



العلاقة بين تقلبات سعر صرف وسوق الأوراق المالية الإسلامية، دراسة حالة سوق الأوراق  
المالية الإسلامية التركية (جانفي 2015-جوان 2022)

*The Relationship between exchange rate fluctuations and the Islamic stock market - a case study of the Turkish Islamic stock market - January 2015- June 2022.*

دربال أمينة

نزعي روة \*

مخبر إتمام - إدارة المعرفة و تقييم أداء المؤسسات-، جامعة  
الدكتور مولاي الطاهر سعيدة، الجزائر  
derbal.amina@univ-saida.dz

مخبر إتمام - إدارة المعرفة و تقييم أداء المؤسسات-، جامعة  
الدكتور مولاي الطاهر سعيدة، الجزائر  
roua.nezai@univ-saida.dz

تاريخ النشر: 2023/12/31

تاريخ القبول: 2023/12/31

تاريخ الإرسال: 2023/10/08

ملخص:

هدفت هذه الدراسة إلى معرفة العلاقة بين تقلبات أسعار الصرف والتغيرات في سوق الأوراق المالية الإسلامية في سوق تركيا وذلك باستخدام نماذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية المبطنة غير الخطية (NARDL)، اعتمدت الدراسة على بيانات شهرية لأسعار الإغلاق لمؤشر داو جونز الإسلامي وأسعار صرف الليرة التركية للفترة الممتدة من جانفي 2015- جوان 2022 ، أشارت نتائج البحث إلى وجود علاقة توازنية في الأجل الطويل من أسعار صرف الليرة التركية مقابل الدولار الأمريكي باتجاه مؤشر Dow Jones الإسلامي التركي، والى وجود علاقة عكسية بين المغيرين في الأجل القصير، مما يعني أن التغيرات في سعر الصرف تلعب دورا هاما في تحديد ديناميكية عوائد أسواق الأسهم الإسلامية.  
الكلمات المفتاحية: أسعار الصرف، سوق الأوراق المالية، مؤشر إسلامي، داو جونز، سوق تركيا.

**Abstract :**

This study aimed to find out the relationship between fluctuations in exchange rates and changes in the Islamic stock market in the Turkish market, using non-linear decelerating time gap autoregressive models (NARDL). From January 2015- June 2022, the research results indicated that there is an equilibrium relationship in the long term from the exchange rates of the Turkish lira against the US dollar towards the Turkish Islamic Dow Jones Index, and that there is an inverse relationship between the changers in the short term, which means that changes in the exchange rate play An important role in determining the dynamic returns of the Islamic stock markets.

**Key Words:** Exchange rates, stock market, Islamic index, Dow Jones, Turkey market.

**JEL Classification:** F31, G10, Z12.

\*مرسل المقال: نزعي روة (roua.nezai@univ-saida.dz)



## المقدمة:

لقد ولدت ربحية الأسواق المالية الإسلامية اهتماماً حكيماً في الآونة الأخيرة، خاصة في أعقاب عدم استقرار الأسواق المالية العالمية. اثر أزمة الرهن العقاري لعام 2007 في الولايات المتحدة، والأزمات المالية العالمية 2008-2009، وأزمات الديون في منطقة اليورو 2010-2011، والانخفاضات في أسعار النفط العالمية وتأثيرها على أسعار الصرف، مما أدى إلى زيادة الاهتمام ببدايات لفئات الأصول التقليدية التي قد تتأثر بشكل أقل بتقلبات السوق الكبيرة. فقد تراقق النمو المذهل للتمويل الإسلامي مع قبول واسع للأسهم الإسلامية كفتة أصول. بحيث تظهر الأبحاث الحديثة أن الأسهم الإسلامية أكثر ربحية نسبياً من الأسهم غير الإسلامية (التقليدية). حيث أدى ظهور الأسواق المالية الإسلامية إلى تسهيل تدفق رأس المال عبر الحدود والتمويل لمديري الاستثمارات المتوافقة مع الشريعة الإسلامية والشركات الراغبة في الاستثمار وفق الشريعة الإسلامية. فعلي الرغم من أن معظم الأصول المالية الإسلامية تقع في الشرق الأوسط وآسيا، إلا انه عرف في الآونة الأخيرة انتشار على نطاق واسع في بلدان في أوروبا والولايات المتحدة وأمريكا اللاتينية. وفي عام 1999 أطلقت العديد من الأسواق المالية العالمية مؤشرات إسلامية، والتي تم إنشاؤها لتصفية الأسهم. ومن أهم هذه المؤشرات نجد: مؤشرات فاينانشال تايمز الإسلامية، مؤشر داو جونز للسوق الإسلامية، مؤشر ستاندرد آند بورز الإسلامي، ومؤشر مورغان ستانلي كابيتال إنترناشونال الإسلامي. إن الروابط الديناميكية بين أسعار الأسهم وتحركات أسعار الصرف تلعب دوراً حاسماً في النمو الاقتصادي لأي اقتصاد، وبالتالي تجذب اهتماماً كبيراً من الأكاديميين والممارسين على حد سواء. والأكثر من ذلك، فإن العلاقة القوية بينهما سيكون لها تداعيات مهمة على السياسات الاقتصادية.

سنحاول من خلال هذه الورقة دراسة العلاقة بين تقلبات سعر الصرف و سوق الأوراق المالية الإسلامية ولذلك فقد جاءت صياغة إشكالية هذه الدراسة كما يلي: **ما طبيعة العلاقة بين تقلبات سعر صرف الليرة التركية والتغيرات في سوق التركي للأوراق المالية الإسلامية ؟**

**المنهجية المتبعة:** حتى نستطيع الإجابة على تساؤلات البحث والإمام بجميع جوانبه، حددنا نوع المنهج المستخدم في هذا البحث المنهج الوصفي في الجانب النظري، كما اعتمدنا على الدراسة القياسية في الجانب التطبيقي.

**الأدوات المستعملة:** حيث تم الاعتماد على نماذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية المبطة غير الخطية (NARDL) والذي يتيح قياس وتتبع اثر تغيرات الموجبة أو السالبة في أسعار صرف الليرة التركية مقابل الدولار الأمريكي وانتقالها إلى مؤشر (dow Jones Islamic).

## I. الإطار النظري لسعر الصرف و سوق الأوراق المالية الإسلامية

تتطلب تسوية المعاملات والمدفوعات الدولية، وجود أدوات التسوية ومقاييس للقيمة. لا يتم دفع وشراء عنصر معين من بلد ما بالعملة المحلية، ولكنه يتطلب تحديد نسبة وحدة العملة المحلية إلى العملة الأجنبية. تسمى هذه النسبة بسعر الصرف في الأدبيات الاقتصادية. (زاوية و بوخاري، 2020، صفحة 930). حيث تتجلى أهمية سعر الصرف في انه أحد العوامل التي تؤثر على أداء السوق المالي باعتباره أحد محددات النشاط الاقتصادي.



حيث جعلت الزيادات المستمرة في التجارة الدولية، وتحركات رؤوس الأموال من أسعار الصرف أحد المحددات الرئيسية لربحية الشركات وأسعار الأسهم. (بسبع، 2017)

### 1. تعريف سعر الصرف:

يعرف سعر الصرف Exchange Rate بأنه: "سعر عملة مقابلة عملة أخرى". (زاوية و بوخاري، 2020، صفحة 931)، وعليه يمكن القول إن سعر صرف عملة معينة هو إلا المعدل أو النسبة التي يتم على أساسها تبادل العملة المحلية أو الوطنية مقابل عملات الدول الأجنبية، أي هو عدد الوحدات النقدية من تلك العملة التي تستبدل في سوق الصرف الأجنبي بوحدة نقدية واحدة من عملة أخرى. مثلا سعر صرف الدينار الجزائري في يوم 2022/03/19 هو 141,52 دينار مقابل يورو واحد و 141,63 مقابل دولار واحد و هكذا (جبار، 2016، صفحة 20).

### 1.1 أنظمة سعر الصرف:

- **أسعار الصرف الثابتة:** تقوم على أساس تثبيت العملات الوطنية إلى قاعدة صرف محددة غالبا ما تكون الذهب أو عملة رئيسة قابلة للتحويل إلى الذهب، أو يتم تحديد قيم ثابتة للعملات الوطنية بحيث لا تنحرف أسعارها عن قاعدة التثبيت الرئيسية إلا ضمن الحدود المسموح بها. ويتطلب نظام الصرف الثابت قابلية التحويل التامة بين العملات المختلفة لتسهيل تسوية المدفوعات متعددة الأطراف وإلغاء القيود المفروضة على التجارة والصرف والمدفوعات الدولية بهدف تحقيق الاستقرار والنمو الاقتصادي وتوسيع حجم التجارة الدولية.

- **أسعار الصرف المرنة:** تتحدد هنا أسعار الصرف بتفاعل قوى العرض والطلب على العملات الوطنية في سوق الصرف الأجنبية بصورة حرة، وفي هذه الحالة في ميزان المدفوعات من خلال آلية التغير في سعر الصرف بدون أن يتطلب ذلك تدخلا معتمدا من قبل السلطات النقدية (دريش، قادري، و نمر، 2019، صفحة 235).

### 2.1 أنواع سعر الصرف: توجد أنواع كثيرة من أسعار الصرف أهمها:

✓ **سعر الصرف الاسمي:** سعر الصرف الاسمي بين عملتين NER السعر الذي يعبر به عن سعر عملة بواسطة عملة أخرى، ويتحدد وفقا لقوى العرض والطلب في سوق الصرف في لحظة زمنية معينة، حيث يستعمل في إجراء صفقات البيع والشراء للعملات المختلفة. سعر الصرف الاسمي قد يكون رسميا كما قد يكون موازيا.

✓ **سعر الصرف الحقيقي:** سعر الصرف الحقيقي بين عمليتي بلدين RER هو سعر الصرف الاسمي بين هما مع الأخذ بعين الاعتبار مستوى الأسعار في البلدين المعنيين، أي يتم الحصول عليه بتصغير Deflated السعر الاسمي بمستوى أسعار السلع والخدمات فيهما. فهو بذلك يقيس تكلفة السلع والخدمات الأجنبية مقارنة بمثلياتها المحلية، الأمر الذي يعكس تنافسية الاقتصاد مقارنة بشركائه التجاريين. كما أنه يعتبر بمثابة المؤشر على تخصيص الموارد المتاحة بين القطاعات المعرضة للمنافسة الدولية والقطاعات التي تتمتع بحماية. يعطى سعر الصرف الحقيقي بالعلاقة التالية (جبار، 2016، صفحة 20):

$$RER = NER \times (p^*/p)$$



حيث: RER: سعر الصرف الحقيقي.

NER: سعر الصرف الاسمي.

$P^*$ : هو مؤشر أو مستوى الأسعار في الدولة الأجنبية (مثل مؤشر أسعار المستهلك CPI)

$P$ : هو مؤشر أو مستوى الأسعار في الدولة المعنية.

## 2 . مفهوم سوق الأوراق المالية الإسلامية :

يركز مفهوم سوق الأوراق المالية الإسلامية على الانضباط الشرعي وموافقة التعاملات والأدوات التداول لأحكام الشريعة الإسلامية وعلى وجود هيئة إفتاء ورقابة شرعية لمراقبة كافة التعاملات المنجزة في السوق:

### 1.2 تعريف سوق الأوراق المالية:

إن أكبر تطور وأهم إنجاز في مجال الأسواق المالية الإسلامية هو الاتفاقية التي وقعها البنك الإسلامي للتنمية عام 2002 مع بعض الدول الإسلامية مثل البحرين وماليزيا والسودان وبروناي لتأسيس سوق إسلامي عالمي (العوضي، 2012). وتتكون السوق المالية في الاقتصاد الإسلامي من ثلاثة أسواق هي: سوق النقد، وسوق التمويل بالمشاركة، وسوق الأوراق المالية، حيث يحضى هذا الأخير (سوق الأوراق المالية) بأهمية بالغة لوظيفته الرئيسة في الاقتصاد، والاقتصاد الإسلامي على نحو عام وأسواق التمويل بالمشاركة بوجه خاص تحدد الأسس التي يمكن عليها بناء سوق أوراق مالية (مداني، 2021، صفحة 215).

وبالرجوع إلى تعريف سوق الأوراق المالية الإسلامية، يمكن تعريفها على أنها: " ذلك المجال الشرعي الذي يتم فيه إصدار الأدوات المالية المتوافقة والشريعة الإسلامية من طرف أصحاب العجز ثم اقتنائها وتداولها عبر قنوات إيصال فعالة بين أصحاب الفائض بصورة منظمة ومراقبة وعلى أسس شرعية من طرف الهيئة الشرعية للسوق وذلك من اجل تتمير الأموال في إطار شرعي" (مفتاح و سلطان، 2013، صفحة 271).

### 2.2 الضوابط الشرعية لإقامة سوق الأوراق المالية الإسلامي:

من أجل وجود سوق مالي إسلامي فعال وحقيقي، من الضروري الامتثال لأحكام الشريعة العامة المتمثلة في (بودريوة، سعيح، و حاجي، 2020، صفحة 18):

- ❖ التقيد بقيم الشريعة الإسلامية في كل المعاملات في سوق الأوراق المالية الإسلامي دون التدخل في آلية السوق.
- ❖ الاستثمار الحقيقي وليس الوهمي : تنتشر المضاربة غير الأخلاقية في الأسواق المالية المعاصرة من بعض المتعاملين الذين يشترون ويبيعون الأوراق المالية ليس من أجل الاستثمار أو الربح ، ولكن من أجل التأثير على الأسعار لصالحهم ، الأمر الذي يؤدي إلى ظهور ميول احتكارية في هذه الأسواق ، ولكن في أسواق الأوراق المالية الإسلامية ، لا توجد مثل هذه المضاربة لأن العقود الإسلامية هي استثمارات حقيقية وليست وهمية مثل المشاركات والبيوع وما إلى ذلك. كما أن الإسلام يحرم الاحتكار.
- ❖ الابتعاد عن مختلف المعاملات الربوية سواء في مجال الديون أو في مجال البيوع، باعتبار أن الفوائد الربوية هي المولد والمنشط للأزمات الاقتصادية بصفة عامة، وهذا لا يعني أن الشريعة الإسلامية بحظرها دفع أو تلقي فوائد ربوية



ضمنياً أنها ترفض الحصول على أموال أو تشجع الارتداد إلى اقتصاد الاقتصار على الدفع نقداً أو المقايضة. فهي تشجع جميع الأطراف في معاملة مالية ما على تقاسم مخاطر وأرباح وخسائر المشروع، والمبرر هو ربط العائد في العقد الإسلامي بإنتاجية المشروع ونوعيته، مما يضمن توزيعاً أكثر إنصافاً للثروة.

### 3.2 التأسيس العلمي للعلاقة بين سعر الصرف وأسعار الأوراق المالية:

تؤكد النظرية المالية أن مخاطر تغير سعر الصرف في أسواق الأسهم المتقدمة هي جزء من المخاطر التي يمكن التحوط منها. ومن هنا تبرز أهمية النظر في العلاقة بين أسعار الأسهم وأسعار الصرف، أضف إلى ذلك أسباب أخرى منها: أولاً، التأثير على البدائل المتاحة فيما يتعلق بالسياسات الاقتصادية الكلية. ثانياً، يمكنك استخدام العلاقة بين السوقين لتوقع اتجاه سعر الصرف. ثالثاً، غالباً ما يتم تضمين العملات الأجنبية كأصل ضمن محفظة المستثمر. رابعاً، قد يساعد فهم العلاقة بين أسعار الأسهم وأسعار الصرف على تجنب الأزمات المالية (بسبع و بن شيحة، 2020، الصفحات 149-150).

### 3. النظريات الأساسية:

من الناحية النظرية، هناك طريقتان أو نظريتان أساسيتان تفسران العلاقة بين هذين السوقين. الأولى هي نظرية أثر التبادل الدولي ( the international trading effect theory ) بالاعتماد على التحليل الجزئي ونظرية توازن المحفظة ( the portfolio balance theory ) بالاعتماد على التحليل الكلي. نظرية أثر التبادل الدولي " موجهة نحو التدفق":

قام الباحثان Fisher و Dornbusch (1980) بصياغة هذه النظرية بالاعتماد إلى سوق السلع (بسبع و بن شيحة، 2020)، بحيث يفترض النموذج (الموجه نحو التدفق) أن سعر الصرف يتحدد إلى حد كبير من خلال أداء الحساب الجاري والميزان التجاري، ومن خلال ذلك يؤثر على القدرة التنافسية للاقتصاد (Abimbola و Olusegun، 2017، صفحة 01)، ومنه فإن التجارة والاستثمار يؤثر على التدفقات النقدية المستقبلية لأسواق الأسهم، إذا فان الهدف النهائي هو تحديد حركة أسعار الأسهم حيث يُعتقد أنه في حالة حدوث تغيير في سعر الصرف، فإنه يغير أيضاً اتجاه تحركات أسعار الأسهم (Khatiri، Shaikh، و Kashif، 2017، صفحة 113). وكننتيجة توصل لها الباحثين اتضح أن شدة تأثير التغيرات في سعر الصرف على أسعار الأسهم تعتمد على أهمية التجارة الخارجية في الاقتصاد واختلال ميزان المدفوعات على المستوى الكلي (Elhendawy، 2017، صفحة 31).

نظرية توازن المحفظة المالية "موجهة نحو المخزون": تفترض هذه النظرية حسب Branson و Frankel (1983) أن سعر الصرف يستجيب للتغيرات في سوق الأوراق المالية (Abimbola و Olusegun، 2017، صفحة 03)، وتشير النظرية إلى أن الابتكار في سوق الأوراق المالية تؤثر في الطلب على السيولة وبالتالي يكون له تأثير على أسعار الصرف، وتجادل بأن أسعار الصرف تعتمد على الطلب على الأصول المالية، علاوة على ذلك، تؤكد النظرية



أن سعر الصرف الأجنبي تحدده حالة سوق الأوراق المالية (Dahir, Mahat, Nazrul, & bany ariffin, 2018, p. 103).

كنتيجة يمكن القول أن زيادة (نقص) أسعار الأسهم المحلية من شأنها أن تؤدي إلى ارتفاع (انخفاض) أسعار الصرف العملة المحلية (Parsva و Tang ، 2017 ، صفحة 837).

## II- الجانب التطبيقي للدراسة:

### 1. متغيرات الدراسة ومصدر البيانات:

للإمام بكل جوانب الإشكالية المطروحة من خلال هذه الورقة التي تتمحور بشكل رئيسي حول قياس الأثر المتمثل في تقلبات أسعار الصرف على سوق الأوراق المالية الإسلامية لحركة الاقتصاد التركي وذلك خلال الفترة (جانفي 2015- جوان 2022)، بمجموع (90 مشاهدة) حيث تم الاعتماد على نماذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية المبطة غير الخطية (NARDL) والذي يتيح قياس وتتبع اثر تغيرات الموجبة أو السالبة في أسعار صرف الليرة التركية مقابل الدولار الأمريكي وانتقالها إلى مؤشر (dow Jones Islamic) مع تحليل هذه الآثار في الأجلين القصير والطويل، تم الاعتماد على نماذج (NARDL) الغير خطية وذلك لتحديد وقياس الأثر الغير متماثل للتقلبات في أسعار الصرف على سوق الأوراق المالية الإسلامية في حالتها الزيادة أو التراجع في أسعار الصرف ، وهو الأمر الذي يمثل أكبر قصور في النماذج الخطية والتي تدرس العلاقة والأثر في اتجاه واحد وتفترض التماثل في الأثر في الاتجاه المعاكس له.

### الجدول 1: متغيرات الدراسة ومصدر البيانات

المتغير	النوع	الوصف	المصدر
مؤشر داو جونز الإسلامي (DJISLM)	تابع	هو المؤشر الذي يقيس أداء الأسهم الرائدة و المتوافقة مع الشريعة الإسلامية في تركيا	قاعدة البيانات المالية investing.com
أسعار الصرف (EXCH)	مست قل	يشير سعر الصرف الرسمي إلى سعر الصرف الذي تحدده السلطات الوطنية أو السعر المحدد بسوق الصرف المسموح بها قانوناً. ويتم حسابه كمتوسط سنوي استناداً للمتوسطات الشهرية (وحدات العملة المحلية مقابل الدولار الأمريكي)	قاعدة البيانات المالية investing.com

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على قاعدة البيانات المالية. (investing.com)

### 1.1 توصيف نموذج الدراسة:

كما أسلفنا الذكر حول الهدف الرئيسي المسطر في هذه الورقة العلمية فقد اعتمد مؤشر dow Jones الإسلامي الخاص بالاقتصاد التركي كمتغير تابع يعبر عن سوق الأوراق المالية الإسلامية في هذا البلد في حين أن المتغير المستقل المعتمد في هذه الدراسة هو أسعار الصرف الاسمية (الليرة مقابل الدولار الأمريكي)، وقد تم توصيف



هذا النموذج المعتمد في الدراسة بناء على الأدبيات السابقة التي تناولت موضوع البحث بشكل كلي أو جزئي ، ويمكن كتابة الصيغة الرياضية العامة للنموذج للدراسة على النحو التالي:

$$DJISLM = f(EXCH)$$

$$d(DJISLM_t) = \alpha + \rho DJISLM_{t-1} + (\beta^+ EXCH^+_{t-1} + \beta^- EXCH^-_{t-1}) + \sum_{t=1}^{p-1} (\gamma_n * \Delta DJISLM_{t-j}) + \sum_{t=0}^{q1-1} (\pi^+_n * \Delta EXCH^+_{t-j}) + \sum_{t=0}^{q2-1} (\pi^-_n * \Delta EXCH^-_{t-j}) + \mu_t$$

حيث:  $(\alpha)$  يمثل القاطع أو ثابت التقدير،  $(\rho)$  معامل تصحيح الخطأ وكل من  $(\beta^+ EXCH^+_{t-1} + \beta^- EXCH^-_{t-1})$  الصدمات الموجبة والسالبة في الأجل الطويل للمتغير المستقل في حين يمثل كل من  $\sum_{t=0}^{q1-1} (\pi^+_n * \Delta EXCH^+_{t-j}) + \sum_{t=0}^{q2-1} (\pi^-_n * \Delta EXCH^-_{t-j}) +$  الصدمات الموجبة والسالبة في الأجل القصير للمتغير المستقل و  $(j; 1, \dots, n)$  درجة تأخير النموذج و  $(t : 1, \dots, T)$  يمثل الزمن، و  $\mu_t$  تمثل حد الخطأ العشوائي الذي يعتبر تشويشا أيضا.

## 2.1 الإحصاءات الوصفية لمتغيرات الدراسة:

بهدف إعطاء تصور مبدئي حول الخصائص الإحصائية للسلاسل الزمنية الخاصة بمتغيرات الدراسة تم حساب مجموعة من إحصاءات النزعة المركزية الموضحة في الجدول التالي:

الجدول 2: الإحصاءات الوصفية لمتغيرات الدراسة.

	DJISLM	EXCH
الوسيط	6857.095	5.829632
الوسط الحسابي	6446.155	5.24975
أعلى قيمة	13309.45	16.6933
أدنى قيمة	4045.89	2.4452
الانحراف م	2323.955	3.358084
Skewness	0.971244	1.530586
Kurtosis	3.428744	4.974397
Jarque-Bera	14.83906	49.75883
Probability	0.000599	0
Sum	617138.5	524.6669
Sum Sq. Dev.	4.81E+08	1003.629
Observations	90	90

المصدر: من إعداد الباحثين بناء على مخرجات Eviews 12



بالرجوع إلى الجدول أعلاه يظهر أن الوسط الحسابي لمؤشر داو جونز الإسلامي الخاص بالاقتصاد التركي خلال فترة الدراسة قد بلغ (6857.09) في حين أن الوسط الحسابي لسعر صرف الليرة التركية مقابل الدولار الأمريكي خلال كل فترة دراسة قدر ب(5.24 دولار أمريكي) أما أعلى قيمة لمؤشر داو جونز قد بلغت (13309.45) وذلك خلال فترة (ماي 2022)، أما أدنى قيمة لهذا المؤشر فقد بلغت (4045.89) وذلك خلال شهر ديسمبر (2015) .

بالنسبة للمتغير المستقل والذي يعبر عن أسعار الصرف فقد سجلت أدنى قيمة به (2.44 دولار أمريكي) ، وأعلى قيمة سعر صرف الليرة التركية مقابل الدولار الأمريكي فقد بلغت (16.69) وذلك خلال شهر جوان (2022) .

من الجدير بالذكر أن قيمة الانحراف المعياري لمتغير مؤشر Dow Jones الإسلامي الخاصة بالاقتصاد التركي تعتبر مرتفعة أين بلغت (وحدة 2323.95) في حين أن الانحراف المعياري لمتغير سعر صرف الليرة التركية مقابل الدولار الأمريكي بلغ (3.35) الأمر الذي يؤكد على أن هذا الأخير كان أقل تشتتاً من مؤشر Dow Jones الإسلامي خلال كل فترة الدراسة مع العلم أن وحدات القياس تمثل فارقا في تحديد قيم الانحراف المعياري، ورغم ذلك يبقى الانحراف المعياري لمؤشر Dow Jones الإسلامي مرتفعاً مقارنة بالوسط الحسابي لنفس المتغير.

## 2. التحليل الديناميكي للأثر المتماثل لأسعار الصرف تجاه مؤشر داو جونز الإسلامي:

إن تطبيق نماذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية المبطة بشكل عام والنماذج الغير خطية منها بشكل خاص انطلقوا في بعض الافتراضات في بيانات الدراسة، حيث يشترط في تطبيق نماذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية المبطة أن تكون المتغيرات التابعة والمفسرة في أي نموذج قياسي وفق هذه المنهجية مزيجاً في التكامل بين الدرجة الأولى والمستوى بالإضافة إلى توفر علاقة توازنية في الأجل الطويل بين المتغير التابع والمتغيرات المفسرة له بشكل عام وهو ما سيتم التأكد من خلال اختبارات التشخيصية للبيانات بالاعتماد على بعض الاختبارات الاستقرارية وكذا اختبارات التكامل المشترك وفق منهج الحدود.

### 1.2 نتائج دراسة الإستقرارية:

نقول عن سلسلة زمنية أنها ساكنة أو مستقرة إذا لم تحتوي على جذر أحادي (UNITROOT)، من بين أبرز الاختبارات المعتمدة في الأدبيات التطبيقية في الكشف عن السلاسل الزمنية يبرز اختبار (PP) والذي يركز على الفرضيات التالية:

$$\begin{cases} H_0 \dots\dots\dots \text{(وجود جذر الوحدة)} \\ H_1 \dots\dots\dots \text{(عدم وجود جذر أحادي)} \end{cases}$$

بالنظر إلى الملحق رقم 1 والذي يظهر نتائج الاختبار الاستقرارية وفق منهجية (Phillips Perron) يظهر أن السلسلة الزمنية للمتغير أسعار الصرف غير مستقرة عند المستوى حيث أن القيم الإحصائية لاختبار (PP) في نماذجه الثلاث (في وجود قاطع، وجود قاطع واتجاه عام، عدم وجود قاطع واتجاه عام) بلغت على





الترتيب) ( $T_{STAT} = 3.95; 1.504.64$ ) وهي اقل تماما من القيم الجدولية المقابلة لها بالقيم المطلقة عند مستوى الدلالة (5%) وذلك على اعتبار أن القيم الاحتمالية لهذه الإحصاءات كلها أكبر من القيمة الحرجة (0.05) أي يمكننا أن نقبل الفرض الصفري لاختبار (PP) والذي ينص على أن السلسلة الزمنية لمتغير أسعار صرف الليرة مقابل الدولار الأمريكي غير مستقرة عند المستوى وتظهر عدم استقرار ذات سيرورة عشوائية نوع (DS).

نفس الملاحظة تم تسجيلها بالنسبة لمتغير (DJISLN) فيما يخص عدم استقراره عند المستوى، حيث بلغت القيم الإحصائية لاختبار (pp) لهذا الأخير في النماذج الثلاث للاختبار (في وجود قاطع؛ في وجود قاطع واتجاه عام؛ في وجود قاطع واتجاه عام) على التوالي ( $T_{STAT} = 1.12 ; -1.23 ; 2.31$ ). بقيم احتمالية مقابلة لها بلغت ايضا على الترتيب (0.997، 0.895، 0.994) من الواضح أنها أكبر تماما من القيمة الحرجة (0.05)، أي أن هذه القيم المحسوبة سالفه الذكر أقل من القيم الجدولية المقابلة لها بالتالي تم قبول الفرضية الصفرية لاختبار (PP) والتي تنص على عدم استقرارية مؤشر Dow Jones الإسلامي عند المستوى وفي النماذج الثلاث، وبالتالي فإن هذا المؤشر يظهر أيضا عدم استقرار ذات سيرورة عشوائية من النوع (DS).

للحصول على سلاسل زمنية مستقرة وجب إجراء الفروقات الأولى على متغيرات الدراسة وإعادة الاختبار مرة ثانية وهو ما يوضحه الجزء الثاني من الجدول من الملحق رقم (4)، بعد إجراء الفروقات من الدرجة الأولى وإعادة الاختبار لمتغيري الدراسة كما يوضحه الجزء الثاني من الملحق رقم 1 فيمكن قبول الفرضية البديلة لاختبار (PP) بالنسبة للمتغيرين وفي النماذج الثلاث للاختبار على أن القيم الاحتمالية للاختبار في كل نماذجه أو بالنسبة لمتغيري الدراسة هي اقل تماما من القيمة الحرجة (0.05)، بعبارة أخرى فالقيم المحسوبة لاختبار (PP) في كل نماذجه بالنسبة للمتغيرين أكبر تماما من القيم الجدولية المقابلة لها عند مستوى الدلالة 5%.

بناء على النتائج الاستقرارية والتي أظهرت أن متغيري الدراسة متكاملين من الدرجة الأولى (عند نفس الدرجة) مما يتيح حسب (GRANGER) إمكانية وجود علاقة توازنية في الأجل الطويل من أسعار الصرف الليرة التركية مقابل الدولار الأمريكي باتجاه مؤشر Dow Jones الإسلامي، كما أن درجة استقرارية متغيري الدراسة تتوافق وفرضيات النموذج (NARDL) والذي يفترض تكامل متغيرات النموذج عند المستوى أو الفرض الأول أو أن تكون درجة استقرارية متغيرات النموذج بين المستوى والفرق الأول.

## 2.2. اختبار التكامل المشترك وفق منهجية الحدود

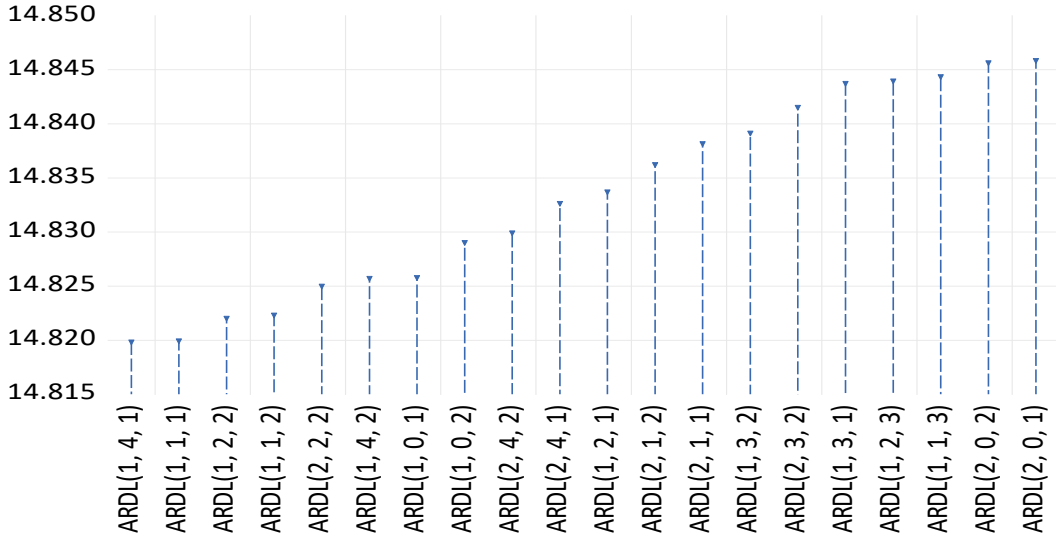
بعد التحقق من درجة استقرارية السلاسل الزمنية لمتغير الدراسة والتي تتوافق وشروط نموذج (NARDL) سيتم في هذه المرحلة التحقق من الشرط الثاني والمتمثل في توازنية العلاقة في الأجل الطويل بين متغيرات النموذج المعتمد في هذه الدراسة، ويتم ذلك من خلال مرحلتين الأولى تتمثل في التحقق من شروط معامل تصحيح الخطأ (اللبية ومعنوية معامل تصحيح الخطأ)، بالإضافة إلى اختبار التكامل المشترك وفق منهجية الحدود والذي يعتمد على إحصائية (FICHER) وهو ما سيتم التأكد منه من خلال الخطوات الموالية.



قبل البدء في تقدير العلاقة التوازنية في الأجل الطويل سيتم أولاً تحديد درجة تأخير كل متغير من متغيرات الدراسة وذلك بالاعتماد على تصغير قيمة معيار (AIC) نتائج اختبار المفاضلة بين النماذج المقدره بطريقة أوتوماتيكية بالاعتماد على الإصدارات الحديثة لبرامج القياس موضحة من خلال الشكل الموالي:

### الشكل 1: نتائج اختبار درجة التأخير المثلى

#### Akaike Information Criteria (top 20 models)



المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج Eviews 12

بالنظر إلى الشكل السابق يظهر أن أقل قيمة لمعيار (AIC) تتوافق و تأخير المتغير التابع (DJISLM) بفترة زمنية واحدة في حين تم تأخير المتغير الذي يعبر عن القيم الموجبة في أسعار الصرف بأربع فترات زمنية والمتغير الخاص بالقيم السالبة في نفس المتغير بفترة زمنية واحدة. والجدول الموالي يوضح نتائج تقديم معادلة التكامل المشترك الخاصة بنموذج الدراسة في الأجلين القصير والطويل.



## الجدول 3: معادلة التكامل المشترك

ARDL Long Run Form and Bounds Test				
Dependent Variable: D(DJISLM)				
Selected Model: ARDL(1, 4, 1)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	840.0979	263.867	3.183793	0.0021
DJISLM(-1)*	-0.192119	0.05701	-3.369913	0.0012
EXCH_POS(-1)	205.2073	52.96448	3.874432	0.0002
EXCH_NEG(-1)	263.567	102.3384	2.575446	0.012
D(EXCH_POS)	262.5128	92.39445	2.841218	0.0058
D(EXCH_POS(-1))	-193.5204	113.8781	-1.699364	0.0933
D(EXCH_POS(-2))	-151.4561	105.24	-1.43915	0.1542
D(EXCH_POS(-3))	-203.247	105.7896	-1.921238	0.0585
D(EXCH_NEG)	-1042.215	396.7057	-2.627173	0.0104
معاملات الأجل الطويل				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
EXCH_POS	1068.125	251.5822	4.24563	0.0001
EXCH_NEG	1371.893	613.866	2.234841	0.0284
معادلة الأجل الطويل				
EC = DJISLM - (1068.1250*EXCH_POS + 1371.8930*EXCH_NEG)				

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات 12 EIEWS

بالرجوع للجدول السابق يظهر أن قيمة معامل تصحيح الخطأ بلغت (-0.192) و بالتالي فهي تحقق الشرط الكافي (سالبية معامل تصحيح الخطأ) حيث تمثل هذه السالبة قوة الجذب أو الرجوع باتجاه التوازن من الأجل القصير نحو الأجل الطويل وذلك من أسعار الصرف باتجاه مؤشر داو جونز الإسلامي كما أن معامل تصحيح الخطأ يحقق الشرط اللازم والمتمثل في معنويته الإحصائية حيث بلغت القيمة الاحتمالية لاختبار ستيدونت بالنسبة لمعامل تصحيح الخطأ (PROP - TSTAT= 0.001) وهي اقل تماما من القيمة الحرجة (0.05) , وحدة الزمن التي

يحتاجها معامل تصحيح الخطأ هي كما يلي :  $\frac{1}{0.192} = 5.20$  بالتقريب 5 أشهر و 6 أيام.

- اختبار الحدود (Bond Test):

الجدول الموالي يوضح نتائج اختبار الحدود بالاعتماد على إحصائتي (Fisher & student) والتي يمكن من خلالها الجزم بوجود العلاقة التوازنية في الأجل الطويل من أسعار الصرف باتجاه مؤشر dow Jones الإسلامي من عدمه لحالة الاقتصاد التركي.



## الجدول 4: العلاقة طويلة الأجل

F-Bounds Test				
Null Hypothesis: No levels relationship				
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
Actual Sample Size	85		Finite Sample: n=80	
F-statistic	5.447518	10%	3.26	4.247
K	2	5%	3.94	5.043
		1%	5.407	6.783
t-Bounds Test				
Null Hypothesis: No levels relationship				
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
t-statistic	5169913.-3	10%	-2.57	-3.21
		5%	-2.86	-3.53
		2.50%	-3.13	-3.8
		1%	-3.43	-4.1

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات 12 EVIEWS

بلغت قيمة إحصائية  $(F_{STAT} = 5.44)$  لنموذج الدراسة وهي أكبر تماما من القيمة الجدولية العليا المقابلة لها عند مستوى معنوية 5% والتي بلغت (5.04) وبالتالي فحسب اختبار الحدود وفق الإحصائية يمكن الجزم بوجود علاقة توازنية في الأجل الطويل لنموذج الدراسة ; نفس النتيجة تم التوصل إليها باعتماد اختبار (-t Bounds Test) حيث بلغت القيمة الإحصائية  $(T_{STAT} = -3.69)$  وهي أكبر من القيمة العليا الجدولية المقابلة لها عند مستوى الدلالة 5% والتي بلغت أيضا (-3.53) وبالتالي يمكن الجزم بوجود علاقة توازنية في الأجل الطويل من أسعار صرف الليرة التركية مقابل الدولار الأمريكي باتجاه مؤشر Dow Jones الإسلامي .

### 3. اختبارات مشاكل القياس:

بعد التحقق من توازنية العلاقة في الأجل الطويل بين متغيري الدراسة وقبل البدء في عملية التحليل الاقتصادي للنتائج المتوصل إليها وجب أولا التأكد من كفاءة النموذج من الناحية القياسية وذلك من خلال اختبار خلو بواقي تقديره من مختلف مشاكل القياس الكلاسيكية (مشكل الارتباط الذاتي بين الأخطاء، مشكل عدم ثبات التباين، مشكلة عدم التوزيع الطبيعي للبواقي) بالإضافة إلى التحقق من الاستقرار الهيكلي للنموذج المقدم بالاعتماد على اختبار (CUSUM) نتائج الاختبارات ملخصة في الجدول والشكل المواليين :



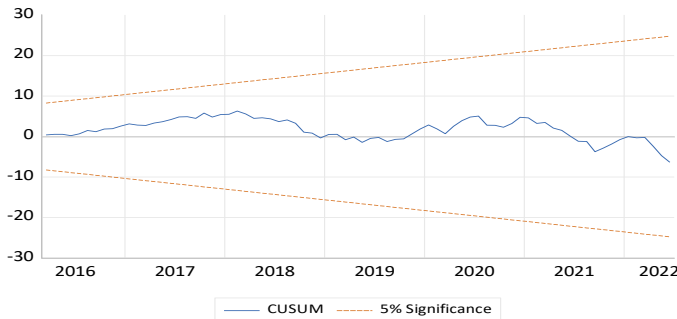
## الجدول 5: ملخص لاختبارات مشاكل القياس الكلاسيكية

Null hypothesis: No serial correlation at up to 4 lags				الاختبارات
F-statistic	1.678221	Prob. F(4,72)	0.1644	Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:
Obs*R-squared	7.249071	Prob. Chi-Square(4)	0.1233	
Null hypothesis: Homoskedasticity				
F-statistic	1.431847	Prob. F(8,76)	0.1971	Heteroskedasticity Test: Harvey
Obs*R-squared	11.13325	Prob. Chi-Square(8)	0.1943	
Scaled explained SS	9.511427	Prob. Chi-Square(8)	0.301	
Jarque-Bera stat	0.450506	Probability	0.798314	Jarque-Bera

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات EViews 12

من الجدول أعلاه فان الفرضية الصفرية لاختبار (Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test) تنص على أن بواقي تقدير النموذج لا تعاني من مشكلة الارتباط الذاتي بينها، وهي نفس الفرضية التي يركز عليها الاختبارين الآخرين وأيضاً تنص فرضيتهم الصفرية على أن بواقي التقدير تتبع التوزيع الطبيعي والبواقي لا تعاني من مشكلة عدم ثبات التباين، وبالنظر إلى نتائج هذه الاختبارات يظهر أن قيمة ( $Obs*R-squared=7.24$ ;  $11.13$ ) بالنسبة لاختباري (Breusch-Godfrey ;Harvey) أقل تماماً من القيم الجدولية المقابلة لها عند مستوى الدلالة (5%) على اعتبار أن القيم الاحتمالية للاختبارين سالف الذكر على الترتيب (0.12, 0.19) وهي أكبر من القيمة الحرجة (0.05) وبالتالي يمكن قبول الفرض الصفرية للاختبارين والذي ينص على أن بواقي التقدير لا تعاني من مشكلة الارتباط الذاتي وأن تباينها ثابت خلال الزمن ، نفس النتيجة تم التوصل إليها بناء على اختبار (Jarque-Bera) حيث بلغت القيمة الإحصائية لهذا الأخير (0.45) بقيمة احتمالية (0.79) وبالتالي يمكن قبول الفرضية الصفرية لهذا الاختبار. وفيما يلي اختبار الثبات الهيكلي لنموذج الدراسة:

## الشكل 2: نتائج اختبار مربع المجموع التراكمي والمجموع التراكمي





المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات EViews 12

من خلال الشكل أعلاه يظهر أن القيم التجميعية (بالخط الأزرق) تقع داخل مجالات الثقة (الخط الأحمر) وبالتالي فمقدرات نموذجي الدراسة تمتاز بالاستقرار خلال فترة الدراسة، وبعبارة أخرى توجد معادلة واحدة للنموذج المعتمد خلال فترة الدراسة.

#### 4. التحليل الاقتصادي للنموذج الأول:

بالرجوع إلى الجدول رقم (04) والذي يظهر معادلة التكامل المشترك من أسعار الصرف باتجاه مؤشر داو جونز الإسلامي يمكن تسجيل النتائج التالية:

ARDL Long Run Form and Bounds Test				
Dependent Variable: D(DJISLM)				
Selected Model: ARDL(1, 4, 1)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	840.0979	263.867	3.183793	0.0021
DJISLM(-1)*	-0.192119	0.05701	-3.369913	0.0012
EXCH_POS(-1)	205.2073	52.96448	3.874432	0.0002
EXCH_NEG(-1)	263.567	102.3384	2.575446	0.012
D(EXCH_POS)	262.5128	92.39445	2.841218	0.0058
D(EXCH_POS(-1))	-193.5204	113.8781	-1.699364	0.0933
D(EXCH_POS(-2))	-151.4561	105.24	-1.43915	0.1542
D(EXCH_POS(-3))	-203.247	105.7896	-1.921238	0.0585
D(EXCH_NEG)	-1042.215	396.7057	-2.627173	0.0104
معاملات الأجل الطويل				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
EXCH_POS	1068.125	251.5822	4.24563	0.0001
EXCH_NEG	1371.893	613.866	2.234841	0.0284
معادلة الأجل الطويل				
EC = DJISLM - (1068.1250*EXCH_POS + 1371.8930*EXCH_NEG)				

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات EViews 12

أولاً: في الأجل القصير تشير الإشارة السالبة للمعاملات المرتبطة بمتغير القيم السالبة في أسعار الصرف إلى الأثر السلبي لهذا الأخيرة على سوق الأوراق المالية الإسلامية بالأجل القصير، حيث أن الزيادة في أسعار الصرف بنسبة 100% تؤدي إلى تراجع مؤشر داو جونز بمرونة تقدر بـ: 1042 وحدة، أي ، أن المتغيرين يرتبطان بإشارة سالبة أي وجود علاقة عكسية، حيث وجد تأثير معنوي سلبي لتقلبات أسعار صرف الليرة التركية مقابل الدولار الأمريكي على تقلبات عوائد مؤشر داو جونز، وبالتالي الزيادة في أسعار الصرف تؤدي إلى تراجع عوائد مؤشر داو جونز.



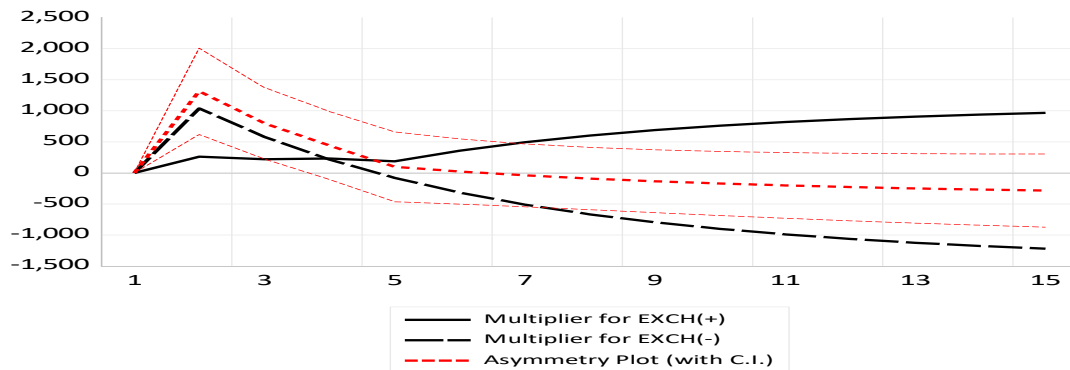
في المقابل فان الصدمات الموجبة في أسعار الصرف لا تؤثر على سوق الأوراق المالية الإسلامية في الأجل القصير، حيث أن كل المعلمات المرتبطة بمتغير القيم الموجبة في أسعار الصرف بتأخيرات الأربعة غير دالة من الناحية الإحصائية، على اعتبار أن القيم الاحتمالية الإحصائية لستودنت بالنسبة للمعلمات سالفة الذكر أكبر من القيم الحرجة (0.05).

ثانيا: في الأجل الطويل يظهر أن المعلمات المرتبطة بكل من القيم الموجبة والسالبة في أسعار الصرف دالة من الناحية الإحصائية وبإشارة موجبة، و المعلمة المرتبطة بمتغير القيم السالبة في سعر الصرف كان تأثيرها أكبر من التأثير الذي تفرضه القيم الموجبة في المتغير المستقل، حيث أن الزيادة في عدد الوحدات من الليرة التركية مقابل الدولار الأمريكي تؤدي إلى زيادة قيمة المؤشر بـ: 1068.12 وحدة في المقابل فان القيم السالبة تؤدي إلى زيادة بـ: 1371.89 .

اختبار العلاقة التناظرية في تأثير الصدمات المحتملة الموجبة والسالبة في أسعار الصرف على كل سوق الأوراق المالية:

الأشكال الموالية تظهر استجابة مؤشر داو جونز الإسلامي للصدمات الموجبة والسالبة المفاجئة في أسعار الصرف، والتي تبين بكل وضوح عدم تناظرية هذا التأثير المفروض على المؤشر:

الشكل 3: الأثر المضاعف التراكمي الديناميكي غير المتماثل في أسعار الصرف وانتقالها إلى سوق الأوراق المالية الإسلامية



المصدر: مخرجات برنامج EVIEWS 12

بأحداث صدمة موجبة في أسعار صرف الليرة التركية مقابل الدولار الأمريكي يظهر وجود استجابة ضعيفة إلى حد ما لمؤشر داو جونز الإسلامي كرد فعل لهذه الصدمة في الأجل القصير (قبل السنة الخامسة)، ليعرف المؤشر زيادة مطردة في الأجلين المتوسط والطويل بين السنتين (5 و 15 من فترة دراسة الصدم)، حيث أن الزيادة في المؤشر تصل في الأجل الطويل إلى ما يقارب (1000 وحدة)

بالنسبة لاستجابة مؤشر داو جونز الإسلامي للصدمات السالبة في سعر الصرف فيظهر وجود استجابة موجبة بشكل ملحوظ لهذا المؤشر في الأجل القصير (خلال السنتين الأولى والثانية)، حيث يعرف زيادة حادة لتصل قيمته



إلى ما يقارب ( 1000 وحدة) خلال الأجل القصير، ليعاود المؤشر التراجع في الأجل المتوسط والطويل أين سجل بعد السنة الخامسة قيما سالبة كرد فعل لهذه الصدمة، وتصل قيمة التراجع في الأجل الطويل إلى ما يقارب 1250 وحدة.

فيما يخص تناظرية العلاقة في الأجل الطويل فيظهر جليا من خلال الشكل السابق عدم تناظرية التأثير المفروض من أسعار الصرف على مؤشر داو جونز الإسلامي حيث أن المؤشر يستجيب بشكل إيجابي لكل من الصدمات الموجبة والسالبة لمتغير أسعار الصرف وذلك في الأجل القصير ليتحول هذا الأثر من الإيجاب إلى السلب بالنسبة للصددمات السالبة في أسعار الصرف في حين أن الصدمات الموجبة تفرض أثرا إيجابيا على مؤشر داو جونز في الأجل الطويل بصورة حدة أكثر حدة من المسجلة في الأجل القصير.

### الخلاصة

بينت هذه الدراسة العلاقة بين تقلبات أسعار الصرف والتغيرات في سوق الأوراق المالية الإسلامية في سوق تركيا وذلك باستخدام نماذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية المبطنة غير الخطية (NARDL)، والذي يتيح قياس وتتبع اثر تغيرات الموجبة أو السالبة في أسعار صرف الليرة التركية مقابل الدولار الأمريكي وانتقالها إلى مؤشر (dow Jones Islamic) مع تحليل هذه الآثار في الأجلين القصير والطويل ، تم الاعتماد على نماذج (NARDL) الغير خطية وذلك لتحديد وقياس الأثر الغير متماثل للتقلبات في أسعار الصرف على سوق الأوراق المالية الإسلامية في حالي الزيادة أو التراجع في أسعار الصرف ، وهو الأمر الذي يمثل أكبر قصور في النماذج الخطية والتي تدرس العلاقة والأثر في اتجاه واحد وتفترض التماثل في الأثر في الاتجاه المعاكس له. اعتمدت الدراسة على بيانات شهرية لأسعار الإغلاق لمؤشر داو جونز للسوق الإسلامية التركية وأسعار صرف الليرة التركية للفترة الممتدة من جانفي 2015- جوان 2022 . ومن خلال الدراسة النظرية والتطبيقية تم التوصل إلى مجموعة من النتائج يمكن بلورتها في النقاط التالية:

- من الناحية النظرية، هناك طريقتان أو نظريتان أساسيتان تفسران العلاقة بين هذين السوقين. الأولى هي نظرية أثر التبادل الدولي بالاعتماد على التحليل الجزئي ونظرية توازن المحفظة بالاعتماد على التحليل الكلي.
- أظهرت نتائج اختبار الاستقرارية من خلال اختبار (Phillips-Perron) pp أن متغيري الدراسة متكاملين من الدرجة الأولى (عند نفس الدرجة).
- أشارت النتائج التجريبية إلى وجود علاقة توازنية في الأجل الطويل من أسعار صرف الليرة التركية مقابل الدولار الأمريكي باتجاه مؤشر dow Jones الإسلامي التركي .
- أثبتت دراسة العلاقة قصيرة الأجل بين تغيرات سعر الصرف وقيم المؤشر المالي الإسلامي داو جونز في تركيا، أن المتغيرين يرتبطان بإشارة سالبة أي وجود علاقة عكسية، حيث وجد تأثير معنوي سلبي لتقلبات أسعار صرف الليرة التركية مقابل الدولار الأمريكي على تقلبات عوائد مؤشر داو جونز، وبالتالي الزيادة في أسعار الصرف تؤدي إلى تراجع عوائد مؤشر داو جونز.





- في الأجل الطويل يظهر أن المعلومات المرتبطة بكل من القيم الموجبة والسالبة في أسعار الصرف، و المعلمة المرتبطة بمتغير القيم السالبة في سعر الصرف كان تأثيرها أكبر من التأثير الذي تفرضه القيم الموجبة في المتغير المستقل.

#### قائمة المراجع:

- أحمد مداني. (2021). نحو نموذج عملي لتحويل سوق الأوراق المالية الجزائرية إلى سوق إسلامية. مجلة اقتصاديات شمال إفريقيا ، 17 (26)، 215.
- امينة بودريوة، عبد الحكيم سعيح، و كريمة حاجي. (2020). التجربة الماليزية في إنشاء سوق الأوراق المالية الإسلامي وسبل الاستفادة منها في الجزائر. مجلة البشائر الاقتصادية ، 6 (1)، 18.
- رشيدة زاوية، و عبد الحميد بوخاري. (2020). دور سعر الصرف في التأثير على معدل النمو الاقتصادي في الجزائر. مجلة معهد العلوم الاقتصادية ، 931.
- رفعت السيد العوضي. (2012). الأسواق المالية في الإقتصاد المعاصر والإقتصاد الإسلامي. مجلة الإقتصاد الإسلامي ، 33.
- زهرة دريش، علاء الدين قادري، و محمد الخطيب نمر. (2019). دراسة قياسية لأثر تقلبات سعر الصرف على الاسواق المالية- ماليزيا نموذجاً (2013-2019)-. المجلة الجزائرية للتنمية الاقتصادية ، 235.
- صالح مفتاح، و مونية سلطان. (2013). الادوات المستخدمة في سوق الاوراق المالية الاسلامية(دراسة حالة سوق ماليزيا). ابحاث اقتصادية وادارية ، 13 ، 271.
- عبد القادر بسبع. (26 مارس، 2017). قياس أثر تغيرات أسعار الصرف على تقلبات عوائد أسواق الأسهم باستخدام نموذج GARCH. مجلة دراسات وأبحاث 9751-1112 ISSN: .
- عبد القادر بسبع، و قادة هشام بن شيحة. (2020). تحليل أثر تقلب سعر الصرف على أداء مؤشرات الأسهم الإسلامية: دراسة تجريبية لمؤشر داو جونز للسوق الإسلامي. مجلة دراسات العدد الاقتصادي ، 11 (01)، 149-150.
- محفوظ جبار. (2016). اثر تقلبات اسعر الصرف على الاسواق المالية - دراسة اخصائية لبعض الاسواق المتقدمة والنامية خلال السداسي الاول من السنة 2015-. مجلة الباحث ، 20.
- Abdul Samad Shaikh ،Sarfraz Khatri و Muhammad Kashif.(2017) . Exchange Rates are Significant Predictors in Movement of Stock Market Indices .Journal of Business Strategy.113 ،(02) 11 ،
- Abiola Babatunde Abimbola و Ajibola Joseph Olusegun .(2017) . Appraising the Exchange Rate Volatility, Stock Market Performance and Aggregate Output Nexus in Nigeria .Business and Economics Journal 08 ، (01)، 01.
- Ahmed Mohamed Dahir ،Fauziah Mahat ،Hisyam Ab Razak Nazrul و amin noordin bany ariffin .(2018) .Revisiting the dynamic relationship between



exchange rates and stock prices in BRICS countries: A wavelet analysis .  
Borsa Istanbul Review.103 ،(02) 18 ،

- Emad Omar Elhendawy .(2017) .stock prices and exchange rate dynamics: empirical evidence from egypt .International Journal of Economics, Commerce and Management.31 ،(01) 05 ،
- Parham Parsva و Chor Foon Tang .(2017) .A note on the interaction between stock prices and exchange rates in Middle-East economies . Economic Research-Ekonomska Istraživanja.837 ،(01) 30 ،
- investing.com. (s.d.). Consulté le 06 26, 2022, sur investing.com: <https://sa.investing.com/currencies/usd-try-historical-data>.

الملاحق:

الملحق رقم (1): اختبار Pp لاستقراره متغيرات الدراسة عند المستوى.

UNIT ROOT TEST RESULTS TABLE (PP)			
Null Hypothesis: the variable has a unit root			
	At Level	EXCH	DJISLM
With Constant	t-Statistic	3.9515	1.1241
	Prob.	1.0000	0.9975
		no	no
With Constant & Trend	t-Statistic	1.5042	-1.2397
	Prob.	1.0000	0.9957
		no	no
Without Constant & Trend	t-Statistic	4.6422	2.3174
	Prob.	1.0000	0.9949
		no	no
At First Difference			
		$\phi(\text{EXCH})$	$\phi(\text{DJISLM})$
With Constant	t-Statistic	-8.3134	-8.4463
	Prob.	0.0000	0.0000
		***	***
With Constant & Trend	t-Statistic	-8.9425	-8.6490
	Prob.	0.0000	0.0000
		***	***
Without Constant & Trend	t-Statistic	-7.7378	-8.0945
	Prob.	0.0000	0.0000
		***	***

**Notes:**

a: (\*) Significant at the 10%; (\*\*) Significant at the 5%; (\*\*\*) Significant at the 1% and (no) Not Significant  
b: Lag Length based on SIC  
c: Probability based on MacKinnon (1996) one-sided p-values.

**This Result is The Out Put of Program Has Developed By:**

Dr. Imadeddin AlMosabbeh

College of Business and Economics

Qadisiyah University, KSA.

المصدر:

مخرجات برنامج Eviews 12



## الملحق رقم 2: التكامل المشترك واختبار الحدود

ARDL Long Run Form and Bounds Test  
Dependent Variable: D(DJISLM)  
Selected Model: ARDL(1, 4, 1)  
Case 3: Unrestricted Constant and No Trend  
Date: 07/26/22 Time: 14:43  
Sample: 2015M01 2022M06  
Included observations: 66

Conditional Error Correction Regression				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	840.0979	263.8670	3.183793	0.0021
DJISLM(-1)*	-0.192119	0.057010	-3.369913	0.0012
EXCH_POS(-1)	205.2073	52.95448	3.874432	0.0002
EXCH_NEG(-1)	253.5670	102.3364	2.575446	0.0120
D(EXCH_POS)	262.5128	92.39445	2.841218	0.0059
D(EXCH_POS(-1))	-193.8204	113.8781	-1.699364	0.0933
D(EXCH_POS(-2))	-151.4561	105.2400	-1.439150	0.1542
D(EXCH_POS(-3))	-203.2470	105.7896	-1.921238	0.0585
D(EXCH_NEG)	-1042.218	398.7087	-2.627173	0.0104

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

Levels Equation Case 3: Unrestricted Constant and No Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
EXCH_POS	1068.125	251.5822	4.245630	0.0001
EXCH_NEG	1371.893	613.8660	2.234841	0.0284

EC = DJISLM - (1068.1250\*EXCH\_POS + 1371.8930\*EXCH\_NEG)

F-Bounds Test				
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
F-statistic	8.447818		3.17	4.14
k	2		3.79	4.65
			4.41	5.52
			5.15	6.38
Actual Sample Size	66			
			3.26	4.247
			3.94	5.043
			5.407	6.783

t-Bounds Test				
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
t-statistic	-3.369913		-2.67	-3.21
			-2.66	-3.53
			-3.13	-3.8
			-3.43	-4.1

## الملحق رقم 3: اختبارات مشاكل القياس الكلاسيكية

## Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

Null hypothesis: No serial correlation at up to 4 lags

F-statistic	1.678221	Prob. F(4,72)	0.1644
Obs*R-squared	7.249071	Prob. Chi-Square(4)	0.1233

المصدر: مخرجات برنامج Eviews 12

## الملحق رقم 4: اختبارات مشاكل القياس الكلاسيكية

## Heteroskedasticity Test: Harvey

Null hypothesis: Homoskedasticity

F-statistic	1.431847	Prob. F(8,76)	0.1971
Obs*R-squared	11.13325	Prob. Chi-Square(8)	0.1943
Scaled explained SS	9.511427	Prob. Chi-Square(8)	0.3010

المصدر: مخرجات برنامج Eviews 12