difference. Cointegration tests found no evidence of a long-run equilibrium relationship among the variables, thereby justifying the use of first-differenced data in the VAR model estimation.

The Granger causality test showed no statistically significant causal effect from inflation on the stock market index, while a weak causal relationship from the exchange rate was observed at the 10% significance level. The impulse response analysis revealed that inflation shocks had no meaningful or sustained impact on the market index. In contrast, exchange rate shocks induced a statistically significant short-term positive response. These findings were further corroborated by the forecast error variance decomposition, which indicated that the exchange rate explained approximately 14.7% of the forecast variance of the stock market index in the medium term, whereas the contribution of inflation remained marginal.

The study concluded that the real exchange rate played a relatively influential role in shaping stock market movements over the short to medium term, while inflation did not exhibit a statistically significant effect during the period under study.

**Keywords :** Damascus Stock Exchange, Inflation, Nominal Effective Exchange Rate, Structural Breaks, Gregory–Hansen Cointegration Test, Granger Causality Test, VAR Model.

---

\* Professor, Dept. Banking & Financial Sciences, Economy Faculty, Tishreen University.

\*\* PhD Student, Dept. Banking & Financial Sciences, Economy Faculty, Tishreen University.

## ١ - مقدمة

تلعب الأسواق المالية دوراً هاماً في اقتصاديات الدول المتقدمة والنامية على حد سواء من خلال دورها الرئيس في الوساطة المالية؛ إذ تقوم بتوجيه المدخرات المحلية ورأس المال الأجنبي نحو الاستثمارات المنتجة مما يؤدي إلى تخصيص الكفاء لرأس المال، كما تعمل الأسواق المالية على زيادة تراكم رأس المال وتحفيز النمو الاقتصادي من خلال زيادة سيولة الأصول المالية، وتسهيل عملية تنويع المخاطر للمستثمرين، وتحفيز القرارات الحكيمة للاستثمار بالاستناد إلى المعلومات المتاحة، ودفع مدراء الشركات للعمل بجدية أكبر لزيادة ثروة المساهمين، وجذب استثمارات المحافظ الأجنبية، وتوجيه مدخرات الشركات بطريقة أكثر فاعلية ( Rashid, 2008; El-nader and Alraimony, 2012)، بذلك يعدّ وجود سوق أسهم مستقر ذي أداء جيد أمراً بالغ الأهمية ومحل تركيز الباحثين وصانعي السياسة على حد سواء نظراً للفوائد المدركة التي تقدمها الأسواق المالية لاقتصاديات الدول والدور الفعال الذي تلعبه هذه الأسواق في تحقيق التوازن الاقتصادي (Madura, 2008).

إن أداء السوق المالي يعكس الوضع الاقتصادي للدولة، فعندما ترتفع أسعار الأسهم يعد ذلك دليلاً على النمو الإيجابي في الأنشطة الاقتصادية لأي دولة، والعكس صحيح، الأمر الذي يشير للأثر القوي للمتغيرات الاقتصادية الكلية على نمو أسعار الأسهم، فعندما يقيم المستثمرون أسعار الأسهم وعوائدها يقومون بمراقبة المتغيرات الاقتصادية الكلية مثل سعر الصرف ومعدل التضخم ومعدل الفائدة والعرض النقدي والانفتاح التجاري وأسعار السلع العالمية وغيرها من المؤشرات الاقتصادية الكلية (Khan et al., 2012; Ilahi et al., 2015)، لذلك يعد البحث في تأثير المتغيرات الاقتصادية الكلية على عوائد الأسهم وأداء السوق المالي من الأمور الهامة للباحثين وصانعي السياسة والمستثمرين والأطراف الأخرى المتعاملة في الأسواق المالية.

تهدف الدراسة الحالية إلى البحث في أثر التضخم وسعر الصرف على عوائد مؤشر سوق دمشق للأوراق المالية، ومن خلال تحليل تأثير المتغيرات الاقتصادية الكلية على عوائد السوق المالي يمكن أن يساهم البحث في فهم أعمق للتحديات التي تواجهها الأسواق المالية في ظل الظروف الاقتصادية والسياسية الصعبة وطريقة تفاعلها مع العوامل الاقتصادية الكلية، وبالتالي يمكن تقديم مساهمات قيمة في صنع القرار وتوجيه السياسات الاقتصادية.

## ٢ - مشكلة البحث

تتمثل مشكلة البحث في التساؤل الرئيس الآتي:

**هل يوجد أثر للمتغيرات الاقتصادية الكلية (سعر الصرف والتضخم) على مؤشر سوق دمشق للأوراق المالية؟**

يتفرع عن هذا التساؤل التساؤل الفرعيين الآتيين:

١. هل يوجد أثر لسعر الصرف على مؤشر سوق دمشق للأوراق المالية؟
٢. هل يوجد أثر للتضخم على مؤشر سوق دمشق للأوراق المالية؟

## ٣ - أهمية البحث وأهدافه

تتبع أهمية البحث من أهمية الأسواق المالية والدور الذي تلعبه في اقتصاديات الدول، وبما أن أسواق الأوراق المالية تعتبر مصدراً حقيقياً لرأس المال على المدى البعيد فإنّ تحديد المتغيرات الاقتصادية الكلية التي تؤثر على أداء أسواق الأوراق المالية وطبيعة التأثير سيساعد في التسعير الصحيح للأسهم وإدارة المخاطر المرتبطة بها، وتأتي أهمية هذه الدراسة كونها ستبحث في أثر سعر الصرف والتضخم على مؤشر سوق دمشق للأوراق المالية.

إن وجود دليل حول أثر المتغيرات الاقتصادية الكلية على مؤشر سوق الأوراق المالية يعتبر أمراً هاماً للأكاديميين، حيث يساعد على تطوير فهم أفضل لمحددات الاقتصاد الكلي المحتملة للمخاطر المنتظمة للقطاع المالي، وقد يساعد أيضاً على تحسين نظريات تسعير الأسهم والتنبؤ بتقلبات سوق الأسهم وبالتالي مراقبة المخاطر المالية وإدارتها بكفاءة، كما تعد الدراسة الحالية على درجة كبيرة من الأهمية لفئات متنوعة من أصحاب المصالح في الأسواق المالية ولصانعي السياسة الاقتصادية في الدول العربية؛ لأن معرفة العوامل الاقتصادية الكلية المؤثرة في عوائد الأسواق المالية يعد أمراً بالغ الأهمية فهو يمكن صانعي السياسة من التحكم في اتجاه الاقتصاد وحجمه واستقراره من خلال التغيير في السياسة الاقتصادية بما يحقق الاستقرار في السوق المالي بالشكل الذي يمكنه من تحقيق وظائفه بفعالية وكفاءة.

يهدف هذا البحث إلى الإجابة عن التساؤل البحثي من خلال دراسة أثر كل من سعر الصرف والتضخم على عائد مؤشر سوق دمشق للأوراق المالية باستخدام بيانات سلاسل زمنية.

#### ٤- الدراسات السابقة

قامت العديد من الدراسات التطبيقية باختبار العلاقة بين متغير أو أكثر من المتغيرات الاقتصادية الكلية وعوائد أسواق الأسهم وقد توصلت لنتائج متباينة، حيث اختبرت دراسة El Abed and Zardoub (٢٠١٩) العلاقة بين المتغيرات الاقتصادية الكلية (سعر الصرف ومؤشر أسعار المستهلك ومعدل الفائدة والعرض النقدي وسعر النفط) وعوائد سوق الأسهم في ألمانيا، واستخدمت الدراسة بيانات ربع سنوية منذ الربع الأول لعام ١٩٩٠ حتى الربع الأول لعام ٢٠١٦. وقد طبقت الدراسة منهجية متجه الانحدار الذاتي بفترات التباطؤ الموزعة ARDL، وقد توصلت لكون مؤشر أسعار المستهلك له أثر إيجابي ومعنوي على عوائد الأسهم، في حين أن لمعدل الفائدة أثراً سلبياً ومعنوياً على عوائد الأسهم، بالمقابل لم يكن لسعر الصرف وللعرض النقدي وسعر النفط أثر معنوي على عوائد الأسهم. واختبرت دراسة Neifar et al (٢٠٢١) أثر عدد من متغيرات الاقتصاد الكلي (معدل الفائدة ومؤشر أسعار المستهلك وسعر الصرف) على سوق الأسهم في المملكة المتحدة خلال الفترة السابقة للأزمة المالية العالمية (١٩٩٩-٢٠٠٧)، وطبقت الدراسة اختبار جوهانسن للتكامل المشترك واختبار غرانجر للسببية، وقد توصلت الدراسة لوجود علاقة توازنية في الأجل الطويل بين المتغيرات الاقتصادية الكلية وأسعار الأسهم في المملكة المتحدة، كما توصلت لكون كل من معدل التضخم ومعدل نمو سعر الصرف يؤثران في العائد على أسعار الأسهم في الأجل القصير. وهدفت دراسة Kalam (٢٠٢٠) إلى اختبار أثر مجموعة من المتغيرات الاقتصادية الكلية (الناتج المحلي الإجمالي ومعدل الفائدة والتضخم وسعر الصرف والاستثمار الأجنبي المباشر) على عائد سوق الأوراق المالية في ماليزيا باستخدام بيانات سنوية خلال الفترة ٢٠٠٠-٢٠١٩، وقد تم إجراء اختبار جذر الوحدة واختبار ARDL للتكامل المشترك، وأظهرت النتائج أن مؤشر السوق المالي الماليزي يتأثر إيجاباً بكل من التضخم والاستثمار الأجنبي المباشر والناتج المحلي الإجمالي في الأجل الطويل، أما في الأجل القصير يؤثر كل من سعر الصرف ومعدل الفائدة سلباً على مؤشر السوق المالي الماليزي. أيضاً اختبرت دراسة Anjaly and Deo (2021) أثر عدد من المتغيرات الاقتصادية الكلية (الإنتاج الصناعي والعرض النقدي ومعدل الفائدة ومعدل التضخم وسعر الصرف) على أداء السوق المالي في الهند خلال الفترة الزمنية ٢٠٠٥-٢٠٢١، وقد طبقت الدراسة منهجية متجه الانحدار الذاتي بفترات التباطؤ الموزعة ARDL، وتوصلت لوجود علاقة سلبية في الأجل الطويل بين الإنتاج الصناعي ومعدل الفائدة

وسعر الصرف من جهة مع عائد السوق المالي في الهند من جهة أخرى، كما أن لمعدل التضخم أثراً سلبياً في الأجل القصير على عائد السوق المالي. كما اختبرت دراسة (Najjand et al. ٢٠٢٢) أثر كل من المتغيرات التالية: معدل التضخم والدخل القومي ومعدل العمالة ومعدل الفائدة ونمو الناتج المحلي الإجمالي على أداء سوق الأوراق المالية في العراق، وقد اعتمدت الدراسة على بيانات سنوية للمتغيرات قيد الدراسة خلال الفترة من عام ١٩٨٨ وحتى عام ٢٠٢٠. استخدمت الدراسة نموذج DARDL، وأظهرت النتائج أثر إيجابي ومعنوي لجميع متغيرات الدراسة على أداء سوق الأوراق المالية في العراق. وقامت دراسة (Dao et al. ٢٠٢٢) باختبار أثر كل من سعر النفط ومعدل الفائدة والعرض النقدي M2 وسعر الصرف على مؤشر سوق الأوراق المالية في فيتنام باستخدام بيانات شهرية خلال الفترة ٢٠١٠-٢٠٢١، وقد طبقت الدراسة نموذج ARDL لاختبار العلاقة في الأجل الطويل ونموذج ECM لدراسة العلاقة في الأجل القصير، وأظهرت النتائج أن مؤشر السوق يتأثر إيجاباً بكل من سعر النفط والعرض النقدي، ويتأثر سلباً بكل من سعر الصرف وسعر الفائدة على الأجل القصير، أما على الأجل الطويل أظهرت النتائج أثراً سلبياً لسعر الصرف وأثراً إيجابياً للعرض النقدي على مؤشر سوق فيتنام، إضافة لعدم وجود علاقة بين مؤشر السوق وكل من سعر النفط ومعدل الفائدة. واختبرت دراسة (Siang and Rayappan ٢٠٢٣) أثر كل من سعر الصرف الحقيقي الفعال والعرض النقدي M2 ومعدل التضخم ومعدلات الفائدة على أداء سوق الأوراق المالية في ماليزيا، واستخدمت الدراسة بيانات شهرية للفترة من كانون الثاني ٢٠١٥ وحتى كانون الأول عام ٢٠٢١، وطبقت نموذج جوهانسون للتكامل المشترك، وقد خلصت الدراسة لوجود أثر إيجابي لكل من سعر الصرف الحقيقي الفعال ومعدل التضخم ومعدلات الفائدة قصيرة الأجل، في حين أن متغير العرض النقدي كان له أثر سلبي على أداء سوق الأوراق المالية.

هدفت دراسة (Ismail and Al-ahmad ٢٠١٤) لاختبار العلاقة بين أسعار الأسهم وأسعار الصرف في عينة من الدول العربية التي تواجه أزمات سياسية وهي (سورية وتونس ومصر والبحرين)، واستخدمت الدراسة بيانات سلاسل زمنية شهرية لأسعار الصرف الاسمية والحقيقية الفعالة ومؤشرات أسعار الأسهم خلال الفترة منذ كانون الثاني عام ٢٠٠٣ حتى تموز عام ٢٠١٣. طبقت الدراسة اختبار جوهانسون للتكامل المشترك ونموذج تصحيح الخطأ VECM واختبار غرانجر للسببية، وأظهرت النتائج عدم وجود علاقة بين أسعار الأسهم وأسعار الصرف في تونس، أما بالنسبة لبقية الدول تفاوتت النتائج بحسب الفترة المدروسة ومقياس سعر الصرف المستخدم، وبشكل عام فقد أظهرت الدراسة وجود اختلاف في النتائج في الفترة ما بعد الأزمة مقارنةً بالفترة ما قبلها، كما أن استخدام سعر الصرف الحقيقي الفعال قد وُلد نتائج مختلفة عن استخدام سعر الصرف الاسمي الفعال. كما هدفت دراسة (Haseeb ٢٠١٥) لاختبار أثر متغيرات الاقتصاد الكلي على أداء سوق الأسهم في ١٥ دولة عربية باستخدام بيانات بانيل خلال الفترة ١٩٩٥-٢٠١٤، وتم قياس أداء السوق المالي بالرسملة السوقية، أما المتغيرات الاقتصادية الكلية التي تم تناولها فهي: الحرية الاقتصادية والتحويلات والناتج المحلي الإجمالي والاستثمارات ومعدل التضخم والائتمان وحجم التداول، ويهدف اختبار العلاقة بين المتغيرات قامت الدراسة بتقدير العلاقة باستخدام نموذج التأثيرات الثابتة ونموذج التأثيرات العشوائية، وتوصلت لكون كل من الائتمان المحلي والناتج المحلي الإجمالي والحرية الاقتصادية والتحويلات لها أثر سلبي في رسملة السوق، وبالمقابل فقد كان لحجم الاستثمارات وحجم التداول ومعدل التضخم أثر إيجابي في رسملة السوق. أيضاً هدفت دراسة خليل (٢٠١٥) لاختبار أثر المتغيرات النقدية على عوائد الأسهم لثلاثة أسواق مالية ناشئة (تركيا ومصر وسورية) باستخدام بيانات سلاسل زمنية، وتفاوتت فترة الدراسة بحسب السوق المدروس، سورية (٢٠١٠-٢٠١٣)، مصر (٢٠٠٥-٢٠١٢)، تركيا (٢٠٠٢-٢٠١٤)، واستخدمت الدراسة أربعة متغيرات نقدية وهي (معدل التضخم وسعر

الصرف والعرض النقدي ومعدل الفائدة في الأجل القصير)، وطبقت الدراسة مجموعة من الإحصاءات الوصفية واختبار جذر الوحدة، وتم تقدير نموذج الانحدار المتعدد باستخدام طريقة المربعات الصغرى لاختبار أثر المتغيرات النقدية على عوائد مؤشرات الأسواق المدروسة، أما فيما يتعلق بالبورصة المصرية فقد توصلت الدراسة لوجود علاقة طردية بين سعر الصرف والعرض النقدي من جهة مع عوائد الأسهم، في حين توجد علاقة عكسية بين معدل الفائدة وعوائد الأسهم، وبالمقابل لم يكن لمعدل التضخم أثر معنوي على عوائد الأسهم، وبالنسبة لسوق دمشق للأوراق المالية فقد توصلت الدراسة لعدم وجود علاقة معنوية بين سعر الصرف ومعدل التضخم من جهة مع عوائد الأسهم من جهة أخرى.

بالنسبة للدراسات التطبيقية التي ركزت على حالة سورية فقد هدفت دراسة العمار وأسعد (٢٠١٦) لاختبار العلاقة بين مجموعة من المتغيرات الاقتصادية الكلية (معدل التضخم ومعدل تغطية الصادرات للواردات وسعر الصرف الاسمي الفعال والعرض النقدي) ومؤشر سوق دمشق للأوراق المالية، واستخدمت الدراسة بيانات سلاسل زمنية بتكرارات شهرية تغطي الفترة منذ كانون الثاني عام ٢٠١٠ وحتى كانون الأول عام ٢٠١١، وطبقت الدراسة مجموعة من الاختبارات كاختبار جذر الوحدة واختبار جوهانسن للتكامل المشترك ونموذج تصحيح الخطأ واختبار غرانجر للسببية ودوال الاستجابة وتحليل مكونات التباين، وقد توصلت الدراسة لوجود علاقة توازنية في الأجل الطويل بين المتغيرات الاقتصادية الكلية المدروسة ومؤشر سوق دمشق للأوراق المالية، وأن لجميع المتغيرات أثراً إيجابياً ومعنوياً على مؤشر سوق دمشق في الأجل الطويل، كما أظهرت النتائج وجود علاقة سببية باتجاه واحد بين مؤشر سعر الصرف الاسمي الفعال ومؤشر سوق دمشق للأوراق المالية، واتجاه هذه العلاقة يوحى بأن سعر الصرف الاسمي الفعال يعتبر سبباً في تقلبات مؤشر سوق دمشق للأوراق المالية، وأيضاً تم التوصل لوجود علاقة سببية باتجاهين بين مؤشر سوق دمشق للأوراق المالية والعرض النقدي. كما اختبرت دراسة حمدوش (٢٠١٧) أثر التضخم على عائد مؤشر سوق دمشق للأوراق المالية باستخدام بيانات شهرية خلال الفترة ٢٠١٠-٢٠١٣، واستخدمت الدراسة الإحصاءات الوصفية ومصفوفة الارتباط الثنائي وقامت بتقدير نموذج الانحدار الخطي البسيط لاختبار أثر التضخم على مؤشر سوق دمشق، وتوصلت الدراسة لوجود علاقة ارتباط إيجابية ضعيفة ولكنها غير دالة إحصائياً لمعدل التضخم على عائد مؤشر السوق خلال الفترة المدروسة.

ما يميز الدراسة الحالية عن الدراسات التي تناولت أسواقاً عربية ومنها سوق دمشق للأوراق المالية (العمار وأسعد، ٢٠١٦) (Ismail and Al-Ahmad, 2014; Hasseeb, 2015; Ismaiel, 2017) هو كون الدراسة الحالية تتناول فترة زمنية أطول تشمل فترة الاضطرابات السياسية التي تواجهها سوريا، كما أنها لا تقتصر على دراسة أثر متغير اقتصادي وحيد على عوائد أسواق الأسهم كما هو الحال في دراسة (Ismail and Al-Ahmad, 2014) التي تناولت العلاقة بين أسعار الأسهم وأسعار الصرف في سوق دمشق، ودراسة (حمدوش، ٢٠١٧) التي تناولت أثر التضخم على عائد مؤشر سوق دمشق، ودراسة خليل (٢٠١٥) التي تناولت أثر المتغيرات النقدية فقط، كما أن دراسة (Ismail, 2017) تختبر وجود اختلالات هيكلية في مؤشر سوق دمشق دون أن تدرس تأثير هذه الاختلالات على علاقة المؤشر بالمتغيرات الاقتصادية. تجدر الإشارة أيضاً لكون الدراسة الحالية تبحث في عوائد الأسهم وليس في الرسملة السوقية كما هو الحال في دراسة (Hasseeb, 2015).

## ٥- فرضيات البحث

يختبر البحث الفرضيات الآتية:

الفرضية الأولى: يوجد أثر لسعر الصرف على مؤشر سوق دمشق للأوراق المالية.

الفرضية الثانية: يوجد أثر للتضخم على مؤشر سوق دمشق للأوراق المالية.

## 6- منهجية البحث

يتناول هذا الجزء المنهجية المتبعة للإجابة عن التساؤل البحثي المتعلق بأثر بعض متغيرات الاقتصاد الكلي على مؤشر سوق دمشق للأوراق المالية. تم الاعتماد على بيانات شهرية خلال الفترة ٢٠١٠-٢٠٢٢، وشملت المتغيرات: معدل التضخم، وسعر الصرف الاسمي الفعال، ومؤشر السوق. تم تحديد خصائص البيانات وتحويلها إلى الفروق الأولى عند الحاجة، ثم تطبيق نموذج VAR وتحليل العلاقات الديناميكية من خلال مجموعة من الاختبارات القياسية المناسبة لطبيعة الدراسة.

## 6-1- البيانات ومتغيرات الدراسة

بهدف اختبار أثر متغيرات الاقتصاد الكلي المدروسة على مؤشر سوق دمشق للأوراق المالية، تم جمع بيانات سلاسل زمنية بتكرارات شهرية لكل من مؤشر سوق دمشق للأوراق المالية وسعر الصرف الاسمي الفعال ومؤشر أسعار المستهلك (التضخم)<sup>١</sup>، وتم اعتماد الفترة من شهر كانون الثاني عام ٢٠١٠ وحتى كانون الأول عام ٢٠٢٠؛ إذ تم اختيار عام ٢٠١٠ نظراً لأنه يمثل تاريخ إطلاق مؤشر سوق دمشق للأوراق المالية، وعام ٢٠٢٠ كونه يمثل التاريخ المشترك لتوفر بيانات حول المتغيرات المدروسة حتى تاريخ إعداد البحث.

لاختبار أثر متغيرات الاقتصاد الكلي على عوائد الأسواق المالية العربية محل الدراسة سيتم تقدير نموذج الانحدار المتعدد الآتي:

$$SMR_{i,t} = \beta_1 + \beta_2 INF_t + \beta_3 EX_t + \beta_4 CRISIS_t + e_t$$

حيث:

t: الزمن؛  $SMR_t$ : عائد السوق المالي؛  $INF_t$ : التضخم؛  $EX_t$ : سعر الصرف الاسمي الفعال؛

$CRISIS_t$ : متغير ضابط يعبر عن زمن الاختلال الهيكلي؛  $e_t$ : حد الخطأ العشوائي.

وبعرض الجدول (١) المتغيرات المستخدمة في اختبار أثر المتغيرات الاقتصادية الكلية على عائد مؤشر سوق

دمشق للأوراق المالية.

الجدول ١: متغيرات الدراسة

| المتغيرات                     | رمز المتغير | طريقة قياسه  | مصدر البيانات   |
|-------------------------------|-------------|--|---|
| مؤشر السوق                    | SMR         |  |   |
| مؤشر سوق دمشق للأوراق المالية | DWX         | اللوغاريتم الطبيعي لسعر الإغلاق الشهري لمؤشر السوق (٢٠١٠ = ١٠٠٠) | موقع سوق دمشق للأوراق المالية <a href="http://dse.gov.sy/user/?page=index_info">http://dse.gov.sy/user/?page=index_info</a> |
| المتغيرات الاقتصادية          |             |  |   |
| التضخم                        | INF         | اللوغاريتم الطبيعي لمؤشر أسعار المستهلك                          | موقع المكتب المركزي للإحصاء (سوريا) <a href="http://cbssyr.sy">http://cbssyr.sy</a>   |

<sup>١</sup> لم يتم استخدام متغيرات ضابطة كالعرض النقدي ونسبة تغطية الصادرات للواردات وغيرها من متغيرات الاقتصاد الكلي بسبب عدم توافر البيانات خلال الفترة المدروسة التي تمثل فترة الاضطرابات السياسية والاقتصادية.

|   |   |        |           |
|---|---|--------|-----------|
|   | (٢٠١٠ = ١٠٠)  |        |           |
| قاعدة بيانات BRUEGEL<br>( <a href="http://bruegel.org/">http://bruegel.org/</a> ) | اللوراريم الطبيعي لسعر الصرف الاسمي<br>الفعال<br>(١٠٠ = ٢٠١٠)   | EX     | سعر الصرف |
|   | متغير وهمي يعبر عن زمن الاختلال<br>الهيكل، حيث يأخذ القيمة ٠ للفترة<br>السابقة للأزمة والقيمة ١ للفترة اللاحقة<br>للأزمة. | CRISIS | الأزمة    |

المصدر: إعداد الباحث

### ٦-٢- الأساليب القياسية المتبعة

اعتمدت الدراسة على مجموعة من الأساليب القياسية الحديثة لتحليل العلاقة الديناميكية بين المتغيرات، بدءاً باختبارات السكون لتحديد خصائص المتغيرات الزمنية، مروراً باختبار التكامل المشترك مع كسر هيكلية وفق منهج Gregory-Hansen، وانتهاءً بتقدير نموذج VAR باستخدام الفروق الأولى. كما تم توظيف اختبارات السببية وتحليل تباين التنبؤ لدراسة طبيعة التأثير بين المتغيرات وتحديد مصادر تقلبات مؤشر السوق المالي.

### ٦-٢-١- اختبار جذر الوحدة (Augmented Dickey Fuller (ADF)

يعتبر اختبار ديكي-فولر الموسع Augmented Dickey-Fuller (1981) من أهم اختبارات جذر الوحدة المستخدمة على نطاق واسع في الدراسات العملية، إلا أنه لا يأخذ بعين الاعتبار وجود اختلال هيكلية في السلسلة الزمنية. ويستند اختبار ADF على تقدير المعادلات الثلاثة التالية (Asteriou and Hall, 2007):

١. المعادلة (١) وهي تعبر عن نموذج السير العشوائي Random Walk

model وهو نموذج بدون ثابت وبدون اتجاه:

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

٢. المعادلة (٢) وهي تضيف ثابت للمعادلة Intercept or drift:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

٣. المعادلة (٣) وهي تشمل ثابت واتجاه عام معاً:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \delta y_{t-1} + \alpha_2 t + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

حيث:  $\Delta y_t$ : التغير في المتغير  $y$ ،  $\varepsilon_t$ : حد الخطأ العشوائي،  $\alpha_0$ : ثابت المعادلة،  $t$ : الاتجاه

أو ميل المعادلة،  $\alpha_2$ : معلمة الاتجاه،  $\delta$ : تعادل (P-1) حيث P معامل الارتباط الذاتي،  $\beta_i$ : معاملات فترات التباطؤ،  $p$ : عدد فترات التباطؤ (Lags).

تنص الفرضية العدم للاختبار على وجود جذر وحدة في السلسلة الزمنية، في حين تنص الفرضية البديلة على عدم وجود جذر وحدة وبالتالي السلسلة مستقرة.

### ٦-٢-٢- اختبار جذر الوحدة (Zivot and Andrews (1992)

لقد طور Zivot and Andrews (1992) طرق للبحث عن الاختلالات الهيكلية في السلاسل الزمنية.

هنالك ثلاثة معادلات لاختبار Zivot and Andrews وهي (Narayan and Smyth, 2004):

١. المعادلة A وهي تسمح لتغيير بمقدار وحدة زمنية في ثابت المعادلة؛

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 T + e DU_t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \rho_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4)$$

٢. المعادلة B وهي تسمح لاختلال في ميل المعادلة؛

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 T + \gamma DT_t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \rho_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (5)$$

٣. المعادلة C وهي تسمح لاختلال في الثابت والميل معاً.

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 T + e DU_t + \gamma DT_t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \rho_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (6)$$

حيث:

$DU_t$ : متغير وهمي يمثل التغيير الهيكلي في الثابت،  $DT_t$ : متغير وهمي يمثل التغيير في ميل المعادلة. ويتم اختيار زمن الاختلال الهيكلي الذي يقلل من قيمة t-statistics. تنص الفرضية العدم لاختبار جذر الوحدة وفق المعادلات الثلاثة على كون  $\delta=0$ ، الأمر الذي يشير لوجود جذر وحدة في السلسلة الزمنية بدون وجود اختلال هيكلي. أما الفرضية العدم فهي تنص على  $\delta < 0$ ، وهو ما يشير لكون السلسلة مستقرة بوجود اختلال هيكلي واحد.

### ٢-٣-٦- اختبار التكامل المشترك مع وجود كسر هيكلي Gregory-Hansen co-integration

#### method

في ظل وجود مؤشرات واضحة على كسور هيكلية ضمن السلاسل الزمنية المدروسة، لا يُعدّ اختبار جوهانسون التقليدي كافياً لاكتشاف العلاقات طويلة الأجل بين المتغيرات، لأنه يفترض استقرار البنية الاقتصادية طوال فترة الدراسة. لذلك، سيتم استخدام اختبار Gregory-Hansen (١٩٩٦)، الذي يُعد من أهم الاختبارات الحديثة للتكامل المشترك في ظل وجود كسر هيكلي داخلي (endogenously determined break). يفترض هذا النموذج أن العلاقة طويلة الأجل بين المتغيرات يمكن أن تتغير عند نقطة محددة زمنياً ضمن الفترة المدروسة، ما يعني أن اختبار التكامل المشترك يسمح بوجود تغيير هيكلي في الثابت، أو في الاتجاه، أو في كليهما. ويأخذ النموذج العام الشكل التالي (Gregory & Hansen, 1996; Hatemi-J, 2008):

$$Y_t = \mu_1 + \mu_2 D_t + \beta_1 X_t + \beta_2 X_t D_t + \varepsilon_t$$

حيث:

$Y_t$ : المتغير التابع  
 $X_t$ : متجه المتغيرات المستقلة  
 $\mu_1$  و  $\mu_2$ : ثوابت قبل وبعد نقطة الكسر  
 $\beta_1$  و  $\beta_2$ : معاملات الانحدار قبل وبعد نقطة الكسر

الكسر

$D_t$ : متغير وهمي يمثل الكسر الهيكلي  
 يتضمن الاختبار ثلاث نماذج رئيسية:  
 Model C: يسمح بكسر في الثابت فقط.

Model C/T: يسمح بكسر في كل من الثابت والاتجاه.

Model C/S: يسمح بكسر في بنية الانحدار بالكامل (الثابت والمعاملات).

ويتم استخدام ثلاثة إحصائيات رئيسية لاختبار التكامل المشترك مع كسر هيكلية، وهي: إحصائية ADF المعدلة، وإحصائية  $Z_{\alpha}$ ، وإحصائية  $Z_t$ . وتشير النتائج إلى وجود علاقة تكامل مشترك إذا كانت القيم المحسوبة لأي من هذه الإحصائيات أقل من القيم الحرجة (عند مستويات معنوية 1%، 5%، 10%). ومن الشروط الأساسية لتطبيق هذا الاختبار أن تكون جميع المتغيرات المدروسة متكاملة من الدرجة الأولى  $I(1)$ ، أي أنها غير مستقرة عند المستوى ولكن تصبح ساكنة عند أخذ الفرق الأول. لأن اختبار Gregory-Hansen صُمم خصيصاً لاكتشاف العلاقات طويلة الأجل بين متغيرات غير ساكنة عند المستوى ولكن تربطها علاقة توازنية مستقرة عبر الزمن، رغم وجود تغيير هيكلية مفاجئ أو تدريجي. يمتاز هذا الاختبار بأنه يُقدّر نقطة الكسر داخلياً دون الحاجة إلى تحديدها مسبقاً، ما يجعله أداة مثالية لتحليل سلاسل زمنية تأثرت بأحداث غير متوقعة كالأزمات السياسية والاقتصادية. وقد جرى استخدامه على نطاق واسع في دراسات الأسواق الناشئة بسبب حساسيته العالية للتغيرات الهيكلية المفاجئة (Gregory & Hansen, 1996; Hatemi-J, 2008).

#### 6-2-4 - نموذج الانحدار الذاتي المتجه (Vector Auto Regression (VAR)

يُعدّ نموذج الانحدار الذاتي المتجه (VAR) أحد أكثر النماذج استخداماً في تحليل العلاقات الديناميكية بين المتغيرات الزمنية، وقد طُوّر هذا النموذج من قبل Christopher Sims (1980) كبديل مرن وعملي للنماذج الهيكلية التقليدية التي تعتمد على قيود نظرية صارمة في تحديد العلاقات بين المتغيرات (Sims, 1980).

في هذا النموذج، يتم اعتبار جميع المتغيرات داخلية (endogenous)، ويُفترض أن كل متغير في النظام يمكن أن يُفسّر من خلال قيمه المتأخرة (lags)، بالإضافة إلى قيم المتغيرات الأخرى المتأخرة ضمن النظام نفسه. ويمتاز نموذج الانحدار الذاتي المتجه (VAR) بعدم افتراضه المسبق للسببية، إذ يعامل جميع المتغيرات على أنها داخلية ويترك للبيانات تحديد البنية الداخلية. كما أنه لا يتطلب فرض قيود نظرية أو تحديد معادلات هيكلية مسبقة، مما يمنحه مرونة بنيوية واضحة. يُستخدم أيضاً في تحليل الاستجابة للصدمة وتحليل تباين الخطأ في التنبؤ، وهو ما يسمح بفهم العلاقات الديناميكية بين المتغيرات. ويُعد مناسباً في حال غياب علاقة تكامل مشترك بين متغيرات  $I(1)$ ، كما هو الحال عند عدم وجود معنوية إحصائية في اختبارات Johansen أو Gregory-Hansen (Lütkepohl, 2005; Enders, 2014; Gujarati and Porter, 2009).

ويتخذ نموذج VAR الشكل الرياضي التالي:

$$Y_t = A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_p Y_{t-p} + C + \varepsilon_t$$

حيث:

$Y_t$ : متجه المتغيرات الزمنية عند الزمن  $t$   
 $C$ : ثابت اختياري (intercept)  
 $A_i$ : مصفوفات المعاملات التي تُقدّر العلاقة بين المتغيرات وتأخيراتهما  
 $\varepsilon_t$ : حد الخطأ العشوائي

ومن الشروط الأساسية لتطبيق نموذج VAR أن تكون السلاسل الزمنية إما ساكنة  $I(0)$ ، أو يتم تحويلها إلى ساكنة من خلال أخذ الفروق الأولى إذا كانت  $I(1)$ ، وهو الإجراء الذي أتبع في هذه الدراسة. وقد أثبت نموذج VAR فعاليته في الدراسات الاقتصادية الكلية والتحليل المالي، خصوصاً في فهم التفاعلات قصيرة الأجل بين التضخم، سعر الصرف، والنشاط المالي، سواء في الدول المتقدمة أو الأسواق الناشئة (Lütkepohl, 2005; Enders, 2014).

### 6-٢-٥- اختبار غرانجر للسببية Granger Causality Test:

يُعدّ اختبار Granger للسببية من أهم الاختبارات المستخدمة لتحديد الاتجاه الزمني للعلاقة بين متغيرين، إذ يهدف إلى اختبار ما إذا كانت القيم الماضية لمتغير معين تُساهم في تفسير التغيرات الحالية في متغير آخر، وبالتالي ما إذا كان المتغير الأول "يسبب" الآخر بالمعنى التنبؤي (Granger, 1969; Lütkepohl, 2005).

يأخذ النموذج الرياضي لاختبار Granger الشكل التالي:

$$Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{\{p\}} \alpha_i \cdot Y_{t-i} + \sum_{j=1}^{\{q\}} \beta_j \cdot X_{t-j} + \varepsilon_t$$

حيث يشير  $Y_t$  إلى المتغير التابع، و  $X_t$  إلى المتغير المفترض أنه يسبب  $Y_t$ ، ويمثل  $\varepsilon_t$  حد الخطأ العشوائي. يتم اختبار الفرضية الصفرية  $H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_q = 0$ ، والتي تفيد بعدم وجود علاقة سببية من  $X$  إلى  $Y$ . أما رفض الفرضية فيعني وجود علاقة سببية.

يُطبّق هذا الاختبار عادةً في إطار نموذج VAR بعد التأكد من أن السلاسل الزمنية المدروسة أصبحت ساكنة، وذلك لتجنّب النتائج الزائفة الناتجة عن العلاقات الكاذبة في السلاسل غير المستقرة (Granger, 1969; Lütkepohl, 2005).

### 7- النتائج والمناقشة

تشمل النتائج عرض الإحصاءات الوصفية لمتغيرات البحث، ثم عرض نتائج البحث حول اختبارات جذر الوحدة في ظل عدم وجود اختلال هيكلية وفي ظل وجودها، ثم نتائج اختبار جوهانسون للتكامل المشترك.

#### 7-1- الإحصاءات الوصفية

يعرض الجدول (٢) الإحصاءات الوصفية (المتوسط الحسابي، الوسيط، أعلى قيمة، أدنى قيمة، الانحراف المعياري، وعدد المشاهدات) لمتغيرات الدراسة.

الجدول ٢: الإحصاءات الوصفية لمتغيرات الدراسة

| LN EX    | LN INF   | LN DWX   | الإحصاءات الوصفية                    |
|----------|----------|----------|--------------------------------------|
| 1.980986 | 5.714570 | 7.081637 | المتوسط الحسابي Mean                 |
| 1.728128 | 5.780526 | 6.734882 | الوسيط Median                        |
| 4.668923 | 7.565741 | 8.455709 | أعلى قيمة Max                        |
| 0.080187 | 4.530231 | 6.104105 | أدنى قيمة Min                        |
| 1.154937 | 0.785107 | 0.777139 | الانحراف المعياري Standard Deviation |
| ١٣٢      | 132      | 132      | عدد المشاهدات N                      |

حيث:

LN DWX: لوغاريتم المؤشر الشهري لسوق دمشق للأوراق المالية

LN INF: لوغاريتم المؤشر الشهري لأسعار المستهلك

LN EX: لوغاريتم المؤشر الشهري لسعر الصرف الاسمي الفعال مقابل ٥١ شريك تجاري

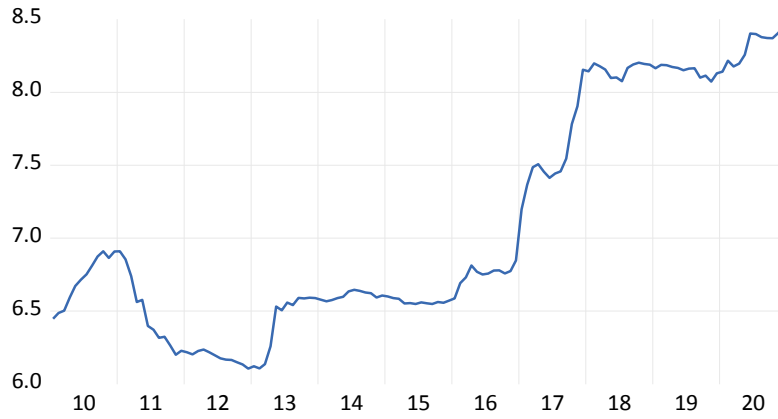
المصدر: إعداد الباحث بالاستناد إلى مخرجات البرنامج القياسي EViews 12

تعرض الأشكال (١ حتى ٣) الرسوم البيانية لتطور المتغيرات المدروسة (مؤشر سوق دمشق للأوراق

المالية، والتضخم، ومؤشر سعر الصرف).

الشكل ١: المؤشر الشهري لسوق دمشق للأوراق المالية خلال الفترة (٢٠١٠-٢٠٢٠)

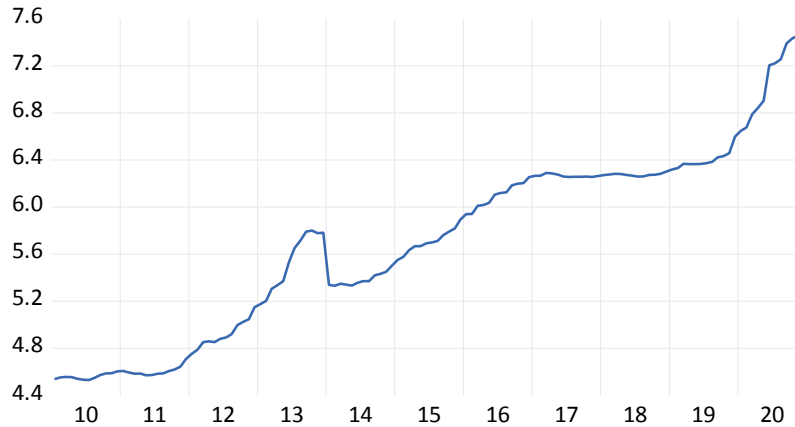
ln DWX



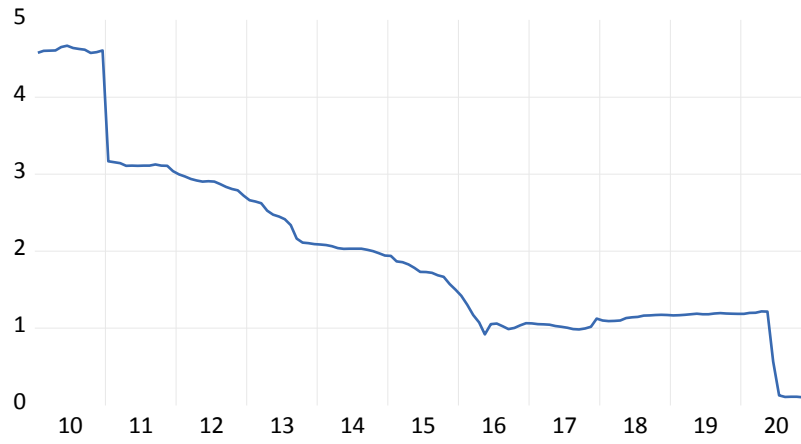
المصدر: إعداد الباحث باستخدام برنامج EViews 12

الشكل ٢: المؤشر الشهري للتضخم خلال الفترة (٢٠١٠-٢٠٢٠)

ln INF



المصدر: إعداد الباحث باستخدام برنامج EViews 12

الشكل ٣: المؤشر الشهري لسعر الصرف خلال الفترة (٢٠١٠-٢٠٢٠)  
In EX

المصدر: إعداد الباحث باستخدام برنامج EViews 12

نلاحظ من الشكل (١) انخفاض مؤشر سوق دمشق للأوراق المالية في عام ٢٠١١ مع بدء الأزمات والاضطرابات السياسية، كما يمكن ملاحظة التحسن في عام ٢٠١٧ حيث بدأ الاقتصاد السوري بالتأقلم مع الأزمة إلى جانب الاستقرار النسبي في المؤشرات الاقتصادية، الأمر الذي انعكس إيجاباً على أداء السوق من خلال تفاعل المستثمرين مع السوق وازدياد قيم التداول وأحجامه بشكل كبير، وقد استمر تحسّن أداء سوق دمشق وعوائد الأسهم المدرجة فيه في الأعوام ٢٠١٨ و ٢٠١٩ و ٢٠٢٠ مع إدراج أسهم شركات الاتصالات (سيرينيل وإم تي إن) إلى جانب إدراج أسهم شركة اسمنت البادية، الأمر الذي أدى إلى زيادة أحجام وقيم التداول في السوق وارتفاع قيمة أسهم الشركات المدرجة في السوق.

نلاحظ من الشكل (٢) ارتفاع معدلات التضخم منذ عام ٢٠١١ نتيجة الأضرار التي لحقت بالاقتصاد السوري، كما نلاحظ انخفاض معدلات التضخم في بداية عام ٢٠١٤ نتيجة قيام المكتب المركزي للإحصاء بتغيير أوزان سلة أسعار المستهلك، في حين شهد العامين ٢٠١٧ و ٢٠١٨ استقراراً نسبياً في معدل التضخم ليعود إلى الارتفاع بعدلات أعلى من سابقتها خلال العامين ٢٠١٩ و ٢٠٢٠ نتيجة لتحرير أسعار بعض السلع ولا سيما النفطية منها.

نلاحظ من الشكل (٣) انخفاض حاد في قيمة الليرة السورية مقابل العملات الأجنبية في بداية عام ٢٠١١ مع بدء الأزمة، وقد استمر هذا الانخفاض -وإن كان أقل حدة- حتى نهاية عام ٢٠١٦ ليصبح مستقراً في الأعوام التالية حتى منتصف عام ٢٠٢٠، حيث نلاحظ انخفاض كبير في سعر الصرف خلال النصف الثاني من عام ٢٠٢٠ لعدة أسباب منها التأثير بالأزمة البنكية في لبنان التي بدأت نهاية عام ٢٠١٩ وفرض قيود على تحويل الأموال منذ تشرين الأول لنفس العام، وهناك قانون قيصر الذي فرضته الولايات المتحدة الأمريكية وسرى تنفيذه في حزيران ٢٠٢٠، إضافة إلى جائحة كورونا covid-19 التي دفعت الحكومة السورية منذ آذار عام ٢٠٢٠ إلى اتباع إجراءات احترازية وفرض حظر التجوال الذي استمر إلى نهاية أيار من نفس العام.

#### ٢-٧ - نتائج اختبار جذر الوحدة ديكي- فولر الموسع ADF

يعرض الجدول (٣) نتائج اختبار ديكي-فولر الموسع ADF للمتغيرات محل الدراسة، حيث تنص الفرضية العدم على وجود جذر وحدة في السلسلة الزمنية، بمعنى أن السلسلة الزمنية غير مستقرة، ومن أجل رفض الفرضية العدم لا بد من أن تكون قيمة الاحتمال P.Value أصغر من مستوى الدلالة ٥%.

ويلاحظ من الجدول أن جميع المتغيرات غير مستقرة عند المستوى الأصلي وتعاني من مشكلة جذر وحدة<sup>٢</sup>، كما يلاحظ أن جميع هذه المتغيرات مستقرة بعد أخذ الفرق الأول، وهو ما يشير إلى أن الطريقة الأفضل في هذه الحالة لتقدير نموذج الانحدار هي استخدام طريقة التكامل المشترك لجوهانسون.

الجدول ٣: نتائج اختبار ديكي فولر الموسع لجذر الوحدة

| LN EX                    | LN INF                   | LN DWX                   | المتغير          |                 |
|--------------------------|--------------------------|--------------------------|------------------|-----------------|
| -1.662365<br>(0.4479)    | 0.269747<br>(0.9759)     | 0.207511<br>(0.9721)     | ثابت             | عند المستوى     |
| -2.502443<br>(0.3266)    | -2.799469<br>(0.2003)    | -1.925505<br>(0.6354)    | ثابت واتجاه      |                 |
| -2.951835<br>(0.0034)**  | 2.083302<br>(0.9911)     | 1.503860<br>(0.9670)     | بدون ثابت واتجاه |                 |
| -10.38038<br>(0.0000)*** | -3.784759<br>(0.0039)*** | -5.658304<br>(0.0000)*** | ثابت             | عند الفرق الأول |
| -10.38743<br>(0.0000)*** | -3.894457<br>(0.0150)**  | -5.843919<br>(0.0000)*** | ثابت واتجاه      |                 |
| -9.910476<br>(0.0000)*** | -3.138583<br>(0.0019)*** | -5.432448<br>(0.0000)*** | بدون ثابت واتجاه |                 |
| I(1)                     | I(1)                     | I(1)                     |                  | القرار          |

ملاحظات: تشير القيم داخل الجدول إلى قيم الـ t-statistics؛ وتشير القيم بين أقواس ( ) إلى قيم الاحتمال p-value، وتشير النجوم إلى مستويات الدلالة حيث تشير \* إلى استقرارية المتغير عند مستوى ١٠%، وتشير \*\*\* إلى استقرارية المتغير عند مستوى ٥%.

المصدر: إعداد الباحث باستخدام برنامج EViews 12

### ٣-٧ - نتائج اختبار جذر الوحدة (Zivot and Andrews (1992)

يعرض الجدول (٤) والشكل (٤) نتائج اختبار (Zivot and Andrews (1992) لمؤشر سوق دمشق للأوراق المالية الذي يأخذ بالاعتبار وجود اختلال هيكلي واحد في السلسلة الزمنية وهو ما يميزه عن الاختبار التقليدي (ديكي-فولر الموسع)، حيث تنص الفرضية العدم على وجود جذر وحدة في السلسلة الزمنية، بمعنى أن السلسلة الزمنية غير مستقرة، ومن أجل رفض الفرضية العدم لا بد من أن تكون قيمة الاحتمال P.Value أصغر من مستوى الدلالة ٥%.

تُظهر نتائج اختبار Zivot-Andrews وجود كسور هيكلية في السلاسل الزمنية للمتغيرات الاقتصادية المدروسة (مؤشر سوق دمشق للأوراق المالية، التضخم، وسعر الصرف الاسمي الفعال)، ما يعكس استجابات هذه المؤشرات لتحولات داخلية وخارجية عميقة في الاقتصاد السوري خلال الفترة الممتدة بين ٢٠١٠ و ٢٠٢٠. بالنسبة لمؤشر سوق دمشق للأوراق المالية، فقد كشفت نتائج الاختبار عن ثلاث نقاط كسر محتملة: الأولى في كانون الثاني ٢٠١١، وهي لحظة مفصلية ارتبطت ببداية الاضطرابات السياسية وما تبعها من تراجع ثقة المستثمرين وازدياد الضبابية؛ والثانية في حزيران ٢٠١١، والتي تعكس مرحلة تعمق الأزمة وتداعياتها الاقتصادية على أداء السوق؛ والثالثة في كانون الأول ٢٠١٦، والتي ارتبطت بمرحلة انتقالية في السياسة النقدية، حيث شرع مصرف سورية المركزي في تطبيق ممارسات أقرب إلى نظام "التسعير المرن" لسعر

<sup>٢</sup> تم اعتماد النموذج الذي يحتوي على ثابت واتجاه (intercept and trend) في اختبار ديكي-فولر الموسع (ADF)، وذلك استناداً إلى دلالة معامل الميل في نتائج الاختبار الإحصائي، حيث بلغت قيم الاحتمال: (٠.٠٠٣٨) للتضخم، (٠.٠٤٧٨) لسعر الصرف، و(٠.٠١٨٦) لمؤشر السوق المالي، وهي جميعها دالة إحصائياً عند مستوى ٥%. كما دعم هذا القرار التحليل البصري للسلاسل الزمنية المدروسة، والتي أظهرت اتجاهاً زمنياً واضحاً يعكس وجود ميل هيكلي في البيانات.

الصرف، بالتوازي مع تراجع الاحتياطي الأجنبي وزيادة العجز التجاري، ما أدى إلى انخفاض القيمة السوقية لعدد من الشركات المدرجة وازدياد الغموض في تقييم الأصول المالية.

الجدول ٤: نتائج اختبار جذر الوحدة (Zivot and Andrews (1992)

| النتيجة                    | القيمة الحرجة عند ٥% | إحصائية Zivot and Andrews | الاختلال الهيكلي | المتغير                |
|----------------------------|----------------------|---------------------------|------------------|------------------------|
| السلسلة غير ساكنة عند ٥%   | ٤.٨٠-                | ٤.٣٢٤٢-                   | 2016M12          | لوغاريتم مؤشر          |
| السلسلة غير ساكنة عند ٥%   | ٤.٤٢-                | ٣.٣٩٦-                    | 2011M06          | سوق دمشق               |
| السلسلة غير ساكنة عند ٥%   | ٥.٠٨-                | ٣.٦٥٤-                    | 2011M01          | للأوراق المالية LN DWX |
| السلسلة غير ساكنة عند ٥%   | ٤.٨٠-                | ٢.٣٠٣-                    | 2020M05          | لوغاريتم مؤشر          |
| السلسلة غير ساكنة عند ٥%   | ٤.٤٢-                | ٢.٢٣٦-                    | 2019M11          | سوق دمشق               |
| السلسلة غير ساكنة عند ٥%   | ٥.٠٨-                | ٢.١٢٩-                    | 2019M03          | للأوراق المالية LN INF |
| السلسلة ساكنة عند مستوى ٥% | ٤.٨٠-                | ٥.١٦٦-                    | 2010M12          | لوغاريتم مؤشر          |
| السلسلة غير ساكنة عند ٥%   | ٤.٤٢-                | ٣.٨٩٢-                    | 2011M1           | سوق دمشق               |
| السلسلة ساكنة عند مستوى ٥% | ٥.٠٨-                | ٥.١٤٢-                    | 2010M12          | للأوراق المالية LN EX  |

المصدر: إعداد الباحث باستخدام برنامج R 4.3.3 و RStudio 2024.12.1.563

وفيما يخص التضخم، لم يتم رفض فرضية العدم عند المستوى حتى مع تضمين نقاط الكسر، مما يُظهر استمرار السلسلة في حالة عدم الاستقرار. وقد تم تحديد ثلاث نقاط كسر محتملة: كانون الأول ٢٠١٩، حزيران ٢٠١٩، وكانون الأول ٢٠١٨. وهي جميعها فترات شهدت تصاعداً كبيراً في معدلات التضخم، نتيجة ارتفاع تكاليف المعيشة، وتدهور القوة الشرائية، إضافة إلى اتساع فجوة سعر الصرف الرسمي والموازي، ما جعل التضخم في سورية يأخذ طابعاً هيكلياً وليس ظرفياً، مع غياب الاستجابة المؤسسية الفعالة.

أما بالنسبة لسعر الصرف الاسمي الفعال، فقد أظهرت نتائج الاختبار دلالة معنوية على استقرار السلسلة عند دمج الكسر الهيكلي، وتحديد ثلاث نقاط كسر حول بدايات عام ٢٠١١: كانون الأول ٢٠١٠، وكانون الثاني ٢٠١١، وكانون الثاني ٢٠١١ مرة أخرى في نموذج مشترك. تعزى هذه الاختلالات إلى بداية اضطراب الاستقرار النقدي في سورية، حيث تعرض النظام المصرفي لضغوط شديدة نتيجة سحب الودائع وهروب رؤوس الأموال إلى الخارج، على خلفية تصاعد التوترات السياسية. في هذه الفترة، بدأت الليرة السورية بفقدان استقرارها التقليدي، الذي كان مدعوماً قبل الأزمة باحتياطي نقدية قوية وإيرادات نفطية مستقرة، كما ظهرت أولى موجات المضاربة على العملات الأجنبية نتيجة لانعدام الثقة بالمستقبل الاقتصادي والسياسي.

#### ٧-٤ - نتائج اختبار Gregory-Hansen co-integration method

يعرض الجدول (٥) نتائج اختبار غريغوري هانسن للتكامل المشترك، حيث تم تنفيذ النماذج الثلاثة على العلاقة بين المتغير التابع (مؤشر سوق دمشق للأوراق المالية) والمتغيرين المستقلين (التضخم وسعر الصرف الاسمي الفعال). وبمقارنة القيم الإحصائية مع القيم الحرجة المذكورة في (Gregory and Hansen (1996)، لم تظهر أي من النماذج وجود علاقة تكامل مشترك معنوية حتى بعد أخذ الكسر في الاعتبار.

## الجدول ٥: نتائج اختبار Gregory-Hansen

| النموذج   | المعدلة ADF | Zt    | Za      | نقطة الكسر | النتيجة                   |
|-----------|-------------|-------|---------|------------|---------------------------|
| Model C   | -3.451      | 4.655 | 476.987 | 2017M04    | لا توجد علاقة تكامل مشترك |
| Model C/T | -3.279      | 6.611 | 311.512 | 2017M03    | لا توجد علاقة تكامل مشترك |
| Model C/S | -3.430      | ٢.٢٩١ | 468.231 | 2017M04    | لا توجد علاقة تكامل مشترك |

المصدر: إعداد الباحث باستخدام برنامج R 4.3.3 و RStudio 2024.12.1.563

تُظهر نتائج اختبار Gregory-Hansen (١٩٩٦) للتكامل المشترك في ظل وجود كسر هيكلية داخلي أن النماذج الثلاثة (Model C/S، Model C/T، Model C) لم تُقدّم دليلاً إحصائياً كافياً على وجود علاقة توازن طويلة الأجل بين مؤشر سوق دمشق للأوراق المالية والمتغيرين الكليين (التضخم وسعر الصرف الاسمي الفعال).

وقد أُجري الاختبار مع تحديد نقطة الكسر داخلياً، أي أن البرنامج يُحدد الفترة الزمنية التي تتغير عندها العلاقة الهيكلية بين المتغيرات. وتشير النتائج إلى أن أفضل نقطة كسر كانت: في نموذج C (كسر في المستوى) عند شهر نيسان لعام ٢٠١٧، وفي نموذج C/T (كسر في المستوى والاتجاه) عند شهر آذار لعام ٢٠١٧، وفي نموذج C/S (كسر في المعاملات) أيضاً عند شهر آذار لعام ٢٠١٧.

يلفت الانتباه أن كل النماذج حدّدت الكسر في فترة متقاربة جداً (آذار ونيسان ٢٠١٧)، مما يعزز فرضية وجود صدمة هيكلية اقتصادية أو نقدية خلال تلك الفترة. وبالرجوع إلى السياق الاقتصادي السوري، فقد تميّز مطلع عام ٢٠١٧ بجملة من التطورات النقدية والمالية الحاسمة التي قد تفسر التغير الهيكلي في العلاقة بين المتغيرات. ففي الربع الأول من عام ٢٠١٧، شهدت سوق الصرف السورية حالة من عدم الاستقرار الحاد نتيجة ارتفاع مستويات الضغوط على الليرة السورية، حيث تجاوز سعر الصرف في السوق السوداء حاجز ٥٠٠ ليرة مقابل الدولار الأمريكي، قبل أن يتراجع بشكل مفاجئ لاحقاً بعد تدخلات حكومية طارئة (المصرف المركزي السوري، ٢٠١٧).

ووفقاً لتقارير مصرف سورية المركزي وبيانات منظمة UNESCWA، فإن هذه الفترة شهدت: تشديد العقوبات الاقتصادية الدولية، وخاصة على التحويلات الخارجية، ما أثر على تدفقات القطع الأجنبي، وخفض الدعم الحكومي للسلع الأساسية والمحروقات تدريجياً، مما ساهم في ارتفاع مؤشر الأسعار (CPI) وزيادة التضخم، وتدخلات مباشرة من المصرف المركزي في السوق الموازي، من خلال ضخ كميات من القطع الأجنبي في السوق واستحداث أدوات تمويل جديدة (مثل تدخل عبر شركات صرافة مرخصة)، بالإضافة إلى اضطرابات في السياسة النقدية نتيجة تقلبات التمويل بالعجز واعتماد سياسة تثبيت صرف مؤقتة لتخفيف الضغوط الاجتماعية.

وتشير تقارير المكتب المركزي للإحصاء (٢٠١٧) إلى أن التضخم السنوي في تلك المرحلة بلغ مستويات مرتفعة تتجاوز ٤٠% في بعض الأشهر، ما أثر بشكل مباشر على القوة الشرائية، وعلى سلوك المستثمرين في سوق الأوراق المالية.

بالتالي، فإن التحولات الاقتصادية التي حدثت في الفترة الممتدة بين شباط وآذار ٢٠١٧ يمكن أن تُفسّر ظهور نقطة الكسر الهيكلية في نماذج Gregory-Hansen، لكنها لم تكن كافية لخلق علاقة توازن طويلة

الأجل بسبب الطابع الصدمي وغير المنتظم لتلك التحولات، ما يتماشى مع نتائج الاختبار التي لم تثبت وجود تكامل مشترك معنوي.

على الرغم من هذا التغيير البنوي المحتمل، لم تكن العلاقة بين المتغيرات الثلاثة ذات طابع توازني طويل الأجل. إذ أن إحصائية ADF المعدلة في كل نموذج بقيت أعلى من القيم الحرجة المقترحة عند مستوى ٥% (-٥.٧٧ في نموذج C/S مثلاً)، مما يعني عدم وجود تكامل مشترك حتى بعد السماح بكسر هيكل داخلي. وتشير القيم غير الدالة لكل من إحصائتي  $Z_t$  و  $Z_a$  إلى غياب الاستقرار في معادلة الانحدار حتى بعد الكسر، وهو ما يعكس طبيعة الاقتصاد السوري في تلك المرحلة، والتي اتسمت بقدر عالٍ من التقلبات والتدخلات غير المتوقعة في السياسات النقدية والمالية.

بناءً على ذلك، فإن العلاقة بين مؤشر السوق والمتغيرات الكلية المدروسة لا تُشكّل علاقة توازنية مستقرة على المدى الطويل. وهذا يدفع إلى التركيز على نماذج ديناميكية قصيرة الأجل مثل نماذج VAR أو تحليل Granger للسببية، بدلاً من النماذج التي تفترض استقراراً هيكلياً طويل الأمد مثل FMOLS, DOLS, CCR.

#### ٥-٧- نتائج اختبار VAR:

تم تقدير نموذج VAR من الدرجة الثالثة باستخدام المتغيرات الثلاث بعد تحويلها إلى الصورة الساكنة من خلال أخذ الفروق الأولى، وذلك بناءً على توصيات اختبارات الاستقرار التي بينت أن السلاسل الزمنية الأصلية من درجة تكامل  $I(1)$ . ورغم أن النموذج يُنتج نظاماً من ثلاث معادلات، إلا أن التركيز في هذا التحليل سينحصر في معادلة مؤشر السوق بوصفه المتغير التابع، وذلك انسجاماً مع هدف الدراسة المتمثل في قياس أثر كل من التضخم وسعر الصرف على أداء سوق دمشق للأوراق المالية.

يعرض الجدول (٦) نتائج تقدير نموذج الانحدار الذاتي المتجه (VAR) بعد اختيار درجة التأخير المثلى (Lag length = 3) استناداً إلى معايير المعلومات الإحصائية مثل AIC و FPE، مع تضمين ثابت في المعادلات. يتضمن الجدول معاملات الانحدار، وقيم  $t$  الإحصائية، والقيم الاحتمالية (P-values) لمتغيرات الفرق الأول، بالإضافة إلى معامل التحديد المعدل ( $Adjusted R^2$ )، والانحراف المعياري للبواقي، وإحصائية F.

الجدول ٦: نتائج اختبار VAR - المتغير التابع: D(LNDWX)

| المتغير المستقل         | التقدير | t-statistic | P-value |
|-------------------------|---------|-------------|---------|
| D(LNDWX)(t-1)           | 0.310   | 3.524***    | 0.0006  |
| D(LNINF)(t-1)           | 0.074   | 0.798       | 0.4263  |
| D(LNEX)(t-1)            | 0.079   | 2.129**     | 0.0353  |
| D(LNDWX)(t-2)           | 0.314   | 3.565***    | 0.0005  |
| D(LNINF)(t-2)           | 0.045   | 0.478       | 0.6333  |
| D(LNEX)(t-2)            | 0.066   | 1.770*      | 0.0793  |
| D(LNDWX)(t-3)           | -0.224  | -2.566**    | 0.0116  |
| D(LNINF)(t-3)           | 0.084   | 0.504       | 0.6151  |
| D(LNEX)(t-3)            | 0.065   | 1.738*      | 0.0848  |
| Intercept               | 0.012   | 1.958*      | 0.0526  |
| Adjusted R <sup>2</sup> | 0.267   |             |         |
| S.E.Res                 | 0.0588  |             |         |
| F-Statistic             | 6.15*** |             |         |

ملاحظة: تشير \*\*\*, \*\*, \* إلى مستويات الدلالة عند ١% و ٥% و ١٠% على التوالي.

المصدر: إعداد الباحث باستخدام برنامج R 4.3.3 و RStudio 2024.12.1.563

وتشير النتائج إلى ما يلي:

أولاً: أظهرت القيم المتأخرة لمؤشر السوق  $D(LNDWX)(t-1)$  و  $D(LNDWX)(t-2)$  معنوية إحصائية قوية جداً عند مستوى ١%، مما يعكس استمرارية ديناميكية في سلوك المؤشر، أي أن التغيرات السابقة في المؤشر تفسر جزءاً كبيراً من التغيرات الحالية فيه. أما القيمة المتأخرة الثالثة  $D(LNDWX)(t-3)$  فقد كانت أيضاً معنوية عند مستوى ٥%، ولكن بإشارة سالبة، مما قد يعكس تصحيحاً مؤقتاً في الاتجاه أو الاستجابة لتقلبات خارجية.

ثانياً: بالنسبة للتضخم  $(D(LNINF))$ ، فقد كانت جميع القيم المتأخرة غير معنوية إحصائياً، مما يدل على عدم وجود أثر مباشر أو فوري لتغيرات التضخم على تغيرات مؤشر السوق خلال هذه الفترة الزمنية، على الأقل في المدى القصير.

ثالثاً: فيما يخص سعر الصرف  $(D(LNEX))$ ، فقد أظهرت القيمة المتأخرة الأولى دلالة معنوية عند مستوى ٥%، فيما اقتربت القيم المتأخرة الثانية والثالثة من الدلالة الإحصائية  $(P \approx 0.08)$ ، مما يشير إلى وجود علاقة ديناميكية جزئية بين التغيرات في سعر الصرف وتغيرات المؤشر. وقد تكون هذه العلاقة وهو ما يتماشى مع خصائص السوق المالية السورية التي تتأثر بالتقلبات النقدية، لا سيما في ظل بيئة اقتصادية غير مستقرة.

وأخيراً: كان الثابت (intercept) في النموذج قريباً من حدود المعنوية  $(P \approx 0.05)$ ، ما قد يعكس وجود اتجاه عام طفيف في السلسلة بعد أخذ الفرق الأول.

أما على مستوى مؤشرات جودة التقدير، فقد بلغ معامل التحديد المعدل  $Adjusted R^2$  حوالي ٠.٢٦٧، ما يشير إلى أن النموذج يفسر نحو ٢٧% من التباين في التغيرات اللحظية لمؤشر السوق، وهي نسبة معقولة في نماذج الفرق الأول، حيث تميل معاملات التحديد إلى الانخفاض مقارنة بنماذج المستوى. كما بلغ الانحراف المعياري لبواقي النموذج (S.E. of Residuals) حوالي ٠.٠٥٨٨، وهي قيمة منخفضة نسبياً، تعكس تقلب منخفض للبواقي. وأخيراً، فإن إحصائية  $F$  بلغت ٦.١٥ وكانت دالة عند مستوى ١%، ما يؤكد معنوية النموذج ككل (أي أن المتغيرات المفسرة مجتمعة تؤثر معنوياً على المتغير التابع).

عموماً، توحي النتائج بأن سلوك مؤشر السوق يتمتع بخواص ذاتية قوية، بينما لم يكن لتغيرات التضخم أثر يُذكر، في حين أظهر سعر الصرف تأثيراً متوسط القوة ومتوافقاً مع طبيعة الاقتصاد السوري المعتمد بشكل كبير على النقد الأجنبي.

#### ٥-١ نتائج اختبار الارتباط الذاتي لبواقي النموذج Portmanteau:

بخلاف معايير اختيار درجة التأخير في نماذج VAR التي تعتمد على مؤشرات معلوماتية مثل AIC وSC، فإن اختبار Portmanteau للتحقق من وجود ارتباط ذاتي في البواقي يتطلب تحديد عدد التأخيرات يدوياً. وقد تم استخدام ١٦ تأخيراً في هذه الدراسة، انسجاماً مع التوصيات المنهجية الخاصة بتحليل بواقي نماذج VAR المعتمدة على بيانات شهرية، وذلك لضمان تغطية نطاق زمني كافٍ لرصد أي علاقات ذاتية متأخرة محتملة في البواقي (Pfaff, 2008).

يعرض الجدول (٧) نتائج هذا الاختبار باستخدام الصيغة اللامعلمية (Asymptotic Portmanteau Test) للتحقق من صحة النموذج ومصادقية نتائجه.

الجدول ٧: نتائج اختبار الارتباط الذاتي لبواقي النموذج

| عدد التأخيرات | Chi-Squared | درجات الحرية | P-value | الاستنتاج                      |
|---------------|-------------|--------------|---------|--------------------------------|
| ١٦            | 76.53       | ١١٧          | 0.9986  | لا يوجد ارتباط ذاتي في البواقي |

المصدر: إعداد الباحث باستخدام برنامج R 4.3.3 و RStudio 2024.12.1.563

تشير النتائج إلى أن القيمة الاحتمالية ( $P\text{-value} = 0.9986$ ) أعلى بكثير من أي مستوى دلالة ٥%، مما يعني أننا لا نرفض الفرضية الصفرية التي تنص على عدم وجود ارتباط ذاتي في بواقي النموذج. وبالتالي، فإن بواقي نموذج VAR تخلو من التابع الذاتي، وهو ما يدعم صلاحية النموذج للتفسير والتحليل، ويعزز الثقة بنتائج الاستجابة للصدمة وتحليل تباين التنبؤ في الفقرات التالية.

#### ٧-٥-٢ نتائج اختبار استقرارية البواقي باستخدام ADF:

تم إجراء اختبار Augmented Dickey-Fuller (ADF) على بواقي معادلة مؤشر السوق الناتجة عن نموذج VAR، بهدف التحقق من مدى استقرارية هذه البواقي. يُعد هذا الاختبار مكماً لاختبار الارتباط الذاتي السابق، ويهدف إلى التأكد من أن البواقي لا تحتوي على جذر وحدة، وهو ما يُشير إلى أن النموذج لا يُعاني من مشكلات عدم الاستقرار الهيكلي في المدى القصير. وقد تم تنفيذ الاختبار باستخدام معادلة تحتوي على انحراف (drift)، ومع تأخير واحد، بما يتوافق مع المتطلبات المنهجية لاختبار بواقي النماذج الديناميكية ذات البيانات الشهرية.

الجدول ٨: نتائج اختبار استقرارية البواقي

| القيمة الحرجة عند ١% | P-value | قيمة إحصائية ADF ( $\tau$ ) |
|----------------------|---------|-----------------------------|
| -3.46                | 0.000   | -7.788                      |

المصدر: إعداد الباحث باستخدام برنامج R 4.3.3 و RStudio 2024.12.1.563

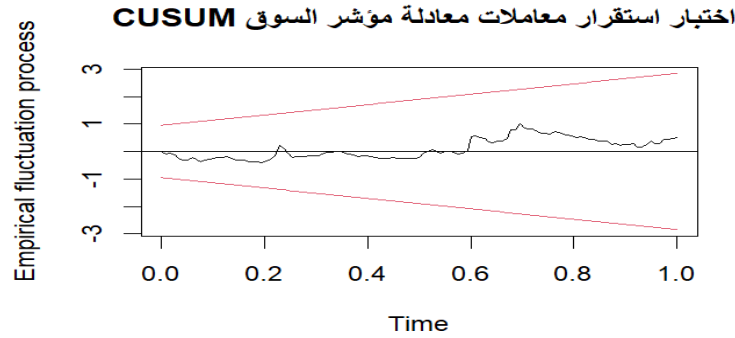
تشير القيمة الإحصائية لاختبار ADF والبالغة -7.788 إلى رفض الفرضية الصفرية (وجود جذر وحدة)، حيث أنها أقل بكثير من القيم الحرجة عند مستوى الدلالة ١%. وبالتالي، يمكن القول إن البواقي ساكنة ولا تحتوي على اتجاه غير ثابت. تدعم هذه النتيجة صحة النموذج وتُشير إلى أن المتغيرات بعد الفرق الأول مناسبة للاستخدام في نموذج VAR ولا تعاني من مشكلات عدم الاستقرار الديناميكي.

#### ٧-٥-٣ نتائج اختبار CUSUM:

تم إجراء اختبار CUSUM باستخدام أسلوب الانحدار التكراري (Recursive CUSUM) للتحقق من استقرار معاملات معادلة مؤشر السوق ضمن نموذج VAR. يُعد هذا الاختبار من الأدوات القياسية للكشف عن تغير محتمل في البنية الديناميكية للنموذج، ويُستخدم لتقييم ما إذا كانت المعاملات ثابتة بمرور الوقت أو تعرضت لتغيرات هيكلية.

ويُظهر الشكل (٤) أن خط CUSUM بقي ضمن حدود الثقة عند مستوى ٥% طوال فترة الدراسة، مما يشير إلى أن معاملات النموذج مستقرة إحصائياً ولا توجد مؤشرات على وجود تغيرات هيكلية تؤثر على سلوك النموذج أو تفسيره. وبذلك، تُعزز هذه النتيجة من موثوقية التقدير الذي تم التوصل إليه عبر نموذج VAR.

الشكل ٤: نتائج اختبار CUSUM



المصدر: إعداد الباحث باستخدام برنامج R 4.3.3 و RStudio 2024.12.1.563

### ٦-٧ - نتائج اختبار Granger Causality:

يعرض الجدول (٧) نتائج اختبار السببية من نوع Granger، والذي تم تطبيقه بعد تقدير نموذج VAR من الدرجة الثالثة باستخدام المتغيرات الساكنة (بعد أخذ الفروق الأولى). يهدف هذا الاختبار إلى التحقق مما إذا كانت القيم المتأخرة لأحد المتغيرات (مثل التضخم أو سعر الصرف) تُسهم في تفسير التغيرات اللاحقة في متغيرات أخرى، ولا سيما مؤشر سوق دمشق للأوراق المالية.

ونظراً لأن الهدف من الدراسة يتمثل في قياس أثر كل من التضخم وسعر الصرف على أداء السوق المالي، فقد اقتصر اختبار السببية على تحليل ما إذا كانت هذه المتغيرات تسبق وتؤثر في تحركات المؤشر، دون التطرق إلى العلاقات المتبادلة أو العكسية التي لا تدخل ضمن الإطار التحليلي لهذه الدراسة.

الجدول ٩: نتائج اختبار Granger Causality

| السبب المفترض | المتغير المستهدف | إحصائية F | P-value | الاستنتاج                                  |
|---------------|------------------|-----------|---------|--|
| التضخم        | مؤشر السوق       | 0.8005    | 0.5700  | لا توجد علاقة سببية                        |
| سعر الصرف     | مؤشر السوق       | 2.0424    | 0.0594  | توجد علاقة سببية ضعيفة عند مستوى دلالة ١٠% |

ملاحظة: الفرضية الصفرية تنص على أن المتغير السبب لا يسبب المتغير المستهدف حسب Granger.

المصدر: إعداد الباحث باستخدام برنامج R 4.3.3 و RStudio 2024.12.1.563

تشير النتائج إلى ما يلي:

لا توجد علاقة سببية من التضخم نحو مؤشر السوق، إذ بلغت القيمة الاحتمالية ٠.٥٧، وهي أعلى من مستوى الدلالة ١٠%، مما يعني عدم رفض الفرضية الصفرية. في المقابل، أظهرت نتائج اختبار السببية لسعر الصرف دلالة ضعيفة عند مستوى ١٠%، مع قيمة احتمالية تساوي ٠.٠٥٩، ما يشير إلى احتمال وجود تأثير سببي محدود لسعر الصرف على تحركات مؤشر السوق خلال الفترة المدروسة.

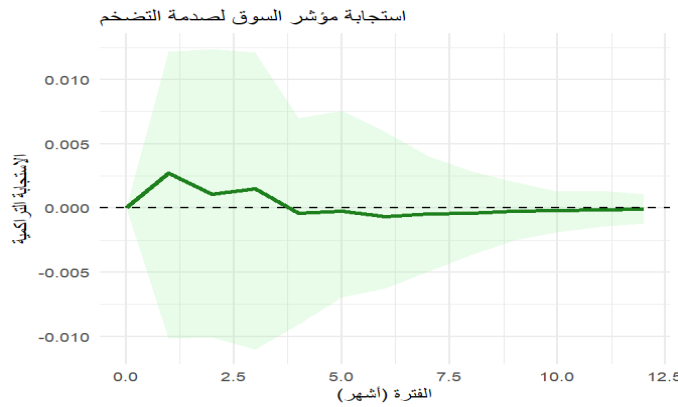
### ٧-٧ - تحليل الاستجابة الديناميكية وتباين التنبؤ في نموذج VAR:

بعد التحقق من ملاءمة نموذج الانحدار الذاتي المتجه (VAR) واستقرارية بواقفه، أصبح من الممكن تفسير الديناميكيات الزمنية بين المتغيرات باستخدام أدوات تحليلية متقدمة تهدف إلى فهم اتجاه، حجم، ومدة تأثير التغيرات في متغيرات النظام على بعضها البعض. وتُعدّ كل من دالة الاستجابة للصدمات (Impulse Response Functions - IRF) وتحليل تباين خطأ التنبؤ (Forecast Error Variance)

(Decomposition - FEVD) من الأدوات الأساسية في تحليل النماذج الديناميكية متعددة المتغيرات، مثل نموذج .VAR

تعتمد دالة الاستجابة للصدمة على تتبع أثر صدمة وحدة معيارية (one standard deviation shock) في أحد المتغيرات على المتغيرات الأخرى في النظام، مع افتراض ثبات بقية المتغيرات. وتستخدم هذه الأداة لفهم الأثر الزمني المتدرج (lagged effect) الناتج عن أي تغير مفاجئ، مما يوفر فهماً أكثر دقة للعلاقات السببية الديناميكية. أما تحليل تباين خطأ التنبؤ (FEVD)، فيقدم تصوراً كمياً عن نسبة مساهمة كل متغير في تفسير التباين الكلي في المتغير التابع خلال فترات مستقبلية، وبالتالي يُظهر الأهمية النسبية لكل متغير داخل النظام (Lütkepohl, 2005). الجدير بالذكر أن هذه الأدوات لا تفترض وجود علاقة توازنية طويلة الأجل (cointegration)، ما يجعلها مناسبة تماماً لاستخدامها في هذا النموذج الذي قُدِّر باستخدام الفروق الأولى (First Differences)، بعد أن أظهرت نتائج اختبارات التكامل المشترك غياب علاقة توازنية معنوية بين المتغيرات.

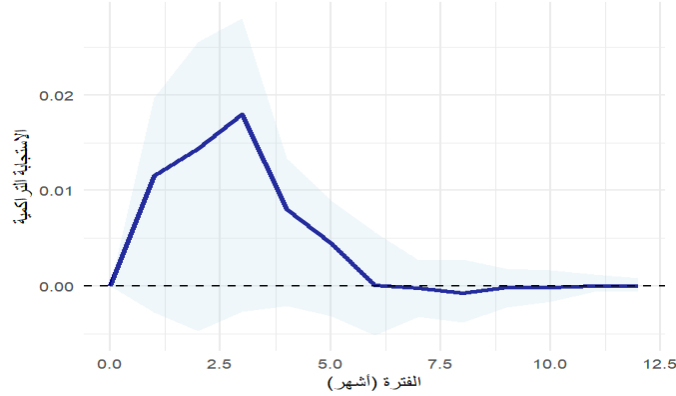
الشكل ٥: استجابة مؤشر السوق لصدمة التضخم



المصدر: إعداد الباحث باستخدام برنامج R 4.3.3 و RStudio 2024.12.1.563

يعرض الشكل رقم (٥) منحنى الاستجابة التراكمية لمؤشر السوق إثر صدمة موجبة في التضخم ضمن نموذج VAR المقدر بالفروق الأولى. يتبين أن استجابة المؤشر كانت إيجابية محدودة في الأشهر الأولى، وبلغت ذروتها في الشهر الثاني، إلا أنها لم تكن معنوية إحصائياً، حيث بقيت القيم ضمن حدود الثقة البالغة ٩٥%. وتبدأ الاستجابة بالتراجع التدريجي اعتباراً من الشهر الرابع لتقترب من الصفر، دون تسجيل تأثير مستمر أو واضح. تدل هذه النتيجة على أن تأثير التضخم على مؤشر السوق ضعيف ومؤقت وغير دال اقتصادياً، وهو ما يتوافق مع نتائج اختبار Granger للسببية، حيث لم تُسجَل علاقة سببية ذات دلالة بين التضخم والمؤشر. عليه، يمكن اعتبار التضخم متغيراً غير فعّال في تحريك سوق دمشق للأوراق المالية خلال فترة الدراسة.

الشكل ٦: استجابة مؤشر السوق لصدمة سعر الصرف  
استجابة مؤشر السوق لصدمة سعر الصرف



المصدر: إعداد الباحث باستخدام برنامج R 4.3.3 و RStudio 2024.12.1.563

يُظهر الشكل رقم (٦) منحنى الاستجابة التراكمية لمؤشر السوق بعد صدمة موجبة في سعر الصرف الحقيقي. لوحظ أن الاستجابة تبدأ إيجابياً منذ الشهر الثاني، وتبلغ ذروتها في الشهر الثالث بما يقارب ٠.٠١٨. يُعد هذا التأثير معنوياً خلال الفترات الأولى (حتى الشهر الرابع)، حيث تقع الاستجابة خارج حدود الثقة، مما يدل على أثر قصير الأجل دال إحصائياً لسعر الصرف على المؤشر.

بعد الذروة، يبدأ تأثير الصدمة بالتراجع تدريجياً حتى يتلاشى في الأجل المتوسط، حيث تقترب الاستجابة من الصفر وتتدخل ضمن نطاق عدم الدلالة الإحصائية. هذه النتائج تدعم ما ورد في اختبار Granger، حيث ظهرت علاقة سببية ضعيفة من سعر الصرف إلى مؤشر السوق عند مستوى دلالة ١٠%. بناءً عليه، يمكن القول إن سعر الصرف يُشكّل عاملاً مؤثراً على المدى القصير، دون تأثير طويل الأجل مستمر.

يوضح الجدول (١٠) نتائج تحليل تباين الخطأ في التنبؤ على مدى ١٢ فترة زمنية (شهر)، حيث تبين نسبة مساهمة كل من المتغيرات الثلاثة (مؤشر السوق نفسه، التضخم، وسعر الصرف) في تفسير التباين في خطأ التنبؤ لمؤشر السوق.

الجدول ١٠: نتائج تحليل FEVD لمؤشر السوق

| D(LNEX) | D(LNINF) | D(LNDWX) |    |
|---------|----------|----------|----|
| ٠.٠٠٠٠٠ | ٠.٠٠٠٠٠  | ١.٠٠٠٠٠  | ١  |
| 0.03382 | 0.001847 | ٠.٩٦٤٣   | ٢  |
| 0.07305 | 0.001806 | 0.9251   | ٣  |
| 0.13323 | 0.002122 | 0.8646   | ٤  |
| 0.14412 | 0.002123 | 0.8538   | ٥  |
| 0.14722 | 0.002124 | 0.8507   | ٦  |
| 0.14720 | 0.002213 | 0.8506   | ٧  |
| 0.14717 | 0.002252 | 0.8506   | ٨  |
| 0.14725 | 0.002286 | 0.8505   | ٩  |
| 0.14725 | 0.002296 | 0.8505   | ١٠ |
| 0.14725 | 0.002305 | 0.8504   | ١١ |

|         |          |        |    |
|---------|----------|--------|----|
| 0.14725 | 0.002308 | 0.8504 | ١٢ |
|---------|----------|--------|----|

المصدر: إعداد الباحث باستخدام برنامج R 4.3.3 و RStudio 2024.12.1.563

أولاً: تأثير الذات (Self Effect): في الفترة الأولى، يُعزى ١٠٠% من التباين في مؤشر السوق إلى نفسه. ومع مرور الزمن، تبدأ هذه النسبة بالانخفاض تدريجياً، لتستقر عند نحو ٨٥% بعد ١٢ شهراً، ما يدل على أن المتغير ما يزال يحتفظ بقدرة تفسيرية ذاتية عالية على المدى المتوسط، وإن كانت أقل من البداية.

ثانياً: تأثير التضخم: يظل تأثير التضخم ضعيفاً جداً طوال الأفق الزمني للتحليل، حيث لا تتجاوز مساهمته ٠.٢٣% في أي فترة، وهو ما يعكس محدودية تأثير هذا المتغير، بما يتوافق مع نتائج IRF و Granger.

ثالثاً: تأثير سعر الصرف: يبدأ تأثير سعر الصرف بحوالي ٣.٣٨% في الشهر الثاني، ويزداد تدريجياً حتى يصل إلى ١٤.٧% تقريباً اعتباراً من الشهر السادس فصاعداً. هذه النسبة تشير إلى أن سعر الصرف يلعب دوراً متنامياً ومؤثراً على المدى المتوسط في تفسير تقلبات مؤشر السوق.

الخلاصة: تُظهر النتائج أن مؤشر السوق يتمتع بدرجة عالية من التأثير الذاتي، لكنه يصبح أكثر استجابة للتغيرات في سعر الصرف مع مرور الوقت، خصوصاً في الأجل المتوسط. في المقابل، لا يبدو أن التضخم يساهم بدور يُذكر في تفسير تباين المؤشر، سواء من الناحية الإحصائية أو الاقتصادية، ما يعكس ضعف آلية انتقال التضخم إلى سوق الأوراق المالية خلال فترة الدراسة.

أظهرت نتائج الدراسة عدم وجود علاقة ذات دلالة إحصائية بين معدل التضخم ومؤشر السوق المالي، سواء من خلال اختبار السببية من غرانجر، أو تحليل الاستجابة للصدمات، أو تحليل تباين خطأ التنبؤ، حيث كانت مساهمة التضخم في تفسير تقلبات المؤشر محدودة للغاية ولم تتجاوز ٠.٢٣%. وعليه، تُرفض الفرضية الأولى.

في المقابل، دعمت الأدلة التجريبية الفرضية الثانية بشكل جزئي، حيث ظهر تأثير معنوي قصير الأجل لسعر الصرف الحقيقي على مؤشر السوق في تحليل الاستجابة للصدمات، وأكد تحليل FEVD مساهمة متزايدة لسعر الصرف بلغت نحو ١٤.٧% في الأجل المتوسط. كما أظهرت نتائج اختبار غرانجر وجود علاقة سببية ضعيفة عند مستوى دلالة ١٠%.

## 8- الاستنتاجات والتوصيات

بناءً على التحليل القياسي المعتمد في هذه الدراسة، يمكن تلخيص النتائج الرئيسية على النحو الآتي: عدم وجود علاقة ذات دلالة إحصائية بين معدل التضخم ومؤشر السوق المالي، وهو ما أكدته نتائج اختبار السببية من غرانجر، وتحليل الاستجابة للصدمات، إضافة إلى تحليل تباين خطأ التنبؤ، حيث كانت مساهمة التضخم في تفسير تقلبات المؤشر محدودة للغاية.

وجود تأثير معنوي قصير الأجل لسعر الصرف الاسمي الفعال على مؤشر السوق، تجلّى في نتائج اختبار Granger عند مستوى دلالة ١٠%، وفي استجابة المؤشر الإيجابية لصدمة سعر الصرف ضمن فترة التحليل القصير الأجل. كما أظهر تحليل FEVD أن سعر الصرف يفسّر ما يقارب ١٤.٧% من التباين في المؤشر على المدى المتوسط.

تمتّع مؤشر السوق بقدرة تفسيرية ذاتية مرتفعة، حيث أظهرت نتائج تحليل التباين أن النسبة الأكبر من التقلبات في المؤشر تعود إلى تأثيراته الذاتية، لاسيما في الأجل القصير، وهو ما يعكس ضعف استجابته المباشرة للمتغيرات الخارجية خلال الفترة المدروسة.

غياب العلاقة التوازنية طويلة الأجل بين المتغيرات، وفق نتائج اختبار Gregory–Hansen للتكامل المشترك مع كسر هيكلي، مما يبرّر تقدير النموذج باستخدام الفروق الأولى وعدم استخدام نماذج قائمة على التوازن طويل الأجل. استناداً إلى ما توصلت إليه الدراسة من نتائج، يمكن تقديم مجموعة من التوصيات ذات الطابع التطبيقي والبحثي:

إيلاء سعر الصرف اهتماماً خاصاً في السياسات الاقتصادية المرتبطة بالسوق المالي، نظراً لتأثيره المثبت خلال الأجل القصير والمتوسط، وضرورة إدراجه في نماذج التنبؤ ومراقبة حركة السوق. تعزيز كفاءة سوق دمشق للأوراق المالية، من خلال رفع مستويات الشفافية والسيولة والربط الأوثق بين السوق والمتغيرات الاقتصادية الأساسية. العمل على تحسين أدوات واستراتيجيات إدارة السياسة النقدية، بما يسهم في ضبط تقلبات سعر الصرف، باعتباره أحد العوامل المؤثرة في السوق، خلافاً للتضخم الذي لم يُظهر أثراً معنوياً واضحاً. دعوة الباحثين لإعادة اختبار العلاقة بين التضخم والسوق المالي باستخدام نماذج غير خطية، أو تحليل فترات زمنية مختلفة، خاصة في ظل الاختلالات الهيكلية والتحويلات الاقتصادية التي شهدتها البلاد. اقتراح توسيع نطاق الدراسات المستقبلية لتشمل مؤشرات مالية واقتصادية إضافية، بما في ذلك معدلات الفائدة، وحجم التداول، ونشاط الاستثمار، لفهم أعمق لديناميكيات السوق المالية السورية.

## 9- المراجع

- التقرير السنوي لسوق دمشق للأوراق المالية (٢٠٠٩-٢٠٢٢). سوق دمشق للأوراق المالية: سورية. حمدوش، رشا (٢٠١٧). أثر التضخم على عوائد الأسهم بالتطبيق على سوق دمشق المالية. مجلة جامعة البعث، المجلد ٣٩، العدد ١٥، ص.ص. ٦٠-٣٣.
- خليل، فاطمة صالح (٢٠١٥). أثر المتغيرات النقدية في عوائد الأسهم في الأسواق الناشئة. رسالة ماجستير، كلية الاقتصاد، جامعة دمشق.
- سوق دمشق للأوراق المالية. التقرير السنوي لسوق دمشق للأوراق المالية (٢٠١٧)، الرابط [http://www.dse.gov.sy/reports/yearly\\_trades](http://www.dse.gov.sy/reports/yearly_trades)
- العمار، رضوان؛ وأسد، علي (٢٠١٦). العلاقة بين المتغيرات الاقتصادية الكلية ومؤشر سوق دمشق للأوراق المالية. مجلة جامعة تشرين، سلسلة العلوم الاقتصادية والقانونية، المجلد ٣٨، العدد ٣، ص.ص. ٣٢١-٣٣٩.
- مصرف سورية المركزي (٢٠١٧). النشرة الأسبوعية لسعر الصرف وتقارير السوق الموازي. دمشق: سورية.
- المكتب المركزي للإحصاء (٢٠١٧). التقرير السنوي لأسعار المستهلك وتطوير مؤشر الأسعار. دمشق: سورية.
- موقع المكتب المركزي للإحصاء في سورية، الرابط <http://cbssyr.sy>
- موقع <https://www.bruegel.org>

- Anjaly, B., & Deo, M. (2021). *The Influence of Macroeconomic Variables on the Stock Market Performance*. International Journal of Finance, Entrepreneurship & Sustainability, Vol. 1, No. 1, pp. 1-9.
- Asteriou, D., & Hall, S. G. (2007). *Applied Econometrics: a modern approach, revised edition*. Hampshire: Palgrave Macmillan, Vol. 46, No. 2, pp. 117-155.
- DAO, H. T., VU, L. H., PHAM, T. L., & NGUYEN, K. T. (2022). *Macro-economic factors affecting the Vietnam stock price index: an application of the ARDL model*. The Journal of Asian Finance, Economics and Business, Vol. 9, No. 5, pp. 285-294
- El Abed, R., & Zardoub, A. (2019). *Exploring the nexus between macroeconomic variables and stock market returns in Germany: An ARDL Co-integration approach*. Theoretical & Applied Economics, Vol. 2, No. 2, pp. 139-148.
- El-Nader, H. M., & Alraimony, A. D. (2012). *The impact of macroeconomic factors on Amman stock market returns*. International Journal of Economics and Finance, Vol. 4, No. 12, pp. 202-213.
- Enders, W. (2014). *Applied Econometric Time Series* (4th ed.). Wiley.
- Granger, C.W.J. (1969). *Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods*. Econometrica, Vol. 37, No. 3, pp. 424-438.
- Gregory, A. W., & Hansen, B. E. (1996). *Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts*. Journal of Econometrics, Vol. 70, No. 1, pp. 99-126.
- Gujarati, D. N., & Porter, D. C. (2009). *Basic Econometrics* (5th ed.). McGraw-Hill.
- Hasseeb, M. K. (2015). *Impact of the Real Economy on Stock Market Performance: Evidence from Arab Countries*. Master Thesis, Department of Management, School of Business, The American University in Cairo.
- Hatemi-J, A. (2008). *Tests for cointegration with two unknown regime shifts with an application to financial market integration*. Empirical Economics, Vol. 35, No. 3, pp. 497-505.
- Ilahi, I., Ali, M., & Jamil, R. A. (2015). *Impact of macroeconomic variables on stock market returns: A case of Karachi stock exchange*. Journal of Economics and Sustainable Development, Vol. 9, No. 13, pp. 15-25.
- Ismail, L., & Al-Ahmad, Z. (2014). *Studying the Relationship between Stock Prices and Exchange Rates in a Sample of Arab Countries*. International Research Journal of Finance and Economics, Issue 125, pp. 26-44.
- Kalam, K. (2020). *The effects of macroeconomic variables on stock market returns: Evidence from Malaysia's stock market return performance*. Journal of World Business, Vol. 55, No. 8, pp. 1-13.
- Khan, M. B., Gul, S., Rehman, S. U., Razzaq, N., & Kamran, A. (2012). *Financial ratios and stock return predictability (Evidence from Pakistan)*. Research Journal of Finance and Accounting, Vol. 3, No. 10, pp. 1-6.
- Lütkepohl, H. (2005). *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Springer.
- Madura, J. (2008). *Financial Markets and Institutions*. (8<sup>th</sup>. ed.) USA: Thomson South-Western, Inc.
- Najiand, A. A., Mohamed Aljebory, A., & Al-Azzawi, K. O. H. (2022). *The Impact of Macroeconomic Variables on the Performance of the Iraqi Stock Market*. AgBioForum, Vol. 24, No. 2, pp. 23-30.
- Narayan, P. K., & Smyth, R. (2004). *Is South Korea's stock market efficient?*. Applied Economics Letters, Vol. 11, No. 11, pp. 707-710.

- Ndlovu, B., Faisa, F., Resatoglu, N. G., & Türsoy, T. (2018). *The Impact Macroeconomic Variables on Stock Returns: A Case of the Johannesburg Stock Exchange*. Romanian Statistical Review, Vol. 2, pp. 87-104.
- Neifar, M., Dhouib, S., Bouhamed, J., Ben Abdallah, F., Arous, I., Braiek, B., & Mrabet, D. (2021). The impact of macroeconomic variables on Stock market in United Kingdom. MPRA, No. 106246.
- Pfaff, B. (2008). *Analysis of Integrated and Cointegrated Time Series with R*. Springer.
- Rashid, A. (2008). *Macroeconomic variables and stock market performance: Testing for dynamic linkages with a known structural break*. Savings and Development, No. 1, pp. 77-102.
- Siang, C. C., & Rayappan, P. (2023). *A study on the effect of macroeconomic factors on stock market performance in Malaysia*. In E3S Web of Conferences (Vol. 389, p. 09037). EDP Sciences.
- Sims, C. A. (1980). *Macroeconomics and Reality*. Econometrica, Vol. 48, No. 1, pp. 1-48.
- Tursoy, T., & Faisal, F. (2017). *Re-testing for financial integration of the Turkish Stock Market and the US Stock Market: An Evidence from co-integration and error correction models*. Romanian Statistical Review, No. 2, pp. 43-55.
- UNESCWA (2018). *Syria at War: Five Years On*, Economic and Social Commission for Western Asia.
- Zivot, E., & Andrews, D. W. K. (1992). *Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis*. Journal of Business & Economic Statistics, Vol. 10, No. 3, pp. 251-270.