

Volume (3) Number (2)
Available at: <https://doi.org/10.5281/zenodo.21011460>

The Impact of Exchange Rate Changes of the Syrian Pound on the Damascus Securities Exchange Index

Dr. Ibrahim Kochaji^{1,*}, Fala Hazim¹, Sara Jomaa¹

ABSTRACT

This study aims to analyze the impact of fluctuations in the Syrian pound's exchange rate on the Damascus Securities Exchange Index during the period (2011–2023), within the context of a complex economic crisis driven by intertwined political, security, and economic factors. The significance of the research lies in its examination of exchange rate volatility and its influence on financial markets in crisis environments, through the construction of a hybrid analytical model that integrates econometric tools (unit root tests, cointegration analysis, Granger causality, and GARCH models).

The study's findings indicate that the variables follow a normal distribution and exhibit temporal instability at level values before stabilizing at first differences. This supported the use of cointegration tests, which confirmed the existence of a long-term equilibrium relationship between the exchange rate and the financial index. Regression analysis revealed a statistically significant positive correlation between the two variables, while Granger causality tests identified a unidirectional causal relationship from the Damascus market index to the Syrian pound's exchange rate—highlighting the financial market's precedence as a leading indicator of monetary fluctuations.

Based on these results, the researchers recommend adopting flexible monetary policies that respond to shifts in the financial market, developing monitoring and forecasting models based on equilibrium relationships between exchange rates and financial asset prices, and incorporating geopolitical variables into the analytical frameworks of economic policy. They also advocate for the creation of alternative financial indicators that reflect the complex reality beyond conventional models.

KEYWORDS: Exchange Rate, Syrian Pound Exchange Rate, Damascus Securities Exchange Index, Financial Market, DWX.

Submitted on June 26, 2025; Revised on July 18, 2025; Accepted on July 29, 2025
© 2025 Al-Wataniya Private University, all rights reserved.

1 Faculty of Administrative and Financial Sciences, Al-Wataniya Private University, Hama, Syria.

* Corresponding author. E-mail address: ibrahem.koshaji@wpu.edu.sy

أثر تغير سعر صرف الليرة السورية في مؤشر سوق دمشق للأوراق المالية

د. إبراهيم قوشجي، فلا هزيم، سارة جمعة

الملخص

يهدف هذا البحث إلى تحليل أثر تغير سعر صرف الليرة السورية في مؤشر سوق دمشق للأوراق المالية خلال الفترة (2011-2023)، وذلك في سياق أزمة اقتصادية مركبة ناجمة عن تداخل عوامل سياسية وأمنية واقتصادية حادة. تكمن أهمية البحث في معالجته تقلبات سعر صرف الليرة السورية وتأثيره في الاقتصاد المالي في بيئات الأزمات، من خلال بناء نموذج تحليلي هجين يدمج بين أدوات الاقتصاد القياسي (اختبارات الجذر والوحدة، التكامل المشترك، سببية غرانجر، ونماذج GARCH). أظهرت نتائج الدراسة خضوع المتغيرات للتوزيع الطبيعي، وعدم استقرارها زمنياً في المستوى قبل استقرارها عند الفروق الأولى، مما دعم استخدام اختبارات التكامل المشترك التي أثبتت وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين سعر الصرف والمؤشر المالي. كما كشفت نتائج اختبار الانحدار عن وجود علاقة طردية معنوية بين المتغيرين، في حين أظهرت اختبارات غرانجر وجود علاقة سببية أحادية الاتجاه من مؤشر سوق دمشق نحو سعر صرف الليرة، وهو ما يعكس أولوية السوق المالي كمؤشر سابق للتقلبات النقدية. بناءً على ذلك، توصي الباحثتان بتبني سياسات نقدية مرنة تستجيب لتحويلات السوق المالي، وتطوير نماذج رصد وتنبؤ قائمة على العلاقات التوازنية بين سعر الصرف وأسعار الأصول المالية، إلى جانب دمج المتغيرات الجيوسياسية ضمن الأطر التحليلية للسياسات الاقتصادية. وتطوير مؤشرات مالية بديلة تعكس الواقع المركب بعيداً عن النماذج التقليدية.

الكلمات الافتتاحية: سعر الصرف، سعر صرف الليرة السورية، مؤشر سوق دمشق للأوراق المالية، السوق المالية، DWX.

1. مقدمة

في ظلّ التحوّلات الاقتصادية الجذرية التي تشهدها سوريا منذ أكثر من عقدٍ من الزمن، برزت قضية تدهور سعر صرف الليرة السورية كأحد أبرز التحديات التي تُهدّد الاستقرار المالي والاقتصادي في البلاد. فمنذ اندلاع الأزمة السورية في عام 2011، دخل الاقتصاد الوطني في دوامةٍ من التضخم الجامح، وتراجُع الإنتاج، وانهيار القوة الشرائية، وتآكل الاحتياطيات النقدية، ما أدى إلى تراجع قيمة الليرة السورية بنسبةٍ غير مسبوقة تجاوزت 300% أمام العملات الأجنبية. وفي خضمّ هذه الأزمات المتشابكة، يُمثّل سوق دمشق للأوراق المالية، قطاع مهم لرصد التفاعلات بين سعر صرف الليرة السورية والمؤشرات الاقتصادية الكلية من جهة، وسلوكيات المستثمرين وأداء الشركات المدرجة من جهة أخرى.

تُعتبر أسعار الصرف أحد الركائز الأساسية التي تُبنى عليها السياسات النقدية والاستثمارية في أي اقتصاد، حيث تؤثر بشكلٍ مباشرٍ في تدفقات رؤوس الأموال، وتكاليف الواردات، وقدرة الشركات على المنافسة الدولية. غير أن حالة الاقتصاد السوري تطرح سيناريو فريداً بسبب تقاطع العوامل الخارجية غير الاقتصادية، مثل العقوبات الدولية، والأزمة، وانهيار البنية التحتية، ما يجعل العلاقة بين سعر الصرف وأداء السوق المالي أكثر تعقيداً. فمن ناحية، قد يؤدي انخفاض قيمة العملة المحلية إلى جذب استثماراتٍ أجنبيةٍ في الأسهم ذات القيمة السوقية المنخفضة، أو تعزيز أرباح الشركات المُصدّرة. ومن ناحية أخرى، فإن التضخم النقدي المصاحب لانتهاء سعر الصرف يُقلل من ثقة المستثمرين المحليين، ويُزيد من تكاليف التمويل، ويُضعف القدرة الشرائية للاستهلاك المحلي، مما ينعكس سلباً على أداء الشركات المدرجة.

من الناحية النظرية، تتنوّع الآراء الاقتصادية حول طبيعة العلاقة بين سعر الصرف وأداء الأسواق المالية. ففي حين ترى مدرسة "تهج الأصول" (Asset Approach) أن انخفاض سعر الصرف قد يُحفّز الاستثمار في الأصول المحلية كبديلٍ عن العملة الأجنبية، تشير دراساتٌ أخرى إلى أن تقلبات سعر الصرف تُزيد من مخاطر السوق، مما يدفع المستثمرين إلى التحوّط عبر تحويل استثماراتهم إلى أصولٍ أقلّ عرضةً للتقلبات، مثل الذهب أو العقارات. أما في الحالة السورية، فإن غياب الأدوات المالية المُتنوعة (كالمشتقات المالية أو صناديق التحوّط) وضيق نطاق السوق المالي يجعلان من مؤشر سوق دمشق مرآةً عاكسةً لحالة الاقتصاد الكلي، لكن بألياتٍ قد تختلف عن النماذج التقليدية بسبب الظروف الاستثنائية.

2. الدراسات السابقة

الدراسات العربية:

- 1- Al-Faqih, M. T. (2016). Analyzing the relationship between Syrian pound exchange rate changes and the general index of Damascus Securities Exchange shares. *Baath University Journal for Human Sciences*, 38(34), 11-40.

تحليل العلاقة بين تغيرات سعر صرف الليرة السورية والمؤشر العام لأسهم سوق دمشق للأوراق المالية،

هدف هذا البحث لدراسة دور الأسواق المالية في اقتصاد الدول النامية والمتقدمة كونها الأداة السياسية المالية المستخدمة في تعبئة المدخرات المحلية وأداة جاذبة للاستثمارات الأجنبية ولها دور فعال في تحويل خطط التنمية الاقتصادية كما تهدف لاختبار أثر تغير أسعار صرف الليرة السورية أمام الدولار على قيم اسهم الشركات المساهمة المدرجة في سوق دمشق للأوراق المالية ويوجد دراسات لبيانات شهرية للفترة الزمنية الممتدة في شهر تموز لعام 2011 وحتى شهر نوفمبر لعام 2015 كما أظهرت نتائج التحليل الإحصائي بأنه يوجد علاقة ذات دلالة إحصائية بين أسعار أسهم الشركات المدرجة في سوق دمشق للأوراق المالية والتغيير في سعر صرف الليرة السورية مقابل الدولار وان نموذج تحليل الانحدار الخطي البسيط يظهر تأثير تغيرات سعر الصرف لليرة السورية مقابل الدولار كان ايجابياً على أسعار أسهم سوق دمشق للأوراق المالية وأنه توجد علاقة ذات دلالة إحصائية بينها، وتوصلت الدراسة الى مبدأ التقليل من اعتماد الاقتصاد السوري على الاستيراد من الخارج والعمل على تعزيز الانتاج الداخلي للوصول الى حالة الاكتفاء الذاتي وتحسين نوعية السلع والخدمات المعدة للغايات التصديرية لتحقيق صافي ايجابي لعوائد التجارة الخارجية.

- 2- kochaji, I. N. (2023). The effect of the exchange rate changes of the Syrian Pound on the Gross Domestic Product (GDP) during the period (2004-2022). *Tishreen University Journal for Research and Scientific Studies - Arts and Humanities Series*, 45(2), 317-336.

أثر تغير سعر صرف الليرة السورية في الناتج المحلي الإجمالي خلال الفترة (2004_2022)

هدف البحث الى دراسة أثر تغير سعر صرف الليرة السورية في الناتج المحلي الإجمالي خلال فترة (2004_2022) وتأثيره على النمو الاقتصادي. وتوصلت الدراسة الى " أن سعر الصرف يؤثر في الناتج المحلي الإجمالي وطبيعة التأثير عكسية. وهذا يعني انه كلما ارتفع سعر صرف الدولار الاميركي مقابل الليرة السورية بوحدة واحدة سوف ينخفض الناتج المحلي الاجمالي بما يزيد عن تسع وحدات. وافادت هذه الدراسة انه بانخفاض سعر الصرف يمكن توفير بيئة جاذبة للاستثمارات المحلية والخارجية.

- 3- Ghourani, R. (2024). The impact of Syrian pound exchange rate fluctuations on the performance of Damascus Securities Exchange using the MIDAS

model. Tishreen University Journal for Research and Scientific Studies - Economic and Legal Sciences Series, 46(4), 205-224.

استخدمت نموذج MIDAS في دراسة أثر تقلبات سعر صرف الليرة السورية على أداء سوق دمشق للأوراق المالية.

هدف البحث الى استخدام نماذج الانحدار ذات الترددات الزمنية المختلفة MIDAS في اختبار أثر تقلبات سعر صرف الليرة السورية مقابل الدولار على أداء سوق دمشق من خلال دراسة الأثر على مؤشره العام بالإضافة الى حجم التداول فيه ممثلاً بعدد الصفقات. ومن ثم استخدام بيانات بترددات مختلطة شهرية بالنسبة للمؤشر وحجم التداول، ويومية بالنسبة لسعر الصرف امتدت على مدى عشر سنوات من 1/1/2011 حتى 31/12/2020. وتم الاعتماد على المنهج الوصفي في عرض الإطار النظري للبحث وكذلك على المنهج القياسي في اختبار الأثر من خلال نماذج الانحدار MIDAS. وتوصلت الدراسة الى أن تقلبات سعر صرف الليرة مقابل الدولار قد أثرت على مؤشر السوق وحجم التداول طردياً في بداية ونهاية الفترة المدروسة بحيث يزداد كلاهما بغض النظر عن ارتفاع سعر الصرف وعكسياً في منتصف تلك الفترة حيث يؤثر ارتفاع سعر الصرف بشكل سلبي على مؤشر السوق وحجم التداول وأدى لانخفاضهما، مع وجود أثر آني موجب طردي لسعر الصرف على مؤشر السوق وحجم التداول.

الدراسات الأجنبية:

1- (Amadou Jawo, 2023). The Relationship Between Inflation, Exchange Rate, Money Supply and Economic Growth in the Gambia Business and Public Administration University, Technium Social Sciences Journal Vol

العلاقة بين التضخم وسعر الصرف وعرض النقود والنمو الاقتصادي في غامبيا

هدف البحث لدراسة ارتفاع سعر صرف العملات الأجنبية وأسعار السلع والخدمات باعتباره من بين العوامل الرئيسية التي تتسبب في تقلبات نمو الاقتصاد في البلاد. واعتمدت هذه الدراسة نموذج ARDL لفحص أثر سعر الصرف الحقيقي وتمويل رأس المال في التضخم في غامبيا لفترة (1985_2021)، وكانت نتائج الدراسة هي أن جميع المتغيرات تتسبب في التضخم، كما أوصت بتوجب على الحكومة في غامبيا الحدّ من زيادة حجم الديون العامة وأن يهتم مصرف غامبيا المركزي في تفعيل السياسات النقدية لضبط التضخم للحفاظ على نمو اقتصادي وثبات الأسعار. ومع ذلك يجب على بنك غامبيا المركزي تقدير كامل للاقتصاد قبل تطبيق هذه السياسات.

2- (Wellington Madesha, 2013). Empirical Test of The Relationship Between Exchange Rate and Inflation in Zimbabwe. Journal Of Economics and Sustainable Development Great Zimbabwe University, Vol 4, No 1 .

اختبار تجريبي للعلاقة بين سعر الصرف والتضخم في زيمبابوي.

هذا الاختبار هدفه دراسة العلاقة التبادلية بين سعر الصرف والتضخم في زيمبابوي خلال الفترة (1980_2007). باستخدام اختبار Granger للسببية، وتوصلت النتائج الى أن كلا من سعر الصرف والتضخم لديهما علاقة طويلة الأجل. كما تم اكتشاف أن التضخم وسعر الصرف يؤثران على بعضهما بعضا خلال الفترة المدروسة. وتوصلت الى امكانية رسم سياسات مناسبة حول كيفية أداء سعر الصرف لأدواره دون أن يؤدي بالضرورة الى التضخم، واوصت صانعي القرار بالسعي للحد من تأثير التضخم على الاقتصاد عند الحاجة حتى لا يؤدي ارتفاع سعر الصرف الى ضغط التضخم.

3- (Suna Korkmaz, 2013). The Effect of Exchange Rate on Economic Growth. Conference: 2nd International M-Sphere Conference At: Dubrovnik, Croatia.
تأثير سعر الصرف على النمو الاقتصادي.

هدفت هذه الدراسة الى تحديد العلاقة بين سعر الصرف والنمو الاقتصادي وذلك باستخدام البيانات السنوية للفترة (2002_2011) من تسع دول أوروبية تم اختيارها عشوائيا وهي (فرنسا، ألمانيا، اليونان، المجر، إيطاليا، إسبانيا، تركيا، بولندا، انكلترا). وقد توصلت الدراسة الى وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين سعر الصرف الاجنبي والنمو الاقتصادي، كما توصلت لاختبارات Granger للسببية بوجود علاقة سببية ذات اتجاه أحادي من سعر الصرف الى النمو الاقتصادي للبلدان التسعة.

ما يميز هذه الدراسة عن الدراسات السابقة:

تتقاطع هذه الدراسة مع البحوث السابقة من حيث اهتمامها بتأثير تقلبات سعر صرف الليرة السورية على مؤشرات الاقتصاد المحلي، لكنها تنفرد عنها من حيث طبيعة المؤشرات المدروسة والسياق الاقتصادي العام. ففي حين ركزت الدراسات السابقة في سوريا على مؤشرات تقليدية ضمن أطر اقتصادية محدودة، تتناول هذه الدراسة العلاقة بين سعر الصرف ومؤشرات سوق دمشق للأوراق المالية، الذي يشهد تطوراً مستمراً في أدواته ومؤشراته. كما تختلف هذه الدراسة عن نظيراتها الدولية التي أُجريت في بيئات اقتصادية حرة ومستقرة، تمتلك منظومات مؤشرات مالية خاضعة للرقابة وتتمتع بدلالات واضحة، في حين تنطلق هذه الدراسة من واقع اقتصادي مركّب يتسم بعدم الاستقرار وتداخل العوامل السياسية والمالية، مما يمنحها خصوصية تحليلية وأهمية تطبيقية في فهم ديناميكيات السوق السورية.

3. مشكلة البحث

تشهد سوريا منذ عام 2011 أزمة اقتصادية مُركّبة، تفاقمت بفعل تفاعل العوامل السياسية (كالصراع المسلح والعقوبات الدولية)، والاقتصادية (كالتسوية النقدية المُتدنية والتضخم المُزمن)، ما أدى إلى انهيار غير مسبوق في سعر صرف الليرة السورية أمام العملات الأجنبية. وعلى الرغم من أن سوق دمشق للأوراق المالية يُعتبر مُؤشراً حيوياً لقياس فعالية الاقتصاد السوري، فإن طبيعة تفاعله مع تقلبات سعر الصرف تظلّ غامضة في ظلّ بيئة استثنائية تُسيطر عليها مُحددات لا تخضع للنماذج الاقتصادية

التقليدية، مثل: هيمنة الاقتصاد غير الرسمي، وغياب أدوات التحوط المالي، وتراجع ثقة المستثمرين جراء المخاطر الجيوسياسية.

تتمثل الإشكالية الأساسية في عدم القدرة على تحديد الآليات التي تحكم العلاقة بين تقلبات سعر الصرف وأداء مؤشر سوق دمشق للأوراق المالية، خاصةً مع تداخل تأثيرات العوامل الخارجية (كالعقوبات) والداخلية (كاليولة النقدية) التي تُعيد تشكيل سلوكيات الاستثمار في بيئة تهيمن عليها الاضطرابات الهيكلية.

ومن المشكلة البحثية يمكن طرح الأسئلة البحثية:

- 1- ما طبيعة العلاقة السببية والارتباطية بين تقلبات سعر صرف الليرة السورية وأداء مؤشر سوق دمشق للأوراق المالية خلال فترة الأزمة (2011_2023)؟
- 2- كيف تؤثر العوامل غير الاقتصادية (مثل العقوبات الدولية والاستقرار الأمني) في تعديل مسار العلاقة بين سعر الصرف والمؤشر المالي؟
- 3- هل تُشكل تقلبات سعر الصرف حافزاً لتحوُّل الاستثمارات من القطاع النقدي (الاحتفاظ بالعملة الأجنبية) إلى السوق المالي، أم أنها تُعزز الاتجاه نحو الاقتصاد غير الرسمي؟

4. أهمية البحث

• الأهمية العلمية:

تُكمن الأهمية العلمية لهذا البحث في كونه يُقدِّم إضافةً نوعيةً لفهم آليات تفاعل الأسواق المالية في اقتصادات الأزمات المُعقدة، حيث يُعالج فراغاً بحثياً نقدياً يتمثل في ندرة الدراسات التي تبحث تأثير سعر الصرف في الأسواق المالية ضمن بيانات تهيمن عليها الصدمات غير الاقتصادية (كالحروب والعقوبات).

• الأهمية العملية:

يركز البحث الخصوصيات الظروف الاستثنائية التي تحكم العلاقة بين سعر الصرف والمؤشرات المالية في بيئة غير مستقرة:

- 1- آليات تكيف الأسواق المالية مع الصدمات النقدية الحادة، وكيفية تحوُّل الاستثمارات بين القطاعات في ظلّ غياب أدوات التحوط.
- 2- دور العوامل الجيوسياسية في تشويه الإشارات السعرية، مما يُساعد صانعي السياسات على تصميم حزمٍ نقديةٍ تتجاوز النمطية التقليدية.
- 3- توجيه المستثمرين نحو قراءة المخاطر المركبة (النقدية-الأمنية-السياسية) في تقييم الفرص الاستثمارية.

• الأهمية الموضوعية:

تُساهم النتائج في إعادة تقييم كفاءة الأسواق الناشئة في بيئات الأزمات، من خلال الكشف عن مدى انعكاس الانهيار النقدي على القيمة الحقيقية للأصول المالية، مقابل تأثيرات المضاربة قصيرة الأجل. بذلك، تُشكّل الدراسة مرجعاً لتطوير مؤشرات مالية مُعدّلة تتناسب مع سياقات عدم الاستقرار المُزمن، بدلاً من المؤشرات التقليدية التي تفقد مصداقيتها في مثل هذه البيئات.

5. أهداف البحث

تهدف هذه الدراسة إلى تحليل طبيعة العلاقة السببية والارتباطية بين تقلبات سعر صرف الليرة السورية وأداء مؤشر سوق دمشق للأوراق المالية خلال فترة الأزمة (2011-2023)، باستخدام نماذج قياسية متقدمة لتحقيق الأغراض التالية:

أولاً- قياس درجة الارتباط الديناميكي بين المتغيرين عبر مراحل الأزمة المختلفة، والكشف عن اتجاه السببية بينهما (هل تقلبات الصرف تدفع حركة المؤشر أم أن أداء السوق المالي هو المحرك؟) من خلال تطبيق اختبار سببية غرانجر.

ثانياً- تحليل وجود علاقة توازنية طويلة الأجل باستخدام نموذج التكامل المشترك لجوهانسن، وتطوير إطار منهجي قادر على تجاوز تحديات البيانات في سياق الأزمات - كصغر العينة (14 سنة) وعدم استقرار السلاسل الزمنية - عبر حلول مثل التحويل اللوغاريتمي واختبارات جذر الوحدة (ADF).

ثالثاً- بناء أول نموذج تنبؤي (VAR) لتفاعل السوقين "سوق العملة وسوق الأوراق المالية" في الاقتصاد السوري، وتوفير أدوات عملية لصانعي السياسات لحماية السوق المالي من صدمات الصرف، وإرشاد المستثمرين في إدارة المخاطر المرتبطة بهذا التفاعل.

6. الفرضية البحث

لا توجد علاقة سببية أحادية الاتجاه من تقلبات سعر صرف الليرة السورية إلى مؤشر أسعار الأسهم المثقل بالقيمة السوقية - DWX.

7. متغيرات البحث

المتغير المستقل	المتغير التابع	نوع العلاقة	الفرضية
سعر صرف الليرة السورية (X)	مؤشر سوق دمشق للأوراق المالية (Y)	سببية أحادية الاتجاه	فرضية البحث

8. المنهجية البحث

تم اعتماد التحليل الإحصائي في دراسته للعلاقة بين سعر صرف الليرة السورية (EX) ومؤشر أسعار الأسهم السوري (DWX) خلال الفترة (2011-2024) على منهجية تحليل السلاسل الزمنية الحديثة، حيث تمثلت خطواتها الأساسية في:

1) تطبيق التحليل الوصفي باستخراج المقاييس الإحصائية الأساسية واختبار التوزيع الطبيعي (Jarque-Bera)، ومن ثم تقييم استقرار السلاسل الزمنية عبر الاختبارات البيانية واختبار جذر الوحدة (ADF) عند المستوى والفروق الأولى، والتحقق من وجود علاقة توازنية طويلة الأجل عبر اختبار التكامل المشترك (Johansen Cointegration) بعد التأكد من تجانس درجة تكامل المتغيرات، لتقدير نموذج التكامل المشترك بطريقة المربعات الصغرى المعدلة كلياً (FMOLS) عند ثبوت وجود علاقة توازنية، واختبار موثوقية النموذج عبر تحليل استقرار البواقي وغياب الارتباط الذاتي واتباع الأخطاء للتوزيع الطبيعي، وتم استكشاف اتجاه العلاقة السببية بين المتغيرات باستخدام اختبار غرانجر للسببية (Granger Causality Test).

وقد أستخدمت هذه الإجراءات المتسلسلة عبر البرنامج الإحصائي Eviews 13 بهدف ضمان اتساق النموذج القياسي وتجنب مشكلات الانحدار الزائف، مع الحفاظ على اتساق المنهجية مع طبيعة البيانات وفرضيات الدراسة.

9. حدود البحث

- الحدود المكانية: متغيرات الاقتصاد السوري سعر صرف الليرة السورية مقابل الدولار الأمريكي ومؤشر سوق دمشق للأوراق المالية DWX.
- الحدود الزمانية: من عام 2011 لغاية عام 2023.

10. الإطار النظري للبحث

1.1.10. سعر الصرف (مفهومه ودوره الاقتصادي)

1.1.10. مفهوم سعر الصرف

ان الطلب على النقود أحد أهم عناصر التي تحقق التوازن في السوق النقدية، وذلك للحد من الاضطرابات النقدية وتأثيرها السلبي على النشاط الاقتصادي " الناتج المحلي " ، ويرجع ذلك الى الدور الفعال الذي يلعبه الطلب على النقود في تحقيق الاستقرار في سعر العملة الداخلي والخارجي، وبالتالي تحقيق الاستقرار الاقتصادي نتيجة للعلاقة الوثيقة التي تربط بين استقرار سعر العملة وبين العديد من المتغيرات الاقتصادية والنقدية التي تختلف في مدى تأثيرها على هذا الاستقرار الاقتصادي، لذلك يُعد سعر الصرف اليوم من أهم المؤشرات الذي يدل على إمكانية تعافي الاقتصاد السوري، لأنه يجسد أداة الربط بين الاقتصاد المحلي وباقي الاقتصاديات، فضلاً عن كونه وسيلة هامة للتأثير على تخصيص الموارد بين القطاعات الاقتصادية وعلى ربحية الصناعات التصديرية وتكلفة الموارد المستوردة، مما يؤدي إلى ارتباط أسعار السلع والخدمات بتكلفة عناصر الإنتاج المستوردة، وقدرة السلع المحلية على منافسة السلع العالمية بسبب أن السعر العالمي والسعر المحلي للسلعة مرتبطان من خلال سعر الصرف (Kochaji,2025).

2.1.10. تعريف سعر الصرف

هو عبارة عن عدد الوحدات النقدية من العملة المحلية التي تعادل وحدة واحدة من العملات الأجنبية أو بالعكس، عدد الوحدات النقدية من العملة الأجنبية التي يمكن مبادلتها بعملة واحدة أو أكثر بالعملة المحلية (Al-Nahhal,2016)

3.1.10. أنواع سعر الصرف:

يأخذ سعر الصرف عدة أنواع منها:

1. سعر الصرف الحقيقي: هو السعر الذي يعطي العملة المحلية قيمتها الحقيقية، حيث يجمع بين التغيرات في سعر الصرف الاسمي والتباين في معدلات التضخم، مع الأخذ في الاعتبار تغيرات مستوى الأسعار الأجنبية وربطها بمستوى الأسعار المحلية. (Kochaji.)2023

2. سعر الصرف الاسمي: يعبر عن عدد الوحدات من العملة المحلية التي تدفع ثمنًا لوحد واحد من العملة الأجنبية وهذا السعر يمثل المقياس لقيمة عملة بلد ما والتي يمكن مبادلتها بقيمة عملة بلد آخر، ويتم تبادل العملات أو عمليات الشراء أو بيع العملات حسب أسعار هذه العملات المعلنة بين بعضها البعض (Al-Naqash,2006)

3. سعر الصرف الفعلي: يعبر عن الوحدات من السلع الأجنبية اللازمة لشراء وحدة من السلع المحلية وبالتالي يقيس القدرة على المنافسة، كما أنه يساعد المتعاملين الاقتصاديين في اتخاذ قراراتهم.

4. سعر الصرف الفعال: هو المتوسط الموازن لأسعار الصرف للدولة وعادة ما يتغير سعر الصرف الفعال لأن عملة الدولة يمكن أن تتدهور مقابل بعض العملات وترتفع قيمتها مقابل عملات أخرى (Kochaji,2023)

5. سعر الصرف التوازني: يتبع قانون تعادل القوى الشرائية والذي يفترض أن سعر الصرف التوازني رقم ثابت يتم تحديده باختيار سنة أساس معينة تتمتع فيها الدولة بتوازن خارجي يتضمن عادة توازن قيمة موجبة للحساب الجاري أو ينطوي في الغالب على فائض في ميزان المدفوعات، وبناء على ذلك فإن قيمة سعر الصرف الحقيقي في هذه السنة هي سعر الصرف الحقيقي التوازني لهذه الدولة، وارتفاع عن هذه القيمة يعد تقدير للعملة الأعلى من قيمتها الحقيقية (ibid).

4.1.10. العوامل المؤثرة في سعر الصرف

1- التضخم: أن معدلات التضخم المنخفضة في بعض البلدان تشهد ارتفاع في قيمة عملتها لأن قدرتها الشرائية تبقى مستقرة مقارنة بالدول ذات تضخم عالي، (Mankiw,2021)

2- أسعار الفائدة المدينة: تعد معدلات الفائدة المدينة من أهم العوامل المحددة لسعر الصرف فارتفاع معدلات الفائدة الحقيقية في بلد معين سوف يؤدي الى تدفق رؤوس الأموال الأجنبية، ويزيد من الطلب الخارجي على عملة البلد الذي ارتفعت معدلات الفائدة لديه، حيث يسارع المستثمرون في ايداع أموالهم في مصارف البلد من أجل الاستفادة من معدل الفائدة المرتفع وتحقيق العوائد المجدية. (Barbour,2008).

3- رصيد الميزان التجاري: تعتبر العلاقة بين رصيد الميزان التجاري وسعر صرف العملة المحلية مقابل العملات الأجنبية علاقة طردية، فعندما يحقق الميزان التجاري فائض فان سعر صرف العملة المحلية مقابل أسعار صرف العملات الأجنبية سوف يتحسن، أما في حال حقق رصيد الميزان التجاري عجزا فان سعر صرف العملة المحلية مقابل أسعار صرف العملات الأجنبية في سوق الصرف سوف يتدهور. (Barbour,2008).

4- الاستقرار الاقتصادي والسياسي: يعد الاستقرار السياسي عاملاً محورياً لتحقيق التنمية الاقتصادية في الدول النامية. في غياب هذا الاستقرار، تعاني الاقتصادات من ركود، هروب للاستثمارات، وزيادة في معدلات البطالة والفقر. وللتغلب على هذه التحديات، تحتاج الدول إلى تبني استراتيجيات شاملة تشمل تعزيز الحوكمة الرشيدة، تنويع الاقتصاد، وحل النزاعات الداخلية. من خلال هذه الإجراءات، يمكن تحقيق بيئة سياسية مستقرة تدعم النمو الاقتصادي المستدام وتحسين جودة الحياة للمواطنين. (Rodrik,2008).

2.10. أهداف سياسة سعر الصرف

تسعى سياسة سعر الصرف لتحقيق مجموعة من الأهداف أبرزها:

1.2.10. مقاومة التضخم

يؤدي تحسن سعر الصرف إلى انخفاض مستوى التضخم المستورد وتحسن مستوى تنافسية المؤسسات الوطنية. وفي المدى القصير يكون للانخفاض في تكاليف الاستيراد أثر إيجابي على انخفاض مستوى التضخم المستورد.

2.2.10. تخصيص الموارد

يؤدي سعر الصرف الحقيقي إلى تحويل الموارد إلى قطاع السلع الدولية الموجهة إلى التصدير وهذا ما يعمل على توسيع قاعدة السلع الدولية بحيث يصبح عدد كبير من السلع قابلاً للتصدير.

3.2.10. توزيع الدخل

يؤدي سعر الصرف دوراً هاماً في توزيع الدخل بين الفئات أو القطاعات المحلية، فعند ارتفاع القدرة التنافسية لقطاع التصدير التقليدي (مواد أولية أو زراعية) نتيجة انخفاض سعر الصرف الحقيقي، فإن ذلك يجعله أكثر ربحية، ويعود الربح على أصحاب رؤوس الأموال بينما تنخفض القدرة الشرائية للعمال. والعكس عند انخفاض سعر الصرف الاسمي، فإن ذلك يؤدي إلى ارتفاع القدرة الشرائية للأجور.

4.2.10. تنمية الصناعات المحلية

يمكن للمصرف المركزي تخفيض سعر الصرف من أجل تشجيع الصناعة الوطنية، مما يشجع الصادرات. كما أن تخفيض العملة من قبل المصرف المركزي يحمي السوق المحلي من المنافسة الخارجية وتشجيع الصادرات.

3.10. سعر الصرف الليرة السورية

تهدف سياسة تخفيض سعر العملة الوطنية الذي يقوم بها المصرف المركزي عادة إلى علاج الاختلال في الميزان التجاري ومن ثم في ميزان المدفوعات، أما تغيرات سعر صرف الليرة السورية كانت بقوى خارج نطاق مصرف سورية المركزي وتعزى إلى عوامل عديدة، بسبب الحرب في سوريا والتدهور الاقتصادي، ففي عام 2010، كان سعر صرف الليرة السورية مقابل الدولار الأمريكي حوالي 47 ليرة سورية لكل دولار. كانت الحكومة تجري إصلاحات مالية واقتصادية، وبدأت الحكومة في سياسة رفع الدعم التدريجي على المشتقات النفطية، لتخفيف العجز في موازنتها، ومع بداية 2011، اندلعت حرب في سورية، مما أدى إلى تراجع الوضع الاقتصادي بشكل كبير. وشهد سعر صرف الليرة السورية انخفاضاً مستمراً. ففي عام 2012، انخفض سعر صرف الليرة السورية إلى 70 ليرة سورية لكل دولار، وفي عام 2013، انخفض إلى 100 ليرة سورية لكل دولار. حتى تجاوز مبلغ 10.000 ليرة سورية عام 2023. وهذا الانخفاض في سعر صرف الليرة السورية أدى إلى ارتفاع قيمة فاتورة المستوردات وانخفاض قيمة الصادرات، وأدى كذلك إلى زيادة تكاليف السلع المستوردة وانخفاض التكاليف بالنسبة للسلع الوطنية، وكذلك تراجع الطلب على الواردات مما خفض مرونة الجهاز الإنتاجي الوطني في سد حاجات المجتمع من السلع والخدمات الأساسية التي لا يمكن إنتاجها والاستغناء عن المواد الأولية المستوردة لقطاع الصناعات الدوائية والكيميائية وغير ذلك الكثير. (Kochaji,2023).

- سعر صرف الليرة السورية وأثره في الاقتصاد:

في فترة 2010 لغاية 2022 استمر مصرف سورية المركزي باستخدام أسعار صرف متعددة لليرة السورية مقابل الدولار الأمريكي وكانت على الشكل الآتي: (Kochaji,2023)

- 1- نشرة الأسعار الرسمية يُعمل بهذه النشرة في المعاملات الحكومية.
- 2- نشرة الحوالات والصرافة تستخدم هذه النشرة بغرض التصريف النقدي وشراء الحوالات التجارية الخارجية، الحوالات الواردة إلى الأشخاص الطبيعيين بما فيها الحوالات الواردة عن طريق شبكات التحويل العالمية.
- 3- نشرة البدلات تستخدم في تبديلات التجارية والنقدية الجمركية.
- 4- نشرة أسعار المصارف وهو وسطي أسعار الصرف يستخدم في التعاملات المصرفية: شهد سعر صرف الليرة السورية إنخفاضاً مستمراً، ومع توقف شراء الليرة السورية مقابل العملات الأخرى، وتقنين تمويل المستوردات بالقطع الأجنبي برزت سوق سوداء لسعر الصرف يحدد سعره حسب العرض والطلب.

الجدول (1): تطورات أسعار صرف الليرة السورية مقابل الدولار الأمريكي
(متوسط سنوي - ل.س.)

السنة	سعر الصرف الرسمي	معدل التغير %
2005	48.5	-
2010	48.5	0
2011	48.50	0
2012	61.4	27
2013	147	139
2015	229.2	56
2016	436.7	91
2017	514.9	18
2018	514.9	0
2019	515	0
2020	1257.8	144
2021	2989.7	138
2022	5980.3	100
2023	8200	37

المصدر: النشرات الرسمية الصادرة عن مصرف سورية المركزي والنشرات التي تصدرها مديرية الدراسات في مصرف سورية المركزي للأعوام (1980-1998-2011). وبلاغ رئاسة مجلس الوزراء رقم /3/ تاريخ 2004/1/3 والذي ينص على توحيد وتعديل سعر الصرف الحسابي وسعر صرف نشرة العملات الأجنبية بالأسواق المجاورة وتسميته بسعر صرف عمليات الدولة والقطاع العام.

وبدأ مصرف سورية المركزي يغير في تعليمات بيع وشراء الدولار الأمريكي مقابل الليرة السورية، وإصدار العديد من أسعار الصرف رغبة منه في تثبيت سعر صرف الليرة السورية مقابل العملات الأخرى، ومع بداية عام 2023 تخلى المصرف المركزي عن سياسة التسعير المثبت، أو دعم الليرة عبر جلسات تدخل مباشرة يبيع خلالها الدولار عبر شركات الصيرفة، بل لحق أسعار السوق، ليقارب أسعار الصرف الرسمية مع تقلبات أسعار السوق السوداء بهدف جذب التحويلات الخارجية، والتي تذهب إلى أسواق الدول المجاورة وتعود بالليرة إلى السوق الداخلية مما يفاقم أزمة سعر صرف الليرة السورية ومعدل التضخم.

ومن الملاحظ أن مصرف سورية المركزي لا يملك قوانين ضابطة لعمليات السوق المفتوحة، للتدخل في سوق الصرف من خلال المصارف التجارية العاملة في سورية، ولا تسمح قوانين سوق دمشق للأوراق المالية بتبادل العملات ولو بالأسعار التي يثبتها مصرف سورية المركزي.

لذلك لا بد من إعادة دور مصرف سورية المركزي في مرحلة إعادة الإعمار ليستطيع تحقيق ثبات في سعر الصرف، وإدارته ضمن القنوات القانونية داخل الاقتصاد السوري من جهة وفي التبادل التجاري الخارجي من جهة ثانية.

4.10. السوق المالية وأهميتها الاقتصادية

تشكل الأسواق المالية والمؤسسات المالية الوسيطة والأدوات "الأوراق" المالية جزءاً من النظام النقدي في اقتصاد السوق، ويتم تداول الأدوات "الأوراق" المالية مثل الأسهم والسندات.... إلخ في الأسواق المالية بمساعدة المؤسسات المالية الوسيطة، وفق قوانين تحمي عملية التداول. إن أهمية النظام النقدي تكمن في تجميع المدخرات القومية، وتعبئتها ومن ثم توجيهها من المدخرين إلى المقترضين. وإن عملية تحويل الموارد المالية مهمة جداً، في حالة كون الوحدات الاقتصادية المستثمرة تختلف عن الوحدات الاقتصادية المدخرة. ومما لا شك فيه أن تطور النظام النقدي يؤدي إلى تحقيق الكفاءة في تحويل المدخرات القومية، مما يساعد على نمو الأصول الإنتاجية، بشكل ينعكس إيجابياً على رفاهية المجتمع.

1.4.10. وظيفة الأسواق المالية ودورها في الاقتصاد

تقوم الأسواق المالية بدور فعال في الحياة الاقتصادية وذلك من خلال تحويل الموارد المالية من القطاعات الاقتصادية المدخرة إلى القطاعات الاقتصادية المستثمرة. وتأتي أهمية هذا الدور بسبب اختلاف القطاعات الاقتصادية المدخرة وفترة ادخارها عن القطاعات الاقتصادية المستثمرة وفترة لزوم التمويل. وإن كفاءة الأسواق المالية في تحقيق تحويل الموارد المالية حسب الحاجة يدل على درجة تطور النظام الاقتصادي والنظام النقدي.

وبما أن الهدف النهائي في تحويل الموارد المتاحة هو زيادة الاستثمار ومن ثم زيادة الدخل إلا أنه في أغلب الأحيان لا يتساوى الانفاق مع الدخل. فبعضهم ينفق أكثر من دخله بالاعتماد على مدخرات سابقة أو الاقتراض والآخرين ينفقون أقل من دخولهم ويفضلون الادخار من أجل استهلاك مستقبلي. ومن هنا تأتي أهمية دور الأسواق المالية في التوفيق بين تحويل الموارد من القطاعات المدخرة إلى القطاعات المستثمرة ويتم تشجيع الادخار والاستثمار عند سعر فائدة معين. وإن عدم وجود أسواق مالية يضع القطاعات الاقتصادية المختلفة أمام خيارات محدودة وتبقى المدخرات على شكل نقود أو ودائع مصرفية لا تحقق دخلاً مرغوباً، أما بالنسبة لقطاع الاستثمار فتبقى خيارات التمويل محدودة وضعيفة.

2.4.10. الأوراق المتداولة في السوق

١. أسهم الشركات المساهمة السورية.
٢. سندات الدين التي تصدرها الشركات المساهمة السورية.
٣. سندات الخزينة الصادرة عن الحكومة السورية.
٤. الوحدات الاستثمارية السورية الصادرة عن صناديق وشركات الاستثمار. لا يوجد صناديق سابق وأي أوراق مالية أخرى يتم اعتمادها من قبل مجلس مفوضي هيئة الأوراق المالية والسوق المالية السورية.

3.4.10. الأوراق المتداولة حالياً

حالياً يتم تداول أسهم الشركات المساهمة السورية مقسمة على القطاعات التالية: البنوك، التأمين، القطاع الصناعي، الاتصالات والخدمات وكما يُتاح التداول على السندات الحكومية، وأنه منذ مطلع تشرين الثاني 2023 وحتى نيسان 2024 أدرجت سوق دمشق للأوراق المالية حقوق الأفضلية على أسهم ثلاثة بنوك تقليدية هي بنك الأردن - سورية، بنك الائتمان الأهلي وبنك بيمو السعودي الفرنسي.

وقد شكلت حقوق الأفضلية فرصة استثمارية جيدة للمتداولين في السوق. ويتم حساب السعر الابتدائي لحق الأفضلية كالاتي: سعر السهم عند الإغلاق مطروح منه مئة ليرة سورية. ويتم التداول عليه بعد هذا بسعر قد يزيد أو يقل عن هذا السعر حسب العرض والطلب.

الجدول (2): إجمالي رؤوس الأموال المدرجة في سوق دمشق للأوراق المالية

المبالغ مليون ليرة سورية

العام	رؤوس الأموال المدرجة في سوق دمشق للأوراق المالية	معدل النمو %
2009	27240	--
2010	66036	1.42
2011	75747	0.15
2012	77234	0.02
2013	77234	0.00
2014	87337	0.13
2015	94337	0.08
2016	94337	0.00
2017	95899	0.02
2018	109774	0.14
2019	130714	0.19
2020	130714	0.16
2021	173964	0.25
2022	194964	0.12
2023	214964	0.10

المصدر: إعداد الباحثان بناء على منشورات سوق دمشق للأوراق المالية للأعوام المذكورة. يلاحظ من الجدول رقم (2) أن رؤوس الأموال المدرجة في سوق دمشق للأوراق المالية تطوراً ملحوظاً بين عامي 2009 و 2023، حيث بدأت السوق بانطلاقة قوية في عام 2010 مع ارتفاع حاد في رؤوس الأموال بنسبة 1.42%، ما يعكس توسعاً أولياً في الإدراجات. إلا أن الفترة بين 2011 و 2013 اتسمت

بالركود شبه الكامل نتيجة تداعيات الأزمة السورية، حيث تباطأ النمو بشكل كبير وصولاً إلى التوقف التام في 2013. ومع بداية عام 2014، بدأت السوق مرحلة تعافٍ تدريجي، سجلت خلالها معدلات نمو متواضعة حتى عام 2018، مما يشير إلى محاولات إعادة تنشيط السوق عبر رفع رؤوس أموال الشركات أو إدراج كيانات جديدة. أما الفترة الممتدة من 2019 إلى 2021 فقد تميزت بتوسع مالي ملحوظ، بلغ ذروته في عام 2021 بمعدل نمو 0.25%، ما يعكس تحسناً نسبياً في البيئة التنظيمية أو توجّهاً حكومياً لدعم السوق المالي. وفي عامي 2022 و 2023، استمر النمو ولكن بوتيرة أبطأ، مما قد يدل على تشعب جزئي في السوق أو تحديات اقتصادية جديدة.

4.4.10. مؤشر سوق دمشق للأوراق المالية DWX

ما يميز هذا المؤشر أنه يعتمد أسلوب التثقيل بالقيمة السوقية للشركات الداخلة في احتساب معادلته، حيث تعطى كل شركة وزناً بقدر ما تشكل قيمتها السوقية من القيمة السوقية للعينة ككل، وتتكون عينة المؤشر من جميع الشركات المدرجة في السوق الموازي والنظامي. ولاحتساب المؤشر المرجح بالقيمة السوقية نستخدم المعادلة التالية:

$$\text{المؤشر المثقل بالقيمة السوقية للشركات} = \sum \frac{(\text{متوسط سعر السهم}) \times (\text{عدد الأسهم للشركة})}{(\text{سعر الأساس للسهم}) \times (\text{عدد الأسهم للشركة})} \times \text{المعامل}$$

حيث: المعامل = 1000 حين انطلاق المؤشر، ويتم تعديل المعامل عند حصول أي من إجراءات الشركات أو إدخال أو إخراج شركة إلى/من العينة وفق المعادلة التالية:

$$\text{المعامل الجديد} = \frac{\text{المؤشر قبل التعديل}}{\text{المؤشر بعد التعديل}} \times \text{المعامل}$$

إن التغيير في المعامل يساهم في تمكين المؤشر من عكس الصورة الحقيقية لتغيرات أسعار الأسهم. سعر الأساس = متوسط سعر السهم لآخر جلسة قبل إدخاله في معادلة احتساب المؤشر، حيث تم تحديد تاريخ 2009/12/31 كفترة أساس.

ومن الجدير بالذكر عند إدراج الأوراق المالية لشركة ما لأول مرة، فإن هذه الورقة لن تدخل في احتساب المؤشر إلا في الجلسة التي تلي حصول تداول عليها، أي بعد حصولها على سعر وسطي. تحسب نسبة التغير في المؤشر بناءً على قيمة إغلاقه في الجلسة السابقة.

الجدول (3): بيانات المؤشر

السنة	نقطة (DWX)	سعر الصرف
2009	-	-
2010	1,719.00	48.50
2011	870	48.50
2012	770	61.40
2013	1,249.00	147.00
2014	1,271.00	229.20
2015	1,228.00	436.70
2016	1,618.00	514.90
2017	5,983.00	514.90
2018	6,190.12	515.00
2019	5,836.58	1,257.80
2020	8,082.65	2,989.70
2021	17,493.79	5,980.30
2022	30,244.68	8,200.00
2023	60,172.28	13,600.00
2024	99,693.95	14,055.00

المصدر: إعداد الباحثان بناء على بيانات مصرف سورية المركزي وسوق دمشق للأوراق المالية
نلاحظ من الجدول رقم (3):

أولاً: الاتجاه العام لسعر الصرف: بين 2010 و2024، ارتفع سعر صرف الدولار مقابل الليرة السورية من 48.5 إلى 14,055، أي تضاعف بما يزيد على 289 ضعفاً وهذا يشير ذلك إلى انهيار نقدي عميق ترافق مع الأزمة السورية، خاصة بعد 2012، حيث بدأ التسارع الحاد.
ثانياً: تطور مؤشر DWX: في بداية 2010، بلغ المؤشر 1,719 نقطة، ثم انخفض بشكل حاد في 2011-2012 بالتزامن مع اندلاع الأزمة. ومن 2013 فصاعداً، بدأ المؤشر بالصعود التدريجي، وابتداء من 2017 قفز إلى مستويات مرتفعة بشكل حاد، وبلغ 99,693.95 في 2024.

5.10. التحليل الإحصائي للدراسة

قبل استخدام أيّة مجموعة من البيانات -وبيانات السلاسل الزمنية على وجه الخصوص- في أيّة دراسة كانت، لا بدّ من معالجتها بشكلٍ جيّد (Validating Data)، من خلال إخضاعها لمختلف الاختبارات البيانية والإحصائية التي تسمح باكتشاف مميّزاتها وخصائصها الإحصائية الجوهرية، وتقديم صورة واضحة عن كيفية تطوّر سلوك المتغيّرات التي تعبر عنها.

1.5.10. فترة الدّراسة ومصادر بيانات متغيّراتها

سيتمّ استخدام الأساليب القياسية الحديثة في اختبار العلاقة بين سعر صرف ومؤشر أسعار الأسهم المتقلّب بالقيمة السوقية (DWX) في الاقتصاد السوريّ، وذلك من خلال تحليل السلاسل الزمنية الساكنة. بهدف الوصول إلى نتائج واقعية وتحليل سليم ومنطقيّ للعلاقات الاقتصادية، وبالتالي تجنّب النتائج المضلّلة التي يتمّ الحصول عليها في الغالب بطرق الانحدار التقليدية في حالة عدم سكون السلاسل الزمنية.

حيث يستهدف هذا البحث الخصائص الإحصائية للمتغيّرات المدروسة، من خلال استخدام سلسلة زمنية سنوية تضمّ (14) مشاهدة، خلال الفترة 2011-2024. وقد تمثّلت المتغيّرات التي تضمّنتها هذه الدّراسة في متغيّرين رئيسيّين هما المتغير المستقل والمتمثل بسعر صرف الليرة السورية مقابل الدولار الأمريكي (EX)، في حين تمثّل المتغير التابع في هذه الدّراسة بـ: مؤشر أسعار الأسهم المتقلّب بالقيمة السوقية (DWX). وتمثّل عملية توصيف الأنموذج القياسي وتحديد مفاصله الرئيسية خطوة مهمة لبناء أيّ نموذج قياسي، سواء كان هذا النّمودج معادلة منفردة أم مجموعة من المعادلات، ويعتمد ذلك على طبيعة الظاهرة الاقتصادية المراد دراستها.

وبهدف تحقيق بعض التّجانس في أحجام الأرقام الإحصائية المستخدمة في الدّراسة، ولأجل استبعاد تأثير الاتجاه العامّ (Trend) من التقلّبات الدورية للمتغيّرات، حوّلت البيانات الأصليّة إلى اللوغاريتمات الطبيعية كما هو مبينّ بالمعادلة التّالية:

$$LDWX = B_0 + B_1LEX + \varepsilon \dots\dots$$

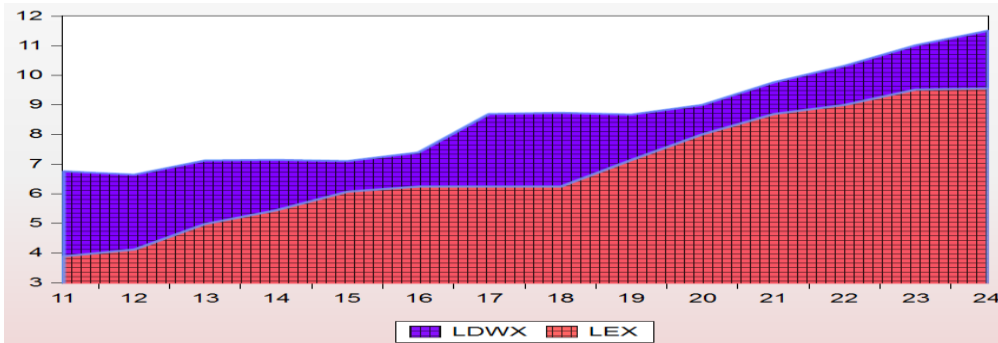
حيث أن: LEX: اللوغاريتم الطبيعي لسعر الصرف، حيث تم الاعتماد على سعر صرف العملة المحلية (الليرة السورية) مقابل الدولار الأمريكي على اعتبار أن الدولار من العملات المتداولة على نحو واسع في معظم دول العالم.

LDWX: اللوغاريتم الطبيعي لمؤشر أسعار الأسهم المتقلّب بالقيمة السوقية.

(β_0, β_1): معاملات النّمودج.

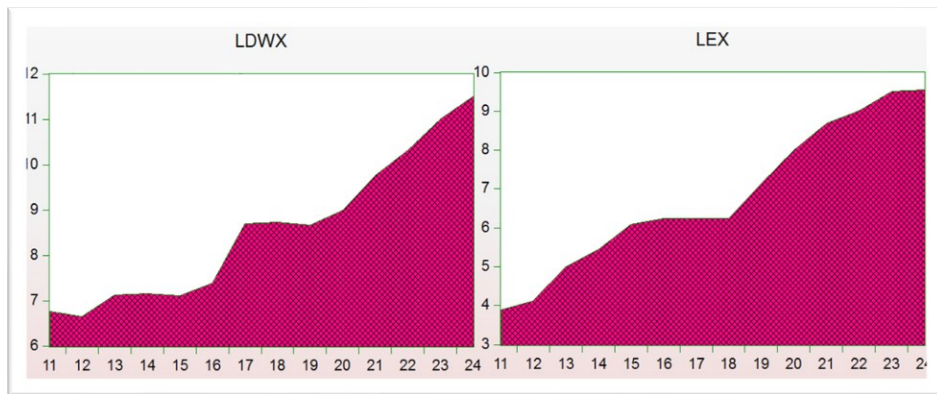
ε : الخطأ العشوائي.

إنّ الخطوة الأولى في عملية تحليل السلاسل الزمنية هو رسم مشاهدات المتغيرات لمعرفة الاتجاه العام لها (رشاد، 2011). حيث تعتبر استقرارية المتغيرات المدروسة كلاً منها على حدة شرطاً لازماً من أجل إجراء الدراسة القياسية، حيث إنّ استخدام سلاسل زمنية غير مستقرة في معادلات الانحدار تعطينا نتائج مضللة وغير حقيقية. والرسم البياني في الشكل رقم (1) والشكل رقم (2) يبيّن الخصائص المهمة للسلاسل الزمنية المدروسة، حيث يُلاحظ من الرسم البياني أنّها غير مستقرة، فهي تعاني من مشكلة الاتجاه العام، ممّا يدلُّ على عدم سكون السلاسل الزمنية المدروسة، ولتأكيد ذلك أو نفيه يتطلّب الأمر إجراء الاختبارات الخاصة باستقرار السلاسل الزمنية.



الشكل (1): الشكل البياني للسلاسل الزمنية المدروسة

المصدر: إعداد الباحثان بالاعتماد على مخرجات البرنامج الإحصائي Eviews13.



الشكل (2): الشكل البياني لسلسلة سعر الصرف وسلسلة مؤشر سوق دمشق للأوراق المالية

المصدر: إعداد الباحثان بالاعتماد على مخرجات البرنامج الإحصائي Eviews13.

2.5.10. تحليل وصفي للمتغيرات المدروسة

سيتم من خلال هذه الخطوة حساب مختلف الإحصائيات الوصفية للبيانات (المتوسط، الوسيط، القيمة العظمى، القيمة الدنيا، الانحراف المعياري، معامل التفرطح، والالتواء) بالإضافة إلى إحصائية Jarque-Bera التي تسمح لنا باختبار فرضية التوزيع الطبيعي لدى السلاسل المدروسة. حيث إن القيمة المعيارية لهذا الاختبار هي (5.99) وبالتالي تتبع البيانات التوزيع الطبيعي إذا كانت إحصائية $(Jarque-Bear) \leq 5.99$ وكذلك $Probability > 0.05$ ، وكما هو موضح بالجدول (1) فإن قيمة (Jarque-Bear) بالنسبة للمتغيرات المدروسة هي أصغر من (5.99) وكذلك قيمة الاحتمالية هي أكبر من (0.05)، وبالتالي تتبع المتغيرات المدروسة التوزيع الطبيعي.

الجدول (4): اختبار التوزيع الطبيعي لمتغيرات الدراسة

Variab les	Mean	Median	Maximum	Minimum	Std. Dev.	Skewnes s	Kurtosis	J-B	Prb.
LEX	6.796	6.244	9.550	3.881	1.907	0.083	1.814	0.836	0.658
LDWX	8.563	8.684	11.509	6.646	1.613	0.456	1.965	1.111	0.573

المصدر: إعداد الباحثان بالاعتماد على مخرجات البرنامج الإحصائي Eviews13.

3.5.10. اختبار الارتباط الذاتي للسلاسل الزمنية المدروسة

للكشف عما إذا كانت السلاسل محل الدراسة مستقرة أم لا نستخدم دوال الارتباط الذاتي Autocorrelation ودوال الارتباط الجزئي Partial correlation، وبعد أن تم استخراج هذه القيم لكل السلاسل، كما هو موضح في الشكلين رقم (3) و(4)، تبين أن أغلب دوال المتغيرات المدروسة وعند مجموعة كبيرة من الفجوات تقع خارج مجال الثقة، وبالتالي يوجد ارتباط ذاتي بين المتغيرات والسلاسل غير مستقرة، حيث نلاحظ أن قيمة احتمالية Q-Stat أقل من 0.05. وعند أخذ الفروق الأولى كما هو موضح في الشكلين رقم (5) و(6)، تبين أن أغلب دوال المتغيرات المدروسة وعند مجموعة كبيرة من الفجوات تقع داخل مجال الثقة، وبالتالي لا يوجد ارتباط ذاتي بين المتغيرات والسلاسل أصبحت مستقرة عند الفروق الأولى، حيث نلاحظ أن قيمة احتمالية Q-Stat أكبر من 0.05.

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.789	0.789	10.737	0.001
		2	0.537	-0.229	16.119	0.000
		3	0.326	-0.041	18.279	0.000
		4	0.135	-0.123	18.687	0.001
		5	-0.002	-0.017	18.687	0.002
		6	-0.101	-0.069	18.973	0.004
		7	-0.184	-0.088	20.052	0.005
		8	-0.299	-0.230	23.391	0.003
		9	-0.387	-0.073	30.089	0.000
		10	-0.426	-0.071	40.240	0.000
		11	-0.396	0.035	51.938	0.000
		12	-0.324	-0.028	63.674	0.000

الشكل (3): دالة الارتباط الذاتي ودوال الارتباط الجزئي، للمتغير (LEX) عند المستوى

المصدر: إعداد الباحثان بالاعتماد على مخرجات البرنامج الإحصائي Eviews13.

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.769	0.769	10.177	0.001
		2	0.524	-0.164	15.296	0.000
		3	0.340	-0.007	17.650	0.001
		4	0.170	-0.115	18.298	0.001
		5	0.011	-0.109	18.301	0.003
		6	-0.128	-0.109	18.757	0.005
		7	-0.232	-0.081	20.480	0.005
		8	-0.362	-0.231	25.359	0.001
		9	-0.394	0.063	32.309	0.000
		10	-0.390	-0.097	40.820	0.000
		11	-0.356	-0.006	50.281	0.000
		12	-0.296	-0.030	60.113	0.000

الشكل (4): دالة الارتباط الذاتي ودوال الارتباط الجزئي، للمتغير (LDWX) عند المستوى

المصدر: إعداد الباحثان بالاعتماد على مخرجات البرنامج الإحصائي Eviews13.

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.153	0.153	0.3808	0.537
		2	-0.102	-0.128	0.5650	0.754
		3	-0.589	-0.575	7.3317	0.062
		4	-0.264	-0.188	8.8453	0.065
		5	-0.176	-0.366	9.6044	0.087
		6	0.381	0.011	13.649	0.034
		7	0.168	-0.268	14.566	0.042
		8	0.109	-0.325	15.030	0.059
		9	-0.137	-0.159	15.944	0.068
		10	0.038	-0.025	16.036	0.099
		11	-0.139	-0.226	17.915	0.084
		12	0.059	-0.161	18.592	0.099

الشكل (5): دالة الارتباط الذاتي ودوال الارتباط الجزئي، للمتغير (LEX) عند الفروق الأولى

المصدر: إعداد الباحثان بالاعتماد على مخرجات البرنامج الإحصائي Eviews13.

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	-0.001	-0.001	7.E-06	0.998
		2	-0.295	-0.295	1.5479	0.461
		3	-0.088	-0.096	1.6972	0.638
		4	0.306	0.239	3.7222	0.445
		5	-0.179	-0.262	4.5047	0.479
		6	0.100	0.305	4.7820	0.572
		7	0.044	-0.070	4.8459	0.679
		8	-0.067	-0.114	5.0224	0.755
		9	-0.169	0.044	6.4121	0.698
		10	-0.049	-0.362	6.5655	0.766
		11	-0.069	0.006	7.0281	0.797
		12	-0.033	-0.158	7.2459	0.841

الشكل (6): دالة الارتباط الذاتي ودوال الارتباط الجزئي، للمتغير (LDWX) عند الفروق الأولى

المصدر: إعداد الباحثان بالاعتماد على مخرجات البرنامج الإحصائي Eviews13.

4.5.10. اختبار جذر الوحدة لسلسلة

إن السلاسل الزمنية المتعلقة بالمتغيرات الاقتصادية الكلية تتسم بعدم الاستقرار ناتجاً عنها مشكلة الانحدار الزائف، ويظهر ذلك من خلال النتائج المضللة التي يتحصل عليها عندما تكون قيم R^2 مرتفعة حتى في ظل عدم وجود علاقة حقيقية بين المتغيرات، وعليه لابد من التأكد من استقرار متغيرات الدراسة بالاعتماد على اختبار جذر الوحدة Unit Root Test عن طريق استخدام العديد من الاختبارات التي يُمكن استعمالها لدراسة استقرار السلاسل الزمنية مثل اختبار Dickey-Fuller (DF)، أو Augmented Dickey-Fuller (ADF)، أو اختبار Phillips-Perron (PP)، أو اختبار KPSS، وسنكتفي باختبار ADF وذلك عند المستوى (Level) وعند الفروق الأولى (First Difference) باستخدام الحد الثابت (Intercept) والثابت والاتجاه العام (Trend and Intercept)، وبدون ثابت وبدون اتجاه عام (None). المقترح من قبل Engle (1987) and Granger الذي يعتمد على ثلاثة نماذج:

1. نموذج دون وجود ثابت ولا اتجاه عام

$$\Delta Y_t = (P-1) Y_{T-1} + \mu_r$$

2. نموذج بوجود ثابت وبدون اتجاه عام

$$\Delta Y_t = (P-1) Y_{T-1} + C + \mu_r$$

3. نموذج بوجود ثابت واتجاه عام

$$\Delta Y_t = (P-1) Y_{T-1} + C + B_r + \mu_r$$

بحيث تكون الفرضية الصفرية هي احتواء السلسلة الزمنية للمتغير على جذر الوحدة، أي أنه غير مستقر ويتم الحكم على هذه الفرضية بالقبول أو بالرفض بملاحظة قيمة الاحتمالية Probability، فإذا كانت أقل من (0.05) فهذا يعني أن القيمة المحسوبة لإحصائية (ADF) أكبر من القيمة الجدولية لها، مما يعني رفض فرض عدم وجود جذر الوحدة والحكم باستقرار السلسلة الزمنية للمتغير محل الدراسة.

الجدول (5): نتائج اختبار سكون السلاسل الزمنية باستخدام اختبار (ADF)

1st difference			Level			Variables	
None	Trend and Intercept	Intercept	None	Trend and Intercept	Intercept		
-4.3576	-3.9204	-4.1656	3.9429	-3.4422	-0.5397	t-Statistic	LEX
-1.9777	-3.9333	-3.1753	1.9709	-3.9333	-3.1199	Test critical value 5%	
0.0005	0.0509	0.0105	0.9996	0.0970	0.8530	Prob.	
-3.9273	-3.7187	4.169037	3.4008	-1.7623	0.9336	t-Statistic	LDWX
-1.9881	-4.1078	-3.2598	1.9709	-3.8753	-3.1199	Test critical value 5%	
0.0014	0.0493	0.0141	0.9989	0.6587	0.9922	Prob.	

المصدر: من إعداد الباحثان بالاعتماد على مخرجات البرنامج الإحصائي Eviews13. توضح البيانات الواردة بالجدول (5) نتائج اختبار جذر الوحدة وذلك باستخدام اختبار ديكي – فولر الموسع (ADF)، وتشير النتائج إلى أن السلاسل الزمنية المدروسة غير مستقرة عند مستوياتها وذلك مع قاطع، قاطع واتجاه زمني، بدون قاطع وبدون اتجاه زمني. فقد كانت القيم المطلقة للإحصائية المقدرّة تقل عن تلك الحرجة عند مستوى المعنوية (0.05) مما يستوجب قبول الفرضية الصفرية والدالة على وجود جذور الوحدة، وبعد أخذ الفرق الأول أصبحت السلسلة المدروسة تتسم بالاستقرار عند مستوى معنوية 5% أي أنها متكاملة من الدرجة الأولى (1) I~.

5.5.10. علاقة سعر الصرف بمؤشر سوق دمشق الأوراق المالية (DWX)

سيتم اختبار وجود تكامل مشترك بين سعر الصرف (LEX) ومؤشر سوق الأسهم (DWX) خلال الفترة 2011-2024.

1- تحديد فترة الإبطاء المثلى للمتغيرات المدروسة

تعدّ مرحلة اختيار عدد فترات الإبطاء من أهم المراحل؛ لأنها تؤثر بالدرجة الأولى على نتائج التقديرات. هذا من جهة، ومن جهة أخرى يستحسن تحديد عدد فترات الإبطاء بأقل ما يمكن في حالة العينات الصغيرة. ولأجل تحديد فترة الإبطاء المثلى فقد استُخدمت ثلاث اختبارات ذات معايير معيّنة، وهي:

اختبار اكايك (Akaike Information Criterion) AIC، واختبار هانان - كيونن (Hannan-) HQ، واختبار شوارتز (Schwarz Information Criterion) SC، واختبار شوارتز (Quinn Information Criterion)، وتتضمن جميع الاختبارات على أن فترة الإبطاء المثلى هي تلك الفترة التي تُعطي أقل قيمة عند الاختبار. ويتبين من الجدول (3) أن أفضل فترة إبطاء هي فترة واحدة، أي إن (3) VAR.

الجدول (6): اختبار عدد فترات الإبطاء الأمثل

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-127.7053	NA	6.33e+08	25.94107	26.00159	25.87468
1	-96.94211	43.06853	3111908.	20.58842	20.76997	20.38926
2	-91.45519	5.486925	2710132.	20.29104	20.59362	19.95910
3	-71.81282	11.78542	190234.4	17.16256	17.58618	16.69786

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات البرنامج الإحصائي Eviews10.

2- اختبار التكامل المشترك (CO-INTEGRATION TEST)

إنّ التفسير الاقتصادي للتكامل المشترك في بيانات السلاسل الزمنية يوضح وجود توازن مستقر في المدى الطويل بين سلسلتين زمنيتين أو أكثر تأخذ اتجاهات مشتركة واحداً، بحيث تؤدي التقلبات في إحدهما إلى إلغاء التقلبات في السلسلة الأخرى، فإذا كانت خلاف ذلك، فإنها لن تتمكن من التحرك سوياً وباتجاهات منتظمة خلال الزمن، ولهذا يجب تعديل اتجاهاتها وتصحيحها قبل البدء بعملية التقدير. إذ يقوم اختبار (Cointegration Test) بتقليص الاختلافات والتباينات إلى حدودها الدنيا باتجاه تحقيق التوازن في المدى الطويل، بحيث يمكن للمتغيرات المقترنة أن تسيّر باتجاهات متقاربة معاً، خلال الزمن والاختلافات بينهما تكون مستقرة. وبشكل عام يتطلب اختبار العلاقة طويلة الأجل اتباع خطوتين:

- 1- تشخيص كون السلاسل مستقرة (Stationary)، ولها درجة تكامل من الدرجة الأولى (I(1)).
 - 2- اختبار استقرارية الأخطاء العشوائية. فإذا كانت البواقي مستقرة ولها درجة التكامل نفسها فإن ذلك يؤشر إلى أن حدود الخطأ العشوائي مستقرة، أي أن تكون البواقي الناتجة من تقدير العلاقة الخطية بين المتغيرات متكاملة من الرتبة صفر (I(0)).
- وبعد الحصول على سكون السلاسل الزمنية والتعريف على درجة تكامل هذه السلاسل للمتغيرات المستخدمة في الدراسة والتأكد من سكون هذه المتغيرات، يمكننا استخدام أسلوب التكامل المشترك لاختبار وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين السلاسل الزمنية، لكن يشترط في ذلك أن تكون السلاسل الزمنية متكاملة من الدرجة نفسها.

كما تبين من خلال اختبار جذر الوحدة (Unit Root) بواسطة اختبار (ADF) أن المتغيرات التي تضمها النموذج أصبحت ساكنة بعد أخذ الفروق الأولى، بمعنى أن جميع السلاسل الزمنية للمتغيرات

التي تضمَّنْها النَّمُودَج كانت متكاملةً من الدَّرْجَة الأولى (1) $I \sim$ ، أي إنَّها متكاملةً من نفس الدَّرْجَة. ويُعدُّ اختبار التَّكامل المشترك، أي اختبار وجود علاقةٍ توازنِيَّةٍ ومستقرَّةٍ في الأجل الطَّوِيل؛ دليلاً على صَحَّة توصيف النَّمُودَج.

سيتمُّ استخدام اختبار جوهانسن جيسليوس (Johansen and Juselius test)، الذي يُعدُّ من أفضل الاختبارات وأكفأها، لأنَّه يأخذ بعين الاعتبار نموذج حدِّ الخطأ من خلال منهج الإمكان الأعظم، كما يقدِّم أسلوباً موحَّداً لاختبار وتقدير متَّجِه التَّكامل المشترك.

ويقوم هذا الاختبار على تقدير أنموذج متَّجِه الانحدار الدَّائِي (Vector Autoregressive Model) (VAR) باستعمال دالَّة الإمكان الأعظم، وقد تمَّ استعمال هذه الطَّرِيقَة، كونها الأنسب في حال وجود أكثر من متغيِّرين وإمكانِيَّة وجود أكثر من صيغَة تكامل مشتركٍ واحدةٍ بين المتغيِّرات.

إنَّ اختبار جوهانسن (Johansen) للتَّكامل المشترك يختبر فرضيَّة العدم (H0) التي تنصُّ على عدم وجود تكاملٍ مشتركٍ (علاقة طويِّلة الأجل) بين المتغيِّرات، مقابل الفرضيَّة البديلة (H1) التي تنصُّ على الأقلِّ على وجود علاقة تكاملٍ مشتركٍ واحدةٍ بين المتغيِّرات، ويكون ذلك بالاعتماد على اختبارين هما:

أ- اختبار الأثر Trace test

(Trace λ) والذي يأخذ الصيغَة الآتية:

$$\lambda_{TRACE} = -N \sum_{i=r+1}^p \ln(1 - \lambda_i)$$

حيث إنَّ: n: عدد المشاهدات، λ_i : القيم الدَّائِيَّة للمصفوفة، P: عدد المتغيِّرات، r: رتبة المصفوفة. وتنصُّ فرضيَّة العدم على وجود عددٍ من متَّجِهات التَّكامل المشترك يساوي على الأكثر r، أي إنَّ عدد هذه المتَّجِهات يقلُّ أو يساوي r حيث أن $r = 0$. إذ يتمُّ اختبار فرضيَّة العدم ($r = 0$)، مقابل الفرضيَّة البديلة ($r \leq 1$)، فإذا كانت قيمة اختبار الأثر المحسوبة أصغر من القيمة الحرجة تُقبَل فرضيَّة العدم التي تعني أنَّ متَّجِهات التَّكامل المشترك تساوي الصِّفر، أمَّا إذا كانت القيمة المحسوبة أكبر من الحرجة فتُقبَل الفرضيَّة البديلة التي تعني أنَّ عدد المتَّجِهات أكبر من صفر، ممَّا يعني وجود تكاملٍ مشتركٍ بين المتغيِّرات المدروسة.

ب- اختبار القيم المميَّزة العظمى (Maximum Eigenvalue test)

وصيغتها:

$$\lambda_{MAX} = -N \ln(1 - \lambda_{r+1})$$

ويكون اختبار فرضيَّة العدم التي تعتمد على وجود r من متَّجِهات التَّكامل المشتركٍ مقابل الفرضيَّة البديلة التي تقوم على وجود (p) من متَّجِهات التَّكامل المشترك.

فإذا كانت القيمة المحسوبة لمعدّل الإمكان الأعظم أكبر من الجدوليّة (الدرجة) ترفض فرضيّة العدم ($r = 0$) وتقبل الفرضيّة البديلة ($r \leq 1$) التي تنصّ على وجود متّجه واحدٍ على الأقلٍ للتكامل المشترك، والعكس صحيحٌ في حالة قبول فرضيّة العدم.

الجدول (7): اختبار التّكامل المشترك (اختبار الأثر واختبار القيمة العظمى)

Test Trace				Maximum Eigenvalue			
Hypothesized No. of CE(s)	Trace Statistic	0.05-Critical Value	Prob.	Hypothesized No. of CE(s)	Max-Eigen Statistic	0.05-Critical Value	Prob.
None	27.41330	15.49471	0.0005	None	23.49446	14.26460	0.0013
At most 1	3.918846	3.841465	0.0477	At most 1	3.918846	3.841465	0.0477

المصدر: من إعداد الباحثان بالاعتماد على مخرجات البرنامج الإحصائي Eviews13. عند إجراء اختبار علاقات التّكامل المشترك لـ جوهانسن للمتغيّرات المدروسة، تبين وجود تكاملٍ مشتركٍ بين المتغيّرات، حيث يتّضح من نتائج اختباري الأثر والقيمة المميّزة العظمى رفض الفرضيّة الصفرية حول عدم وجود التّكامل المشترك بين المتغيّرات عند مستوى معنويّة 5%، حيث إنّ القيم المحسوبة لاختبار الأثر أكبر من القيم الجدوليّة، وبالتالي فإنّ اختبار الأثر يبيّن رفض الفرضيّة الصّفرية، ومنه يوجد (علاقة طويلة الأجل) بين المتغيّرات.

كما أكّدت نتائج اختبار القيمة المميّزة العظمى نتائج اختبار الأثر، وهو قبول الفرضيّة البديلة حول وجود متّجه للتّكامل المشترك، وهذا يعني أنّ مؤشر أسعار الأسهم متكاملٌ تكاملاً مشتركاً مع المتغيّر المفبّر له، أي إنّ هناك توليفةً خطيّة ساكنة بين مؤشر أسعار الأسهم والمتغيّر المفبّر له، ممّا يدلّ على وجود علاقةٍ توازنيةٍ طويلة الأجل بين المتغيّرين المدروسين، وبعد التأكّد من أنّ السلاسل الزّمنيّة لمتغيّرات نموذج الدّراسة هي متكاملةٌ تكاملاً مشتركاً، فإنّ الخطوة التّالية هي الحصول على مقدّرات ذات خصائص جيّدة.

ت - إيجاد معادلة التّكامل المُشترك بطريقة المربعات الصّغرى

الجدول (8): معادلة التّكامل المُشترك بطريقة المربعات الصّغرى المُصحّحة كلياً للعلاقة بين المتغيّرين

Dependent Variable: DLDWX				
Method: Least Squares				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLEX	3.429350	0.546400	6.276260	0.0001
C	0.745333	0.080241	9.288630	0.0000
R-squared		0.886923	Mean dependent var	8.337155
Adjusted R-squared		0.876643	S.D. dependent var	1.429167
S.E. of regression		0.501955	Akaike info criterion	1.600026
Sum squared resid		2.771549	Schwarz criterion	1.686942
Log likelihood		-8.400171	Hannan-Quinn criter.	1.582161
F-statistic		86.27864	Durbin-Watson stat	1.118865
Prob(F-statistic)		0.000002		

المصدر: من إعداد الباحثان بالاعتماد على مخرجات البرنامج الإحصائي Eviews13. نستنتج من الجدول (8) ما يلي: تشير معاملات الانحدار إلى أن سعر الصرف، على علاقة طردية مع مؤشر أسعار الأسهم، وتأخذ معادلة الانحدار الشكل التالي:

$$DLDWX = 3.4293 + 0.7453DLEX$$

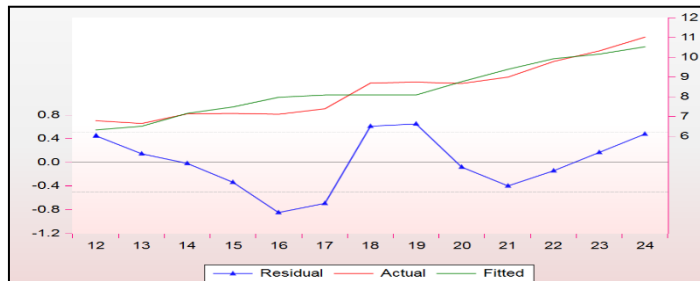
نستنتج من المعادلة السابقة ما يلي:

- التغير في سعر الصرف (DLEX)، يؤثر طردياً في مؤشر أسعار الأسهم وزيادة (DLEX) بمقدار 1% ستؤدي إلى زيادة (DLDWX) بمقدار 0.7453. وتتفق هذه النتيجة مع منطق النظرية الاقتصادية من حيث العلاقة الطردية بين سعر الصرف ومؤشر أسعار الأسهم.
- بلغت قيمة معامل التحديد المعدل (Adjusted R-squared = 0.8766)، وهذا يعني أن المتغيرات التفسيرية تفسر حوالي 87.66% من التغيرات التي تحدث في المتغير التابع، والباقي عبارة عن أثر المتغيرات الأخرى غير المضمنة في النموذج. وهذه القيمة تدل على جودة توفيق النموذج.

كما يتضح من نتائج التحليل المبينة بالجدول أعلاه وجود علاقة ذات دلالة معنوية بين سعر الصرف وبين مؤشر أسعار الأسهم وفقاً لاختبار (t) عند مستوى معنوية (5%)، حيث بلغت قيمة (t) المحسوبة لمعامل الانحدار للمتغير المذكور آنفاً ومؤشر أسعار الأسهم على التوالي (9.2886) بمستوى دلالة بلغت (0.00)، وهذه القيمة أصغر من مستوى الدلالة المفروض (5%).

مما يعني رفض فرضية العدم وقبول الفرضية البديلة والتي تشير إلى وجود علاقة ذات دلالة إحصائية بين سعر الصرف وبين مؤشر أسعار الأسهم. وحتى يكون الانحدار السابق غير زائف، وليكون هناك علاقة طويلة الأجل بين المتغيرات يجب أن تكون البواقي مستقرة، لذلك نلجأ إلى اختبار موثوقية النموذج.

- اختبار استقرار البواقي: بهدف اختبار استقرار البواقي تم رسم بياني لقيم بواقي التقدير، كما هو مبين بالشكل (7)، حيث يُلاحظ من الشكل أدناه تقارب القيم المقدرة من القيم الحقيقية، مما يشير إلى جودة النموذج المقدر.



الشكل (7): اختبار استقرار البواقي

المصدر: من إعداد الباحثان بالاعتماد على مخرجات البرنامج الإحصائي Eviews13.

• اختبار الارتباط الذاتي لبواقِي:

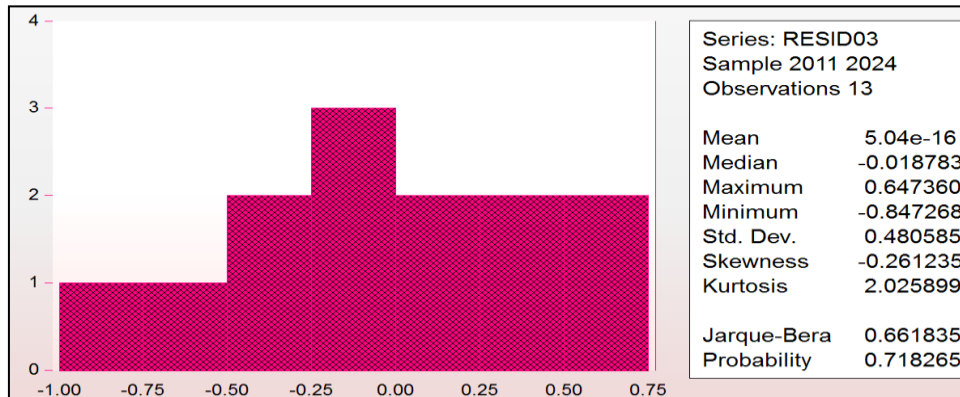
من بين طرائق اختبار استقراريّة سلسلة البواقِي فحصُ معاملات الارتباط الذاتي لبواقِي التقدير، والشكل (8) يبيّن دالّتي الارتباط الذاتي والجزئيّ لسلسلة البواقِي لمعادلة التّكامل المشترك بين سعر الصرف ومؤشر أسعار الأسهم، حيث تبيّن أنّ معظم هذه الدوالّ وعند مجموعة كبيرة من الفجوات تقع داخل مجال الثقة، وبالتالي لا يوجد ارتباط ذاتي بين المتغيّرات والسلاسل مستقرّة، حيث نلاحظ أنّ قيمة احتماليّة Q-stat أكبر من 0.05.

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.236	0.236	0.8494	0.357
		2	-0.548	-0.639	5.8983	0.052
		3	-0.369	-0.012	8.4451	0.038
		4	0.054	0.271	8.5057	0.075
		5	0.145	-0.114	9.0120	0.109
		6	0.172	0.130	9.8418	0.131
		7	0.026	-0.177	9.8640	0.196
		8	-0.066	0.227	10.044	0.262
		9	-0.073	-0.133	10.342	0.324
		10	-0.047	0.047	10.526	0.396
		11	-0.030	-0.053	10.676	0.471

الشكل (8): دالّتي الارتباط الذاتي والجزئيّ لسلسلة البواقِي لمعادلة التّكامل المشترك بين سعر الصرف ومؤشر أسعار الأسهم

المصدر: من إعداد الباحثان بالاعتماد على مخرجات البرنامج الإحصائي Eviews13.

وقد بيّن اختبار التّوزيع الطّبيعيّ لأخطاء معادلة التقدير بين سعر الصرف ومؤشر أسعار الأسهم، كما في الشكل (9) أنّ أخطاء التّموذج تتبع التّوزيع الطّبيعي، لأنّ إحصائيّة (Jarque- Bear = 0.661)، وهي أصغر من 5.99، كما أنّ الاحتماليّة تساوي (Prob. = 0.718) وهي أكبر من مستوى المعنويّة 5%.



الشكل (9): اختبار التّوزيع الطّبيعي لبواقِي التقدير

المصدر: من إعداد الباحثان بالاعتماد على مخرجات البرنامج الإحصائي Eviews13.

• اختبار جذر الوحدة:

حيث تم استخدام اختبار ديكي فولر الموسع لبيان مدى استقرار بواقي التقدير من عدمها، حيث يتضح من خلال الجدول (7) أن البواقي مستقرة.

الجدول (9): البواقي

Level			Variables	
None	Trend and Intercept	Intercept	t-Statistic	Resid
-4.029825	-3.861228	-3.836271	Test critical value 5%	
-1.977738	-3.933364	-3.175352	Prob.	
0.0009	0.0554	0.0177		

المصدر: من إعداد الباحثان بالاعتماد على مخرجات البرنامج الإحصائي Eviews13.

• اختبار السببية:

يُستخدَم اختبار غرانجر من أجل تحديد اتجاه السببية بين متغيرات الدراسة، فيما إذا كانت باتجاه واحد أو باتجاهين متبادلين أو أن كلا المتغيرين مستقلان عن بعضهما البعض. ولتحديد اتجاه العلاقة بين المتغيرات أُجري اختبار Granger causality للعلاقة السببية بين المتغيرات المدروسة. من شروط استعمال اختبار العلاقات السببية أن تكون المتغيرات المستعملة مستقرة، لذلك سيستخدم في الاختبارات الفروق الأولى لكل المتغيرات قيد الدراسة، وذلك بعد أخذ المتغيرات بصيغتها اللوغاريتمية، مع أخذ فجوات زمنية مساوية لـ 3 (Lags: 3)، كما هو مبين بالجدول (7). وقد تمّ التوصل إلى النتائج المعروضة في الجدول (10) وذلك لاختبار فرضيات عدم التآلية:

H0: سعر الصرف (DLEX) لا يؤثر في مؤشر أسعار الأسهم (DLDWX).

H0: مؤشر أسعار الأسهم (DLDWX) لا يؤثر في سعر الصرف (DLEX).

الجدول (10) اختبار سببية غرانجر بين سعر الصرف ومؤشر أسعار الأسهم

فرضية عدم	Obs	F-Statistic	
DLEX does not Granger Cause DLDWX	10	3.23044	0.1806
DLDWX does not Granger Cause DLEX	10	129.597	0.0011

المصدر: من إعداد الباحثان بالاعتماد على مخرجات البرنامج الإحصائي Eviews13.

مما يعني رفض فرضية عدم وقبول الفرضية البديلة والتي تشير إلى وجود علاقة ذات دلالة إحصائية بين سعر الصرف وبين مؤشر أسعار الأسهم، ولكن التأثير عكسي أي توجد علاقة سببية أحادية الاتجاه من مؤشر أسعار الأسهم باتجاه سعر الصرف.

11. النتائج

1- أظهرت نتائج اختبار Jarque-Bera أن متغيرات النموذج تتبع التوزيع الطبيعي.

- 2- وفقاً لاختبار ADF، تبين أن المتغيرات غير مستقرة عند المستوى لكنها مستقرة عند الفرق الأول، ما يبرر إمكانية استخدام النماذج الديناميكية.
- 3- أظهر اختبار Johansen للتكامل المشترك وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغيرات عند مستوى دلالة 5%.
- 4- أظهرت نتائج اختبار غرانجر للسببية وجود علاقة سببية أحادية الاتجاه من مؤشر أسعار الأسهم إلى سعر الصرف، بينما لم تُرصد علاقة سببية عكسية من سعر الصرف إلى المؤشر.
- 5- تُدعم النتائج رفض الفرضية الصفريّة الثانية وقبول الأولى، مما يدل على أن التحركات في سوق الأسهم تؤثر في سعر الصرف وليس العكس.

12. التوصيات

- 1- الارتكاز على المؤشرات السوقية كأدوات استباقية في السياسة النقدية: في ضوء العلاقة السببية الممتدة من مؤشر أسعار الأسهم نحو سعر الصرف، يُوصى بتضمين المؤشرات السوقية في أدوات التنبؤ الاقتصادي واعتبارها مرآة ديناميكية لحركة الاقتصاد الكلي.
- 2- تبني سياسة نقدية أكثر مرونة وتكيفاً مع إشارات السوق: ينبغي أن تتجه السياسة النقدية نحو نماذج استجابة قائمة على التحليل السوقي، خاصةً وأن نتائج الدراسة توضح ضعف تأثير سعر الصرف على المؤشرات المالية، ما يدل على تراجع فعالية أدوات السيطرة التقليدية.
- 3- تطوير نماذج تنبؤية متقدمة قائمة على العلاقة طويلة الأجل: بناء على وجود تكامل مشترك بين المتغيرات، يُنصح بتصميم نماذج اقتصادية قياسية تدمج التحليل الزمني والسببي لدعم اتخاذ قرارات احترازية أكثر دقة واستباقاً للأزمات المحتملة.
- 4- تعزيز قدرة المصرف المركزي على تحليل الروابط الديناميكية: بما أن التحليل أثبت تأثير سعر الصرف بحركة سوق الأسهم، فإن تعزيز قدرة الجهات النقدية على تفسير تلك العلاقات السببية واتجاهاتها سيكون عاملاً حاسماً في ضبط استقرار العملة المحلية.
- 5- إدماج المتغيرات الجيوسياسية في تقييم فعالية السياسات المالية والنقدية: نظراً لتقلب البيئة السياسية والاقتصادية خلال فترة الدراسة، يُوصى بتطوير أدوات تحليل تدمج هذه المتغيرات لتعزيز الرؤية الاستراتيجية وضمان استجابة متكاملة لحركة الأسواق.

References

- [1] I. B. Abdullahi and S. John, "Impact of cryptocurrency volatility on stock market performance in Nigeria," *Irsad Journal of Management*, vol. 5, no. 2, 2023.
- [2] M. T. Al-Faqih, "Analyzing the relationship between Syrian pound exchange rate changes and the general index of Damascus Securities Exchange shares," *Baath University Journal for Human Sciences*, vol. 38, no. 34, pp. 11-40, 2016.

[3] K. Al-Naif, "The relationship between crypto currencies and official Arabian currencies exchange rate," *Academy of Accounting and Financial Studies Journal*, vol. 24, no. 2, 2020.

[4] G. A. Al-Naqash, *International Finance and International Banking Operations*, 3rd ed. Amman, Jordan: Dar Wael for Publishing and Distribution, 2006.

[5] A. Jawo, "The relationship between inflation, exchange rate, money supply and economic growth in the Gambia," *Technium Social Sciences Journal*, 2023.

[6] A. Ampountolas, "The effect of COVID-19 on cryptocurrencies and the stock market volatility: A two-stage DCC-EGARCH model analysis," *Journal of Risk and Financial Management*, vol. 16, Art. no. 25, 2023.

[7] M. H. Barbour, "Factors affecting the pass-through of foreign exchange rates to the price index in Jordan, 1985–2006," unpublished doctoral dissertation, Arab Academy for Banking and Financial Sciences, Amman, Jordan, 2008.

[8] S. Bogdan, N. Brmalj, and E. Mujačević, "Impact of liquidity and investors sentiment on herd behavior in cryptocurrency market," *International Journal of Financial Studies*, vol. 11, Art. no. 97, 2023.

[9] R. Ghourani, "The impact of Syrian pound exchange rate fluctuations on the performance of Damascus Securities Exchange using the MIDAS model," *Tishreen University Journal for Research and Scientific Studies - Economic and Legal Sciences Series*, vol. 46, no. 4, pp. 205–224, 2024.

[10] D. N. Gujarati, *Econometrics by Example*. New York, NY, USA: McGraw-Hill Companies, Inc., 2011.

[11] A. S. H. Kadhim, "Analysis of the relationship between oil revenues and fiscal sustainability in Iraq, 1990–2013," *Journal of Economic and Administrative Sciences*, vol. 22, no. 94, 2016.

[12] A. H. Khalaf and R. J. Aziz, "Causal relationship analysis between financial infrastructure and foreign investment in Malaysia and Indonesia, 1990–2013," *Journal of Economic and Administrative Sciences*, vol. 22, no. 91, 2016.

[13] A. Khubour, "The impact of imported inflation on domestic inflation in Syria, 1990–2010," *Al-Baath Journal*, vol. 37, no. 1, 2015.

[14] I. Kochaji, "The role of the financial market in changing the monetary system in Syria," Master's thesis, University of Aleppo, Aleppo, Syria, 2005.

[15] I. Kochaji, "The role of macroeconomic variables in investment and their activation for reconstruction in Syria," doctoral dissertation, Tishreen University, Latakia, Syria, 2023.

[16] M. S. S. Kubaisi and N. Q. Hassan, "Measuring and analyzing the causal relationship between government investment spending and non-oil GDP in Iraq, 1990–2011," *Journal of Economic and Administrative Sciences*, vol. 20, no. 78, 2014.

[17] M. Y. Z. Al-Nahhal, "The impact of exchange rate fluctuations on the financial performance of banks listed on the Palestine Stock Exchange," 2016.

[18] N. H. Nam, "Impact of cryptocurrencies on financial markets," *Journal of Social Sciences and Humanities*, vol. 65, no. 2, 2023.

[19] N. K. Rashad, "Using Granger test in the analysis of stationary time series," *Iraqi Journal of Statistical Sciences*, no. 19, 2011.

[20] M. S. Salman, "Analysis of long- and short-term causal relationships between global crude oil prices, gold prices, and the dollar exchange rate," *Journal of Economic and Administrative Sciences*, vol. 20, no. 75, 2014.

[21] S. Korkmaz, "The effect of exchange rate on economic growth," in *Proc. 2nd International M-Sphere Conference*, Dubrovnik, Croatia, 2013.

[22] W. Made, "Empirical test of the relationship between exchange rate and inflation in Zimbabwe," *Journal of Economics and Sustainable Development*, vol. 4, no. 1, 2013.

[23] D. Rodrik, "The real exchange rate and economic growth," *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 2008, no. 2, pp. 365–412, 2008.