

سعر الصرف ومؤشر السوق المالي:

دراسة العلاقة التوازنية طويلة الأجل لعينة من الأسواق المتقدمة والنامية

أ.د. علي كنعان*

علي محمود محمد**

(تاريخ الإيداع ٢٦ / ٨ / ٢٠١٨ . قُبِلَ للنشر في ٢٥ / ٦ / ٢٠١٩)

□ ملخص □

هدفت الدراسة إلى قياس العلاقة التوازنية طويلة الأجل بين تغيرات أسعار الصرف، وبين قيمة مؤشرات الأسواق المالية في عينة من الدول المتقدمة والنامية (اليابان، المملكة المتحدة، الكويت، سورية)؛ وذلك باستخدام نموذج التكامل المشترك للسلاسل الزمنية، واعتمدت الدراسة على بيانات ربعية لكل من متغيري الدراسة خلال المدة الزمنية الممتدة من عام ٢٠١٢ لغاية عام ٢٠١٧ (٢٤ مشاهدة)، وجرى استخدام عدة اختبارات قياسية لفحص استقرار السلاسل الزمنية وفترات الإبطاء إضافة لاختبار جوهانسن للتكامل المشترك، وأشارت نتائج الدراسة إلى وجود علاقة توازنية طويلة الأجل فيما بين متغيري الدراسة في الأسواق المالية النامية (الكويت وسورية)، وعدم وجودها في الأسواق المالية المتقدمة (اليابان والمملكة المتحدة).

الكلمات المفتاحية: سعر الصرف، مؤشر السوق المالي، استقرار السلاسل الزمنية، العلاقة التوازنية طويلة الأجل، نموذج التكامل المشترك.

**طالب دراسات عليا (دكتوراه) في العلوم المالية والمصرفية، قسم المصارف والتأمين، كلية الاقتصاد، جامعة دمشق، سورية.

Exchange rate and financial market index: Studying the long-term equilibrium relationship of a sample of developed and developing markets

Ali Kanaan*

Ali Mahmoud Mohamed**

(Received 26 / 8 / 2018. Accepted 25 / 6 / 2019)

□ ABSTRACT □

The study aimed at measuring the long-term equilibrium relationship between exchange rate changes and the value of financial market indicators in a sample of Advanced and developing countries (Japan, United Kingdom, Kuwait and Syria) During the period from 2012 to 2017 (24 views). Several standard tests used to examine the stability of time series and deceleration periods in addition to Johansen co-integration test.

The results of the study indicated a long-term balance between the variables In developing markets (Kuwait and Syria), and lack of presence in Advanced financial markets (Japan and the UK).

Keywords: exchange rate, financial market index, stability of time series, long-term equilibrium relationship, co-integration test.

**Postgraduate student(PhD) in Finance and Banking, Banking and Insurance Department, Faculty of Economics, Damascus University, Syria.

المقدمة:

إن استقرار سعر الصرف في بلد ما يعطي مؤشراً جيداً على الاستقرار الاقتصادي، والذي ينعكس بدوره على أداء السوق المالية في هذا البلد، كما يساعد هذا الاستقرار على تشجيع تدفقات رؤوس الأموال الأجنبية للاستثمار على المدى البعيد، إذ تؤثر هذه التدفقات على أسعار صرف العملات وتتأثر كذلك بالتقلب فيها، ومع الزيادة الكبيرة في التجارة الدولية وحركة رؤوس الأموال نتيجة للعولمة والتحرير المالي أضحت أسعار الصرف من محددات أسعار الأسهم وعوائدها، ويلعب دوراً مهماً في التأثير على اقتصاد البلد، فانخفاض سعر صرف عملة بلد ما من شأنه أن يجعل أسعار الأسهم والسندات المحلية أرخص نسبياً للمستثمرين الأجانب، كما يدفع بالمستثمرين المحليين إلى زيادة طلبهم على هذه الأصول، ومن ناحية أخرى تؤثر أسعار الصرف في السوق المالية عبر السوق السلعية من خلال تأثيرها على أسعار المدخلات والمخرجات للشركات وانعكاس ذلك على أرباحها، لذلك اهتم الكثير من الباحثين بدراسة هذه العلاقة وتطبيقها في مختلف الدول وعلى العديد من الأسواق المالية العالمية.

أهمية البحث وأهدافه:

تهدف الدراسة إلى استخدام أهم الاختبارات ومنهجيات السلاسل الزمنية للمتغيرات عينة الدراسة، وإلى دراسة العلاقة بين تغير سعر الصرف وقيمة مؤشر السوق المالي؛ بغية مساعدة المستثمرين في اتخاذ قراراتهم الاستثمارية من ناحية وبيان درجة تأثير السياسة النقدية على النشاط الاقتصادي من ناحية ثانية، وتطبيق ذلك على عينة من الدول المتقدمة والنامية خلال مدة الدراسة، كما تهدف إلى دراسة مدى استجابة الأسواق المالية لتوقعات تغير سعر الصرف في المستقبل واستكشاف طبيعة العلاقة التوازنية طويلة الأجل فيما بين المتغيرين.

مشكلة البحث:

يُعدّ سعر الصرف أحد العوامل المؤثرة في أداء الأسواق المالية، كونه أحد محددات النشاط الاقتصادي، لذا فإن عدم استقراره سيجد صداه في سوق الأوراق المالية، حيث إن تغيراته قد تنعكس في تقلبات عوائد الأوراق المالية وأسعارها، وبالتالي في مؤشر السوق المالي، وذلك نتيجة لاتجاه المستثمرين نحو الاستثمار في أسواق مالية أخرى أو في مجالات استثمارية مختلفة، وهنا يمكن تحديد مشكلة الدراسة وفق التساؤلات الآتية:

- ١_ ما طبيعة العلاقة بين سعر الصرف ومؤشر السوق المالي في الدول عينة الدراسة خلال مدة الدراسة؟
- ٢_ هل هناك علاقة مستقرة طويلة الأجل بين التغيرات في سعر الصرف وبين مؤشرات الأسواق المالية في عينة الدراسة؟

فرضيات البحث:

تسعى الدراسة إلى اختبار الفرضية الآتية:

هل يتجه كل من سعر الصرف ومؤشر السوق المالي إلى مستويات توازنية طويلة الأجل بما يؤكد وجود تكامل مشترك بين هذه المتغيرات؟ وهل درجة هذه العلاقة تختلف من بلد إلى آخر؟ لذلك اعتمد البحث على الفرضيات الفرعية الآتية:

- _ توجد علاقة توازنية طويلة الأجل بين سعر صرف الين الياباني ومؤشر نيكبي الياباني (٢٢٥ (Nikkei).
- _ توجد علاقة توازنية طويلة الأجل بين الجنيه الاسترليني والمؤشر آف تي البريطاني أوفوتسي (١٠٠ Ftse).
- _ توجد علاقة توازنية طويلة الأجل بين سعر صرف الدينار الكويتي ومؤشر سوق الكويت للأوراق المالية.

_ توجد علاقة توازنية طويلة الأجل بين سعر صرف الليرة السورية ومؤشر سوق دمشق للأوراق المالية (DWX).

حدود البحث:

اعتمد البحث على عينة من أسواق الدول المتقدمة (اليابان، المملكة المتحدة)، وعينة من أسواق الدول النامية (الكويت، سورية)، وذلك خلال المدة الزمنية الممتدة من ٢٠١٢/٠١/٠١ لغاية 2017/12/٣١.

بيانات البحث:

اعتمد البحث على مشاهدات ربعية للمتغيرين (قيمة المؤشر، سعر الصرف) بلغت 24 مشاهدة لكل سوق من الأسواق عينة الدراسة، والتي تم جمعها من قاعدة بيانات البنك الدولي ومن المواقع الرسمية للأسواق المالية المدروسة.

منهجية البحث:

اعتمدت الدراسة على منهج الاقتصاد القياسي لاختبار العلاقة التوازنية طويلة الأجل بين سعر الصرف ومؤشر السوق المالي؛ وذلك من خلال إجراء اختبارات استقرار السلاسل الزمنية للتأكد من استقرار السلاسل الزمنية لكل متغير من متغيرات الدراسة، ثم الانتقال إلى تطبيق اختبارات التكامل المشترك من خلال إجراء اختبار جوهانسن (Johansen Tests) إذ إن الهدف الأساسي من إجراء مثل هذه الاختبارات هو معرفة طبيعة العلاقة بين المتغيرات في الأجل الطويل من خلال تطبيقها على سلاسل زمنية قد يتصف بعضها بعدم السكون، كما تم خلال البحث اتباع المنهج الوصفي في استعراض أهم الأدبيات ذات العلاقة في الجوانب التي هدفت الدراسة إلى إبرازها.

الدراسات السابقة:

تعرضت العديد من الدراسات لموضوع العلاقة بين أسعار الصرف والأسواق المالية من جوانب مختلفة، نوجز بعضها فيما يلي:

١_ الدراسات باللغة الأجنبية:

_ دراسة Solnik (١٩٨٧): The Journal of Finance

Using Financial Prices to Test Exchange Rate Models

قام بتحليل تأثير بعض المتغيرات الاقتصادية ومن بينها سعر الصرف على أسعار الأسهم، باستخدام بيانات شهرية لتسع دول صناعية خلال المدة من ١٩٧٣ لغاية ١٩٨٣، توصلت الدراسة إلى عدم معنوية تأثير سعر الصرف على تطورات أسعار الأسهم.

_ دراسة Soenen ،Hennigan (١٩٨٨): Akron Business and Economic Review

An Analysis of Exchange Rates and Stock Prices – the US Experience between 1980 and 1986

استخدمت الدراسة بيانات شهرية لسعر الصرف الفعال ومؤشر سوق الأسهم الأمريكي خلال المدة من ١٩٨٠ لغاية ١٩٨٦ وتوصلت الدراسة إلى وجود تفاعل سلبي قوي بينها.

_ دراسة Ajayi وآخرون (١٩٩٨): Global Finance Journal

On the Relationship between Stock Returns and Exchange Rates: Tests of Granger Causality

قامت بدراسة العلاقات السببية في (7) أسواق متقدمة خلال المدة من ١٩٨٥ لغاية ١٩٩١ و(٨) أسواق آسيوية ناشئة خلال المدة ١٩٨٧ لغاية ١٩٩١، ووجدت الدراسة وجود علاقة سببية أحادية الاتجاه في جميع الاقتصادات المتقدمة ولكن لا توجد علاقات سببية ثابتة في الاقتصادات الناشئة، وأوضحوا أن سبب النتائج المختلفة هو الاختلاف في بنية وخصائص الأسواق المالية بين هذه المجموعات.

دراسة WU (٢٠٠٠): Journal of Economics and Finance

Stock Prices and Exchange Rates in a VEC Model: The Case of Singapore in the 1990s

وجدت أنه عندما ارتفعت عملة سنغافورة مقابل الدولار الأمريكي والرينجيت الماليزي، وانخفضت مقابل الين الياباني والروبية الإندونيسية، عرفت أسعار الأسهم زيادة على المدى الطويل خلال فترة التسعينات، وكان للتأثيرات المرتبطة بسعر صرف الدولار الأمريكي انعكاس سلبي خلال فترة الأزمة ١٩٩٧-١٩٩٨ وفترة الانتعاش ١٩٩٩-٢٠٠٠.

دراسة Kim (٢٠٠٣): Review of Financial Economics

Dollar exchange rate and stock price: evidence from multivariate co-integration and error correction model

تمت الدراسة باستخدام نموذج التكامل المشترك للبيانات الشهرية خلال المدة ١٩٧٤-١٩٩٨، وأظهرت الدراسة أن مؤشر أسعار الأسهم S&P 500 يرتبط سلباً بسعر الصرف الحقيقي.

دراسة Phylaktis & Ravazzolo (٢٠٠٥): Journal of International Money and Finance

Stock prices and exchange rate dynamics – Semantic Scholar

قام الباحثان بفحص أثر تغيرات أسعار صرف العملات في المدى القصير وال المدى الطويل على أسعار الأسهم، وتم فحص مجموعة من دول الباسفيك خلال المدة ١٩٨٠-١٩٩٨، وكانت نتيجة الدراسة أن تذبذب أسعار صرف العملة المحلية مع العملات الأجنبية ينعكس بشكل إيجابي أو سلبي على أسعار الأسهم بحسب نوعية التغير ارتفاعاً أو انخفاضاً.

دراسة Pan وآخرون (٢٠٠٧): International Review of Economics & Finance

Dynamic linkages between exchange rates and stock prices: Evidence from East Asian markets

استخدمت بيانات ٧ دول من شرق آسيا خلال المدة ١٩٨٨-١٩٩٨، وأثبتت وجود علاقة سببية من أسعار الصرف إلى أسعار الأسهم لهونج كونج، اليابان، ماليزيا وتايلاند قبل الأزمة الآسيوية ١٩٩٧، وتم ملاحظة علاقة سببية من أسعار الصرف لأسعار الأسهم لجميع البلدان باستثناء ماليزيا، وهذه العلاقة تختلف باختلاف خصائص الاقتصادات فيما يتعلق بنظم أسعار الصرف، وحجم التجارة، ودرجة الرقابة على رأس المال وحجم سوق الأسهم.

دراسة Caporale وآخرون (٢٠١٣): Economics and Finance Working Paper Series

On the linkages between stock prices and exchange rates: Evidence from the banking crisis of 2007–2010

تناولت طبيعة العلاقة بين الأسعار في السوق المالية وأسعار الصرف في ستة اقتصادات متقدمة: الولايات المتحدة، المملكة المتحدة، كندا، اليابان، منطقة اليورو، وسويسرا، وذلك باستخدام بيانات أسبوعية خلال الأزمة المصرفية بين عامي ٢٠٠٧ و ٢٠١٠، وكانت نتائج الدراسة تشير إلى وجود آثار غير مباشرة أحادية الاتجاه من عوائد الأسهم إلى التغيرات في أسعار الصرف في الولايات المتحدة والمملكة المتحدة، وفي الاتجاه المعاكس في كندا، وآثار غير مباشرة ثنائية الاتجاه في منطقة اليورو وسويسرا.

_ دراسة **Andriansyah** وآخرون، ٢٠١٥:

Stock prices, Exchange Rates and portfolio Equity Flows: Toda _ Yamamoto

approach for Granger non _ causality test in heterogeneous panels

اعتمدت هذه الدراسة على قناة إرسال الاستثمارات في حوافز اجنبية وتختبر ذلك من خلال تمديد اختبار ثابت في لوحات غير متجانسة إلى بيئة تفاضلية في إطار Toda and Yamamoto باستخدام بيانات الألواح الكلية في ٨ اقتصادات ناشئة ومنقدمة تطبق ترتيبات أسعار الصرف المدارة، وتظهر النتيجة ان اندونيسيا قد تكون الحالة الوحيدة التي تؤثر فيها أسعار الأسهم على أسعار الصرف من خلال تدفقات أسهم المحفظة.

٢_ الدراسات باللغة العربية:

_ دراسة **جهد أبو سندس، غازي المؤمني**، ٢٠١٢: مجلة الجامعة الإسلامية للدراسات الاقتصادية والإدارية بعنوان: أثر تذبذب أسعار صرف الدينار الأردني على قيم أسهم الشركات المساهمة العامة في قطاع الخدمات. هدفت الدراسة إلى التعرف على اتجاه التغيرات في أسعار الصرف وأسعار الأسهم وطبيعة اتجاه هذه العلاقة، وتوصلت الدراسة إلى أن سعر صرف الدينار الأردني مقابل أسعار صرف العملات الأجنبية تأثر كثيراً بالتذبذب في أسعار صرف الدولار الأمريكي أمام العملات الأجنبية نفسها خاصة خلال المدة من ٢٠٠٦/١ لغاية ٢٠١١/٦، وتوصلت الدراسة إلى أن أسعار أسهم الشركات المساهمة في قطاع الخدمات تتأثر كثيراً بأسعار صرف الدينار الأردني مقابل عملات الدول، التي تشهد حركة تجارية نشطة ما بينها وبين الأردن مثل منطقة اليورو.

_ دراسة **معتر بالله ميدو**، ٢٠١٦: جامعة دمشق

بعنوان: أثر تقلبات أسعار الصرف في الأسواق المالية "دراسة تحليلية لسوق دمشق للأوراق المالية". هدفت الدراسة لاختبار أثر تقلبات أسعار صرف الليرة السورية على قيم أسهم الشركات المساهمة المدرجة في سوق دمشق للأوراق المالية خلال المدة من ٢٠١٠/٠١/٠١ لغاية ٢٠١٢/١٢/٣١، وأظهرت الدراسة وجود علاقة ذات دلالة إحصائية بين مؤشر سوق دمشق للأوراق المالية وأسعار صرف الليرة السورية مقابل عملات الدول قيد الدراسة، غير أن هذه العلاقة كانت ضعيفة.

_ دراسة: **بسبع عبد القادر**، ٢٠١٧: مجلة دراسات وأبحاث

بعنوان: قياس أثر تغيرات أسعار الصرف على تقلبات عوائد أسواق الأسهم باستخدام نموذج GARCH هدفت هذه الدراسة إلى قياس العلاقة بين تغيرات أسعار الصرف وتقلبات عوائد أسواق الأسهم في ثلاث دول متقدمة (المملكة المتحدة، اليابان، كندا) وذلك باستخدام نموذج GARCH، واعتمدت الدراسة على بيانات يومية لأسعار الإغلاق لمؤشرات أسعار الأسهم وأسعار الصرف للمدة الممتدة من ٢٠٠١/٠١/٠١ لغاية ٢٠١٦/٩ وهي حوالي ٣٤٤٣ مشاهدة، وتم استخدام عدة اختبارات قياسية وإحصائية لمعرفة مدى ملاءمة النماذج المقدره. وأشارت النتائج إلى ارتفاع

حساسية أسعار أسواق الأسهم وعوائدها لتغيرات أسعار الصرف، ومعنوية هذا التأثير تجعلها، أي أسعار الصرف، تلعب دوراً كبيراً في تحديد ديناميكية عوائد أسواق الأسهم والأسواق المالية بشكل عام.

أولاً: سعر الصرف Exchange rate:

تقتضي تسوية المعاملات والمدفوعات الدولية وجود أداة لتسويتها، ومقياس للقيمة، ف شراء سلعة ما من دولة ما لا يتم دفع قيمتها بالعملة المحلية بل يتم تحديد نسبة من وحدات العملة المحلية إلى العملات الأجنبية وهذا ما يطلق عليه في الأدبيات الاقتصادية اسم سعر الصرف، والذي أضحي من المتغيرات الاقتصادية الأساسية التي تتغير باستمرار استجابة لقوى عرض العملات والطلب عليها، وتتفاوت أهمية تأثير سعر الصرف في الأداء الاقتصادي من بلد لآخر تبعاً لعدة عوامل، وعليه فإن سعر الصرف مرةً يكون متغيراً مستقلاً يؤثر في متغيرات تابعة ومرةً يكون هو ذاته متغيراً تابع لتغيرات حاصلة في متغيرات أخرى، ولا يوجد اتجاه واحد للعلاقة الدالية السببية لسعر الصرف (فضل، ٢٠١٨، ص ٣١).

هذا ويعرف سعر الصرف بأنه ثمن عملة دولة ما مقومة في شكل عملة دولة أخرى، كما عرفه (Thomas, 2006) بأنه السعر الذي يمكن بواسطته استبدال عملة دولة ما مقابل عملة دولة أجنبية (Thomas, ٢٠٠٦, p14)، أي أن سعر الصرف هو مقياس لقيمة العملة التي يمكن مبادلتها بقيمة عملة بلد آخر (آل شبيب، ٢٠١١، ص ٣٧). وككل ثمن فإن سعر الصرف عرضة للتقلب ارتفاعاً وانخفاضاً، وهذا التقلب يختلف باختلاف نظام الصرف المتبع (عوض الله، ٢٠٠٤، ص ٤٤)، هذا ويمثل التغير في سعر الصرف أحد العوامل التي تؤثر تأثيراً كبيراً في معدل التضخم، فالعديد من الدراسات التجريبية أكدت على وجود علاقة سببية توضح التأثير القوي للتغير في سعر الصرف على معدل التضخم؛ مثل دراسات كل من (Khodeir 2012) و (Rehman and Aftab 2015)، فانخفاض سعر الصرف مثلاً يؤثر على المستوى العام لأسعار السلع والخدمات داخل الاقتصاد من خلال تأثيره على كل من جانبي الطلب والعرض الكليين (Madesha, ٢٠١٣، p52).

ثانياً: مؤشرات الأسواق المالية Indicators of financial markets:

يتحرك سعر الورقة المالية في أثناء التداول في السوق المالي يومياً صعوداً وهبوطاً حسب العديد من الظروف، وفي ظل وجود تداول مستمر لأسهم الشركات المدرجة في السوق المالي، ظهرت الحاجة إلى مؤشرات تعطي بياناً عاماً وموجزاً لحركة السوق يومياً، وتقاس مستوى الأسعار استناداً إلى عينة من أسهم الشركات، وبناءً عليه تقوم هذه الأسواق بنشر معلومات دورية عنها وعن مؤشرات التي تعكس التغير الذي يمكن أن يحدث في حالة السوق المالي وفي الأوراق المالية المتداولة فيه، ويقوم المستثمر بمتابعة حركة أسعار الأوراق المالية القائمة لمقارنة أسعار محفظة استثماراته مع هذه المؤشرات المعلنة، وكذلك يلجأ الباحثون والاقتصاديون لهذه المؤشرات؛ حيث تساعدهم في التنبؤ الاقتصادي نظراً لوجود علاقة قوية بين مؤشرات أسعار الأسهم والدورات الاقتصادية (الجفري، ١٩٨٩، ص ٧٥).

٢_١: مفهوم مؤشر السوق المالي وتعريفه:

تعد مؤشرات الأسواق المالية بمثابة مقاييس إحصائية لقياس مستوى الأسعار مقارنةً بفترة الأساس، وتلعب دوراً كبيراً في تقويم أداء السوق (الغنام، ٢٠٠٣، ص ٥)، كما يتم الاسترشاد بها في القرارات الاستثمارية وتوقيتها، حيث تقوم بإعطاء حكم تقريبي للمستثمر فيما يخص التوجهات المحتملة لأسعار الأوراق المالية المتداولة واتجاهات السوق (قبلان، ٢٠١١، ص ٩٤)، أي أنه تقنية يقاس من خلالها مستوى الأسعار في السوق بالاستناد إلى عينة من أسهم الشركات التي

يتم تداولها في أسواق رأس المال المنظمة وغير المنظمة أو كلاهما، وغالباً ما يتم اختيار العينة بطريقة تتيح للمؤشر أن يعكس حالة سوق رأس المال المستهدف قياسه (الغزالي، ٢٠٠٤، ص ٧).

من ناحية ثانية، فقد عرف المؤشر بأنه قيمة رقمية مطلقة في صورة متوسطات أو أرقام حسابية تصلح لعمليات المقارنة والملاحظة والتنوع والقياس للتغيرات الحاصلة في السوق (الداغر، ٢٠٠٥، ص ٣٣)، فهو يعكس أسعار السوق واتجاهاته بشكل عام وليس الورقة المالية، والذي بدوره يعطي مؤشراً واضحاً عن الاقتصاد ككل (الحناوي، ٢٠٠٥، ص ٢٥١).

وفي هذا السياق فإن بناء وتكوين مؤشر السوق المالي يستند إلى مجموعة من الأمور التي يجب أن تؤخذ بعين الاعتبار ومنها: ملاءمة العينة والأوزان النسبية، وبعض هذه المؤشرات تبنى على أساس القيمة ومنها على أساس السعر وبعضها على أساس الأوزان المتساوية (هندي، ١٩٩٩، ص ٢٥٣).

٢_٢: وظائف مؤشرات الأسواق المالية:

يتابع مؤشر السوق المالية بشكل دائم كل من المتعاملين بالسوق والمهتمين والاقتصاديين بشكل عام حيث تتعدد وظائفه واستخداماته بما يخدمهم جميعاً، وفيما يلي أهم وظائف مؤشرات الأسواق المالية واستخداماتها:

_ قياس التطور في الأسواق المالية (بارومتر البورصات):

يُعدّ مؤشر البورصة بارومتر لتطورها حيث يعبر عن الواقع الفوري لوضع البورصة صعوداً أو هبوطاً، فعندما تكون حركة مؤشر السوق المالي المتوقعة تتجه نحو الصعود يطلق على السوق المالية (السوق الصاعدة)، أما عندما تكون حركة المؤشر المتوقعة تتجه نحو الهبوط يطلق على السوق في هذه الحالة (السوق النزولية).

_ قاعدة أساسية في قياس أداء السوق والتنبؤ به:

تساعد المؤشرات المستثمرين في مقارنة أداء استثماراتهم مع الأداء الذي تحققه السوق، وفي قياس كفاءة إدارات محافظ الأوراق المالية وصناديق الاستثمار مقارنةً مع مثيلاتها، كما يستخدم مؤشر السوق للتنبؤ بالحالة التي يكون عليها السوق بما يمكّن من اتخاذ القرارات الاستثمارية الرشيدة في الأوقات المناسبة، وذلك من خلال بحث المحللين وكشفهم لطبيعة العلاقة التي تربط جملة من التغيرات الاقتصادية وتلك التغيرات التي تحدث في المؤشرات.

_ أداة المتاجرة في الأسواق المشتقة:

تعد مؤشرات الأسواق المالية أداة للمتاجرة في الأسواق المشتقة من خلال عقود المستقبلات والخيارات، والتي تهدف لتحقيق العديد من الأغراض للمستثمرين أهمها تغطية الأخطار.

_ مؤشر اقتصادي:

تساعد مؤشرات البورصات في عملية التقييم الاقتصادي للأصول والثروات القومية على مستوى الاقتصاد الكلي حيث يساعد في تلخيص حركة النشاط الاقتصادي من خلال صورة كمية يسهل استخدامها بشكل سريع.

_ الحكم على أداء المديرين المحترفين وفق فكرة التنوع:

يمكن للمستثمر الذي يمتلك محفظة من الأوراق المالية المختارة عشوائياً أن يحقق عائداً يعادل تقريباً عائد السوق الذي يعكسه المؤشر، وهذا يعني أن المدير المحترف الذي يستخدم أساليب متقدمة في التنوع يتوقع منه أن يحقق عائداً أعلى من متوسط عائد السوق (الداغر، ٢٠٠٥، ص ٣٥).

_ إعطاء فكرة تقريبية عن أداء محافظ الأوراق المالية:

إن حركة أسعار الأوراق المتداولة في البورصة عادةً ما تأخذ اتجاهًا واحدًا، الأمر الذي يحمل على الاعتقاد بأن هناك ارتباطاً كبيراً بين التغير الحاصل في سعر ورقة مالية والتغير الواقع في مؤشر الأسعار، وعلى هذا الأساس فإن المستثمر في البورصة يمكنه أخذ فكرة تقريبية عن مستقبل عائد محفظة أوراقه المالية وذلك من خلال معرفة اتجاه التغير الحاصل في مؤشر السوق دون اللجوء إلى تتبع أداء كل ورقة متداولة بمفردها، وفي حالة وجود أوراق مكونة للمحفظة في مؤشر خاص بها فإنه يكون من المفيد جداً الاقتضار على ذلك المؤشر القطاعي (الداغر، ٢٠٠٥، ص ٣٥).

ـ تقدير مخاطر محفظة الأوراق المالية:

إذا كانت المؤشرات تستعمل لمعرفة أداء محافظ الأوراق المالية فإنه بمقدورها كذلك تقدير مخاطرها والتي يمكن قياسها بمعامل الانحدار بين معدل العائد للمحفظة موضوع الدراسة وبين معدل العائد على محفظة السوق والتي تقاس بناءً على معدل العائد المحسوب أساساً على أحد المؤشرات التي تقيس حالة السوق بشكل عام.

ثالثاً: العلاقة بين سعر الصرف وسوق الأوراق المالية:

يواجه المستثمرون الأجانب في السوق المالية لبلد ما نوعين من المخاطرة، المخاطرة الأولى هي المخاطرة نفسها التي يواجهها المستثمرون المحليون، والخاصة بالتقلبات الحاصلة في أسعار الأسهم والسندات المتداولة، أما المخاطر الأخرى فتتعلق بالتغيرات الحاصلة في أسعار صرف عملة هذا البلد كون قيمة الأسهم والأرباح الموزعة الخاصة بها مقومة كلها بعملة هذا البلد داخل أسواقه المالية؛ مما يجعل هذه التغيرات في أسعار صرف عملة هذا البلد تلغي المنافع التي يحصل عليها المستثمر الأجنبي من تغير أسعار الأسهم والسندات، ويمكن أن يحدث العكس أيضاً، أي أن العملة الأجنبية ربما ترتفع في مقابل العملة الأساسية للمستثمر وتخلق عائداً غير متوقع حيث إن عائد الاستثمار في السوق المالي هو عبارة عن العائد من الاستثمار مضافاً إليه العائد الناتج عن تغير قيمة العملة المقوم بها الاستثمار ويعبر عنها بالعلاقة الرياضية الآتية:

$$\frac{(Pt - Pt - 1) + Dt}{Pt - 1} = Ri$$

هذا وترتفع مخاطر تقلبات العملة في كثير من الأسواق المالية الناشئة بسبب عدم الاستقرار الاقتصادي، ولاسيما في حالات وجود معدلات مرتفعة من التضخم المحلي ما يؤدي إلى خفض قيمة العملة؛ لذا يستخدم المستثمرون أحياناً العلاقة بين عوائد الأسهم وأسعار صرف العملات الأجنبية في توقع الاتجاهات المستقبلية لبعضهم، فالتدهور الذي يحدث في أسعار العملة قد يسبق الأزمة التي تحدث في السوق المالية، وهو الأمر الذي حدث قبل الأزمة المالية الآسيوية على سبيل المثال (عبد القادر، ٢٠١٧، ص ٤).

وفي هذا الصدد تشير الدراسات إلى أن العلاقة بين أسعار الصرف والأسواق المالية تكون من خلال قناتين هما:
ـ القناة المباشرة: إن انخفاض سعر صرف عملة بلد (مع ثبات العوامل الأخرى) من شأنه أن يجعل أسعار الأصول المالية المحلية (كالأسهم والسندات) أرخص نسبياً للمستثمرين الأجانب، مما يزيد من طلبهم على تلك الأصول، وتزداد سرعة تداولها، ثم ارتفاع أسعارها تبعاً لذلك، ومن جانب آخر فإن هذا الانخفاض في سعر صرف عملة هذا البلد يدفع بالمستثمرين المحليين الذين يحتفظون بأرصدة نقدية محلية إلى التلخص منها، والتوجه نحو الأصول المالية الأخرى في الاقتصاد (منها الأسهم والسندات) وبالتالي يزداد طلبهم عليها مما يؤدي إلى ارتفاع أسعارها تبعاً لذلك أيضاً، وهذا يدل على العلاقة العكسية بين أسعار الصرف وأسعار الأوراق المالية (بافتراض ثبات العوامل الأخرى).

ـ القناة غير المباشرة: تمارس أسعار الصرف أثراً غير مباشرة في السوق المالية عبر السوق السلعية وذلك بتأثيرها على القدرة التنافسية الدولية لشركات هذا البلد في السوق العالمية من خلال تأثيرها على أسعار المدخلات

(المواد الأولية والطاقة) والمخرجات، وعلى قيمة أصولها وديونها بالعملة الأجنبية، مما يعني التأثير في أرباح الشركات وقيمة الأسهم (Benjamin، ٢٠٠٦، p4)، فتقلب أسعار صرف العملات الأجنبية يؤثر على قيمة الشركة من خلال التأثير على التدفقات النقدية المستقبلية المتوقعة من الشركة والتي تتغير مع التقلبات في أسعار صرف العملات الأجنبية.

فارتفاع سعر الصرف (مع ثبات العوامل الأخرى) يؤدي بالمصدرين إلى فقدان قدرتهم التنافسية في السوق الدولية، وبالتالي فإن مبيعاتهم وأرباحهم ستتقلص مما يسبب انخفاضاً في أسعار الأسهم، ومن ناحية أخرى، فإن المستوردين سوف تزداد قدرتهم التنافسية في الأسواق المحلية، وبالتالي تزداد أرباحهم وأسعار أسهم شركاتهم، وهذا يعني أن ارتفاع سعر الصرف له آثار سلبية على السوق المالية للدول التي تتمتع بارتفاع الواردات، وبالتالي فإن تغير سعر الصرف ينتج عنه آثار عكسية بين المصدرين والمستوردين (Hwey، ٢٠٠٦، p 536).

كما أن هذا التأثير سيكون متبايناً بين الشركات، حيث ينجم عن تخفيض قيمة العملة تأثير إيجابي للشركات ذات التوجهات التصديرية مما يسهم في زيادة دخل هذه الشركات (Gaurav، ٢٠١٠، p62)، وبالتالي يدعم أسعار أسهمهم، بينما ينعكس سلباً على الشركات التي تعتمد على سلع مستوردة كمدخلات في عملياتها الإنتاجية الأمر الذي يؤدي إلى ارتفاع تكاليفها الإنتاجية وانخفاض أرباحها وبالتالي انخفاض أسعار أسهمها (Wu، 2000، p261).

ومن ناحية أخرى، يمثل التغير في سعر الصرف أحد العوامل التي تؤثر تأثيراً كبيراً في معدل التضخم، فالعديد من الدراسات التجريبية أكدت على وجود علاقة سببية توضح التأثير القوي للتغير في سعر الصرف على معدل التضخم مثل دراسات كل من (Khodeir، 2012)، و (Rehman and Aftab، 2015)، فانخفاض سعر الصرف يؤثر على المستوى العام لأسعار السلع والخدمات داخل الاقتصاد من خلال تأثيره على كل من جانبي الطلب والعرض الكليين (Madesha، 2013، p52)، فعلى مستوى الطلب الكلي من المتوقع أن ترتفع أسعار الواردات من السلع والخدمات الاستهلاكية بمجرد انخفاض سعر صرف العملة المحلية، وهذا يقلل من الطلب الكلي بسبب انخفاض القوة الشرائية للعملة المحلية نتيجة ارتفاع الأسعار.

ومن ناحية أخرى فإن ارتفاع أسعار السلع المستوردة وأسعار كافة مدخلات الإنتاج المحلي المستوردة، يترتب عليه ارتفاع تكاليف الإنتاج بما قد ينعكس في ارتفاع المستوى العام لأسعار السلع والخدمات المنتجة محلياً، وبالتالي يتأثر مستوى العرض الكلي وانعكاس ذلك أيضاً على المستوى العام للأسعار (علي، ٢٠١٨، ص ١١٠).

رابعاً: الدراسة العملية:

استكمالاً لما تم عرضه سابقاً في الجزء النظري، وللقوف على أثر سعر الصرف على مؤشر السوق المالي، تمت دراسة هذا التأثير في عينة من الأسواق المالية المتقدمة والناشئة، وذلك كما يلي:

٤_١: متغيرات الدراسة:

أ_ المتغير المستقل: سعر صرف عملات بلدان عينة الدراسة مقابل الدولار، وتم ترميزه (EX).

ب_ المتغير التابع: مؤشر السوق المالي للأسواق عينة الدراسة، وتم ترميزه (INDEX).

٤_٢: عينة الدراسة:

شملت عينة الدراسة البيانات الربعية عن الفترة الممتدة من عام ٢٠١٢ حتى عام ٢٠١٧ وذلك لكل متغير من متغيرات الدراسة، وشملت العينة كلاً من أسواق الدول المتقدمة (اليابان، المملكة المتحدة) وأسواق الدول الناشئة (الكويت، سورية).

٤-٣: الجانب المنهجي:

٤-٣-١: اختبار استقرارية السلاسل الزمنية باستخدام اختبارات جذر الوحدة (Unit root tests):

قبل استخدام السلاسل الزمنية لمتغيرات الدراسة عادةً ما تكون بحاجة إلى معرفة مدى استقرار السلاسل الزمنية بالتحليل (Stationary tests)، ومن الضروري تطبيق اختبارات الاستقرارية للمتغيرات المستخدمة والذي يعد شرطاً ضرورياً لإجراء الانحدار المطلوب بين المتغير التابع والمتغيرات المستقلة، ومن أجل ذلك نقوم بتلك الاختبارات وفقاً لمنهجيات كل من:

_ اختبار ديكي فوللر المطور (Augmented Dickey _ Fuller Test (ADF).

_ اختبار فيليبس بيرون (Phillips _ Perron test (PP).

٤-٣-٢: نموذج جوهانسن للتكامل المشترك (Johansen Tests):

يقصد بفكرة التكامل المشترك أنه يشير إلى طريقة الحصول على توازن أو علاقة طويلة الأمد بين متغيرات غير مستقرة، أو أنها تعني وجود طريقة تعديل تمنع الزيادة في خطأ علاقة المدى الطويل، فعند تقدير علاقة انحدار بين عدد من المتغيرات في صور سلاسل زمنية غير مستقرة فمن الممكن أن تكون علاقة الانحدار بينهما عبارة عن علاقة زائفة، وإن كانت بعض المؤشرات مثل R2 وقيم t المحسوبة كبيرة وذلك بسبب أن التغير في هذه المتغيرات قد يكون راجعاً إلى متغير آخر وهو الزمن (t) يؤثر فيهما جميعاً مما يجعل تغيراتهما متصاحبة، أو بعبارة أخرى قد تكون العلاقة بينهما علاقة اقتران أو ارتباط وليست علاقة سببية، ومع أن أحد حلول عدم استقرارية السلسلة هو أخذ الفرق الأول لكن إجراء الانحدار للمتغيرات في صورة فروق لكل واحد ليس بالحل المطلوب إذ إن هذا الإجراء قد يؤدي إلى فقدان خصائص المدى الطويل، ونتيجة لذلك ظهرت نتائج تحمل خصائص المدى القصير والطويل وتكون هذه النماذج مستقرة حتى وإن كانت المتغيرات في الأصل غير مستقرة.

وفي هذا السياق، تتطلب منهجية جوهانسن للتكامل المشترك معرفة طبيعة العلاقة التوازنية بين المتغيرات في الأجل الطويل، والذي يتطلب أن تكون المتغيرات المستخدمة لهذا الاختبار غير مستقرة بمستواها وأن تكون درجة الاستقرار بعد أخذ الفروق الأولى أو الثانية، ولإجراء هذا الاختبار يجب أولاً أن يتم تحديد فترات التأخير الملائمة المثلى للمتغيرات، حيث يتم اختبار فترات التأخير الملائمة لكل من المتغيرين، ولفترة التأخير الواحدة تلو الأخرى لحين الحصول على النموذج الذي يحقق أفضل معايير اختبار النموذج والمتمثلة في كل من: معيار خطأ التنبؤ النهائي FPE، معيار معلومات أكايك AIC، معيار معلومات شوارز SC، معيار معلومات حنان وكوين H_Q، حيث يتم اختيار الفترة الملائمة التي تملك أقل قيمة من المعايير الإحصائية.

هذا ويمكن تمثيل الشكل الرياضي للنموذج كالاتي:

$$MI = f(EX)$$

حيث يعبر MI عن مؤشر السوق (Market index)، فيما يعبر EX عن سعر الصرف (Exchange

rate)، وسأخذ النموذج الصيغة القياسية الآتية:

$$LMI = B0 + B1 LEX + Ui$$

حيث إن: L هي اللوغاريتم الطبيعي للمتغير، و $B0$ هي ثابت معادلة الانحدار، $B1$ معامل معادلة الانحدار، U_i هي بواقي معادلة الانحدار.

وعلى اعتبار أننا استخدمنا الشكل اللوغاريتمي لمعادلة الانحدار فإن المعامل $B1$ تمثل معامل مرونة مؤشر السوق المالي بالنسبة إلى المتغير المستقل (سعر الصرف).

٤-٤: الاختبارات القياسية للأسواق عينة الدراسة:

٤-٤-١: استقرارية السلاسل الزمنية باستخدام اختبارات جذر الوحدة (Unit root tests) للأسواق عينة

الدراسة:

من الضروري التأكد من درجة تكامل السلاسل الزمنية لمتغيرات الدراسة، أي اختبار مدى استقرارها، وذلك في حال وجود مقطع بدون اتجاه، وفي حال وجود مقطع واتجاه، حيث نقول عن السياق العشوائي Y_t إنه مستقر من المرتبة الثانية (مثلاً) إذا كان التوقع الرياضي ل Y_t و Y_{t+h} هو نفسه من أجل كل h وكل عدد صحيح h ، هذا وإن عدم الاستقرار في السلاسل الزمنية يرجع "في كثير من الأحيان" إلى وجود جذر الوحدة، وقد اقترح Dickey & Fuller اختباراً يكشف وجود جذر الوحدة أو عدم وجودها وهو اختبار D.F (Dickey D. and Fuller , 1979, p427)، ثم الاختبار المحسن A.D.F (Dickey D. and Fuller , 1981, p 1057)، حيث يتم حساب الانحدار؛ فإذا تبين نتيجة الاختبار أن السلسلة الزمنية غير مستقرة وتحتوي جذر الوحدة نقوم بتحويلها إلى سلسلة مستقرة بتطبيق الفروق الأولى، ثم نقوم باختبار السلسلة الناتجة فإن لم تكن مستقرة نطبق مرشح الفروق الأولى مرة ثانية، ونعيد الكرة حتى تصبح السلسلة مستقرة (HENIN P.Y. , 1989, p661).

سيتم إجراء اختبار ديكي فولر المطور ADF واختبار فيليب بيرون (Phillips _perron Test) PP على الأسواق المدروسة كل على حدة:

_ اليابان:

اختبار الاستقرارية ADF لمتغيرات الدراسة في سوق طوكيو المالي (اليابان)						
Unit Root Test		Levels		First Difference		حالة التكامل
Variable	country	Constant	Constant and Trend	Constant	Constant and Trend	I(d)
LNEX	JAPAN	-1.767365	-1.460885	-5.379846*	-5.173875	I(1)
		0.3862	0.8135	0.0003	0.0026	
LNINDEX		-2.650807	-3.537949	-4.541781	-4.416010	I(1)
		0.0985	0.0598	0.0019	0.0111	

المصدر: من إعداد الباحث اعتماداً على البرنامج الإحصائي (Eviews 10).

اختبار الاستقرارية PP لمتغيرات الدراسة في سوق طوكيو المالي (اليابان)			
Unit Root Test	Levels	First Difference	حالة التكامل

Variable	country	Constant	Constant and Trend	Constant	Constant and Trend	I(d)
LNEX	JAPAN	-1.765252	-1.365451	-13.13110	-13.42118	I(1)
		0.3872	0.8439	0.0000	0.0000	
LNINDEX		-1.289499	-1.824288	-8.766064	-8.199709	I(1)
		0.6164	0.6597	0.0000	0.0000	

المصدر: من إعداد الباحث اعتماداً على البرنامج الإحصائي (Eviews 10).

من نتائج التقدير التي تم الحصول عليها من اختبار ديكي فولر واختبار فيليب بيرون لمتغيرات الدراسة في سوق طوكيو المالي (حيث تم إجراء الاختبار بوجود ثابت فقط وبوجود ثابت واتجاه معاً)، يمكن القول: بما أن القيم المحسوبة المطلقة t-value لاختبار ADF و PP (والتي تظهر في الركن الأعلى من الخلية المقابلة للمتغير) لمتغيرات الدراسة أصغر من القيمة الجدولية المطلقة Critical Value وبمستوى معنوية 5% ما يعني إمكانية رفض فرضية العدم (القائلة بعدم وجود جذر الوحدة لجميع السلاسل الزمنية عند مستوى 5%)، وقبول الفرضية البديلة بمعنى أن للسلاسل الزمنية جذر وحدة مما يدل على عدم استقرارية السلاسل الزمنية للمتغيرات في سوق طوكيو المالي عند المستوى الأصلي، ولذلك يتم اختبار الاستقرارية بعد أخذ الفروق الأولى للوغاريتم المتغيرات المدروسة فينتج أن القيم المحسوبة المطلقة t-value لاختبار ADF و PP (والتي تظهر في الركن الأعلى من الخلية المقابلة للمتغير) لمتغيرات الدراسة أكبر من القيمة الجدولية المطلقة Critical Value وبمستوى معنوية 5% ما يعني إمكانية قبول فرضية العدم ورفض الفرضية البديلة بمعنى أن جميع متغيرات الدراسة أصبحت مستقرة بعد أخذ الفرق الأول أي أنها متكاملة من الرتبة الأولى I(1)، هذا وتشير قيمة الاحتمالية Prob (والتي تظهر في الركن السفلي من الخلية المقابلة للمتغير) إلى عدم وجود ترابط في الأخطاء بعد أخذ الفرق الأول.

وبذلك يستنتج من اختبارات جذر الوحدة (ADF و PP) للوغاريتم السلاسل الزمنية للمتغيرات قيد الدراسة (سعر الصرف، مؤشر السوق المالي) لسوق طوكيو المالي في مستوياتها وفروقاتها الأولى، أن لها درجة التكامل نفسها، مما يدل على أن هذه السلاسل تتحرك معاً عبر الزمن، وهناك علاقة زمنية طويلة الأجل تعرف بانحدار التكامل المشترك ويمكن بالتالي تطبيق منهجية التكامل المشترك.

المملكة المتحدة:

اختبار الاستقرارية ADF لمتغيرات الدراسة في سوق لندن المالي (المملكة المتحدة)						
Unit Root Test		Levels		First Difference		حالة التكامل
Variable	country	Constant	Constant and Trend	Constant	Constant and Trend	I(d)
LNEX	UK	-0.830850	-2.361943	-6.454857	-6.349052	I(1)
		0.7911	0.3870	0.0000	0.0002	
LNINDEX		-2.321807	-3.032780	-5.352477	-4.180046	I(1)
		0.1743	0.1461	0.0004	0.0206	

المصدر: من إعداد الباحث اعتماداً على البرنامج الإحصائي (Eviews 10).

اختبار الاستقرار PP لمتغيرات الدراسة في سوق لندن المالي (المملكة المتحدة)						
Unit Root Test		Levels		First Difference		حالة التكامل
Variable	country	Constant	Constant and Trend	Constant	Constant and Trend	I(d)
LNEX	UK	-0.944099 0.7550	-1.851911 0.6461	-8.829492 0.0000	-11.61895 0.0000	I(1)
LNINDEX		-3.411391 0.0217	-1.726012 0.7065	-10.94627 0.0000	-10.46079 0.0000	I(1)

المصدر: من إعداد الباحث اعتماداً على البرنامج الإحصائي (Eviews 10).

من نتائج التقدير التي تم الحصول عليها من اختبار ديكي فولر واختبار فيليب بيرون لمتغيرات الدراسة في سوق لندن المالي (حيث تم إجراء الاختبار بوجود ثابت فقط وبوجود ثابت واتجاه معاً)، يمكن القول: بما أن القيم المحسوبة المطلقة t-value لاختبار ADF و PP (والتي تظهر في الركن الأعلى من الخلية المقابلة للمتغير) لمتغيرات الدراسة أصغر من القيمة الجدولية المطلقة Critical Value وبمستوى معنوية 5% ما يعني إمكانية رفض فرضية العدم (القائلة بعدم وجود جذر الوحدة لجميع السلاسل الزمنية عند مستوى 5%)، وقبول الفرضية البديلة بمعنى أن للسلاسل الزمنية جذر وحدة مما يدل على عدم استقرار السلاسل الزمنية للمتغيرات في سوق لندن المالي عند المستوى الأصلي، ولذلك يتم اختبار الاستقرار بعد أخذ الفروق الأولى للواريتم المتغيرات المدروسة فينتج أن القيم المحسوبة المطلقة t-value لاختبار ADF و PP (والتي تظهر في الركن الأعلى من الخلية المقابلة للمتغير) لمتغيرات الدراسة أكبر من القيمة الجدولية المطلقة Critical Value وبمستوى معنوية 5% ما يعني إمكانية قبول فرضية العدم ورفض الفرضية البديلة بمعنى أن جميع متغيرات الدراسة أصبحت مستقرة بعد أخذ الفرق الأول أي أنها متكاملة من الرتبة الأولى (1)، هذا وتشير قيمة الاحتمالية Prob (والتي تظهر في الركن السفلي من الخلية المقابلة للمتغير) إلى عدم وجود ترابط في الأخطاء بعد أخذ الفرق الأول.

وبذلك يستنتج من اختبارات جذر الوحدة (ADF و PP) للواريتم السلاسل الزمنية للمتغيرات قيد الدراسة (سعر الصرف، مؤشر السوق المالي) لسوق لندن المالي في مستوياتها وفروقاتها الأولى، أن لها درجة التكامل نفسها، مما يدل على أن هذه السلاسل تتحرك معاً عبر الزمن، وهناك علاقة زمنية طويلة الأجل تعرف بانحدار التكامل المشترك ويمكن بالتالي تطبيق منهجية التكامل المشترك.

_ الكويت:

اختبار الاستقرار ADF لمتغيرات الدراسة في سوق الكويت المالي (الكويت)						
Unit Root Test		Levels		First Difference		حالة التكامل
Variable	country	Constant	Constant and	Constant	Constant and	I(d)

			Trend		Trend	
LNEX	Kuwait	1,120383-	-1.855540	-6.208457	-6.058694	I(1)
		0.6866	0.6427	0.0000	0.0004	
LNINDEX	Kuwait	-1.567377	-1.629299	-8.194601	-7.996518	I(1)
		0.4825	0.7491	0.0000	0.0000	

المصدر: من إعداد الباحث اعتماداً على البرنامج الإحصائي (Eviews 10)

اختبار الاستقرارية PP لمتغيرات الدراسة في سوق الكويت المالي (الكويت)						
Unit Root Test		Levels		First Difference		حالة التكامل
Variable	country	Constant	Constant and Trend	Constant	Constant and Trend	I(d)
LNEX	Kuwait	1,294636-	-1.491411	-6.700004	-6.567756	I(1)
		0.6141	0.8028	0.0000	0.0001	
LNINDEX	Kuwait	-1.762750	-1.815294	-10.11027	-9.617093	I(1)
		0.3883	0.6641	0.0000	0.0000	

من نتائج التقدير التي تم الحصول عليها من اختبار ديكي فولر واختبار فيليب بيرون لمتغيرات الدراسة في سوق الكويت المالي (حيث تم إجراء الاختبار بوجود ثابت فقط وبوجود ثابت واتجاه معاً)، يمكن القول: بما أن القيم المحسوبة المطلقة t-value لاختبار ADF و PP (والتي تظهر في الركن الأعلى من الخلية المقابلة للمتغير) لمتغيرات الدراسة أصغر من القيمة الجدولية المطلقة Critical Value وبمستوى معنوية 5% ما يعني إمكانية رفض فرضية العدم (القائلة بعدم وجود جذر الوحدة لجميع السلاسل الزمنية عند مستوى 5%)، وقبول الفرضية البديلة بمعنى أن للسلاسل الزمنية جذر وحدة مما يدل على عدم استقرارية السلاسل الزمنية للمتغيرات في سوق الكويت المالي عند المستوى الأصلي، ولذلك يتم اختبار الاستقرارية بعد أخذ الفروق الأولى للوغاريتم المتغيرات المدروسة فينتج أن القيم المحسوبة المطلقة t-value لاختبار ADF و PP (والتي تظهر في الركن الأعلى من الخلية المقابلة للمتغير) لمتغيرات الدراسة أكبر من القيمة الجدولية المطلقة Critical Value وبمستوى معنوية 5% ما يعني إمكانية قبول فرضية العدم ورفض الفرضية البديلة بمعنى أن جميع متغيرات الدراسة أصبحت مستقرة بعد أخذ الفرق الأول أي أنها متكاملة من الرتبة الأولى I(1)، هذا وتشير قيمة الاحتمالية Prob (والتي تظهر في الركن السفلي من الخلية المقابلة للمتغير) إلى عدم وجود ترابط في الأخطاء بعد أخذ الفرق الأول.

وبذلك يستنتج من اختبارات جذر الوحدة (ADF و PP) للوغاريتم السلاسل الزمنية للمتغيرات قيد الدراسة (سعر الصرف، مؤشر السوق المالي) لسوق الكويت المالي في مستوياتها وفروقاتها الأولى، أن لها درجة التكامل نفسها، مما يدل على أن هذه السلاسل تتحرك معاً عبر الزمن، وهناك علاقة زمنية طويلة الأجل تعرف بانحدار التكامل المشترك ويمكن بالتالي تطبيق منهجية التكامل المشترك.

_ سورية:

اختبار الاستقرار ADF لمتغيرات الدراسة في سوق دمشق المالي (سورية)						
Unit Root Test		Levels		First Difference		حالة التكامل
Variable	country	Constant	Constant and Trend	Constant	Constant and Trend	I(d)
LNEX	Syria	1,019904-	-0.808191	-4.575469	-4.595870	I(1)
		0.5051	0.9493	0.0019	0.0082	
LNINDEX		1.629274	-0.131869	-6.434223	-4.518937	I(1)
		0.9991	0.9907	0.0000	0.0103	

المصدر: من إعداد الباحث اعتماداً على البرنامج الإحصائي (Eviews 10).

اختبار الاستقرار PP لمتغيرات الدراسة في سوق دمشق المالي (سورية)						
Unit Root Test		Levels		First Difference		حالة التكامل
Variable	country	Constant	Constant and Trend	Constant	Constant and Trend	I(d)
LNEX	Syria	-1.605141	-0.646845	-9.604109	-16.40185	I(1)
		0.4640	0.9655	0.0000	0.0000	
LNINDEX		3.648929	-0.021251	-8.911661	-10.51971	I(1)
		1.0000	0.9932	0.0000	0.0000	

المصدر: من إعداد الباحث اعتماداً على البرنامج الإحصائي (Eviews 10)

من نتائج التقدير التي تم الحصول عليها من اختبار ديكي فولر واختبار فيليب بيرون لمتغيرات الدراسة في سوق دمشق المالي (حيث تم إجراء الاختبار بوجود ثابت فقط وبوجود ثابت واتجاه معاً)، يمكن القول: بما أن القيم المحسوبة المطلقة t-value لاختبار ADF و PP (والتي تظهر في الركن الأعلى من الخلية المقابلة للمتغير) لمتغيرات الدراسة أصغر من القيمة الجدولية المطلقة Critical Value وبمستوى معنوية ٥% ما يعني إمكانية رفض فرضية العدم (القائلة بعدم وجود جذر الوحدة لجميع السلاسل الزمنية عند مستوى ٥%)، وقبول الفرضية البديلة بمعنى أن للسلاسل الزمنية جذر وحدة مما يدل على عدم استقرار السلاسل الزمنية للمتغيرات في سوق دمشق المالي عند المستوى الأصلي، ولذلك يتم اختبار الاستقرار بعد أخذ الفروق الأولى للوغاريتم المتغيرات المدروسة فينتج أن القيم المحسوبة المطلقة t-value لاختبار ADF و PP (والتي تظهر في الركن الأعلى من الخلية المقابلة للمتغير) لمتغيرات الدراسة أكبر من القيمة الجدولية المطلقة Critical Value وبمستوى معنوية ٥% ما يعني إمكانية قبول فرضية العدم ورفض الفرضية البديلة بمعنى أن جميع متغيرات الدراسة أصبحت مستقرة بعد أخذ الفرق الأول أي أنها متكاملة من

الرتبة الأولى (1)، هذا وتشير قيمة الاحتمالية Prob (والتي تظهر في الركن السفلي من الخلية المقابلة للمتغير) إلى عدم وجود ترابط في الأخطاء بعد أخذ الفرق الأول.

وبذلك يستنتج من اختبارات جذر الوحدة (ADF و PP) للواريتم السلاسل الزمنية للمتغيرات قيد الدراسة (سعر الصرف، مؤشر السوق المالي) لسوق دمشق المالي في مستوياتها وفروقها الأولى، أن لها درجة التكامل نفسها، مما يدل على أن هذه السلاسل تتحرك معاً عبر الزمن، وهناك علاقة زمنية طويلة الأجل تعرف بانحدار التكامل المشترك ويمكن بالتالي تطبيق منهجية التكامل المشترك.

4_4_2: نموذج جوهانسن للتكامل المشترك (Johansen Tests):

4_4_2_1: تحديد عدد فترات التأخير في النموذج:

إن العبرة في تحديد عدد فترات الإبطاء للمتغيرات الداخلة في مرحلة بناء النموذج تتمثل في مدى قدرة المعلومات التي تمثلها فترات زمنية سابقة في التأثير على قيمة المتغير في الفترة الحالية، ويصبح من الضروري أن تمتد فترات الإبطاء إلى فترات سابقة مع الأخذ في الاعتبار عدم وقوع النموذج في مشكلة الارتباط الذاتي، وعندما قدم Sims نموذج لم يعط أي تحديد فيما يتعلق بطول مدة التباطؤ الزمني التي يمكن تطبيقها على متغيرات النظام، ومن أجل تجنب الحكم الشخصي فيما يتعلق بطول مدة التباطؤ الزمني اقترحت عدة معايير كمية يمكن الاستعانة بها وهي:

معياري خطأ التنبؤ النهائي FPE (Cromwell, J. B., Hannan M. J., Labys W. C. and Terraza M. 1994, P73)، معياري المعلومات ل AKAIKE (Cromwell, J. B., Hannan M. J., Labys W. C.) (M. 1994, P73)، معياري المعلومات البايزية BIC (LARDIC. 2002, P97)، معياري المعلومات HQIC (LARDIC. 2002, P97)، وتحدد قيمة التباطؤ الزمني لكل معيار بحيث تحقق أدنى قيمة (Min)، ويمكن ان نحصل في التطبيق العملي على نتائج مختلفة من هذه المعايير، وفي هذه الحالة نقوم باختيار التباطؤ الزمني الذي حصلنا عليه في العدد الأكبر من المعايير (نقار، العواد، ٢٠١٢، ص ٣٤٢).

ووفقاً لذلك فإن النموذج المقترح يحدد فترات الإبطاء لكل متغير بالاعتماد على المعايير المدرجة في الجداول

أدناه:

_ اليابان:

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	40.11545	NA	7.58e-05	-3.811545	-3.711972	-3.792107
1	63.29618	39.40725*	1.12e-05*	-5.729618*	-5.430899*	-5.671305*
2	64.51289	1.825061	1.50e-05	-5.451289	-4.953423	-5.354100
3	66.53583	2.629817	1.91e-05	-5.253583	-4.556570	-5.117518
4	69.30351	3.044452	2.33e-05	-5.130351	-4.234192	-4.955411

* indicates lag order selected by the criterion

المصدر: من إعداد الباحث اعتماداً على البرنامج الإحصائي (Eviews 10).

بناءً على جميع المعايير المستخدمة في الجدول السابق فإنه يجب أخذ فجوة زمنية واحدة (تباطؤ فترة زمنية واحدة)، وبالتالي سيتم الاعتماد على فجوة زمنية واحدة في بناء نموذج جوهانسن للتكامل المشترك (Lag=1).

_ المملكة المتحدة:

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	47.88710	NA	2.74e-05	-4.830222	-4.730807	-4.813397
1	78.01023	50.73368*	1.76e-06*	-7.580024*	-7.281780*	-7.529549*
2	79.63865	2.399787	2.30e-06	-7.330385	-6.833312	-7.246260
3	80.37115	0.925257	3.41e-06	-6.986437	-6.290534	-6.868662
4	85.41902	5.313549	3.35e-06	-7.096739	-6.202007	-6.945315
* indicates lag order selected by the criterion						

المصدر: من إعداد الباحث اعتماداً على البرنامج الإحصائي (Eviews 10).

بناءً على جميع المعايير المستخدمة في الجدول السابق فإنه يجب أخذ فجوة زمنية واحدة (تباطؤ فترة زمنية واحدة)، وبالتالي سيتم الاعتماد على فجوة زمنية واحدة في بناء نموذج جوهانسن للتكامل المشترك (Lag=1).

_ الكويت:

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	61.73450	NA	8.73e-06	-5.973450	-5.873877	-5.954013
1	91.70124	50.94345*	6.53e-07	-8.570124	-8.271404*	-8.511811
2	96.55169	7.275671	6.10e-07	-8.655169	-8.157303	-8.557980
3	102.6287	7.900080	5.16e-07*	-8.862867*	-8.165855	-8.726803*
4	106.1741	3.899987	5.83e-07	-8.817411	-7.921252	-8.642472
* indicates lag order selected by the criterion						

المصدر: من إعداد الباحث اعتماداً على البرنامج الإحصائي (Eviews 10).

بناءً على المعايير المستخدمة في الجدول السابق فإنه يجب أخذ ٣ فجوات زمنية (تباطؤ ثلاث فترات زمنية)، وبالتالي سيتم الاعتماد على ٣ فجوات زمنية في بناء نموذج جوهانسن للتكامل المشترك (Lag=3).

_ سورية:

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-25.63979	NA	0.054388	2.763979	2.863553	2.783417
1	20.04885	77.67070	0.000845	-1.404885	-1.106166*	-1.346572
2	22.28431	3.353186	0.001026	-1.228431	-0.730565	-1.131242
3	24.02285	2.260106	0.001338	-1.002285	-0.305273	-0.866221
4	33.76491	10.71627*	0.000814*	-1.576491*	-0.680332	-1.401552*
* indicates lag order selected by the criterion						

بناءً على المعايير المستخدمة في الجدول السابق فإنه يجب أخذ ٤ فجوات زمنية (تباطؤ أربع فترات زمنية)، وبالتالي سيتم الاعتماد على ٤ فجوات زمنية في بناء نموذج جوهانسن للتكامل المشترك (Lag=4).

٤_٢_٢: نتائج اختبار جوهانسن للتكامل المشترك:

بعد أن تم تحديد عدد فترات الإبطاء المثلى، سيتم إجراء اختبارات التكامل المشترك لجوهانسن بين متغير مؤشر السوق المالي INDEX والمتغير المستقل سعر الصرف EX، حيث نقول فرضية العدم بعدم وجود تكامل مشترك بمستوى دلالة ٥%، بينما الفرضية البديلة تقول إن المتغيرات متكاملة أي وجود علاقة توازن في المدى الطويل بين المتغيرات الداخلة في النموذج، وبعد التطبيق تظهر النتائج المبينة كما هو موضح في الجداول أدناه لكل سوق على حدة:

_ اليابان:

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized		Trace	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None	0.353421	10.89618	15.49471	0.2179
At most 1	0.057502	1.302873	3.841466	0.2537
Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)				
Hypothesized		Max-Eigen	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None	0.353421	9.593311	14.26460	0.2400
At most 1	0.057502	1.302873	3.841466	0.2537

_ المملكة المتحدة:

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized		Trace	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None	0.345467	10.56145	15.49471	0.2400
At most 1	0.054680	1.237110	3.841466	0.2660
Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)				
Hypothesized		Max-Eigen	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None	0.345467	9.324344	14.26460	0.2602
At most 1	0.054680	1.237110	3.841466	0.2660

من خلال نتائج اختبار جوهانسن على عينة الدول المتقدمة (اليابان والمملكة المتحدة) يمكن القول: يوضح نتائج اختبار الأثر Trace للفرض الصفري القائل إن عدد معادلات التكامل المشترك أقل من أو تساوي ٢، إن قيمة الاحتمال الأعظم المحسوب أصغر من القيمة الجدولية وعليه يتم قبول الفرض الصفري والقول أنه لا يوجد

تكامل مشترك بين المتغيرات، وكذلك يتم قبول الفرض الصفري بالصف الآتي والقول أنه لا يوجد تكامل مشترك بين المتغيرات، وما يعزز النتيجة هي قيمة Prob حيث إنها أكبر من ٠,٠٥، وكذلك الأمر بالنسبة إلى اختبار القيم المميزة العظمى Max والذي يختبر الفرض الصفري القائل إن عدد متجهات التكامل المشترك هي ٢، مقابل الفرض البديل بأنها تساوي ٢+1 وهذا يؤيد ويقوي النتيجة السابقة.

وبالتالي لا يوجد تكامل مشترك بين متغير سعر الصرف ومتغير مؤشر السوق المالي في سوق طوكيو المالي في اليابان أي لا وجود لعلاقة توازنية طويلة الأجل؛ وربما يُعزى ذلك إلى مجموعة من العوامل والأحداث التي مرت خلال فترة البحث، فمثلاً ارتفع مؤشر سوق طوكيو المالي بنسبة ٠,٢% يوم ٢٠١٦/٠٤/٠٧ متزامناً مع ارتفاع سعر اللين أمام الدولار والذي كان هو الأعلى خلال ١٧ شهراً مما أثر سلباً على الصادرات اليابانية وإيجاباً على سعر النفط وأدى إلى ارتفاع كبير في قطاع الطاقة والرعاية الصحية وذلك مقارنةً مع ارتفاع المؤشر بأكثر من ٧% خلال الأسبوعين السابقين لهذا التاريخ، أما في يوم ٢٠١٧/٠٧/١١ فقد ارتفع المؤشر إلى مستوى ٢٠١٩٥,٤٨ نقطة مترافقاً مع تسجيل الدولار لأعلى مستوى له في ٤ أشهر أمام اللين حيث بلغ ١١٤,٤٥ ين.

وكذلك لا يوجد تكامل مشترك بين متغير سعر الصرف ومتغير مؤشر السوق المالي في سوق لندن المالي في المملكة المتحدة المالي أي لا وجود لعلاقة توازنية طويلة الأجل وربما يُعزى ذلك إلى مجموعة من العوامل والأحداث التي مرت خلال فترة البحث، فمثلاً ارتفع الجنيه الإسترليني بنسبة ٢,٢% مسجلاً ١,٢٨٤٦ دولاراً وذلك يوم ٢٠١٧/٠٤/١٩ عقب إعلان رئيسة الوزراء البريطانية تيريزا ماي عن إجراء انتخابات عامة مبكرة في حزيران من العام نفسه، وتزامن ذلك مع انخفاض أسعار الأسهم بشكل كبير حيث هبط مؤشر فوستي ١٠٠ بنحو ١٨٠ نقطة أو ٢,٥%

_ الكويت:

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized		Trace	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.536844	20.33297	15.49471	0.0086
At most 1 *	0.218826	4.939137	3.841466	0.0262
Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)				
Hypothesized		Max-Eigen	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.536844	15.39383	14.26460	0.0330
At most 1 *	0.218826	4.939137	3.841466	0.0262

المصدر: من إعداد الباحث اعتماداً على البرنامج الإحصائي (Eviews 10).

_ سورية:

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**

None *	0.777192	40.50350	15.49471	0.0000
At most 1 *	0.467578	11.97607	3.841466	0.0005
Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)				
Hypothesized		Max-Eigen	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.777192	28.52743	14.26460	0.0002
At most 1 *	0.467578	11.97607	3.841466	0.0005

المصدر: من إعداد الباحث اعتماداً على البرنامج الإحصائي (Eviews 10).

من خلال نتائج اختبار جوهانسن على عينة الدول النامية (الكويت وسورية) يمكن القول:
يوضح نتائج اختبار الأثر Trace للفرض الصفري القائل إن عدد معادلات التكامل المشترك أقل من أو تساوي ٢، وإن قيمة الاحتمال الأعظم المحسوب أكبر من القيمة الجدولية وعليه يتم رفض الفرض الصفري والقول إنه يوجد تكامل مشترك بين المتغيرات، وكذلك يتم رفض الفرض الصفري بالصف الآتي والقول أنه يوجد تكامل مشترك بين المتغيرات، وما يعزز النتيجة هي قيمة Prob حيث أنها أصغر من ٠,٠٥، وكذلك الأمر بالنسبة لاختبار القيم المميزة العظمى Max والذي يعتبر الفرض الصفري القائل بأن عدد متجهات التكامل المشترك هي ٢، مقابل الفرض البديل بأنها تساوي ٢+1 وهذا يؤيد ويقوي النتيجة السابقة.

وبالتالي يوجد تكامل مشترك بين متغير سعر الصرف ومتغير مؤشر سوق الكويت المالي في الكويت وكذلك في سوق دمشق للأوراق المالية في سورية، وهذا يعني أنه توجد توليفة خطية ساكنة بين مؤشر السوق المالي ومتغير سعر الصرف، وتؤكد هذه النتيجة وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغيرين، مما يعني أن هذه المتغيرات لا تتباعد كثيراً عن بعضها البعض في الأجل الطويل بحيث تظهر سلوكاً متشابهاً.

النتائج:

١- يمثل سعر الصرف المرآة التي تعكس مركز الدولة التجاري مع العالم الخارجي وذلك من خلال العلاقة بين الصادرات والواردات، وإن أي تقلب في أسعار الصرف سيجد صداه في سوق الأسهم لأن سعر الصرف يعد أحد العوامل المؤثرة على أداء السوق المالي بوصفه أحد محددات النشاط الاقتصادي، إلا أن تأثيره يتباين من بلد لآخر ومن قطاع لآخر.

٢- أوضحت الدراسة أن هناك علاقة توازنية طويلة الأجل فيما بين كل من سعر الصرف ومؤشر السوق المالي في كل من الكويت وسورية، أي أن هناك تكاملاً مشتركاً فيما بين المتغيرات في كل من السوقين، وقد استندت هذه النتيجة على تطبيق منهجية جوهانسن للتكامل المشترك بين المتغيرات حيث إن هذه المتغيرات متكاملة من نفس الدرجة (1)، ومن هذه الدراسة يمكن استكشاف العلاقة السببية بين المتغيرات واتجاهها حتى يتمكن صانع السياسة الاقتصادية من التأثير الإيجابي على المتغيرات الاقتصادية على المستوى الكلي.

٣- أن تقلب سعر صرف الليرة السورية يؤثر على قرارات المستثمرين واتجاهاتهم في السوق المالية، إلى جانب العديد من العوامل التي تؤثر أيضاً على الاستثمار في السوق المالية وأهمها الأزمة التي تمر بها سورية وما أفرزته من نتائج على مختلف جوانب الحياة الاقتصادية.

٤- أوضحت الدراسة عدم وجود علاقة توازنية طويلة الأجل فيما بين كل من سعر الصرف ومؤشر السوق المالي في كل من اليابان والمملكة المتحدة، أي عدم وجود تكاملاً مشتركاً فيما بين المتغيرات.

٥- إن سوق دمشق للأوراق المالية بشكله الحالي لا يمثل إلا جزءاً بسيطاً من الاقتصاد السوري حيث إن هناك غياباً لأهم القطاعات الاقتصادية عن السوق مثل السياحة والنفط والغاز والبناء والتشييد وغيرها من القطاعات الاقتصادية، وبالتالي فإن ارتفاع المؤشر أو انخفاضه لا يعد دلالة على اتجاهات النشاط الاقتصادي المتوقع في المستقبل.

٦- أسعار الأسهم تُعدّ دالة للعرض والطلب في السوق كأسعار البضائع الأخرى، غير أن ما يميز هذه الآلية عن غيرها هو أن العرض والطلب في سوق الأسهم يتأثر بالمعلومات التي ترد للمستثمرين بشأن العوائد المستقبلية المتوقعة للشركة وكذلك بالمعلومات المتعلقة بسعر الصرف أيضاً.

التوصيات:

١- يحتل سعر الصرف دوراً هاماً في النشاط الاقتصادي لذا لا بد أن يبقى في مستواه الحقيقي ويجب على الدول أن تعمل على المحافظة على استقرار سعر الصرف لفترة طويلة من الزمن بحيث يؤدي لاستقرار أسعار الأسهم والسندات والأوراق المالية المتداولة في سوق الأوراق المالية، وذلك لأن تقلبات أسعار الصرف تؤثر على قيم أسهم الشركات المدرجة في سوق الأوراق المالية.

٢- إن استقرار سعر الصرف يعزز الثقة بالاقتصاد بشكل عام وسوف يجذب المستثمرين الأجانب للاستثمار في سوق الأوراق المالية الوطنية، كما يؤدي استقرار سعر الصرف لاستقرار الإنتاج والتصدير واستقرار الأرباح في الاقتصاد الوطني وفي سوق الأوراق المالية كونها جزءاً هاماً من الاقتصاد.

٣- غالباً ما تتبع اضطرابات أسواق الصرف اضطرابات في البورصات العالمية، ولذلك يجب أن يكون هناك تتبع مستمر للتغيرات التي تصيب أسعار صرف العملات، من أجل استعمالها كمؤشرات إنذار للتغيرات المحتملة في الأسواق المالية، والتنبؤ باتجاهات السوق المستقبلية.

٤- إن نشر الثقافة والتوعية النقدية للجمهور بشكل عام وللمستثمرين بشكل خاص ولا سيما المعلومات المتعلقة بسياسة المصرف المركزي بشأن سعر الصرف، من شأنه أن يدعم قرارات البيع والشراء داخل السوق المالي بحيث تبني هذه القرارات على معلومات صحيحة وبناءً على تحليل واستشراف للمستقبل.

المراجع:

أولاً: المراجع باللغة الأجنبية:

- 1- Rabia Najaf & Khakan Najaf, 2016, A Study of Exchange Rates Movement and Stock Market Volatility. Asian Journal of Management, Engineering & Computer Sciences, Vol 1(1), pp 32-38.
- 2- Rehman, Ijaz_Ur and Muhammad Aftab, 2015, on the linkages between Exchange rate, inflation and interest Rate in Malaysia. Pakistan journal of Statistics, Vol 31, NO 5, pp 609.
- 3- Andriansyah, G.M, 2015, Stock prices, Exchange Rates and portfolio Equity Flows: Toda _ Yamamoto approach for Granger non _ causality test in heterogeneous panels.
- 4_ Madesha, Wellington. Cllainoschidoko and James Zivanomoyo, 2015, Empirical test of the relationship between Exchange Rate and Inflation in Zimbabwe, Journal of Economics and Sustainable Development, Vol 4. No 1. Pp 52.

- 5- Guglielmo M. Caporale et al, 2013, *On the linkages between stock prices and exchange rates: Evidence from the banking crisis of 2007–2010. Economics and Finance Working Paper Series, No. 13-07.*
- 6- Madesha, Wellington. Clainos Chidoko and James Zivanomoyo, 2013, *Empirical Test of the relationship between Exchange Rate and Inflation in Zimbabwe. Journal of Economics and Sustainable Development, Vol. 4, No. 1, pp. 52-58.*
- 7- Khodeir, Aliaa Nabil, 2012, *Towards inflation Targeting in Egypt: the relationship Between Exchange rate and Inflation. SAJEMS, Vol 30, pp 613.*
- 8- Gaurav A, et al. 2010, *A Study of Exchange Rates Movement and Stock Market Volatility. International Journal of Business and Management, Vol. 5, No. 12, pp 62-63.*
- 9- Ming S. Pan, et al, 2007, *Dynamic linkages between exchange rates and stock prices: Evidence from East Asian markets. International Review of Economics & Finance, vol. 16(4), pp 503-520.*
- 10- Benjamin M Tabak, 2006, *The dynamic relationship between stock prices and exchange rates: evidence for Brazil. Working paper series N° 124, Central bank of Brasil, p4.*
- 11- Hwey Yun Yau & Chien Chung Nieh, 2006, *Interrelationships among Stock Prices of Taiwan and Japan and NTD/Yen Exchange Rate. Journal of Asian Economics, working paper N°17, p 536.*
- 12- Thomas, L.B, 2006, *Money, Banking, and Financial Markets. Thomson, P.14.*
- 13- Kim, K. Ho, 2003, *Dollar exchange rate and stock price: evidence from multivariate co-integration and error correction model. Review of Financial Economics, Vol. 12 (3), pp 301-313.*
- 14- LARDIC S. et MIGNON V, 2002, *Econométrie des séries temporelles macroéconomiques et financières. Ed. Economica-Paris. pp. 97.*
- 15- Ying Wu, 2000, *Stock Prices and Exchange Rates in a VEC Model : The Case of Singapore in the 1990s. Journal of Economics and Finance, Vol. 24 (3), pp 260-274.*
- 16- Ajayi, R.A., et al, 1998, *On the Relationship between Stock Returns and Exchange Rates: Tests of Granger Causality. Global Finance Journal, Vol.9 (2), pp. 241-251.*
- 17- Issam Abdalla & Victor Murinde, 1997, *Exchange rate and stock price interactions in emerging financial markets: evidence on India, Korea, Pakistan and the Philippines. Applied Financial Economics, vol. 7 (1), pp 25-35.*
- 18- Richard A. Ajayi & Mbodja Mougouè, 1996, *On the Dynamic Relation between Stock Prices and Exchange Rates. Journal of Financial Research, vol. 19 (2), pp 193-207.*
- 19- Christopher K. Ma, and G. Wenchi Kao, 1990, *On Exchange Rate Changes and Stock Price Reactions Journal of Business Finance & Accounting. Vol. 17 (3), pp 441–449.*
- 20- Soenen, L. & E. Hennigar, 1988, *An Analysis of Exchange Rates and Stock Prices – the US Experience between 1980 and 1986. Akron Business and Economic Review, pp 7-16.*
- 21- Bruno H. Solnik, 1987, *Using Financial Prices to Test Exchange Rate Models: A Note. The Journal of Finance, Vol. 42 (1), pp 141–149.*
- 22- Raj Aggarwal, 1981, *Exchange rates and stock prices: A study of the US capital markets under floating exchange rates. Akron Business and Economic Review, pp 7-12.*
- 23- Dickey D. and Fuller W , 1979, *Distribution of the estimators for Autoregressive Time Series With a unit Root. Journal of the American Statistical Association, n74: pp .427-431.*
- 24- Dickey D. and Fuller W, 1981, *The likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series With a unit Root. Econometrica, n49: pp .1057-1072.*

25- Cromwell, J. B., Hannan M. J., Labys W. C. and Terraza M, 1994, *Multivariate tests for Time Series Models*. SAGE publications, Inc. California. pp. 73-75.

ثانياً: المراجع باللغة العربية:

- ١- آل شبيب، دريد كامل. ٢٠١١، *المالية الدولية*. دار اليازوري، عمان، ط١، ص٣٧.
- ٢- أبو السندس، جهاد أحمد. المومني، غازي فلاح. أثر تذبذب أسعار صرف الدينار الأردني على قيم أسهم الشركات المساهمة العامة في قطاع الخدمات. ٢٠١٢، مجلة الجامعة الإسلامية للدراسات الاقتصادية والإدارية، المجلد العشرون، العدد الثاني، ص ٤٨٥.
- ٣- التميمي، أرشد فؤاد، سلام، أسامة. ٢٠٠٤، *الاستثمار بالأوراق المالية*. دار المسير، عمان، ص١٥٤.
- ٤- الحناوي، محمد صالح، العبد، جلال إبراهيم. ٢٠٠٥، *بورصة الأوراق المالية بين النظرية والتطبيق*. الدار الجامعية، الإسكندرية، ص٢٥١.
- ٥- الجفري، ياسين عبد الرحمن، وآخرون. ١٩٨٩، *تكوين مؤشرات لقياس الأداء في سوق الأسهم السعودي*. مجلة العلوم الاجتماعية، الكويت، مجلد ٩، عدد ٣، ص ٧٥.
- ٦- الداغر، محمد محمود. ٢٠٠٥، *الأسواق المالية: مؤسسات، أوراق، بورصات*. ط١، دار الشروق للنشر والتوزيع، الأردن، ص ٣٣.
- ٧- الشبلي، محمد إبراهيم، الشبلي، طارق إبراهيم. ٢٠٠٠، *مقدمة في الأسواق المالية والنقدية*. ط١، عمان، ص ١٥٥.
- ٨- العاني، عماد محمد علي. ٢٠٠٠، *اندماج الاسواق المالية الدولية (اسبابه، انعكاساته على الاقتصاد العالمي)*. الطبعة الاولى، بيت الحكمة، بغداد، ص ٥٤.
- ٩- الغنام، حمد بن عبد الله. ٢٠٠٣، *تحليل السلسلة الزمنية لمؤشر أسعار الأسهم في المملكة العربية السعودية باستخدام منهجية بوكس جينكينز*. مجلة جامعة الملك عبد العزيز، الاقتصاد والإدارة، مجلد ١٧، عدد ٢، ص ٥.
- ١٠- الغزالي، عيسى محمد. ٢٠٠٤، *تحليل الأوراق المالية*. المعهد العربي للتخطيط، العدد ٢٧، السنة الثالثة، الكويت، ص ٧.
- ١١- المهيملي، عبد المجيد، البيلوي، حازم. ٢٠٠٥، *التحليل الفني للأسواق المالية*. ط٢، عمان، ص ٢٩٩.
- ١٢- الهندي، خليل، الناشف، أنطوان. ٢٠٠٠، *العمليات المصرفية والسوق المالية*. الجزء الثاني، المؤسسة الحديثة للكتاب، لبنان، ص ٢٤٦.
- ١٣- خضر، حسان. ٢٠٠٤، *تحليل الأسواق المالية*. مجلة جسر التنمية، المعهد العربي للتخطيط، الكويت، عدد ٢٧، ص ٥٥.
- ١٤- عبد القادر، بسبع. ٢٠١٧، *قياس أثر تغيرات أسعار الصرف على تقلبات عوائد أسواق الأسهم باستخدام نموذج GARCH*. مجلة دراسات وأبحاث، ١١١٢_٩٧٥١، العدد ٢٦، السنة السابعة، ص ٤.

- ١٥- علي، إبراهيم محمد. ٢٠١٨، التضخم وسعر الصرف وسعر الفائدة: استكشاف العلاقة التوازنية طويلة الأجل في الاقتصاد المصري. مجلة الدولية للدراسات الاقتصادية، المركز الديمقراطي العربي، ألمانيا، العدد ١، ص ١١٠.
- ١٦- عوض الله، زينب حسين. ٢٠٠٤، الاقتصاد الدولي والعلاقات الاقتصادية والنقدية الدولية. دار النهضة، ط١، القاهرة، ص ٤٤.
- ١٧- فضل، أحمد، توكل، حسن. ٢٠١٨، دراسة العلاقة السببية طويلة الأجل بين معدلات سعر الصرف والاحتياطي من النقد الأجنبي في السودان للفترة من ١٩٧٥_ ٢٠١٦ باستخدام منهجية (Toda and Yamamoto 1995). المجلة الدولية للدراسات الاقتصادية، المركز الديمقراطي العربي، ألمانيا، العدد ٢، ص ٣١.
- ١٨- قبلان، حسين. ٢٠١١، مؤشرات أسواق الأوراق المالية: دراسة حالة مؤشر سوق دمشق للأوراق المالية. مجلة العلوم الاقتصادية وعلوم التسيير، العدد ١١، ص ٩٤.
- ١٩- ميدو، معتز بالله. ٢٠١٦، أثر تقلبات أسعار الصرف في الأسواق المالية "دراسة تحليلية على سوق دمشق للأوراق المالية". جامعة دمشق، رسالة ماجستير، ص ٥٠.
- ٢٠- نزار، عثمان، العواد، منذر. استخدام نماذج VAR في التنبؤ ودراسة العلاقة السببية بين إجمالي الناتج المحلي وإجمالي التكوين الرأسمالي في سورية. ٢٠١٢، مجلة جامعة دمشق للعلوم الاقتصادية والقانونية، المجلد ٢٨، العدد ٢، ص ٣٤٢.
- ٢١- هندي، منير. أساسيات الاستثمار في الأوراق المالية. ١٩٩٩، المكتب العربي الحديث، الإسكندرية، ص ٢٥٣.