

العلاقة التبادلية بين سعر الصرف وأسعار الأسهم:  
دراسة تطبيقية في سوق اسطنبول للأوراق المالية للمدة ٢٠٠٥-٢٠٢٠

م. سعدالله محمد عبيد النعيمي  
جامعة كركوك

saedalnuaimy@uokirkuk.edu.iq

ISSN 2709-6475

Doi:https://doi.org/10.37940/BEJAR.2021.1.1.3

تأريخ قبول النشر ٢٠٢١/٣/٥

تأريخ استلام البحث ٢٠٢١/٢/١٥

### المستخلص

سعى البحث إلى تحليل العلاقة التبادلية بين سعر الصرف الأسمي لليرة التركية مقابل الدولار الأمريكي وأسعار الأسهم للشركات المسجلة في سوق أسطنبول المالي معبر عنها بالموشر العام للسوق للفترة من 2005 إلى 2020 وبمشاهدات شهرية بلغت (192) مشاهدة، معتمد على النظرية التقليدية ونظرية توازن المحفظة في التفسير النظري لتلك العلاقة، مستهدفاً التعرف على تأثير سعر الصرف على أسعار الأسهم، فضلاً عن اختبار العلاقة السببية بين تلك المتغيرات والتعرف على أي منهما السبب وأي منهما النتيجة، مستخدماً نموذج Autoregressive Distributed Lag (ARDL)، وكشفت نتائج البحث إن لسعر الصرف تأثير ايجابي على أسعار الأسهم في الأجل الطويل على الرغم من ظهور التأثير السلبي في الأجل القصير، لكن العلاقة طويلة الأجل قد صححت مسار العلاقة قصيرة الأجل وبأمد زمني لا يتجاوز الشهر الواحد، فضلاً عن إثباتها بأن تلك العلاقة تأخذ اتجاه واحد من سعر الصرف باتجاه أسعار الأسهم، أي إن سعر الصرف هو السبب وأسعار الأسهم هي النتيجة، ومن ثم فإن نتائج هذا البحث تساعد المستثمرين على التنبؤ بالاتجاهات المستقبلية لأسعار الأسهم اعتماداً على تغيرات سعر الصرف، كما أنها تمكن إدارة الشركات وبالأخص ذات التعاملات الخارجية من إدارة مخاطر سعر الصرف لتلافي تأثيرها السلبي على أسعار أسهمها، لأنها تمثل عائق أمام تحقيق هدفها الرئيس والمتمثل بتعظيم ثروة المالكين، كما يمكن لصانعي السياسات التأثير على أسعار الأسهم من طريق إدارة سعر الصرف.

**الكلمات المفتاحية:** سعر الصرف، أسعار الأسهم، ARDAL، نظرية توازن المحفظة، النظرية التقليدية.



مجلة اقتصاديات الأعمال

العدد (١) / حزيران / ٢٠٢١

الصفحات: ٤٣-٦٢

(٤٣)

**The reciprocal relationship between the exchange rate and stock prices, an empirical study at the Istanbul Stock Exchange**

**Abstract**

The study aims to analyzing the reciprocal relationship between the nominal exchange rate of the Turkish lira versus the U.S. dollar and the stock prices of the companies listed on the Istanbul Stock Exchange (ISE) expressed in the general market index for the period from 2005 to 2020 with 192 monthly observations, based on the traditional theory and the theory of portfolio balance model in theoretical interpretation for that relationship, aiming to identify the effect of the exchange rate on stock prices, as well as to analyze the causal relationship between those variables and to identify which of them is the cause or which is the result, using the Autoregressive Distributed Lag (ARDL) model. The research found that the exchange rate has a positive effect on stock prices in the long term, despite the emergence of the negative impact in the short term, but the long-term relationship has corrected the course of the short-term relationship with a time period not exceeding one month, in addition to proving that this relationship takes one direction. From the exchange rate towards stock prices, that is, the exchange rate is the reason and stock prices are the result, therefore the results of this research helps investors to predict future trends of stock prices depending on the exchange rate changes, and it also enables the companies, especially those with foreign transactions, to manage price risks the exchange rate in order to avoid its negative impact on its share price, as it represents an obstacle to achieving its main goal of maximizing the share price.

**Key words:** Exchange Rate, Stocks prices, ARDAL, Portfolio Balance, Traditional Theory.

## المقدمة

ركزت أدبيات الفكر المالي على دور التنمية المالية في تحقيق النمو الاقتصادي وتوصلت إلى إجماع بشأن الدور الذي تؤديه مؤسسات الوساطة المالية في ذلك النمو، وعلى الرغم من النظرة الضيقة لبعض الباحثين فيما يخص دور أسواق الأسهم في البلدان النامية، إذ يصفونها بالكازينوهات ويرون أن تأثيرها الإيجابي على النمو الاقتصادي محدود للغاية، إلا أن الأدبيات في الآونة الأخيرة قد ركزت على هذا الدور وأثبتت أهميته.

يعد كل من استقرار سعر الصرف ونمو سوق الأسهم هدفان اقتصاديان تسعى الاقتصاديات المتقدمة والنامية إلى تحقيقهما، لأنهما مؤشران يعكسان القوة المالية للاقتصاد، إذ يؤدي سوق الأسهم دوراً حاسماً في النمو الاقتصادي من طريق تعبئة المدخرات وإعادة توجيهها نحو المجالات الاقتصادية الأكثر إنتاجية، فضلاً عن قيامة بتعزيز ثقة المستثمرين، وتسهيل تخصيص رأس المال، وتشجيع الاستثمار، كما إنه يمكن الشركات من الحصول على رأس المال طويل الأجل، ومن ثم يمكن هذه المرأة التي تعكس قوة القطاع الإنتاجي ومدى استقرار النظام المالي.

إنَّ استقرار سعر الصرف يؤثر بشكل إيجابي على قرارات الاستهلاك والادخار للأسر ومدخلاتها، واستثمار الشركات والتوظيف والاستيراد والديون الحكومية والميزان التجاري والسياسات المالية والنقدية المتبعة، وعلى العكس من ذلك فإنَّ تقلبات ذلك السعر تؤدي إلى صدمات اقتصادية حقيقية لأنها تؤثر على مستوى الأسعار وأرباح الشركات وحتى النشاط الاقتصادي بأكمله، وبهذا يعرف سعر الصرف بأنه عملة دولة ما معبر عنها بعملة دولة أخرى، ويمثل السعر الذي يمكن من خلاله استبدال عملة بأخرى وهو مؤشر سياسي واجتماعي واقتصادي، ويتفاعل سعر الصرف مع أحداث مثل الحرب والإرهاب والتغيرات في الأوضاع السياسية والمؤشرات الاقتصادية الرئيسية، ويؤثر سعر الصرف من منظور الاقتصاد الكلي على الاقتصاد بأكمله، أمَّا على المستوى الجزئي فيمتد تأثيره على أرباح الشركات وما تتبعها من متغيرات.

إنَّ للتقدم التكنولوجي المتسارع والزيادة المستمرة في حجم التجارة الدولية وتحركات رأس المال، جعلت أسعار الصرف أحد المحددات الرئيسية لربحية الشركات وأسعار أسهمها لتأثيره المباشر على القدرة التنافسية للشركات من طريق تأثيره على أسعار المدخلات والمخرجات الذي يؤدي إلى تقلبات في حجم التدفق النقدي المستقبلي الذي يعكس أسعار الأسهم، ومن هنا جاءت دراسة العلاقة بين سعر الصرف وأسعار الأسهم للغور في تلك العلاقة ومعرفة اتجاهاتها، على الرغم من الجدل الفكري والأكاديمي الخاص بنوع العلاقة واتجاهها، إذ لا يوجد لحد الآن توافق في الآراء بشأن تلك العلاقة، على الرغم من إن الموضوع قد تمت دراسته على نطاق واسع، إذ يرى البعض أنَّ العلاقة بين المتغيرين طردية، بينما يراها آخرون عكسية، ويرى فريق ثالث عدم وجود أي علاقة تذكر بين تلك المتغيرات، أما فيما يخص اتجاه هذه العلاقة فيرى مجموعة من الباحثين أن اتجاه العلاقة من سعر الصرف إلى أسعار الأسهم ويرى باحثون آخرون العكس، ويرى فريق ثالث إن العلاقة في اتجاهين أي إن كلا المتغيرين يؤثران ويتأثران ببعضهما البعض.

## أولاً: منهجية البحث:

### ١. مشكلة البحث:

من الحقائق الشائعة في سياق التكامل الاقتصادي العالمي إن مخاطر أسعار الصرف أصبحت أكثر أهمية عند الاستثمار دولياً، مما يتوجب على المستثمرين عدم إهمالها لكونها سلاح ذي حدين، إذ يمكن أن تؤدي إلى تقليل قيمة الاستثمار من جهة، كما يمكن أن تحسن من تلك القيمة من (٤٥)

جهة أخرى، ومن المسلم به أن المستثمرين يتعرضون إلى نوعين من المخاطر هما: المخاطر غير النظامية التي يمكن الحد منها عن طريق التنويع، والمخاطر النظامية التي يتم تعويضهم عنها بمعدل عائد يعكس تلك المخاطر، وبالنظر لحقيقة إن المخاطر النظامية للأسواق تختلف من بلد إلى آخر، لذا فإن التنويع الدولي يمكن أن يقلل من تلك المخاطر نتيجة لانخفاض الترابط بين الدول، ومن المعروف إن العائد الذي يحققه المستثمر الأجنبي ناتج عن عنصرين، الأول هو معدل العائد الذي يحققه الموجود نفسه، والثاني هو تقلب سعر صرف عملة ذلك البلد، فارتفاعها يؤدي إلى تعزيز المكاسب التي حققها المستثمر، أما انخفاضها فقد يؤدي تآكل تلك المكاسب وربما خسارة رأس المال المستثمر به، ومن هنا جاءت مشكلة البحث والمتمثل بقيام العديد من المستثمرين ومنهم العراقيين بالاستثمار في تركيا وبمختلف المجالات نتيجة لتشجيع الحكومة التركية على جذب تلك الاستثمارات من طريق منح حوافز مختلفة منها منح الجنسية التركية للمستثمرين الأجانب الذين يستثمرون لما زاد عن مبلغ معين، إلا أن البعض من هؤلاء المستثمرين قد حققوا عوائد سلبية بعد تصفية استثماراتهم بالليرة التركية وتحويلها إلى الدولار الأمريكي. لذا جاء هذا البحث للإجابة على التساؤلات الآتية:

- أ. هل هنالك أثر لسعر الصرف على أسعار الأسهم باعتبارها أحد مجالات الاستثمار؟ وهل يظهر الأثر في الأجل القصير أم الطويل؟
- ب. هل هنالك علاقة سببية بين سعر الصرف وأسعار الأسهم؟ وأي المتغيرين هو السبب وأياً منهما هو النتيجة؟

## ٢. أهمية البحث:

إن تدويل أسواق رأس المال، واختفاء الضوابط المفروضة على حركة رؤوس الأموال واعتماد أنظمة سعر صرف مرنة في كل من الاقتصاديات النامية والمتقدمة، ساعد على تكوين علاقة بين أسواق الموجودات، كما أن التكامل المتزايد بين أسواق الصرف الأجنبي وأسواق رأس المال، والاستخدام الواسع لسياسة التحوط والتنويع، جعل من الضروري البحث في العلاقة بين أسعار الصرف وأسعار الأسهم، إذ من شأن ذلك تقديم روى ذات مغزى للأكاديميين وصناع السياسة، إذ يمكن لصناع السياسة ومن طريق التعرف على تلك العلاقة من رسم سياستهم الاقتصادية واستخدام احد المتغيرين في التأثير على المتغير الآخر، كما يمكن لإدارة الشركات الاستثمارية تلك العلاقة للقيام باستثمارات مربحة، من جانب آخر فإن التعرف على تلك العلاقة تساعد المستثمرين على بناء سياسة التحوط الخاصة بهم، بحيث يكونوا قادرين على تحديد درجة تعرضهم لمخاطر الصرف، فضلاً عن إمكانيتهم من التنبؤ بتحركات أحد المتغيرين بناءً على تغيرات المتغير الآخر، لذا تعد تلك العلاقة مدخلاً هاماً في الاقتصاد المفتوح ولأساليب التحوط من المخاطر مما يعني أنها مجال بحثي مهم للأكاديميين.

## ٣. أهداف البحث:

يهدف البحث إلى:

- أ. التعرف على أثر سعر الصرف على أسعار الأسهم.
- ب. التعرف على العلاقة السببية بين سعر الصرف وأسعار الأسهم وأيهما يمثل السبب وأيهما النتيجة.
- ت. التوصل إلى استنتاجات تدعم المعرفة العلمية والأكاديمية وتهم الشركات والمستثمرين والباحثين في هذا المجال.

#### ٤. فرضيات البحث:

- أ. هنالك تأثير ايجابي ذات دلالة معنوية لسعر الصرف على أسعار الأسهم.  
ب. هنالك علاقة سبب ذات دلالة معنوية في اتجاه واحد من سعر الصرف إلى أسعار الأسهم.

#### ٥. الحدود المكانية والزمانية للبحث:

اقتصرت الحدود المكانية للبحث على الاقتصاد التركي المعبر عنه بسعر الصرف الأسمي الليرة التركية مقابل الدولار الأمريكي وأسعار الأسهم للشركات المدرجة في بورصة اسطنبول للأوراق المالية معبر عنها بالمؤشر الرئيس للسوق، أما الحدود الزمانية للبحث فقد امتدت للفترة من 2005/1/1 ولغاية 2020/12/31 أي لمدة 16 سنة وبمشاهدات شهرية وبواقع 192 مشاهدة.

#### ٦. الأساليب والنماذج المستخدمة في البحث:

لقد تم استخدام نموذج الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة (ARDL) وفق أسلوب اختبار الحدود (Bounds Testing Approach)، إذ يعد من الأساليب الحديثة نسبياً التي تم استخدامها من قبل (Pesaran, et.al., 2001) في مجال الاقتصاد القياسي، ويتمثل النموذج العام للدراسة وفق الصيغة الآتية:

$$P_t = f(S_t) \dots \dots \dots (1)$$

إذ تم أخذ المتغيرات بالصيغة اللوغارتمية، وفي هذه الحالة يصبح النموذج بالشكل الآتي:

$$\ln P_t = \beta_0 + \beta_1 \ln S_t + \varepsilon_t \dots \dots \dots (2)$$

إذ إن: P: أسعار الأسهم معبر عنه بالمؤشر العام للسوق وهو ما تم استخدامه من قبل كل من (Issahaku, et.al., 2013:1049) و (Fauziah, et.al., 2015:128) و S: سعر الصرف الاسمي.

وبهدف اختبار فرضية الدراسة، تم إجراء مجموعة من الاختبارات الأساسية قبل تقدير نموذج الدراسة، وهذه الاختبارات هي:

#### أ. اختبار مدى استقرار السلاسل الزمنية:

إنَّ الخطوة الأولى في تقدير العلاقات بين المتغيرات الاقتصادية في إطار السلاسل الزمنية هو التأكد من مدى استقرارها، من أجل عدم الوقوع في فخ الانحدار الزائف (Spurious Regression) الناتج عن وجود جذر الوحدة في المتغيرات المبحوثة، وهناك عدة اختبارات للقيام بذلك، إلا أن أكثرها شيوعاً هو اختبار (Dickey-Fuller) واختبار (Philips-Perron). ويشار إلى السلسلة الزمنية  $X_t$  بأنها ساكنة Stationary عندما يكون: (Gujarati & Dawn, 2009:483)

وسطها الحسابي ثابت، أي أن:  $E(X_t) = \text{constant for all } t$

تباينها ثابت، أي إن:  $\text{Var}(X_t) = \text{constant for all } t$  تباينها المشترك يعتمد على الزمن، أي

أن:  $\text{Cov}(X_t, X_{t+k}) = \text{depends on } t \text{ \& } k \neq 0$

أي أن كل من وسطها وتباينها يبقى ثابت مع مرور الزمن، أما فيما يتعلق بالتباين المشترك لأي قيمتين للمتغير X فإنه يعتمد على فرق الزمن لهاتين القيمتين.

لذا سيتم استخدام اختباري Dickey- Fuller الموسع (ADF) واختبار Phillips Perron (PP):

### أولاً: اختبار Dickey- Fuller الموسع (ADF):

يتم من طريق اختبار (Dickey-Fuller) قبول فرضية العدم ( $H_0: P = 1$ ) التي تعني أن السلاسل الزمنية للمتغيرات المدروسة تتضمن جذر الوحدة، وعلى العكس من ذلك يتم قبول الفرضية البديلة ( $H_0: P < 1$ ) والتي تعني أن السلسلة الزمنية للمتغيرات المدروسة ساكنة، ويتم التحقق من هذا الاختبار بمقارنة القيم المحتسبة لـ (t) مع القيمة الجدولية عند مستوى معنوية (1%)، (5%، 10%) (Wooldridge, 2013:349)، ويمكن إجراء اختبار ديكي - فولر وفقاً للمعادلة الآتية بوجود الثابت ( $\beta_1$ ) والاتجاه الزمني (t) للمتغير (Y):

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + U_t \dots \dots \dots (3)$$

وقد افترض في هذا النموذج عدم وجود ارتباط ذاتي بين حدود الخطأ، ولكن في حالة وجود ارتباط ذاتي ففي هذه الحالة يصبح النموذج غير ملائماً ويجعل نتائج التقدير غير دقيقة ويهدف التغلب على هذه الحالة، فقد تم تطوير أو توسيع هذا النموذج بإضافة قيم متباطئة للسلسلة الزمنية قيد التحليل ليُعرف فيما بعدها بـ (Augmented Dickey-Fuller Test)، وأصبح النموذج يأخذ الصيغة الآتية:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \sum \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \dots \dots \dots (4)$$

ويعتمد اختبار سكون السلسلة الزمنية على معنوية المعلمة ( $\delta$ )، وذلك من مقارنة (t) المحسوبة مع (t) الجدولية، فإذا كانت القيمة المحسوبة أكبر من الجدولية (بالقيم المطلقة)، فهذا يعني أن السلسلة الزمنية ساكنة عند المستوى، وتكون هذه السلسلة الزمنية غير ساكنة إذا كانت القيمة المحسوبة أقل من الجدولية (بالقيم المطلقة)، وفي هذه الحالة يتطلب أخذ الفرق الأول.

### ثانياً: اختبار Phillips Perron:

إنّ اختبار فيليبس - بيرون (PP) يعتمد في تقديره على المعادلة (3) ولكن يختلف عن اختبار ADF في معالجة الارتباط التسلسلي من الدرجة الأعلى، إذ إنه يقوم باستخدام طرق إحصائية غير معلومية ليأخذ في الاعتبار الارتباط التسلسلي في حدود الخطأ بدون إضافة حدود الفرق المتباطئة.

#### أ. اختبار التكامل المشترك:

لإجراء اختبار التكامل المشترك لـ Johansen، وفي حال كانت السلاسل الزمنية غير ساكنة عند المستوى، فهذا يعني أنها ربما تكون متكاملة من الدرجة الأولى، أي  $I(1)$  أو أعلى، وبشكل عام إذا وجد تكامل مشترك فهذا يعني أن السلسلتين تتحركان معاً عبر الزمن، ويمكن أن يكون بينهما تكاملاً مشتركاً ينتج عنه علاقة توازنية طويلة الأجل بين متغيرات الدراسة، ويتم اختبار التكامل المشترك من اللجوء إلى طريقة الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة في المستوى أو عند الفرق الأول أو خليط بينهما من طريق أسلوب اختبار الحدود وفق الصيغة الآتية: (Pradhan, et. al., 2013:917)

$$\Delta Y_t = \alpha + \sum \beta_i \Delta Y_{t-1} + \sum \lambda_i \Delta X_{t-i} + \varphi Y_{t-1} + \delta X_{t-1} + \eta_t \dots \dots \dots (5)$$

إذ: Y: المتغير التابع، X: متجه المتغير المستقل،  $\delta$ ,  $\varphi$ ,  $\lambda$ ,  $\beta$ ,  $\alpha$ : معاملات المتغيرات،  $\Delta$ : الفرق الأول للمتغيرات، n, m: فترات الإبطاء لمتغيرات الفرق الأول،  $\eta$ : حد الخطأ العشوائي. ووفقاً لما سبق يتم اختبار الفرضيات الآتية:

اختبار فرضية العدم: عدم وجود تكامل مشترك بين المتغيرات

$$H_0: \varphi = \delta \quad (48)$$

الفرضية البديلة: وجود تكامل مشترك بين المتغيرات  $H_1: \phi \neq \delta$

وفي حالة وجود تكامل مشترك بين المتغيرات، فإن المرحلة الثانية تتضمن تقدير معادلة الأجل الطويل بالصيغة الآتية:

$$Y_t = \theta + \sum \sigma_i Y_{t-i} + \sum k_i X_{t-i} + \varepsilon_t \dots \dots \dots (6)$$

إذ:  $X, Y$ : كما عُرِّفت سابقاً،  $\theta, \sigma, k$ : معاملات المتغيرات،  $\varepsilon$ : حد الخطأ العشوائي. أما المرحلة الثالثة فهي الحصول على العلاقة قصيرة الأجل للنموذج، وذلك من طريق استخدام البواقي المقدرّة بفترة إبطاء واحدة التي يتم الحصول عليها من العلاقة طويلة الأجل في المعادلة (6)، وبذلك فإن العلاقة قصيرة الأجل وتصحيح الخطأ تأخذ الصيغة الآتية:

$$\Delta Y_t = \mu + \sum \pi_i \Delta Y_{t-i} + \sum \omega_i \Delta X_{t-i} + \gamma \varepsilon_{t-1} + v_t \dots \dots \dots (7)$$

إذ:  $\gamma$ : معامل تحديد الخطأ والذي يقيس سرعة التعديل التي يتم بها تعديل الاختلال في التوازن من الأجل القصير باتجاه التوازن في الأجل الطويل،  $v$ : حد الخطأ العشوائي.

### ب. اختبار الاستقرار الهيكلي لنموذج ARDL المقدر:

يتوجب اختبار مدى استقرار هيكل المعاملات للنموذج في الأجل القصير والأجل الطويل بعد تقدير صيغة UECM لنموذج ARDL ولتحقيق ذلك يتم استخدام اختبارين هما: اختبار المجموع التراكمي للبواقي المتابعة والذي يرمز له (CUSUM) واختبار المجموع التراكمي لمربعات البواقي المتابعة والذي يرمز له (CUSUMSQ) (Pesaran & Pesaran, 1997:452) وتتحقق تلك الاستقرارية إذا وقع الشكل البياني لكلا الاختبارين داخل الحدود الحرجة عند مستوى معنوية (5%).

### ت. اختبار سببية كرانكر (Granger Causality Test):

بعد التحقق من وجود التكامل المشترك الذي يتضمن علاقة طويلة الأمد بين المتغيرات، مما يعني وجود علاقة سببية على الأقل من جانب واحد بدون تحديد اتجاه العلاقة السببية، ولذلك تم اختبار اتجاه هذه العلاقة باستخدام اختبار كرانكر للسببية، إذ يعد هذا الاختبار من الاختبارات الأولى التي ظهرت في مجال تحليل السلاسل الزمنية، إذ يعمل على اختبار وجود العلاقة السببية ما بين متغيرين واتجاه وطبيعة هذه العلاقة إن وجدت (أحادية، أو تبادلية) (Engle & Granger, 2011:32).

### ثانياً: الجانب النظري للبحث:

#### ١. العلاقة بين أسعار الصرف وأسعار الأسهم:

في الآونة الأخيرة تم ربط جذور الأزمة المالية العالمية بسياسة التحرر المالي التي تبنتها العديد من الاقتصاديات العملاقة، كالاقتصاد الأمريكي ومنطقة اليورو، التي أدت إلى تدفقات كبيرة لرأس المال عبر القارات، مما عرض عملة تلك البلدان إلى صدمات كبيرة مع ما ترتب على ذلك من ضغط سلبي ساحق على أسواق رأس المال، وبالنظر لكون أن السمة الرئيسة للأزمات المالية هو الانخفاض المتزامن في أسعار صرف العملات والأسهم فإن العلاقة بين الاثنين قد جذبت اهتمام العديد من الاقتصاديين والمستثمرين وصانعي السياسات (Syjarul, 2016:61)، إذ يرى (Mishra) إن الأزمة المالية الآسيوية وظهر نظام سعر الصرف العائم في أوائل السبعينيات من القرن العشرين وإصلاحات الأسواق المالية في أوائل التسعينيات من القرن الماضي دفعت الباحثين إلى تحديد العلاقة بين المتغيرين، وعلى الرغم من أن الموضوع قد نوقش على نطاق واسع إلا أنه لا

يوجد إلى حد الآن توافق في الآراء بشأن العلاقة بين أسعار الصرف وأسعار الأسهم (Bodnar & Gemtry,1993) و (Jorion,1991) إذ يرى كل من (Iseri,et.al.,2015:3)، بعدم وجود علاقة بين سعر الصرف وعوائد الأسهم في أمريكا، أما (Bartov & Bodnar,1996) فيرون أن التغيير في أسعار الصرف يؤدي إلى تغيير أسعار الأسهم والاتجاه نفسه، أي إن العلاقة طردية، وعلى العكس من ذلك فيرى كل من (Khan & Yousuf,2013) أن سعر الصرف يرتبط بعلاقة عكسية مع أسعار الأسهم، أما (Kumar,2014) فيرى أن سعر الصرف يؤثر تأثيراً إيجابياً كبيراً على أسعار الأسهم (Manpreet,2017:2)، أما (Oyinpreye & Moses,2015) فقد وجد علاقة سلبية بين أسعار الصرف وأسعار الأسهم، وباستخدامه لسببية كرانكر كشفت دراسته إن العلاقة أحادية الاتجاه من أسعار الأسهم إلى أسعار الصرف (Oyinpreye & Moses,2015:88)، أما (Md-Yusuf & AbdRahman,2012) فقد وجد علاقة ثنائية الاتجاه بين المتغيرين في ماليزيا (Md-Yusuf & AbdRahman,2012:109)، أما (Seong,2013) فقد وجد علاقة سلبية بين أسعار الأسهم وأسعار الصرف في الأجل القصير والطويل، فضلاً عن إيجاده علاقة سببية ثنائية الاتجاه بين المتغيرين في ماليزيا (Seong,2013:113)، ولدى قيام (Tabak) بإجراء دراسة لتحليل العلاقة الديناميكية بين سعر الصرف وأسعار الأسهم في الاقتصاد البرازيلي باستخدام سببية كرانكر أظهرت نتائج الدراسة عدم وجود أي علاقة تذكر بين المتغيرين (Charles & Richard,2018:2)، أما (Khalifa,2017) فيرى أن هنالك علاقة سببية بين أسعار الصرف وأسعار الأسهم وفي كلا الاتجاهين، أي إن أسعار الصرف تؤثر وتتأثر بأسعار الأسهم، ويبرر ذلك بالقول إن ارتفاع أسعار الصرف يؤثر على قدرة الشركات التنافسية، ومن ثم تأثيرها على قيمة موجوداتها ومطلوباتها المقيمة بالعملة الأجنبية، مما يؤثر في نهاية المطاف على الأرباح وبالتالي قيم أسهم تلك الشركات، ومن جانب آخر فإن التغييرات في أسعار الأسهم قد تؤثر على تحركات أسعار الصرف من طريق تعديل محفظة التدفقات النقدية الداخلة والتدفقات النقدية الخارجة لرأس المال، أي إن الاتجاهات التصاعدية المستمرة في أسعار الأسهم ستزيد من تدفقات رأس المال الأجنبي، مما يزيد من الطلب على العملة المحلية، ومن ثم ارتفاع قيمتها (Khalifa,2017:93)، كما يتغير التدفق النقدي المستقبلي للشركة مع تغييرات أسعار الصرف، ففي حال ارتفاع أسعار الصرف سيفقد المصدرين قدرتهم التنافسية الدولية مما يقلل من مبيعاتهم وتدفقاتهم النقدية وأرباحهم، ومن ثم التقليل من قيم أسهمهم هذا من جانب، ومن جانب آخر فإن ارتفاع سعر الصرف سيزيد القدرة التنافسية للمستوردين في الأسواق المحلية، مما يؤدي إلى ارتفاع أرباحهم ومن ثم أسعار أسهمهم، مما يعني أن لأسعار الصرف تأثير سلبي وإيجابي على سوق الأسهم في دولة تهيمن عليها الصادرات والواردات (Agrawal,et.al.,2010:63)، وفي تفسيره لاتجاه العلاقة السببية يرى (Jacob,et.al.,2015) أن أسعار الصرف تعكس كل المعلومات المتعلقة بالاقتصاد، لكن السؤال الذي يمكن طرحه هو هل إن المعلومات تنشأ في أسواق الصرف؟ أم إنها تنشأ في أماكن أخرى في الاقتصاد ومن ثم تنتقل إلى أسواق الصرف بشكل غير مباشر؟ ولأغراض تفسيرية أدق يعيد صياغة سؤاله بطريقة أخرى مفادها هل إن المعلومات تنتقل من سوق الصرف إلى أسواق الأسهم أم بالعكس؟

ترتبط أسواق الأسهم جزئياً بسوق الصرف من طريق معاملات المستثمرين الأجانب، فالمستثمر الأجنبي بشكل عام لا يقوم بتحويل عملة بلده إلى عملة البلدان الأخرى، إلا كنتيجة لقراراته الاستثمارية الخاصة بشراء أو بيع الأسهم المقومة بالعملة المحلية، ونتيجة لذلك فإن تدفقات رأس



المال الخارجي المرتبط بمعاملات المستثمرين الأجانب في سوق الأوراق المالية لها تأثير اقتصادي دائم على أسعار الصرف، إنَّ العديد من الدراسات وجدت روابط إحصائية بين تدفق طلبات المستثمرين الأجانب في أسواق الأسهم والعوائد المتحققة في أسواق الصرف، إذ يقوم المتعاملون في أسواق الصرف وبشكل يومي بفحص طلبات المستثمرين الأجانب في أسواق الأسهم بعناية من أجل استخراج أي معلومات قد تكون ذات صلة بأسعار العملات، ويرى باحثون آخرون أن اتجاه العلاقة السببية يكون من أسواق الصرف إلى أسواق الأسهم، وأن هذه العلاقة مدفوعة بتدفق المعلومات عبر آلية تدفق أوامر صرف العملات، إذ لاحظ كل (Albuquerque, et al.) إن المعلومات الخاصة بعوائد الأسهم تساعد في التنبؤ بعوائد أسواق الصرف، وإن معلومات أسواق الصرف تساعد في التنبؤ في عوائد أسواق الأسهم، أي إن المستثمرين الأجانب عند حصولهم على معلومات خاصة بارتفاع أسعار الأسهم فإنهم يقومون وبصورة مباشرة بتحويل عملاتهم الأجنبية إلى العملة المحلية من أجل الاستثمار في سوق الأسهم، مما يؤدي إلى نقل المعلومات من سوق العملات إلى أسواق الأسهم بأن هنالك المزيد من طلبات الشراء على الأسهم مما يؤدي إلى ارتفاع أسعارها نتيجة لسلوك القطيع (Jacob, et al., 2015:3-4).

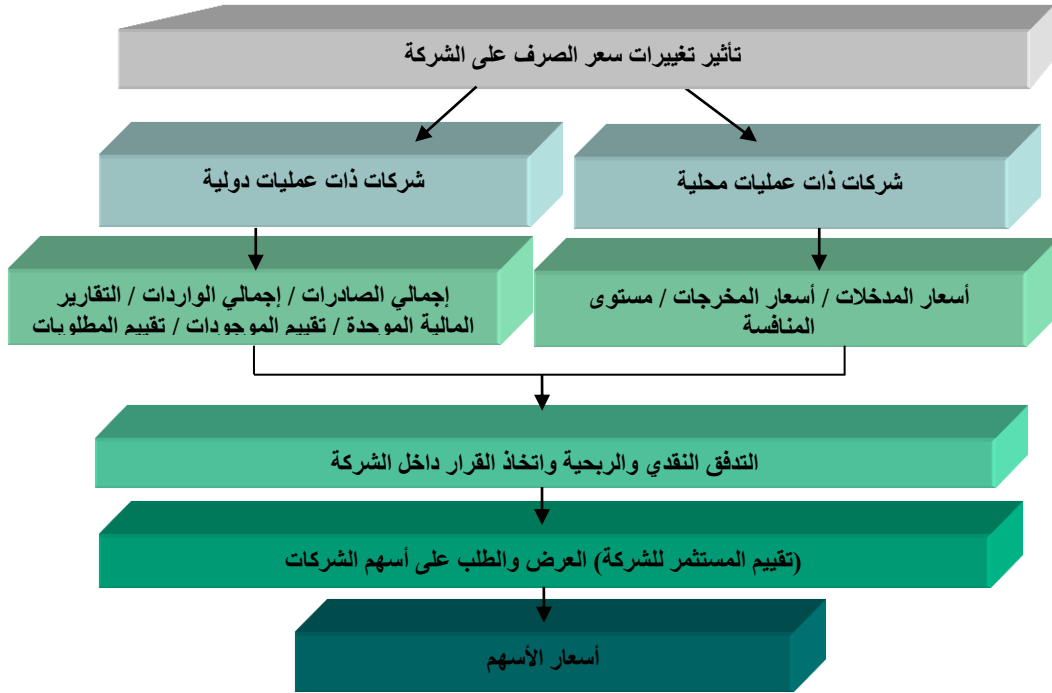
## ٢. النظريات المفسرة للعلاقة بين أسعار الصرف و أسعار الأسهم:

هنالك عدد من النظريات التي فسرت العلاقة بين أسعار الصرف وأسعار الأسهم واتجاه هذه

العلاقة منها:

أ. **النظرية التقليدية:** التي يطلق عليها أيضاً بفرضية سوق السلع والتي قدمها كل من (Dornbusch & Fischer, 1980) والتي سميت فيما بعد بالنموذج الموجه نحو التدفق (Flow Oriented) (Syjarul, 2016:63)، ويطلق عليها البعض نظرية التأثير التجاري الدولي (International Trading Effect Theory) (Lee, et al., 2017:96)، تشير هذه النظرية إلى أن أسعار الصرف تؤثر على القدرة التنافسية للشركة وتؤثر بشكل أكبر على إيرادات الشركة وتكلفة الأموال والإنتاج، ومن ثم على سعر السهم الذي يعكس القيمة الحالية للتدفقات النقدية المستقبلية للشركة (Fauziah, 2015:126)، أي إن انخفاض القيمة للعملة المحلية يجعل سلع الشركات المعدة للتصدير تبدو أرخص للمستوردين الأجانب، مما يؤدي إلى زيادة مبيعاتها، ومن ناحية أخرى يؤدي ارتفاع سعر العملة المحلية إلى انخفاض مبيعات تلك الشركات ومن ثم أرباحها، مما يؤثر سلباً على أسعار أسهمها بسبب انخفاض الطلب الأجنبي على منتجات تلك الشركات، وعلى العكس من ذلك نجد أن الشركات المستوردة ستكون في وضعية غير مواتية عندما تنخفض قيمة العملة المحلية، لأن ذلك سيؤدي إلى ارتفاع تكاليف الإنتاج، ومن ثم انخفاض أرباحها مما ينعكس سلباً على أسعار أسهمها، ومن ثم حساسية أسعار أسهم الشركات المستوردة لتغيرات سعر الصرف هي عكس حساسية أسعار أسهم الشركات المصدرة (Syjarul, 2016:63)، وحتى الشركات غير المتكاملة دولياً (نسبة منخفضة من الصادرات والاستيرادات إلى إجمالي المبيعات، ونسبة منخفضة من الموجودات والمطلوبات المقيمة بالعملة الأجنبية) قد تتأثر بصورة غير مباشرة (Tabak, 2006:4)، فالتقلبات في سعر صرف الدولار الأمريكي، وكما يشير (Hung, 1992) قد سببت خسائر تقدر قيمتها بـ(10%) من الأرباح الإجمالية لشركات التصنيع في الولايات المتحدة الأمريكية عام 1980، وفي دراسة استطلاعية أجريت عام 2008 في ولاية فيلادلفيا في الولايات المتحدة الأمريكية بينت أن أكثر من (45%) من الشركات الأمريكية تتأثر بتقلبات سعر الصرف

(Hu & Du,2012:137-140)، ويمكن بيان الآلية التي تؤثر بها أسعار الصرف على أسعار الأسهم وفق الشكل (١).



الشكل (١) تأثير سعر الصرف على أسعار الأسهم

**Source:** Fauziah & Moeljadi & Kusuma, Ratnawati, (2015), Dynamic Relationship Between Exchange Rates and Stock Prices In Asia, 2009-2013, Journal Of Economics, Finance & Accounting-Jefa, Vol. 2 (1), PP:127.

ب. **نظرية توازن المحفظة:** تعود هذه النظرية إلى كل من (Branson & Frankel) وإلى عام 1983 بالتحديد، تستعرض هذه النظرية العلاقة السببية الممتدة من أسعار الأسهم إلى أسعار الصرف (Syajarul,2016:63) ويرى أنصار هذه النظرية بأن تعديلات المحفظة تتم من طريق تدفقات رأس المال الأجنبي الداخل والتدفقات المحلية الخارجة نتيجة التغيرات في أسعار الأسهم، إذ إنّ الاتجاه التصاعدي لأسعار الأسهم سيؤدي إلى زيادة الطلب على الأموال ومن ثم زيادة أسعار الفائدة مما يؤدي إلى جذب المزيد من رؤوس الأموال الأجنبية ويسبب ارتفاع قيمة العملة المحلية، بينما انخفاض أسعار الأسهم ستقلل من ثروة حاملي الأسهم مما يقلل من الطلب على النقود الذي يعمل على تخفيض أسعار الفائدة مما يؤدي إلى انخفاض صافي التدفقات النقدية، ومن ثم انخفاض قيمة العملة (Süleyman,et.al.,2014)، وبعبارة أخرى إن ارتفاع أسعار الأوراق المالية المحلية، سيشجع المستثمرين لشراء موجودات محلية أكثر وبيع الموجودات الأجنبية من محافظهم الاستثمارية للحصول على عملة محلية لشراء الأوراق المالية المحلية الجديدة (Al-Shogeathri, 2011:86)، مما سيؤدي إلى ارتفاع في الطلب على العملة المحلية وعرض العملة الأجنبية في سوق الصرف الأجنبي، ومن ثم ارتفاع قيمة العملة المحلية وأيضاً انخفاض في قيمة العملة الأجنبية (Anlas,2012:34-45).

وأظهرت آراء لاقتصاديين وماليين آخرين عدم وجود ارتباط بين سوق العملات وسوق الأوراق المالية، على أساس إن أسعار الصرف الجارية تعكس أسعار الصرف المستقبلية المتوقعة، وأن هذه الأخيرة تتحدد بعوامل متباينة، تختلف عن تلك المؤثرة في أسواق الأسهم، لأن التغيرات الحاصلة في أسعار الصرف الأجنبي وأسعار الأسهم قد تكون مدفوعة بعوامل مختلفة، وبذلك قد لا يكون هناك أي رابط بين أسعار الصرف ومؤشرات سوق الأسهم (Abbas,2010:1-2)، ويمكن توضيح آلية تأثير أسعار الأسهم على سعر الصرف وفق الشكل (٢).



الشكل (٢) تأثير أسعار الأسهم على سعر الصرف

**Source:** Fauziah & Moeljadi & Kusuma, Ratnawati, (2015), Dynamic Relationship Between Exchange Rates and Stock Prices In Asia, 2009-2013, Journal of Economics, Finance & Accounting, Vol.2 (1), PP:128.

### ثالثاً: الجانب التطبيقي للبحث:

#### ١. استقرارية السلاسل الزمنية وفق اختبار ADF:

يتضح من طريق الجدول (١) الخاص باختبار استقرارية السلاسل الزمنية وفق اختبار ADF الموسع إن متغيرات السلاسل الزمنية لكل من (Y,X) غير ساكنة بالمستوى وبالنماذج الثلاث لأن قيمة (P.value) أكبر من مستوى المعنوية عند (10%، 5%، 1%)، إن قيمة t المحسوبة أصغر من قيمة t الجدولية، ومن ثم فإن تلك السلاسل تحتوي على جذر الوحدة، وبعد أخذ الفرق الأول استقرت تلك السلاسل عند مستوى معنوية (10%، 5%، 1%) (بحد ثابت وبلا اتجاه زمني، وبحد ثابت مع اتجاه زمني، وبلا حد ثابت واتجاه زمني)، لأن قيمة (P.Value) لكلا المتغيرين كانت (0.000)، فضلاً على أن قيمة t المحسوبة كانت أكبر من قيمة t الجدولية، مما يعني أن السلاسل الزمنية لا تحتوي على جذر الوحدة، والجدول (1) يوضح ذلك.

الجدول (1) استقرارية السلاسل الزمنية وفق اختبار ADF الموسع

P Value قيمة		إحصائية t		اختبار ADF الموسع بالمستوى
Y	X	Y	X	
0.7401	0.9974	-1.0361	1.0997	حد ثابت وبدون اتجاه زمني
0.1136	0.7284	-3.0819	-1.7426	حد ثابت واتجاه زمني
0.9790	0.9992	-1.7131	2.9390	بدون حد ثابت واتجاه زمني
P Value قيمة		إحصائية t		اختبار ADF الموسع الفرق الأول
Y	X	Y	X	
0.000 ***	0.000 ***	-13.3699	-12.3756	حد ثابت وبدون اتجاه زمني
0.000 ***	0.000 ***	-13.3339	-12.5052	حد ثابت واتجاه زمني
0.000 ***	0.000 ***	-13.1949	-11.9478	بدون حد ثابت واتجاه زمني

المصدر: الجدول من إعداد الباحث اعتماداً على مخرجات برنامج Eviews10.

## ٢. استقرارية السلاسل الزمنية وفق اختبار PP:

يتضح من الجدول (2) إن متغيرات السلاسل الزمنية لكل من (Y,X) غير ساكنة بالمستوى وبالنماذج الثلاث، لأن قيمة (P:value) أكبر من مستوى المعنوية عند (10%، 5%، 1%)، كما أن قيمة t المحسوبة أصغر من قيمة t الجدولية، ومن ثم فإن تلك السلاسل تحتوي على جذر الوحدة، وبعد أخذ الفرق الأول استقرت تلك السلاسل عند مستوى معنوية (10%، 5%، 1%) (بعد ثابت وبلا اتجاه زمني، وبعد ثابت واتجاه زمني، وبلا حد ثابت واتجاه زمني)، لأن قيمة P.Value لكلا المتغيرين كانت (0.000)، فضلاً عن أن قيمة t المحسوبة كانت أكبر من قيمة t الجدولية، مما يعني أن السلاسل الزمنية لا تحتوي على جذر الوحدة، والجدول (2) يوضح ذلك.

الجدول (2) استقرارية السلاسل الزمنية وفق اختبار PP

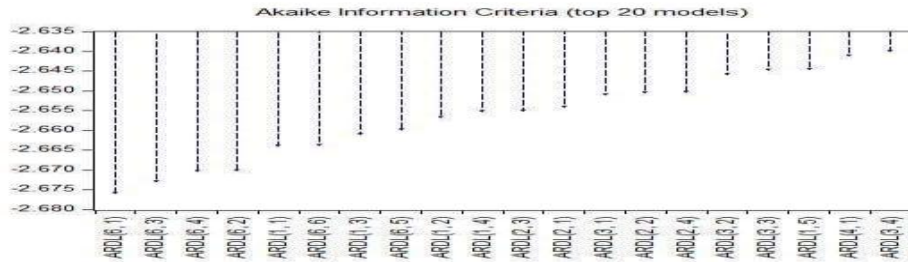
P Value قيمة		إحصائية t		اختبار PP بالمستوى
Y	X	Y	X	
0.7249	0.9990	-1.0764	1.4102	حد ثابت وبدون اتجاه زمني
0.0730	0.7529	-3.2782	-1.6884	حد ثابت واتجاه زمني
0.9770	0.9999	1.6705	3.4749	بدون حد ثابت واتجاه زمني
P Value قيمة		إحصائية t		اختبار ADF الفرق الأول
Y	X	Y	X	
0.000 ***	0.000 ***	-13.3770	-12.3010	حد ثابت وبدون اتجاه زمني
0.000 ***	0.000 ***	-13.3417	-12.5489	حد ثابت واتجاه زمني
0.000 ***	0.000 ***	-13.1955	-11.9478	بدون حد ثابت واتجاه زمني

المصدر: الجدول من إعداد الباحث اعتماداً على مخرجات برنامج Eviews10.  
\* تشير إلى المعنوية عند مستوى 1%.

## ٣. تحديد فترات الإبطاء المثلى:

من أجل تحديد فترات الإبطاء المثلى تم استخدام معيار (Information Akaike) لعدة إبطاءات زمنية من طريق إجراء تغيرات لفترات الإبطاء التلقائية المعدلة، الناتجة عن تقدير نموذج

تصحيح الخطأ ARDL-ECM باستخدام طريقة المربعات الصغرى العادية OLS وكما موضح في الشكل (٣).



الشكل (٣) تحديد فترات الإبطاء المثلى وفق معيار AIC

المصدر: الشكل من إعداد الباحث اعتماداً على مخرجات برنامج Eviews 10.

يتضح من الشكل (٣) أن فترة الإبطاء المثلى هي (٦) درجات بالنسبة للمتغير التابع (أسعار الأسهم) ودرجة واحدة بالنسبة للمتغير المستقل (سعر الصرف)، ووفقاً لمعيار (Information Akaike) يتم تحديد فترة الإبطاء المثلى بالاعتماد على فترات الإبطاء التي لديها أقل قيمة.

#### ٤. اختبار منهج الحدود:

من أجل الكشف عن مدى وجود علاقة طويلة الأجل بين متغيرات البحث أسعار الصرف وأسعار الأسهم، تم استخدام اختبار منهج الحدود من طريق احتساب قيمة  $F$ ، ومن ثم مقارنتها مع قيمتها الجدولية المحتسبة من قبل (Pesaran, et al., 2001)، وبالنظر لأن اختبار ( $F$ ) له توزيع غير معياري لهذا فلها قيمتين حرجيتين هما: (الرفيعي وآخرون، ٢٠١٩: ٦٤)

أ. قيمة الحد الأدنى: التي تفترض أن كل متغيرات البحث مستقرة في المستوى أي من الدرجة صفر  $I(0)$ .

ب. قيمة الحد الأعلى: التي تفترض أن كل متغيرات البحث مستقرة عند الفرق الأول، أي من الرتبة  $I(1)$ .

ويتم الحكم عن مدى وجود علاقة طويلة الأجل أم لا من طريق مقارنة قيمة  $F$  المحتسبة مع قيمتها الجدولية للحد الأدنى في حال كانت متغيرات البحث من الرتبة صفر  $I(0)$ ، أما إذا كانت متغيرات البحث مستقرة عند الفرق الأول، أي من الرتبة الأولى  $I(1)$  فيتم الحكم عن العلاقة من مقارنة ( $F$ ) المحسوبة مع قيمة ( $F$ ) الجدولية للحد الأعلى، والجدول (٣) يوضح نتائج الاختبار.

الجدول (3) نتائج اختبار الحدود

Test Statistic	Value	K
F.Statistic	8.7046	1
Critical Value Bonds		
Significance	الحد الأدنى	الحد الأعلى
10%	3.02	3.61
5%	3.62	4.303
2.5%	4.18	4.79
1%	4.94	5.917

المصدر: الجدول من إعداد الباحث بناءً على مخرجات البرنامج الإحصائي Eviews 10.

يبين الجدول (3) إن قيمة (F) المحتسبة كانت (8.7046) وهي أكبر من قيمة (F) الجدولية للحدود العليا عند مستوى معنوية (10%، 5%، 2.5%، 1%) مما يعني رفض فرضية العدم القائلة بعدم وجود علاقة طويلة الأجل تتجه من سعر الصرف إلى أسعار الأسهم، وقبول الفرضية البديلة.

### ٥. تقدير معلمات نموذج ARDL ومعلمة تصحيح الخطأ VEC:

بعد التأكد من وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين متغيرات البحث، يتم الآن إيجاد معلمات التكامل المشترك وتقدير العلاقة قصيرة الأجل وتحديد شكل العلاقة طويلة الأجل والجدول (٤) يبين نتائج تطبيق نموذج ARDL.

#### الجدول (4) نتائج تطبيق نموذج ARDL

Dependent, Variable: LY  
 Method: ARDL  
 Date: 01/15/21 Time: 10:35  
 Sample, (adjusted,): 2005M07 2020M12  
 Included, observations: 186 after, adjustments  
 Maximum, dependent, lags: 6 (Automatic selection)  
 Model selection, method: Akaike info, criterion (AIC)  
 Dynamic, regressors (6 lags, automatic): LX  
 Fixed, regressors: C  
 Number of models evaluated: 42  
 Selected Model: ARDL(6, 1)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
LY(-1)	0.916745	0.062909	14.57245	0.0000
LY(-2)	0.105547	0.087521	1.205960	0.2294
LY(-3)	-0.069480	0.087355	-0.795380	0.4275
LY(-4)	-0.032906	0.087648	-0.375434	0.7078
LY(-5)	0.210330	0.087223	2.411406	0.0169
LY(-6)	-0.198436	0.062083	-3.196304	0.0016
LX	-0.828922	0.104365	-7.942494	0.0000
LX(-1)	0.886780	0.104211	8.509465	0.0000
C	0.408777	0.123326	3.314604	0.0011
R-squared	<b>0.87 87,20</b>	Mean dependent var		6.489051
Adjusted R-squared	0.87 77,58	S.D. dependent var		0.415792
S.E. of regression	0.062011	Akaike info criterion		-2.675846
Sum squared resid	0.680621	Schwarz criterion		-2.519761
Log likelihood	257.8537	Hannan-Quinn criter.		-2.612594
F-statistic	1017.562	Durbin-Watson stat		2.065588
Prob(F-statistic)	<b>0.000000</b>			

\*Note: p-values and any subsequent tests do not account for model selection.

المصدر: الجدول من إعداد الباحث بناءً على مخرجات البرنامج الإحصائي Eviews 10

يتضح من طريق الجدول أن المتغير التفسيري سعر الصرف له تأثير ايجابي ذات دلالة معنوية على المتغير التابع أسعار الأسهم، وأن النموذج معنوي بدلالة قيمة (F) والبالغة (0.00000)، كما بلغت قيمة ( $R^2$ ) المعدل (0.87)، مما يعني أن سعر الصرف يفسر ما قيمته (78%) من التغيرات التي تحدث في أسعار الأسهم والنسبة المكملة تعود إلى متغيرات أخرى لم يتم إدراجها في النموذج، ومن ما سبق يمكن إثبات فرضية البحث التي تنص على وجود تأثير ذات دلالة معنوية لسعر الصرف على أسعار الأسهم.

### ٦. تفسير العلاقة طويلة الأجل وقصيرة الأجل ومعلمة تصحيح الخطأ:

يتضح من الجدول (٥) الآتي إن المتغير (LX) سعر الصرف يؤثر بشكل سلبي على المتغير (LY) أسعار الأسهم في الأجل القصير، إذ بلغت قيمة المعامل (-0.828922)، كما بلغت قيمة الاحتمالية (0.0013) وهي أقل من نسبة المعنوية والبالغة (5%)، مما يعني أن زيادة سعر الصرف بمقدار (1%) يؤدي إلى انخفاض أسعار الأسهم بمقدار (0.82%)، وتصح هذه العلاقة في حال كانت غالبية منتجات الشركات معدة للتصدير، فارتفاع سعر صرف الليرة التركية مقابل الدولار يجعل تلك المنتجات تبدو أكثر غلاء بالنسبة للمستهلكين الخارجيين، مما يؤدي إلى انخفاض الطلب على تلك المنتجات، ومن ثم انخفاض أرباح تلك الشركات مما يؤدي انخفاض قيمة أسهمها، أما فيما يخص العلاقة طويلة الأجل فيتضح من الجدول أن المتغير التفسيري (LX) سعر الصرف يؤثر بشكل ايجابي على المتغير المعتمد (LY) أسعار الأسهم، إذ بلغت قيمة المعامل (0.84834)، كما بلغت قيمة الاحتمالية (0.0000) وهي أقل من نسبة المعنوية البالغة (5%)، ومن ثم يمكن القول إن ارتفاع سعر الصرف بمقدار (1%) يؤدي إلى زيادة أسعار الأسهم بمقدار (0.8483%)، ويمكن تبرير ذلك في إطار النظرية التقليدية، كما يتضح بأن قيمة معامل تصحيح الخطأ  $Y(-1)*$  كانت سالبة، إذ بلغت (-0.0682)، أما قيمة الاحتمالية فقد بلغت (0.0013) وهي أقل من نسبة المعنوية والبالغة (5%) مما يشير إلى أن العلاقة طويلة الأجل بين سعر الصرف وأسعار الأسهم تصحح أخطاء العلاقة قصيرة الأجل في فترة قدرها أقل من شهر واحد، والجدول (5) يوضح ذلك.

#### الجدول (5) العلاقة طويلة الأجل وقصيرة الأجل ومعلمة تصحيح الخطأ

ARDL Long Run Form and Bounds Test  
Dependent Variable: D(LY)  
Selected Model: ARDL(6, 1)  
Case 2: Restricted, Constant and No Trend  
Date: 01/15/21 Time: 10:11  
Sample: 2005M01 2020M12  
Included observations: 186

#### Conditional Error Correction Regression

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.408777	0.123326	3.314604	0.0011
LY(-1)*	<b>-0.068201</b>	0.020798	-3.279183	<b>0.0013</b>
LX(-1)	0.057858	0.015837	3.653253	0.0003
D(LY(-1))	-0.015054	0.062699	-0.240107	0.8105

العلاقة التبادلية بين سعر الصرف وأسعار الأسهم

D(LY(-2))	0.090493	0.062353	1.451303	0.1485
D(LY(-3))	0.021013	0.062353	0.336994	0.7365
D(LY(-4))	-0.011893	0.062208	-0.191189	0.8486
D(LY(-5))	0.198436	0.062083	3.196304	0.0016
D(LX)	-0.828922	0.104365	-7.942494	0.0000

\* p-value incompatible with t-Bounds distribution.

Levels Equation

Case 2: Restricted Constant and No Trend

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LX	0.848348	0.139799	6.068341	0.0000
C	5.993742	0.128171	46.76358	0.0000

$$EC = LY - (0.8483 * LX + 5.9937)$$

المصدر: الجدول من إعداد الباحث بناءً على مخرجات البرنامج الإحصائي Eviews 10.

٧. تقييم جودة النموذج المقدر:

للتأكد من مدى جودة النموذج المقدر للعلاقة بين سعر الصرف وأسعار الأسهم التي تقتضي أن تتبع أخطاء النموذج التوزيع الطبيعي، وأن لا تكون متحيزة وأن تكون مستقلة ولها أقل تباين، تم إجراء الاختبارات التشخيصية الآتية:

أ. اختبار عدم الارتباط الذاتي بين الأخطاء:

تم التحقق من هذا الشرط من طريق اختبار مضروب لاكرانج للارتباط التسلسلي (BGLM)، إذ يلاحظ من الجدول (6) إن قيمة (F) المحتسبة بلغت (1.843141) وبقيمة احتمالية (0.1614) لهذا نقبل فرضية عدم القائلة بعدم وجود ارتباط تسلسلي للبقايا.

ب. اختبار عدم ثبات التباين المشروط ARCH:

نلاحظ من الجدول (6) أن قيمة إحصائية (F) قد بلغت (0.551542) عند مستوى احتمالية (0.4586)، مما يعني قبول فرضية عدم الثبات التي تنص على ثبات تباين حد الخطأ العشوائي في النموذج المقدر.

ت. اختبار التوزيع الطبيعي للأخطاء العشوائية JB:

يتضح من الجدول (6) أن قيمة  $X^2$  قد بلغت (6.53967) عند مستوى (0.115144)، مما يعني أن البواقي تتبع التوزيع الطبيعي.

الجدول (6) الاختبارات التشخيصية لجودة النموذج المقدر

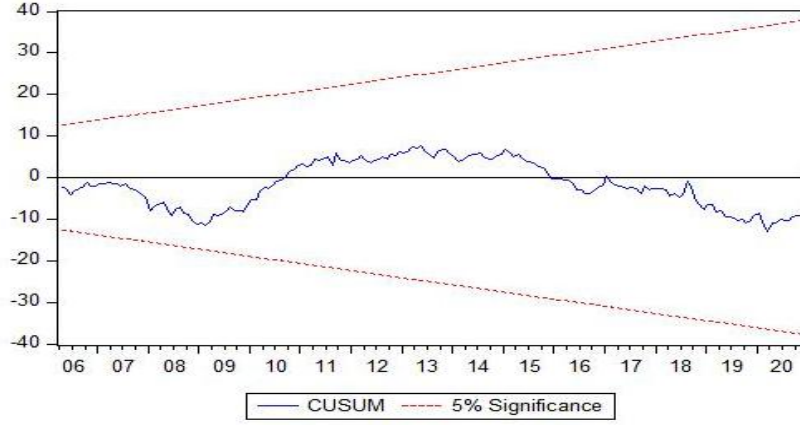
JB	ARCH	BGLM	الاختبار
$X^2=6.53967$ (0.115144)	F=0.551542 (0.4586)	F=1.843141 (0.1614)	

المصدر: الجدول من إعداد الباحث بناءً على مخرجات البرنامج الإحصائي Eviews 10.



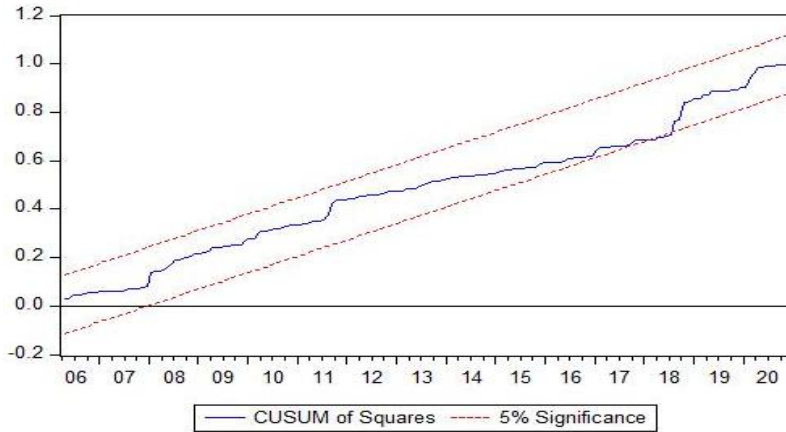
### ٨. اختبار الاستقرار الهيكلي لنموذج ARDL المقدر:

يتضح من الشكلين (٣) و(٤) إن المعاملات المقدره لنموذج ARDL مستقرة هيكلياً خلال الفترة المبحوثة، لأن الشكل البياني لكلا الاختبارين قد وقع داخل الحدود الحرجة عند مستوى معنوية (5%) والشكلان (٣) و (٤) يوضحان ذلك.



الشكل (٣) اختبار المجموعة التراكمي المعاودة للبواقي

المصدر: الشكل من إعداد الباحث اعتماداً على مخرجات برنامج Eviews 10.



الشكل (٤) اختبار المجموعة التراكمي المعاودة لمربعات البواقي

المصدر: الشكل من إعداد الباحث اعتماداً على مخرجات برنامج Eviews 10.

### ٩. اختبار سببية كرانكر:

لغرض التحقق من اتجاه العلاقة بين سعر الصرف وأسعار الأسهم فيما إذا كانت أحادية الاتجاه أو تبادلية تم إجراء هذا الاختبار، وقد اتضح من الجدول (7) أن المتغير (X) هو السبب، أما المتغير (Y) فهو النتيجة وبعبارة أخرى إن سعر الصرف يتسبب في التغيرات التي تحدث في أسعار الأسهم، لأن قيمة (P. Value) قد بلغت (0.0061) وهي أقل من نسبة المعنوية البالغة (0.05)، مما يعني أن العلاقة بين سعر الصرف وأسعار الأسهم أحادية الاتجاه من المتغير الأول باتجاه الثاني مما يعني قبول فرضية البحث التي تنصص على وجود علاقة سببية من سعر الصرف إلى أسعار

الأسهم، أما فيما يخص العلاقة من المتغير الثاني (Y) أسعار الأسهم باتجاه المتغير الأول (X) سعر الصرف، فقد ظهرت غير معنوية لأن قيمة (P.Value) قد بلغت (0.0642) وهي أكبر من نسبة المعنوية البالغة (0.05)، مما يعني عدم وجود علاقة سببية من أسعار الأسهم باتجاه سعر الصرف، والجدول (7) يوضح ذلك.

الجدول (7) العلاقة السببية بين أسعار الصرف وأسعار الأسهم

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 01/18/21 Time: 01:03

Sample: 2005M01 2020M12

Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
LX does not Granger Cause LY	190	5.24090	0.0061
LY does not Granger Cause LX		2.78658	0.0642

المصدر: الجدول من إعداد الباحث بناءً على مخرجات البرنامج الإحصائي Eviews 10.

#### رابعاً: الاستنتاجات:

1. أظهر الجانب النظري من البحث تعارضاً كبيراً في الأدبيات المالية بشأن العلاقة بين سعر الصرف وأسعار الأسهم، فأنصار النظرية التقليدية يرون أن سعر الصرف هو المؤثر على أسعار الأسهم، بينما يرى أنصار نظرية توازن المحفظة العكس، وهناك فريق ثالث يرى أن كلا المتغيرين يتأثران بعوامل مختلفة ومن ثم لا توجد أي علاقة بينهما.
2. إنَّ العائد الذي تحقَّقه الاستثمارات الأجنبية يعتمد على عنصرين الأول معدل العائد على الموجود المستثمر به والثاني سعر صرف عملة الدولة المستثمر فيها.
3. أظهرت نتائج البحث أن لسعر الصرف تأثير عكسي على أسعار الأسهم في الأجل القصير، إلا أن العلاقة طويلة الأجل بين المتغيرين تصحح مسار العلاقة قصيرة الأجل في أمد زمني لا يتجاوز الشهر الواحد.
4. أثبتت نتائج البحث إن لسعر الصرف تأثير ايجابي على أسعار الأسهم في الأجل الطويل، ويمكن تبرير ذلك في إطار النظرية التقليدية، فارتفاع قيمة العملة المحلية يؤدي إلى انخفاض تكلفة الإنتاج للشركات التي تعتمد في مدخلاتها على عمليات الاستيراد، مما يؤدي إلى زيادة أرباحها وبالتالي أسعار أسهمها وبالعكس.
5. كشفت نتائج البحث إن العلاقة بين سعر الصرف وأسعار الأسهم ليست تبادلية، وإنَّما ذات اتجاه واحد يمتد من سعر الصرف باتجاه أسعار الأسهم، أي إن سعر الصرف هو السبب وأسعار الأسهم هي النتيجة.
6. تتوافق نتائج بحثنا الحالي مع مرتكزات النظرية التقليدية في تفسير اتجاه العلاقة بين سعر الصرف وأسعار الأسهم.
7. إنَّ النتائج البحثية المتعارضة بين الكتاب تدفعنا إلى تبني فكرة أن اختلاف العلاقة بين سعر الصرف وأسعار الأسهم واتجاهها يعود في الأساس إلى الاختلاف الهيكلي للاقتصاد بين الدول

فهناك دول تعتمد شركاتها في الأساس على الاستيراد بينما نرى دولاً أخرى تعتمد شركاتها على التصدير، كما نرى دولاً جاذبة للاستثمارات الأجنبية بينما نرى دول مصدرة لتلك الاستثمارات.

#### خامساً: التوصيات:

1. يمكن للمستثمرين في سوق اسطنبول للأوراق المالية التنبؤ بالاتجاهات المستقبلية لأسعار الأسهم بالاعتماد على التغيرات التي تحدث في أسعار الصرف.
2. يمكن عد الاستقرار في أسعار الصرف أحد حوافز جذب الاستثمار الأجنبي، لما له من تأثير كبير نسبياً على قيمة تلك الاستثمارات، مما يتوجب على الحكومات إيلاء ذلك الاستقرار أهمية كبيرة.
3. يتوجب على الشركات ذات التعاملات الدولية استحداث وحدات إدارية تتناطلها مهمة إدارة مخاطر سعر الصرف، لتلافي تأثيرها السلبي على أسعار أسهمها لأنها تمثل عائقاً أمام تحقيق هدفها الرئيس والمتمثل بتعظيم ثروة مالكيها.
4. يمكن لصانعي السياسات التأثير على أسعار الأسهم من طريق إدارة أسعار الصرف.
5. بالنظر لاختلاف طبيعة واتجاه العلاقة بين سعر الصرف وأسعار الأسهم تبعاً لاختلاف الهيكل الاقتصادي للدول، لهذا لا يمكن تعميم نتائج البحث على الأسواق المالية الأخرى.

#### المصادر

##### أولاً: المصادر باللغة العربية:

1. الرفيعي، افتخار محمد مناحي والمحمدي، ناظم عبدالله والخليفوي، مالك علام، (٢٠١٩). استقرار دالة الطلب على الأرصة النقدية الحقيقية في الاقتصاد العراقي في إطار أنموذج (ARDL) للمدة (1985-2015)، مجلة دنانير، العدد (١٥).

##### ثانياً: المصادر باللغة الأجنبية:

1. Abbas, Zaheer, (2010). Dynamics of exchange rate and stock prices: A study on emerging Asian economics, PhD, Mohammad Ali Jinnah University, Islamabad.
2. Agrawal, Gaurav, Srivastav, Aniruddh, Kumar & Srivastava, Ankita, (2010). A Study of Exchange Rates Movement and Stock Market Volatility, International Journal of Business and Management, Vol. (5), No. (12), www.ccsenet.org/ijbm.
3. Al-Shogheathri, Mofleh Ali Mofleh, (2011). Macroeconomic determinants of the stock market movements: empirical evidence from the Saudi stock market, PhD, Kansas State University, USA.
4. Anlas, Tulin, (2012). The effects of changes in foreign exchange rates on ISE-100 index, Journal of Applied Economics and Business research (JAEBR), Vol. (2), No. (1).
5. Charles, Kwofie & Richard, Kwame, Ansah, (2018). A Study of the Effect of Inflation and Exchange Rate on Stock Market Returns in Ghana, International Journal of Mathematics and Mathematical Sciences.
6. Du, Ding & Hu, Ou, (2012). Exchange rate risk in the us stock market, Journal of International Financial Markets, institutions & money, No. (22).
7. Fauziah & Moeljadi & Kusuma, Ratnawati, (2015). Dynamic Relationship Between Exchange Rates and Stock Prices In Asia, 2009-2013, Journal of Economics, Finance & Accounting-JEFA, Vol. 2 (1).
8. Gujarati, Damodar.N & Dawn C.Porter, (2009). Basic Econometri-cs, 5<sup>th</sup> Edition, McGraw-Hill, U.S.A.

9. Haruna Issahaku & Yazidu Ustarz & Paul Bata Domanban, (2015). Macroeconomic Variables And Stock Market Returns In Ghana: Any Causal Link? *Asian Economic And Financial Review*, 3(8): 1044-1062.
10. Jacob, Gyntelberg, MicoL, Oretan & Tientip, Subhanij, (2015). Private information, capital flows, and exchange rates, SNB Working Papers.
11. Khalifa, Hassanain, (2017). Stock Prices and Real Exchange Rate Movements in the Gulf Cooperation Council, *International Journal of Economics and Financial Issues*, 7(1), PP: 92-96.
12. Lee, Yen-Hsien, Huang, Ya-Lingand & Chen Tsu-Hui, (2017). Does Hot Money Impact Stock And Exchange Rate Markets On China? *Asian Academy of Management Journal of Accounting and Finance*, AAMJAF, Vol. (13), No. (2), PP: 95-108.
13. Manpreet, Kaur, (2017). An Impact Of Inflation And Exchange Rate On Stock Returns: Evidence from India, *Scholarly Research Journal for Interdisciplinary Studies*, Online ISSN 2278-8808, SJIF, www.srjis.com.
14. Md-Yusuf, Mazila & Abd Rahman, Hamisah, (2012). Causality Effect between Equity Market and Exchange Rate Volatility in Malaysia, DOI: 10.7763/IPEDR. Vol. (55), No. (22).
15. Oyinpreye, Apere Thankgod & Moses, Karimo, Tamarauntari, (2015). The Effect Of Exchange Rate Volatility on Share Price Fluctuations in Nigeria, *International Journal of Management and Applied Science*, Issn: 2394-7926, Vol. (1), Issue (7).
16. Pesaran, M. & Pesaran, B., (1997), *Working with Microfit 4.0: Interactive Econometric Analysis*: Oxford University Press.
17. Pradhan, R., Norman, N. & Badir, Y. & Samadhan, B., (2013). Transport infrastructure, foreign direct investment, and economic growth interactions in India: The ARDL bounds testing approach. *Social and Behavioral Sciences*, Vol. (104), PP: 914-921.
18. Seong, Loh Mun, (2013). Reactions of Exchange Rates Towards Malaysia Stock Market: Goods Market Approach and Portfolio Balanced Approach, *Interdisciplinary Journal of Contemporary Research In Business*, Ijcrb.Webs.Com.
19. Süleyman, HilmiKal, Ferhat, Arslaner & Nuran, Arslaner, (2014). Bond Markets, Stock Markets and Exchange Rates: A Dynamic Relationship, Research Department of Borsa İstanbul Working Paper Series No.(18), March.
20. Syajarul, Imna & Mohd Amin, (2016). The Co-Movement between Exchange Rates and Stock Prices in an Emerging Market, *Jurnal Pengurusan* 48, PP: 61-72.
21. Tabak, Benjamin, M., (2006). The Dynamic Relationship between Stock Prices and Exchange Rates: evidence for Brazil, Working Paper Series, Banco Central do Brasil, N. (124).
22. Wooldridge, Jeffrey M., (2013), *Introductory Econometrics: A Modern Approach*, Fifth Edition, U.S.A: United States of America.
23. www.investing.com.