 https:/doi.org/10.12816/0054734

A Study of the Infuence of the Changes of Stock Exchang Indices in Developed Stock Exchange on I slamic and Traditonal Stock Indeices in Emerging Stock Exchanges

Dr.Yagoubi Mohammed
Economic Sciences
Faculty of Economic and Commercial -Sciences and Management Sciences
Blida-Algeria
mmed.yagoubi@gmail.com

Received 09/05/2017 Accepted 13/11/2017

Abstract:

The aim of this study is to identify the influence of the changes of stock indices in developed Stock Exchanges on Islamic and traditional stock indices in emerging Stock Exchanges. Therefore, we have measured the impact of the changes of Nikkei 225 index listed on the stock exchange of Tokyo (independent variable), on the indices:Jakarta Islamic Index (JII) and traditional index LQ45 listed onIndonesia Stock Exchange, and the indices: FTSE Islamic SGX Asia Shariah100 Index and traditional index Strait Times Index (STI) listed onSingapore Stock Exchanges (dependent variables). We have concludes that the Nikkei225 index has a positive impact on all studied indices; however, this effect is strongerfor the Indonesian indices compared with theSingaporean indices.

Keywords: *Stock indices, Emerging bourses, Islamic stock indices, traditional stock indices.*

دراسة تأثير تغيّر مؤشّرات الأسهم للبورصات المتطوّرة على أداء مؤشّرات الأسهم الإسلاميّة والتّقليديّة للبورصات النّاشئة

د. يعقوبي محمد
أستاذ محاضر قسم "ب" بكليّة العلوم الاقتصاديّة والتّجارية وعلوم التسيير
جامعة البليدة– الجزائر
mmed.yagoubi@gmail.com

استلام البحث 09/05/2017 قبول البحث 13/11/2017

ملخص:

تهدف هذه الدّراسة إلى معرفة أثر تغيّرات مؤشّرات الأسهم في البورصات المتطوّرة، على مؤشّرات الأسهم الإسلاميّة والتّقليديّة على مستوى البورصات النّاشئة. ولذلك فقد قمنا بقياس تأثير تغيّرات مؤشّر "نيكاي225 (nikkei225)" المُدرج في بورصة "طوكيو" (متغيّر مستقلّ) على مؤشّري: "جاكرتا الإسلاميّ (Jakarta Islamic Index (JII) و "LQ45" التقّليدي، المُدرَجين في بورصة إندونيسيا، وعلى مؤشّرَي: "فوتسي الإسلامي FTSESGX Asia Shariah 100 Index و "Strait Times Index (STI)" التّقليديّ، المُدرَجين في بورصة سنغافورة (متغيّرات تابعة). وقد خَلُصت الدّراسة إلى أنّ مؤشّر "نيكاي225"، يؤثّر بعلاقة طرديّة على جميع مؤشّرات الأسهم المدروسة، إلّا أنّ هذا التّأثير هو أقوى بالنّسبة لمُؤشّرَي بورصة إندونيسيا مقارنة مع بمُؤشّرَي سنغافورة.

الكلمات المفتاحية: مؤشّرات الأسهم، البورصات النّاشئة، مؤشّرات الأسهم الإسلاميّة، مؤشّرات الأسهم التّقليديّة.

أوّلًا: مقدّمة:

تمهيد:

تحتلّ الأسواق الماليّة (البورصات) في وقتنا الحالي، مكانة مهمّة ضمن الاقتصاديّات الدّوليّة، حيث تساهم بصفة كبيرة في تحديد اتّجاهات الأداء للمتغيّرات الاقتصاديّة الخاصّة بدولة ما، أو بجهة إقليميّة ما، أو بالعالم ككل. وتأتي أهميّة هذا الموقع الّذي أصبحت تتمتّع به أساسًا من حجم النّطاق الاقتصاديّ الّذي تغطّيه، حيث تضمّ أعدادًا كبيرة جدًّا من المتعاملين الّذين تتعدّد انتماءاتهم القطاعيّة، وتوجهاتهم الاستثماريّة، وهو ما يعطي لها قدرة كبيرة على التّأثير في مختلف المتغيّرات الاقتصاديّة الأخرى. وقد برزت منذ منتصف القرن الماضي بعض البورصات العالميّة المعروفة من خلال تحقيقها لتطوّرات كبيرة على مستوى أهمّ مؤشّرات أدائها، حيث ساعدها هذا على أن تجتذب أعدادًا ضخمة من المستثمرين المحلّيين والأجانب، من مختلف مناطق العالم، وهو ما سمح لها باتّخاذ مكانة مركزيّة سواء على مستوى اقتصادها المحليّ، أو على المستوى الدّوليّ ككل.

وفي هذا الإطار فقد طُرحت قضيّة الارتباطات بين الاقتصاديّات المحليّة، والاقتصاديّات الأجنبيّة، من خلال قناة الأسواق الماليّة بصفة جليّة على المستوى الدّولي، خاصّة في إثر تبعات الأزمة الماليّة العالميّة لعام 2008م، حيث لوحظ أنّ تغيّر أداء بورصات الولايات المتّحدة الأمريكيّة وأوروبا واليابان أثّر بشكل واضح على أغلب بورصات الدّول الأخرى، خاصّة تلك الّتي لديها ارتباطات استثماريّة قويّة معها. وعليه فقد أصبح المستثمرون في مختلف بورصات العالم يدخلون تغيّرات مؤشّرات أداء البورصات العالميّة المعروفة، إلى جانب مؤشّرات أداء بورصاتهم المحليّة في تحديد توجهاتهم الاستثماريّة والتّحوطية بشكل أقوى، بهدف تفادي حصول نتائج غير مناسبة في تعاملاتهم الماليّة، ولذلك فقد أصبح التّوجّه الاستثماريّ الحديث، يستهدف البحث عن استثمارات ماليّة تتجنب مشكلة الارتباط بين أداء البورصات المحليّة والدّولية المعروفة.

ومن هنا فقد قدّمت الاستثمارات الماليّة الإسلاميّة نفسها بشكل قويّ، كبديل عن الاستثمارات التّقليديّة في تفادي هذا المشكل، إلى جانب المشاكل الأخرى الّتي تعاني منها الاستثمارات التّقليديّة بصفة عامّة. بحيث سمحت الاستثمارات الماليّة الإسلاميّة باستقطاب جمهور المستثمرين الّذين لديهم إرادة لتجنّب النقائص الشّرعيّة المصاحبة للاستثمارات المالية التّقليدية، من خلال توفير أدوات ماليّة تتوافق مع مبادئ الدّين الإسلاميّ في المعاملات الاقتصاديّة ككل، وفي الوقت نفسه تحافظ على إمكانات التّربّح الحلال من منظور إسلاميّ. وبطبيعة الحال فإنّ الأدوات الاستثماريّة الحلال يجب أن تتعلّق بمؤسّسات وشركات لا تشوب نشاطاتها أيّة عيوب تحريميّة، بالنّظر إلى تعاليم المعاملات الإسلاميّة، ومن أهمّها التّعامل بالرّبا، وعمليّات إنتاج السّلع المحرّمة والمُتاجرة بها، وأعمال القمار والمراهنات وغيرها. وقد خَطَت بعض الدّول خطوات كبيرة في مسيرة تطوير أدوات استثماريّة إسلاميّة منافسة، للأدوات الاستثماريّة التّقليديّة على مستوى بورصاتها، من خلال تطبيقها لمبادئ الشّريعة الإسلاميّة في تحديد جواز نشاط بعض الشّركات من عدمه، وقد تمكّنت بذلك عِدّة بلدان إسلاميّة ناشئة من إدراج مؤشّرات أسهم إسلاميّة على مستوى بورصاتها، يتم تداول مكوّناتها، وقياس أدائها اليوميّ، إلى جانب مؤشّرات الأسهم التّقليديّة.

أهميّة الدّراسة:

تتركّز أهميّة هذه الدّراسة في جانبين رئيسين، أحدهما: الآثار الكبيرة الّتي أصبحت تتركها تغيّرات المؤشّرات الماليّة العالميّة المعروفة، على أداء البورصات المحلية، وعلى قرارات المستثمرين التّقليديّة، حيث عانت العديد من البورصات من هذه الآثار، خاصّة في أوقات الأزمات الّتي تضرب الاقتصادات المتطوّرة، حيث تُعدّ قناة الأسواق الماليّة طريقًا سهلة لانتقال عدوى هذه الأزمات. أمّا الثّاني: فيتعلّق بما يوفّره الدّين الإسلاميّ من تعاليم تضمن سلامة المعاملات الاقتصاديّة، وتحقيقها لاستقرار كبير في أدائها، وهو ما يعطي للاستثمارات الماليّة المتوافقة مع الشّريعة الإسلاميّة قدرة كبيرة على مواجهة الآثار الخارجيّة المتأتّية من البورصات العالميّة المعروفة.

أهداف الدّراسة:

تحاول هذه الدراسة التّعرّف إلى تأثير تغيّرات مؤشّر الأسهم "Nikkei 225" المُدرج على مستوى بورصة "طوكيو"،على أداء مؤشّرات الأسهم الإسلاميّة والتّقليديّة في بورصتين تُعدّان من أهمّ بورصات العالم الإسلاميّ النّاشئة، ألا وهما: بورصتا إندونيسيا وسنغافورة. وبالتّالي تهدف الدّراسة إلى إبراز قدرة هذه المؤشّرات الماليّة على مقاومة التّغيّرات الّتي تسجّلها المؤشّرات العالميّة المعروفة، ومقارنة هذه القدرة على المقاومة بين مؤشّرات الأسهم الإسلاميّة والتّقليديّة.

مشكلة الدّراسة:

من خلال ما سبق تقديمه لموضوع هذه الدّراسة، يمكننا أن نبلور المشكلة المطروحة في هذا البحث على شكل السّؤال التّالي:

ما مدى تأثر المؤشّرات الماليّة للبورصات النّاشئة بتغيرات المؤشّرات الماليّة للبورصات المتطوّرة؟ وهل يختلف هذا التّأثر بين مؤشّرات الأسهم الإسلاميّة مقارنة بالتّقليديّة؟

فرضيّات الدّراسة:

تعتمد هذه الدراسة على فرضيّتين أساسيّتين لاختبار صحّتهما، وقد جاءت صياغتهما على النّحو الآتي:

- لا يختلف اتّجاه تأثّر أداء المؤشّرات الماليّة للبورصات الناشئة وقوته، بالمؤشّرات للبورصات المتطوّرة من بورصة لأخرى.
- لا يختلف اتّجاه تأثير تغيّرات مؤشّرات الأسهم العالميّة المعروفة وقوته، على مؤشّرات الأسهم الإسلاميّة، من حيث القوّة والتّأثير، على مؤشّرات الأسهم التّقليديّة على مستوى البورصات النّاشئة؛

الدّراسات السّابقة: ندرج كسبق بحثي لهذا الموضوع البحثين التّاليين:

- دراسة: Krishna Reddy & Mingli Fu من جامعة "وايكايتو" بعنوان: " Does Shariah Compliant Stocks Perform Better than theConventional Stocks? A Comparative Study of StocksListed on the Australian Exchange"Stock،المنشورة في مجلة: Asian Journal of Finance & Accounting, 2014, Vol. 6, No. 2، حيث عالج الباحثان الاختلافات في الأداء بين المؤشّرات الإسلاميّة، والمؤشّرات التّقليديّة المدرجة على مستوى البورصة الأستراليّة خلال الفترة 2001-2013م. وقد أكّدت الدّراسة وجود اختلافٍ ذي دلالة إحصائيّة بين أداء المؤشّرات الإسلاميّة والتّقليديّة المدرجة في بورصة أستراليا، فيما يتعلّق بالمخاطر، وفيما عدا ذلك فإنّ أداء المؤشّرات الإسلاميّة هو مماثل للمؤشّرات التّقليديّة، كما أظهرت دراسة الباحِثَين كذلك وجود علاقة ذات دلالة إحصائيّة بين عوائد المؤشّرات الإسلاميّة والمؤشّرات التّقليديّة؛
- دراسة: Abdelbari El Khalichi, Kabir Sarkar Humayun, Mohamed Arouri, Frédéric Teulonبعنوان: " Are Islamic equity indices more efficient than their conventional counterparts ? Evidence from major global index families"، المنشورة في مجلة Business School IPAGتحت رقم 091-2014، حيث عالجت الدّراسة كفاءة المؤشّرات الإسلاميّة وقدرتها على توفير التّنويع للاستثمارات الماليّة مقارنة بالمؤشّرات التّقليديّة. وقد توصّلت الدّراسة إلى أنّ المؤشّرات الإسلاميّة لها مستوى الكفاءة نفسه مع المؤشّرات التّقليديّة، إلّا أنّ المؤشّرات التّابعة لعائلتي "مورغان ستانلي"، و"فوتسي" هي أقلّ كفاءة. وبتحليل التّكامل المشترك تبيّن أنّ المؤشّرات الإسلاميّة لكلّ من "داو جونز"، و"ستاندرد أند بور"، ليس لها علاقة تكامل مع أدائها.

أسلوب الدّراسة:

نحاول من خلال هذه الدراسة إبراز مدى تأثّر أداء مؤشّرَي الأسهم الإسلاميّيَن: مؤشّر "جاكرتا الإسلاميّ (Jakarta Islamic Index (JII)" ومؤشر " فوتسي الإسلاميّ FTSESGX Asia Shariah 100 Index"، ومؤشري الأسهم التقليديين: مؤشر "LQ45" ومؤشر " Strait Times Index (STI)"على مستوى بورصَتَي إندونيسيا وسنغافورة على التّرتيب، كمتغيّرات تابعة (مفسَّرة)، بتقلّبات مؤشّر "نيكاي225" المُدرَج على مستوى بورصة "طوكيو"، كمتغيّر مستقلّ (مفسِّر). وقد أخذنا لهذه الدّراسة مشاهدات أسبوعية للمؤشرات المذكورة على طول الفترة 2011-2016وهذا عن طريق تقدير العلاقة التوازنية في المدى الطويل بالاعتماد على نموذج الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة (auto-regressive distributed lag model ARDL).

ثانيًا: الإطار النّظريّ للدّراسة

1- مفهوم مؤشّرات الأسهم الإسلاميّة:

تحدّد بيانات مؤشّرات الأسهم العوائد اليوميّة للأوراق الماليّة، من خلال إبراز التّقلّبات اللحظيّة لأسعارها، وهي بذلك تسمح للمستثمرين من معرفة اتّجاهات استثماراتهم، وتقييم مردودها في كلّ لحظة زمنيّة من أيّام التّداول. وتظهر هذه المؤشّرات في وسائل الإعلام بتغيّرات مستمرّة طوال اليوم، وفقًا لعمليّات البيع والشّراء، الّتي تتمّ على الأدوات الماليّة التي تمثّلها، إلى غاية نهاية كلّ يوم؛ للوصول إلى أسعار الإغلاق.

1-1. تعريف مؤشّر الأسهم:

هو مؤشّر إحصائيّ يستخدم لقياس الأداء الكلّيّ للسّوق الماليّة، ويتكوّن من معدل أسعار مجموعة من الأسهم، الّتي يفترض أن تعبّر تحرّكاتها عن الحركة العامّة للسّوق الماليّة. ويتمّ تكوين المؤشّر، وتحديد قيمته في مرحلة أو فترة مبدئيّة، ثمّ يتمّ تتبع تغيّراته اليوميّة في البورصة، ومقارنتها مع القيمة المبدئيّة، من أجل التّمكّن من معرفة أرباح الأوراق الماليّة وخسائرها الّتي يعبّر عنها، إضافة إلى إمكانيّة التعرف إلى تحرّكات السّوق إلى الأعلى أو الأسفل. حيث يعكس أسعار السّوق واتّجاهها، ومدى تأثّرها بالأخبار والنّتائج الكليّة والجزئيّة الواردة إلى المستثمرين بها.

ويوجد نوعين من المؤشّرات، الأوّل: المؤشّرات الّتي تقيس حالة السّوق بصفة عامّة مثل: مؤشّر "داوجونز" لمتوسّط الصّناعة، و"مؤشّر ستاندرد أند بورز500"، وهناك مؤشّرات قطاعيّة تقيس حالة السّوق بالنسبة لقطاع معيّن، مثل: مؤشّر "ستاندرد أند بورز" لصناعة الخدمات العامة[4]. ويوجد اختلاف في إعداد المؤشّرات، والمؤشّر الجيّد هو الّذي يبتعد عن التّحيّز، لذلك يشترط أن يمثّل المجتمع ككل، فإذا لم يكن المؤشّر يعبّر عن مختلف وحدات هذا المجتمع، فإنه مؤشّر لا قيمة له[3].

وعليه فإنّ تصميم أيّ مؤشّر يتطلّب وجود العديد من الشّروط والخصائص، ومن ذلك ما يلي[2]:

- **حجم العيّنة:** يلاحظ أنّ العيّنة من النّاحية الإحصائيّة جزء من المجتمع موضوع الدّراسة، وكلما كان حجم العيّنة كبيرًا، أعطى مؤشّرًا بوضوح النّتائج ودقّتها عن المجتمع الّذي تمثّله.
- **أن تعبّر عن المجتمع الّذي سُحبت منه:** يشترط في العيّنة أن تعبّر عن مختلف فئات المجتمع، وبمعنى آخر لا تقتصر العيّنة على أسهم الشّركات الكبيرة فقط، أو الشّركات الّتي تنتمي إلى الصناعة نفسها.
- **التّرجيح:** بمعنى أن يُعطى وزن ترجيحيّ لكلّ عنصر يدخل في العيّنة، أي أن يتمّ ترجيح الورقة الماليّة في المؤشّر أو الدّليل، كنسبة معيّنة مقارنة بالقيمة السّوقيّة لأسهم الشّركات المتداولة. وهذا يعني أنّ التّرجيح بالقيمة السّوقيّة يعكس الفرص الاستثماريّة المتاحة في السّوق.
- **أن تكون وحدات القياس ملائمة:** أي يجب أن تكون وحدات المؤشّر مناسبة، بمعنى أنّه من السهل فهمه، والتّوصّل من خلاله إلى إجابات ملائمة عن الأسئلة المثارة.

1-2. مؤشّرات الأسهم الإسلاميّة:

وهي تلك المؤشّرات الّتي تفيد المستثمر في تحديد اتّجاهات استثماره نحو الحلال، وبالتّالي تعطي الفرصة للمتعاملين للاستفادة من إمكانات السّوق، والفرص المتاحة فيه، وفق الرؤية الشّرعيّة الّتي التزموا بها عند الاستثمار في هذا القطاع، كما تهدف إلى جذب استثمارات ماليّة إسلاميّة إلى السّوق، وإبراز المجالات المتاحة فيه، وتعريف المستثمرين الأجانب بمزايا الاقتصاد الإسلاميّ، ودوره في المحافظة على المال، وتنميته بالطّرق الصّحيحة[6].

ومنذ بداية ظهورها في نهاية القرن الماضي، برزت على السّطح عِدّة مؤشّرات إسلاميّة معروفة دوليًّا، مثل: مؤشّر "داو جونز" الإسلاميّ، ومؤشّر "فاينانشال تايمز" الإسلاميّ، إضافة إلى مؤشّرات أخرى تم تطويرها على مستوى بورصات بعض الدّول الإسلاميّة النّاشئة: كإندونيسيا، وماليزيا، وسنغافورة. ولا تسمح هيئات الرّقابة الشّرعيّة على هذه المؤشّرات، بتمثيلها لأسهم شركات تزاول نشاطات محرّمة من منظور إسلاميّ، ومن الأمثلة على ذلك: المؤسّسات البنكيّة والماليّة التّقليديّة، وشركات الملاهي والقمار والمضاربات، وشركات صناعة الأسلحة، وشركات إنتاج التّبغ والخمور والأطعمة المحرّمة، وشركات الفندقة، وشركات الإنتاج السينمائي، ...الخ.

2- تبعات أزمات الأسواق الماليّة:

تتميّز الأسواق الماليّة عن أسواق السّلع بخاصيّة مهمّة، وهي سرعة استجابتها الشّديدة للأخبار الواردة إليها، والّتي تتعلّق بطبيعة الحال بأداء متغيّرات اقتصاديّة محليّة أو أجنبيّة، ولذلك تُعدّ إحدى القنوات الّتي تساهم في انتقال الأزمات الماليّة من دولة لأخرى. وقد تصاب السّوق بأزمة جزئيّة ناتجة عن أداء سلبيّ لقطاع معيّن من الاقتصاد، ثم لا تلبث أن تتأثّر بها باقي القطاعات الأخرى المحليّة والأجنبيّة؛ نتيجة للتّداخل الكبير بين استثمارات الاقتصاديّين المحليّين بين بعضهم بعضًا من جهة، وبينهم وبين الأعوان الاقتصاديّين الأجانب من جهة أخرى.

2-1. تعريف الأزمة الماليّة:

تُعرّف الأزمة الماليّة بأنّها حالة تمسّ الأسواق الماليّة، وأسواق الائتمان لبلد معيّن، أو مجموعة من البلدان، وتكمن خطورتها في آثارها على الاقتصاد، مسبّبة بدورها أزمة اقتصاديّة ثم انكماشًا اقتصاديًّا، وعادة ما يصاحبها انحصار في القروض، وأزمات في السّيولة، وانخفاض في الاستثمار، وحالة من الذّعر والحذر في أسواق المال"[5].

تحدث أزمات الأسواق الماليّة عندما يكون هناك ارتفاع غير عادي لأسعار الأوراق الماليّة في البورصة، النّاتج أساسًا عن عمليّات المضاربة الشّديدة، وهو ما يدفع المستثمرين إلى الاتّجاه بقوّة نحو بيع أصولهم الماليّة؛ بهدف تحقيق أرباح سريعة، وتجنّب الخسائر المستقبليّة النّاتجة عن دورات الأسعار في السّوق، وبالتالي يصبح انهيار أسعار هذه الأصول مسألة وقت، الأمر الّذي يؤدّي إلى أن تصاب البورصة بحالة أزمة في قطاع معيّن، قد تنتقل إلى قطاعات أخرى نتيجة للتّرابط فيما بينها.

2-2. انتقال عدوى أزمات الأسواق الماليّة:

لقد ساهم التّطوّر الكبير في قطاع تكنولوجيا الاتّصال والمعلومات، في رفع درجة انتشار أزمات الأسواق الماليّة، حيث أصبحت الأخبار المتعلّقة بأداء المتغيّرات الاقتصاديّة في أيّة منطقة في العالم، تنتقل بصورة سريعة لبقيّة القطاعات في دولٍ أخرى، وهو ما يولّد ردود أفعال على مستوى الأسواق المحليّة. بالإضافة إلى هذا فقد استفاد المستثمرون من التّطوّر في الأجهزة والبرمجيّات الرقميّة بشكل كبير، في تحقيق تنوّع جغرافيّ كبير في استثماراتهم الماليّة، وهو ما رفع من قيمة الاستثمارات الأجنبيّة في بورصات عديدة، ممّا أدّى إلى ارتفاع حدّة الآثار الأجنبيّة عليها.

بناء على ما سبق، تنتقل عدوى أزمات الأسواق الماليّة من بورصة إلى أخرى؛ نتيجة للارتباط الكبير بين المستثمرين الأجانب والمحليّين، النّاتج عن التّرابط بين أداء القطاعات الاقتصاديّة المحليّة، ومثيلاتها في الدّول الأجنبيّة. وتزداد حدّة هذه العدوى بتزايد الحجم الاقتصاديّ للدول التي تصيبها الأزمة، فمثلًا حدوث أزمة ماليّة في الولايات المتّحدة، يعني امتدادها لجلّ دول العالم؛ نتيجة للحجم الكبير الّذي تتمتّع به قطاعاتها الإنتاجيّة. إضافة إلى هذا، فإنّ عدوى الأزمات الماليّة من بورصة إلى بورصة، ترتفع درجتها، وتزداد سرعة انتقالها، بارتفاع حجم المبادلات الماليّة والنّقديّة والتّجاريّة بين الدّول المختلفة، ولذلك كانت آثار الأزمة الماليّة العالميّة 2008م، كبيرة جدًّا على بورصات الدّول الّتي لديها علاقات اقتصاديّة دوليّة متطوّرة في قيمتها وهيكلها، مع القطاعات الماليّة، والتّجاريّة، والإنتاجية، للولايات المتّحدة الأمريكيّة.

ثالثًا: الدّراسة التّطبيقيّة

نحاول من خلال هذا المحور معرفة التّأثير الّذي يتركه تغيّر مؤشّر نيكاي 225، على مؤشّرات الأسهم الماليّة الإسلاميّة من جهة، والتّقليديّة من جهة أخرى، في دولتين من أكبر الدّول الإسلاميّة من حيث التّطوّر الاقتصاديّ، هما: إندونيسيا وسنغافورة. ونستخدم في هذه الدّراسة أنموذج الانحدار الذّاتيّ لفترات الإبطاء الموزعة (*auto-regressive distributed lag model ARDL*)؛ من أجل تقدير العلاقة التّوازنيّة في المدى الطّويل بين المؤشّر الياباني، كمتغيّر مستقلّ، ومؤشّرَين آخرين: أحدهما إسلاميّ، والآخر تقليديّ، كمتغيرين تابعين على مستوى كلّ بورصة.

1. التّعريف بمتغيّرات الدّراسة:

تتمثّل متغيّرات الدّراسة فيما يأتي:

2. المُتغيّر المستقلّ: نيكاي225، وهو المؤشّر الرّئيس في بورصة طوكيو، وكلمة نيكاي هي اختصار لـ "*Nihon Keizai Shimbun*". ويتكوّن من قيم 225 شركة. أنشأ هذا المؤشّر في 16 مايو 1949م (سنة الأساس 100)، ويحسب بناءً على المتوسّط الهندسيّ للقِيَم الّتي يتركّب منها، غير موزونة بقيمة (رسملتها) السّوقية. ويتكوّن من شركات تعمل في العديد من الصّناعات كصناعة الأغذية، صناعة الأدوية، الصّناعات الإلكترونيّة، البنوك والمؤسّسات الماليّة، الصّناعة الإلكترونيّة، وغيرها من قطاعات النّشاط[11].

1-1. المتغيّرات التّابعة: وتشمل أربع متغيّرات في بورصتي إندونيسيا وسنغافورة:

2-1. بورصة إندونيسيا:*وقد اخترنا لهذه الدّراسة المؤشّرين الآتيين[10]:

- **المؤشّر الإسلاميّ: مؤشّر جاكرتا الإسلاميّ (" *Jakarta Islamic Index* "JII):** تم تأسيسه بتاريخ 3 يوليو 2000م، من أجل المساعدة في تعاملات الشّركات وتسهيلها، بما يتوافق مع قانون الشّريعة الإسلاميّة. وهو لا يتضمّن أوراق الشّركات الّتي ترتبط أنشطتها بالمقامرة، والمضاربة والتمويل البنكيّ التّقليديّ، بالإضافة إلى الشّركات الّتي تنتج المأكولات والمشروبات المُحرّمة شرعًا أو توزعها، أو المواد الضّارة والّتي لا تتوافق مع القيم الإسلاميّة، ويتضمّن المؤشّر ثلاثين شركة متاجرة.
- **المؤشّر التّقليديّ: مؤشر *LQ45*:** هو مؤشّر سوقيّ للأسهم، مدرج ببورصة إندونيسيا، ويضمّ 45 شركة، تلك الّتي يجب أن تتوفّر فيها بعض الشّروط مثل: دخولها ضمن أكبر 60 شركة من حيث (الرسملة) وقيم التّداول خلال السّنة الماضية. ويتضمّن هذا المؤشّر حتّى شركة 45 عاملة في الفلاحة، والصّناعات القاعديّة والكيميائية، والسّلع الغذائيّة، والقطاع الماليّ ...الخ.

1-2-1. بورصة سنغافورة:•وقد اخترنا لهذه الدراسة المؤشّرين الآتيين:

*- تم الحصول على القيم الأسبوعية من قاعدة بيانات البورصة على موقعها الالكتروني: http://www.idx.co.id/en-us/home/datadownload/historicaldatadownload.aspx

•- تم الحصول على القيم الأسبوعية من قاعدة بيانات البورصة على موقعها الالكتروني: http://www.sgx.com/wps/portal/sgxweb/home/marketinfo/historical_data

- **المؤشّرالإسلاميّ:**

FTSESGXAsiaShariah100Index: وقد طوِّرَ من طرف مجموعة **FTSE** وبورصة سنغافورة، ويشير إلى أداء أسهم الشّركات في منطقة آسيا والمحيط الهادي، الّتي تتوافق نشاطاتها مع قانون الشّريعة الإسلاميّة. حيث تكون هذه النّشاطات بعيدة عن عمليّات التّمويل البنكيّ التّقليديّ، كإنتاج مواد التّبغ والكحول وتوزيعها، وصناعة الأسلحة، وصناعة المنتجات المرتبطة بلحم الخنزير، وعمليّات المقامرة والمضاربة. ويضمّ المؤشّر أكبر 50 شركة يابانيّة، وأكبر 50 شركة من سنغافورة، كوريا وهونغ كونغ[8].

- **المؤشّر التّقليديّ: (Strait Times Index (STI**: تم إنشاؤه سنة 1966م، كمؤشّر يضمّ أهمّ 30 شركة من حيث (الرسملة) في البورصة[9]، ويقارب أداؤه أداء المؤشّرات العالميّة المعروفة مثل "داو جونز" و"داكس" و"كاك 40".

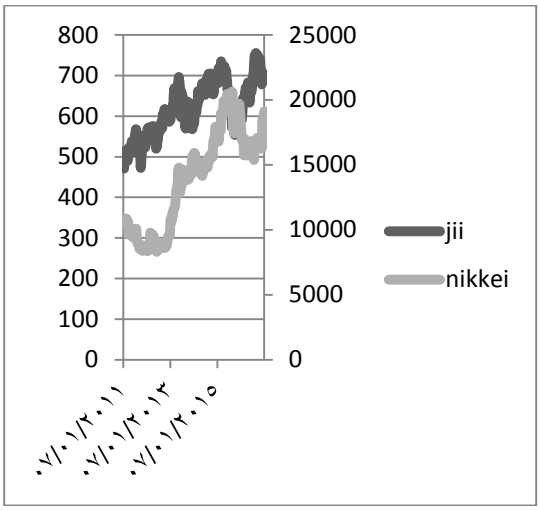
3. دراسة تأثير تغيّرات مؤشّر نيكاي225 الياباني على مؤشّري *JII* الإسلامي، و*LQ45* التّقليديّ في بورصة إندونيسيا:

تُعدُّ بورصة إندونيسيا من أكبر البورصات النّاشئة في العالم، وقد بدأت نشاطها سنة 1977م، ومنذ بداية تسعينات القرن الماضي، كان نمو السّوق ملموسًا من جميع النّواحي: كعدد الشّركات المسجّلة، وقيمة رأس مال السّوق، وحجم التّعامل، وعدد شركات الأوراق الماليّة. وقد قدّرت (رسملة) السّوق بنهاية الرّبع الرّابع لسنة 2015م، بـ: 4872.7 تريليون روبية، وبمعدّل تداول يوميّ قيمته 5.76 تريليون روبية، وبلغ معدّل عدد الأوراق المتداولة بها يوميًّا: 5.93 مليار ورقة[7].

ويلاحظ من خلال الملحق ذي الرّقم (1) من الجداول، أنّ عدد المشاهدات على طول الفترة 2011م–2016م، بلغ 261 مشاهدة، كما يتبيّن أيضًا من المواصفات الإحصائيّة للسّلاسل الزّمنيّة لمتغيّرات الدّراسة، أنّ سلسلة المؤشّر الإسلاميّ تتميّز باستقرار أكبر، مقارنة بسلسلتي المؤشّر التّقليديّ، ومؤشّر "نيكاي 225"، وهذا ما يوضحه التّقارب بين قيمتي الوسط الحسابيّ والوسيط، إضافة إلى انخفاض قيمة انحرافها المعياريّ.

2-1. تقدير العلاقة بين المؤشّر الإسلاميّ *JII* كمتغير تابع، ومؤشر نيكاي225 كمتغيّر مستقلّ:

يمثل الشكل أدناه التّغيّرات الأسبوعيّة لمؤشّرَي نيكاي225 و*JII* خلال الفترة 2011م –2016م:



الشكل ذو الرّقم (1): التّغيّرات الأسبوعيّة لقيمة مؤشّر نيكاي225، وقيمة مؤشّر *JII* الإسلاميّ خلال الفترة 2011م–2016م.

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على بيانات مأخوذة من الموقع www.investing.com بالنّسبة لمؤشّر نيكاي225، والإحصائيّات الأسبوعيّة لبورصة إندونيسيا بالنّسبة لمؤشر JII.

يلاحظ من خلال هذا الشّكل أنّ قيم المؤشّرَين تتحرّك في اتّجاهين متماثلين تقريبًا، منذ بداية سنة 2011م، إلى غاية نهاية سنة 2016م، فانخفاض أداء مؤشّر *JII* جاء متقابلًا في الفترة نفسها مع تحسّنٍ في أداء مؤشّر نيكاي225.

- **تقدير العلاقة بين مؤشر نيكاي225 كمتغيّر مستقلّ وقيم مؤشّر *JII* كمتغيّر تابع:**

وبعد دراسة مدلّ الثبات لسلسلتي مؤشّر نيكاي 225، ومؤشّر *JII* على طول الفترة 2011م–2016م، وجدنا أنّ سلسلة المؤشّر الياباني مستقرّة بعد إجراء الفروق من الدّرجة الأولى، في حين أنّ سلسلة *JII* هي مستقرّة عند المستوى (السلسلة الخامة). وبعد التّقدير باستعمال برنامج *eviews9* اتّضح أنّ الأنموذج أخذ فترة إبطاء واحدة للمؤشّر الإسلاميّ، وبدون أية فترة إبطاء لمؤشر نيكاي225 أي (1,0) *ARDL*، وقد جاءت النّتائج كما هي ممثّلة كما يلي:

الجدول ذو الرّقم (1): نتائج تقدير أنموذج الانحدار الذّاتي لفترات الإبطاء الموزّعة (ARDL) للمؤشّر الإسلاميّ (JII) مع مؤشّر نيكاي 225(DNIKKEI)

المتغيّر التّابع	المتغيّر المستقلّ	الثّابت	معامل المتغيّر المستقلّ	معامل المتغيّر التّابع لفترة واحدة	قيمة إحصائيّة F	معامل التّحديد
المؤشّر الإسلاميّ (JII)	نيكاي225 (DNIKKEI)	43.84 (0.0007)	0.004 (0.0593)	0.9171 (0.0000)	758.07 (0.0000)	%85.5

المصدر: الملحق ذو الرّقم (2)

يلاحظ من خلال نتائج تقدير الأنموذج أنّ العلاقة بين المتغيّرين هي علاقة طرديّة، بحيث كلمّا تغيّرت الفروق في مؤشّر نيكاي225 بوحدة واحدة، تغيّرت قيمة مؤشر *JII* في الاتّجاه نفسه بـ: 0.004 وحدة، إضافة إلى هدا نلاحظ أنّ المؤشّر الإسلاميّ يتأثر طرديًّا بقيمته للفترة السّابقة. كما يتبيّن من الجدول أنّ معامل التّحديد يساوي 0.855، وهذا يعني أن تغيّر المؤشّر الياباني يفسّر 85.5% من التّغيّر في المؤشّر الإسلاميّ، وهي درجة تحديد مرتفعة من النّاحية الإحصائيّة. كما نلاحظ أنّ جميع معاملات الأنموذج ذات معنويّة إحصائيّة عند مستوى معنويّة 5%، ماعدا معامل المتغيّر المستقلّ، إضافة إلى أنّ قيمة إحصائيّة (فيشر) أكبر من القيمة الجدوليّة (3.88)، وبالتّالي يمكن التّأكّد من المعنويّة الكليّة للأنموذج.

ومن خلال تقدير أنموذج تصحيح الخطأ غير المقيّد (*unrestricted error correction model UECM*)، وجدنا أنّ معامل تصحيح الخطأ يساوي: *-0.082834*، وهو ما يمكننا من الحصول على معامل الأثر طويل الأجل للمتغيّر المستقلّ، وعليه فقد جاءت العلاقة طويلة الأجل بين مؤشّر نيكاي225، والمؤشّر الإسلاميّ، وذلك حسب الآتي:

الجدول ذو الرّقم (2): نتائج تقدير أنموذج تصحيح الخطأ غير المقيّد للمؤشّر الإسلاميّ (*JII*) مع مؤشّر نيكاي225(*DNIKKEI*)

المتغيّر التّابع	المتغيّر المستقلّ	معامل تصحيح الخطأ	الثّابت	معامل المتغيّر المستقلّ
المؤشّر الإسلاميّ (*JII*)	نيكاي225 (*DNIKKEI*)	- 0.082834 (0.0007)	529.351435 (0.0000)	0.048971 (0.0777)

المصدر: الملحق ذو الرّقم (3)

ويلاحظ من خلال نتائج التقدير أنّ المعامل الثابت ذا دلالة إحصائيّة عند مستوى معنويّة 5%، في حين لا تتحقّق الدّلالة الإحصائيّة لمعامل المتغيّر المستقلّ عند هذا المستوى.

واستنادًا إلى اختبار الحدود باستخدام اختبار "*wald*" اعتمادًا على إحصائيّة F، فقد تبيّن لنا أنّ قيمة هذه الأخيرة هي 5.250119، وهو ما يشير إلى عدم التّأكّد من وجود علاقة تكامل مشترك بين المتغيّر التّابع والمتغيّر المستقلّ عند مستوى معنويّة 5% (المنطقة الحرجة)، في حين يمكن التّأكّد من تحقّق هذه العلاقة عند مستوى معنوية 10%، مثلما ما هو موضح في الجدول الآتي:

الجدول ذو الرّقم (3): نتائج اختبار الحدود باستخدام اختبار "*wald*" للعلاقة بين المؤشّر الإسلاميّ (*JII*)، ومؤشّر نيكاي225(*DNIKKEI*)

قيمة F	مستوى المعنويّة	قيمة الحدّ الأعلى I(1)	قيمة الحد الأدنى I(0)
5.250119	10%	4.78	4.04
	5%	5.73	4.94
	2.5%	6.68	5.77
	1%	7.84	6.84

المصدر: الملحق ذو الرّقم (4).

وتشير نتائج اختبارات البواقي إلى عدم وجود ارتباط تسلسليّ لها، ولكن بالمقابل لم يتحقّق تجانس التّباين بينها، كما هو موضح فيما يأتي:

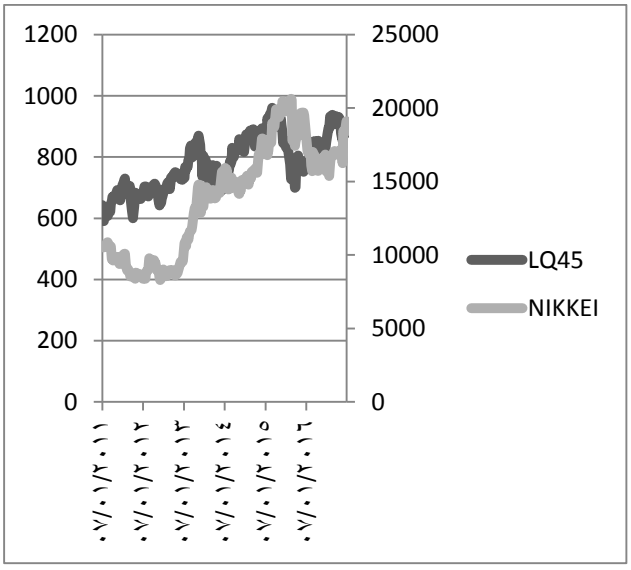
الجدول ذو الرّقم (4): نتائج اختبار البواقي للعلاقة بين المؤشّر الإسلاميّ (*JII*)، ومؤشّر نيكاي225(*DNIKKEI*)

اختبار الارتباط التّسلسليّ للبواقي (*LMTest*)	اختبار تجانس تباين البواقي
إحصائيّة F: 1.069235 (0.3448)	إحصائيّة F:3.146157 (0.0447)

المصدر: الملحق ذو الرّقم (5).

2-2. تقدير العلاقة بين المؤشّر التّقليديّ *LQ45* كمتغيّر تابع، ومؤشّر "نيكاي225" كمتغيّر مستقلّ:

يمثّل الشّكل أدناه التّغيّرات الأسبوعيّة لمؤشّري نيكاي225 و*LQ45* خلال الفترة 2011-2016:



الشكل ذو الرّقم (2): التّغيّرات الأسبوعيّة لقيمة مؤشّر نيكاي225، وقيمة مؤشّر LQ45 التّقليديّ خلال الفترة 2011م-2016م.

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على بيانات مأخوذة من الموقع www.investing.com بالنّسبة لمؤشّر نيكاي225، والإحصائيّات الأسبوعيّة لبورصة إندونيسيا بالنّسبة لمؤشّر LQ45 .

يتبيّن من خلال الشّكل ذي الرّقم (2)، أنّ قيم مؤشّر نيكاي225، ومؤشّر *LQ45*، تتغيّر في اتّجاهين متشابهين تقريبًا، إلّا أنّ مؤشّر *LQ45* تبدو قيمهُ أكثر استقرارًا أو أقلّ تذبذبًا من مؤشّر نيكاي225.

- **تقدير العلاقة بين مؤشّر نيكاي225 كمتغيّر مستقلّ، وقيم مؤشّر *LQ45* كمتغيّر تابع:**

بعد دراسة معدّل الثّبات لسلسلة قيم مؤشّر *LQ45*، على طول الفترة 2011م-2016م، وجدنا أنّها مستقرّة عند المستوى (السلسلة الخامة). وبعد التّقدير باستعمال برنامج *eviews9*، اتّضح أنّ الأنموذج أخذ فترة إبطاء

واحدة للمؤشّر التّقليديّ، وبدون أيّة فترة إبطاء للمؤشّر الياباني ARDL ، أي: (1,0)، وقد جاءت النّتائج حسب الآتي:

الجدول ذو الرّقم (5): نتائج تقدير أنموذج الانحدار الذّاتي لفترات الإبطاء الموزّعة (ARDL) للمؤشر التّقليديّ (LQ45) مع مؤشّر نيكاي225(DNIKKEI)

المتغيّر التّابع	المتغيّر المستقلّ	الثّابت	معامل المتغيّر المستقلّ	معامل المتغيّر التّابع لفترة واحدة	قيمة إحصائيّة F	معامل التّحديد
المؤشّر التّقليديّ (LQ45)	نيكاي225 (DNIKKE)	53.41 (0.0007)	0.006281 (0.0218)	0.918857 (0.0000)	785.6490 (0.0000)	%85.8

المصدر: الملحق ذو الرّقم (2).

يلاحظ من خلال نتائج تقدير الأنموذج أنّ العلاقة بين المتغيّرين هي علاقة طرديّة، بحيث كلما تغيّرت الفروق في مؤشّر نيكاي225 بوحدة واحدة، تغيّرت قيمة مؤشّر *LQ45* في الاتّجاه نفسه بـ: 0.006281وحدة، إضافة إلى هذا نلاحظ أنّ المؤشّر التّقليديّ يتأثّر طرديًّا بقيمته للفترة السّابقة. كما يتبيّن من الجدول أنّ معامل التّحديد يساوي 0.858، وهذا يعني أنّ المؤشّر الياباني يفسّر85.8% من التّغيّر في المؤشّر التّقليديّ، وهي درجة تحديد مرتفعة من النّاحية الإحصائيّة. كما نلاحظ أنّ جميع معاملات الأنموذج ذات دلالة إحصائيّة عند مستوى معنويّة 5%، إضافة إلى أنّ قيمة إحصائيّة (فيشر) هي أكبر من القيمة الجدوليّة (3.88)، وبالتّالي يمكن التّأكّد من المعنويّة الكليّة للأنموذج.

ومن خلال تقدير أنموذج تصحيح الخطأ غير المقيّد (*unrestricted error correction model UECM*) وجدنا أنّ معامل تصحيح الخطأ يساوي: 0.081143-، وهو ما يمكّننا من الحصول على معامل الأثر طويل الأجل للمتغيّر المستقلّ، وعليه فقد جاءت العلاقة طويلة الأجل بين سعر الصّرف، وقيم المؤشّر التّقليديّ حسب الآتي:

الجدول ذو الرّقم (6): نتائج تقدير أنموذج تصحيح الخطأ غير المقيّد للمؤشّر التّقليديّ (LQ45) مع مؤشّر نيكاي225(DNIKKEI)

المتغيّر التّابع	المتغيّر المستقلّ	معامل تصحيح الخطأ	الثّابت	معامل المتغيّر المستقلّ
المؤشّر التّقليديّ (LQ45)	نيكاي225(DNIKKEI)	-0.081143 (0.0007)	658.290265 (0.0000)	0.077404 (0.0425)

المصدر: الملحق ذو الرّقم (3).

ويلاحظ من خلال نتائج التّقدير أنّ كلًّا من معلمة الثابت، والمتغيّر المستقلّ لديهما دلالة إحصائيّة عند مستوى معنوية 5%.

واستنادًا إلى اختبار الحدود باستخدام اختبار "*wald*" واعتمادًا على إحصائيّة F، فقد تبيّن لنا أنّ قيمة هذه الأخيرة هي 5.075028 ، وهو ما يشير إلى عدم التّأكّد من وجود علاقة تكامل مشترك بين المتغيّر التّابع، والمتغيّر المستقلّ، عند مستوى معنويّة 5% (المنطقة الحرجة)، في حين يمكن التّأكّد من تحقّق هذه العلاقة عند مستوى معنويّة 10%، حسب ما هو موضح في ما يأتي:

الجدول ذو الرّقم (7): نتائج اختبار الحدود باستخدام اختبار "*wald*" للعلاقة بين المؤشّر التّقليديّ (*LQ45*)، ومؤشّر نيكاي225(*DNIKKEI*)

قيمة F	مستوى المعنويّة	قيمة الحدّ الأعلى I(1)	قيمة الحدّ الأدنى I(0)
5.075028	10%	4.78	4.04
	5%	5.73	4.94
	2.5%	6.68	5.77
	1%	7.84	6.84

المصدر: الملحق ذو الرّقم (4).

وتشير نتائج اختبارات البواقي إلى عدم وجود ارتباط تسلسليّ لها، ولكن بالمقابل لم يتحقّق تجانس التّباين بينها، كما هو موضح في الجدول الموالي:

الجدول ذو الرّقم (8): نتائج اختبار البواقي للعلاقة بين المؤشّر التّقليديّ (LQ45)، ومؤشّر نيكاي225(DNIKKEI)

اختبار الارتباط التسلسليّ للبواقي (*LMTest*)	اختبار تجانس تباين البواقي
إحصائيّة F: 0.652799 (0.5215)	إحصائيّة F: 3.714153 (0.0257)

المصدر: الملحق رقم (5).

3- دراسة تأثير تغيّرات مؤشّر نيكاي225 الياباني على مؤشّرَي FSAS100 (كاختصار لتسمية FTSE SGX Asia Shariah 100) الإسلامي وSTI التّقليديّ في بورصة سنغافورة:

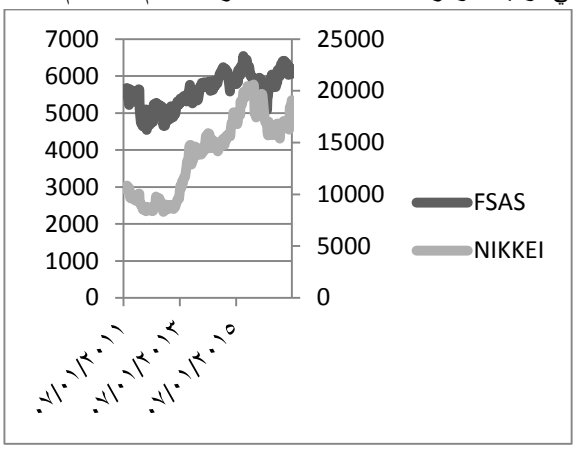
تعدّ بورصة سنغافورة هي الأخرى من أهمّ البورصات النّاشئة في العالم، وقد بدأت نشاطها سنة 1973م، وقد قدّرت (رسملة) السّوق بنهاية شهر أكتوبر 2016م بـ: 912.1 مليار SGD، وبحجم تداول قيمته: 19.6 مليار SGD، وبلغ عدد الأوراق المقيّدة بها 760 ورقة[1].

ويلاحظ من خلال الملحق ذي الرّقم (1)، أنّ عدد المشاهدات على طول الفترة 2011م–2016م، بلغ 261 مشاهدة، كما يتبيّن أيضًا من التّحليل الوصفيّ للسّلاسل الزّمنيّة لمتغيّرات الدّراسة، أنّ سلسلة المؤشّر التّقليديّ تتميّز باستقرار أكبر، مقارنة بسلسلتي المؤشّر الإسلاميّ، ومؤشّر

نيكاي225، وهذا ما يوضحه التّقارب بين قيمتي الوسط الحسابيّ والوسيط، إضافة إلى انخفاض قيمة انحرافها المعياري.

3-1. دراسة العلاقة بين تغيّرات مؤشّر نيكاي225 الياباني، ومؤشّر FSAS100:

يمثّل الشّكل الموالي التّغيّرات الأسبوعيّة لقيمة مؤشّر نيكاي225 الياباني، ولقيمة مؤشّر *FSAS100* خلال الفترة 2011م-2016م:



الشكل ذو الرّقم (3): التّغيّرات الأسبوعيّة لقيمتي مؤشّر نيكاي225، ومؤشّر FSAS100 الإسلاميّ، خلال الفترة 2011م-2016م.

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على بيانات مأخوذة من الموقع www.investing.com بالنسبة لمؤشّر نيكاي225، وإحصائيّات بورصة سنغافورة بالنّسبة لمؤشّر FSAS100.

يلاحظ من خلال هذا الشّكل أنّ قيم المتغيّرين تتقلّب تارة في اتّجاه واحد، وتارة أخرى في اتّجاهين متعاكسين، مما يعني أنّ العلاقة بينهما غير واضحة بدرجة كبيرة، وهو ما سنستوضحه من خلال تقدير العلاقة القياسيّة بينهما.

- **تقدير العلاقة بين مؤشّر نيكاي225 كمتغيّر مستقلّ، وقيم مؤشّر *FSAS100* كمتغيّر تابع:**

بعد دراسة الاستقراريّة لسلسلتي مؤشّر نيكاي225 ومؤشّر *FSAS100* على طول الفترة 2011م-2016م، وجدنا أنّ سلسلة المؤشّر الياباني مستقرّة بعد إجراء الفروق من الدّرجة الأولى، أما سلسلة قيم مؤشّر *FSAS100* فهي مستقرة عند المستوى. وبعد التّقدير باستعمال برنامج *eviews9* اتّضح أنّ الأنموذج أخذ فترتي إبطاء للمؤشّر الإسلاميّ، وفترة إبطاء واحدة لمؤشّر نيكاي225 أي *ARDL*(2,1)، وقد جاءت النّتائج كما هي ممثّلة في ما يأتي:

الجدول ذو الرّقم (9): نتائج تقدير أنموذج الانحدار الذّاتي لفترات الإبطاء الموزّعة (*ARDL*) للمؤشّر الإسلاميّ (*FSAS*)، مع مؤشّر نيكاي225(*DNIKKEI*)

المتغيّر التّابع	المتغيّر المستقلّ	الثّابت	معامل المتغيّر المستقلّ	معامل المتغيّر المستقلّ لفترة واحدة	معامل المتغيّر التّابع لفترة واحدة	معامل المتغيّر التّابع لفترتين	قيمة إحصائيّة F	معامل التّحديد
المؤشّر الإسلاميّ (*FSAS*)	نيكاي225 (*DNIKKEI*)	(0.0003)519.0339	(0.0000) 0.109072	(0.0568)0.037457	0.524686 (0.0000)	0.371858 (0.0000)	(0.0000) 274.4328	%81.2

المصدر: الملحق ذو الرّقم (2).

يلاحظ من خلال نتائج تقدير الأنموذج أنّ العلاقة بين المتغيّرين هي علاقة طرديّة، بحيث كلمّا تغيّرت الفروق في مؤشّر نيكاي225 بوحدة واحدة، تغيّرت قيمة مؤشّر *FSAS100* في الاتّجاه نفسه بـ: 0.109072 وحدة، إضافة إلى هذا نلاحظ أنّ المؤشّر الإسلاميّ يتأثّر طرديًّا بقيمة المؤشّر الياباني للفترة السّابقة، وبقيمه للفترتين السّابقتين. كما يتبيّن من الجدول أنّ معامل التّحديد يساوي 0.812، وهذا يعني أنّ المؤشّر الياباني يمكن من تحديد 81.2% من قيم المؤشّر الإسلاميّ، وهي درجة تحديد مرتفعة من النّاحية الإحصائيّة. كما نلاحظ أنّ جميع معلمات الأنموذج ذات معنويّة إحصائيّة عند مستوى معنويّة 5%، ماعدا معلمة المتغيّر المستقلّ للفترة السّابقة، إضافة إلى أنّ قيمة إحصائيّة (فيشر) هي أكبر من القيمة الجدوليّة، وبالتّالي يمكن التّأكّد من المعنويّة الكليّة للأنموذج.

ومن خلال تقدير أنموذج تصحيح الخطأ غير المقيّد (*unrestricted error correction model UECM*)، وجدنا أنّ معامل تصحيح الخطأ يساوي: 0.103456-، وهو ما يمكّننا من الحصول على معامل الأثر طويل الأجل للمتغيّر المستقل، وعليه فقد جاءت العلاقة الطويلة الأجل بين المؤشّر الياباني، والمؤشّر الإسلاميّ حسب الآتي:

الجدول ذو الرّقم (10): نتائج تقدير أنموذج تصحيح الخطأ غير المقيّد) للمؤشّر الإسلاميّ (*FSAS*) مع مؤشّر نيكاي225(*DNIKKEI*)

المتغيّر التّابع	المتغيّر المستقلّ	معامل تصحيح الخطأ	الثّابت	معامل المتغيّر المستقلّ
المؤشّر الإسلاميّ (*FSAS100*)	نيكاي225 (*DNIKKEI*)	(0.0003)0.103456	(0.0000)5016.930489	1.416334 (0.0017)

المصدر: الملحق ذو الرّقم (3).

ويلاحظ من خلال نتائج التّقدير أنّ معلمة الثّابت والمتغيّر المستقلّ، هما معنويّتان عند مستوى معنويّة 5%.

واستنادًا إلى اختبار الحدود باستخدام اختبار "*wald*" اعتمادًا على إحصائيّة F، فقد تبيّن لنا أنّ قيمة هذه الأخيرة هي 19.23493، وهو ما يؤكّد وجود علاقة تكامل مشترك بين المتغيّر التّابع والمستقل، عند مستوى معنويّة 1%، حسب ما هو موضح في ما يأتي:

الجدول ذو الرّقم (11): نتائج اختبار الحدود باستخدام اختبار "*wald*" للعلاقة بين المؤشّر الإسلاميّ (*FSAS*) ومؤشّر نيكاي225(*DNIKKEI*)

قيمة F	مستوى المعنويّة	قيمة الحدّ الأعلى I(1)	قيمة الحدّ الأدنى I(0)
19.23493	10%	4.78	4.04
	5%	5.73	4.94
	2.5%	6.68	5.77
	1%	7.84	6.84

المصدر: الملحق ذو الرّقم (4).

وتشير نتائج اختبارات البواقي إلى عدم وجود ارتباط تسلسلي لها، في حين لم يتحقّق تجانس التباين بينها، كما هو موضح في الجدول الموالي:

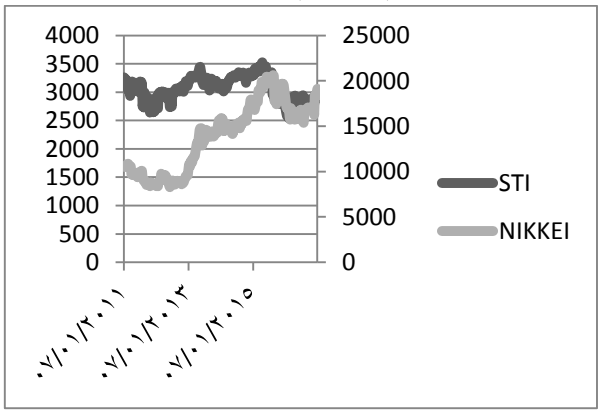
الجدول ذو الرّقم (12): نتائج اختبار البواقي للعلاقة بين المؤشّر الإسلاميّ (*FSAS*) ومؤشّر نيكاي225(*DNIKKEI*)

اختبار الارتباط التسلسلي للبواقي (*LMTest*)	اختبار تجانس تباين البواقي
إحصائيّة F: 0.596914 (0.5513)	إحصائيّة F: 2.767704 (0.0280)

المصدر: الملحق ذو الرّقم (5).

3-2. دراسة العلاقة بين تغيّرات مؤشّر نيكاي225 الياباني ومؤشّر *STI*:

يمثّل الشّكل الموالي التّغيّرات الأسبوعيّة لمؤشّرَي نيكاي225 و*STI*، خلال الفترة 2011م–2016م:



الشكل ذو الرّقم (4): التّغيّرات الأسبوعيّة لقيم مؤشّر نيكاي225 الياباني، ومؤشّر STI التّقليديّ خلال الفترة 2011م–2016م.

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على بيانات مأخوذة من الموقع www.investing.com بالنسبة لمؤشّر نيكاي225، وإحصائيّات بورصة سنغافورة بالنّسبة لمؤشّر STI.

من خلال الشكل ذي الرّقم (4)، يتّضح لنا أنّ قيم المتغيّرين تتذبذب في اتّجاهات مختلفة، ولذلك تظهر العلاقة بينهما مرّة عكسيّة، ومرّة أخرى طرديّة، وعليه يمكننا التّأكّد من الاتّجاه الصّحيح للعلاقة من خلال التّقدير القياسي.

- **تقدير العلاقة بين مؤشّر نيكاي225 كمتغيّر مستقل، وقيم مؤشّر *STI* كمتغيّر تابع:**

بعد دراسة الاستقراريّة لسلسلتي المتغيّرين على طول الفترة 2011م–2016م، وجدنا أنّ سلسلة قيم مؤشّر *STI* مستقرّة بعد إجراء الفروق الأولى. وبعد التّقدير باستعمال برنامج *eviews9* اتّضح أنّ الأنموذج أخذ ثلاث فترات إبطاء للمؤشّر التّقليديّ، وفترة إبطاء واحدة للمؤشّر الياباني *ARDL*، أي: (3,1)، وقد جاءت النّتائج كما هي ممثلة في ما يأتي:

الجدول ذو الرّقم (13): نتائج تقدير أنموذج الانحدار الذّاتي لفترات الإبطاء الموزّعة (*ARDL*) للمؤشّر التّقليديّ (*DSTI*) مع مؤشّر نيكاي225(*DNIKKEI*)

المتغيّر التّابع	المتغيّر المستقل	الثّابت	معامل المتغيّر المستقل	معامل المتغيّر المستقل لفترة واحدة	معامل المتغيّر التّابع لفترة واحدة	معامل المتغيّر التّابع لفترتين	معامل المتغيّر التّابع لثلاث فترات	قيمة إحصائيّة F	معامل التّحديد
المؤشّر الإسلاميّ (DSTI)	نيكاي225(DNIKKEI)	(0.8802) –0.73973	(0.0000) 0.057500	(0.0410) 0.022600	–0.410177 (0.0000)	–0.16587 (0.0090)	–0.15963 (0.0075)	(0.0000) 15.4623	%23.5

المصدر: الملحق ذو الرّقم (2).

يلاحظ من خلال نتائج تقدير الأنموذج أنّ العلاقة بين المتغيّرين هي علاقة طرديّة، بحيث كلمّا تغيّرت الفروق في مؤشّر نيكاي225 بوحدة واحدة، تغيّرت الفروق في قيمة مؤشّر *STI* في الاتّجاه نفسه بـ:0.057500 وحدة، إضافة إلى هذا نلاحظ أنّ المؤشّر التّقليديّ يتأثّر طرديًّا بقيمة المؤشّر الياباني للفترة السّابقة وعكسيًّا بقيمه للفترات الثّلاث السّابقة. كما يتبيّن من الجدول أنّ معامل التّحديد يساوي 0.235، وهذا يعني أنّ المؤشّر الياباني يمكن من تحديد 23.5% من قيمة المؤشّر التّقليدي، وهي درجة تحديد منخفضة من النّاحية الإحصائيّة. كما نلاحظ أنّ جميع معلمات الأنموذج ذات معنويّة إحصائيّة عند مستوى معنويّة 5%، ماعدا معلمة الثّابت، إضافة إلى أنّ قيمة إحصائيّة (فيشر) هي أكبر من القيمة الجدوليّة، وبالتّالي يمكن التّأكّد من المعنويّة الكليّة للأنموذج.

ومن خلال تقدير أنموذج تصحيح الخطأ غير المقيّد (unrestricted error correction model UECM)، وجدنا أنّ معامل تصحيح الخطأ يساوي: 1.735684–، وهو ما يمكننا من الحصول على معامل الأثر طويل الأجل للمتغيّر المستقلّ، وعليه فقد جاءت العلاقة الطّويلة الأجل بين سعر صرف المؤشّر التّقليديّ وقيمه حسب الآتي:

الجدول ذو الرّقم (14): نتائج تقدير أنموذج تصحيح الخطأ غير المقيّد للمؤشّر التّقليديّ (*DSTI*) مع مؤشّر نيكاي225(*DNIKKEI*)

المتغيّر التّابع	المتغيّر المستقل	معامل تصحيح الخطأ	الثّابت	معامل المتغيّر المستقل
المؤشّر الإسلامي (*DSTI*)	نيكاي225(*DNIKKEI*)	(0.0000) –1.735684	(0.8802)–0.426192	(0.0000) 0.046149

المصدر: الملحق ذو الرّقم (3).

ويلاحظ من خلال نتائج التّقدير أنّ معلمة الثّابت ليست معنويّة عند مستوى معنوية 5%، على عكس معلمة المتغيّر المستقل، والّتي لديها معنويّة إحصائيّة عند هذا المستوى.

واستنادًا إلى اختبار الحدود باستخدام اختبار "*wald*" واعتمادًا على إحصائيّة F، فقد تبيّن لنا أنّ قيمة هذه الأخيرة هي88.95361، وهو ما يؤكّد وجود علاقة تكامل مشترك بين المتغيّر التّابع والمستقل، عند مستوى معنويّة 1%، مثلما هو موضح في ما يأتي:

الجدول ذو الرّقم (15): نتائج اختبار الحدود باستخدام اختبار "*wald*" للعلاقة بين المؤشّر التقليديّ (*DSTI*) ومؤشّر نيكاي225(*DNIKKEI*)

قيمة F	مستوى المعنويّة	قيمة الحدّ الأعلى I(1)	قيمة الحدّ الأدنى I(0)
88.95361	10%	4.78	4.04
	5%	5.73	4.94
	2.5%	6.68	5.77
	1%	7.84	6.84

المصدر: الملحق ذو الرّقم (4).

وتشير نتائج اختبارات البواقي، إلى عدم وجود ارتباط تسلسلي لها، بالإضافة إلى تحقق تجانس التّباين بينها، كما هو موضح في الجدول الموالي:

الجدول ذو الرّقم (16): نتائج اختبار البواقي للعلاقة بين المؤشّر التّقليدي (*DSTI*) ومؤشّر نيكاي225(*DNIKKEI*)

اختبار الارتباط التّسلسليّ للبواقي (*LMTest*)	اختبار تجانس تباين البواقي
إحصائيّة F: *1.243792* *(0.2901)*	إحصائيّة F: *0.913002* (*0.4731*)

المصدر: الملحق ذو الرّقم (5).

رابعا: الخاتمة

تتميّز الاستثمارات الماليّة في البورصات بحساسيّتها الشّديدة لتقلّبات المتغيّرات الاقتصاديّة المحليّة والدّوليّة، ولذلك يحظى أداؤها باهتمام كبير من طرف صانعي القرارات الاقتصاديّة والمستثمرين، والّذين يقومون بمتابعة التّطوّرات اليوميّة للسّوق؛ من أجل إعداد الاستراتيجيّات الرابحة والتحوطيّة ضدّ تقلّباتها المستقبليّة. وعليه فإنّ البحث عن تحقيق استقرار السّوق الماليّة انطلاقًا من استقرار مردوديّة الاستثمارات على مستواها، يعدّ أحد الأهداف الرّئيسة لسياسة إدارة السّوق، حيث أكّدت الأزمة الماليّة العالميّة 2008م، مرّة أخرى على الارتباط الكبير بين أداء البورصات الكبرى، وأداء بقية بورصات العالم.

وفي هذا الإطار فقد قدّمت الاستثمارات الماليّة الإسلاميّة نفسها، كإستراتيجية جيّدة لمواجهة مخاطر انتقال عدوى أزمات الأسواق الماليّة من البورصات الكبرى إلى بقيّة بورصات العالم، وهذا من خلال ما توفّره من مزايا مهمّة، انطلاقًا من خصوصيّة الاستثمار الماليّ الحلال، تمكّنها من تحقيق استقرار أعلى في مردودها، مقارنة بالاستثمارات التّقليديّة.

1- نتائج الدّراسة:

لقد جاءت دراستنا هذه لإبراز مدى تأثّر مؤشّرات الأسهم الإسلاميّة والتّقليديّة على مستوى الأسواق الماليّة النّاشئة، بتغيّرات مؤشّر "نيكاي225" الياباني، ومن خلال الدّراسة التّطبيقيّة فقد خرجنا بعدد من النّتائج نبلورها في النّقاط التّالية:

- أثبتت دراسة تأثير مؤشّر نيكاي225 على مؤشّرَي الأسهم الإسلاميّين: *JII* و *FSAS100* في بورصتي إندونيسيا وسنغافورة على الترتيب، أنّ اتّجاه هذا التّأثير طردي، وهو ما تثبته الإشارة الموجبة لمعامل مؤشّر نيكاي225 في الأنموذجين المقدّرين.
- من خلال دراسة تأثير مؤشّر "نيكاي225على مؤشّرَي الأسهم التّقليديّين: *LQ45* و *STI* في بورصتي إندونيسيا وسنغافورة على التّرتيب، وجدنا أنّ اتّجاه هذا التّأثير هو طردي كذلك، وهو ما تثبته الإشارة الموجبة لمعامل مؤشّر نيكاي225 في الأنموذجين المقدّرين.
- من خلال معاينة قيم معامل التّحديد في النماذج المقدّرة، يلاحظ أنّ المؤشّرين الإندونيسيين سجلا قيمًا مرتفعة، ممّا يدلّ على قوّة تأثّرهما بتغيّرات قيمة مؤشّر نيكاي225، وهذا مقارنة مع المؤشّرَين السنغافوريّين اللذين سجّلا قيمًا منخفضة، خاصّة المؤشّر التّقليدي، وهو ما يشير إلى انخفاض درجة تأثّرهما بتغيّرات المؤشّر الياباني.
- أثبتت دراسة العلاقة طويلة الأجل بين تغيّرات قيم مؤشّر نيكاي225، وقيم المؤشّرات الماليّة الإسلاميّة والتّقليديّة الاندونيسيّة والسّنغافوريّة، أنّ المؤشّرين الإندونيسيين يرتبطان بعلاقة تكامل مشترك مع المؤشّر الياباني، عند مستوى معنويّة 10% فقط. في حين أنّ المؤشّرين السنغافوريين يرتبطان بعلاقة التّكامل المشترك مع المؤشّر الياباني عند مستوى معنوية 1%.

وهو ما يمكّننا من التّأكيد على أنّ المؤشّرات الماليّة السنغافوريّة هي أكثر ارتباطًا بمؤشّر نيكاي225 الياباني، مقارنة بالمؤشّرات الإندونيسيّة.

2- اختبار الفرضيّات:

انطلاقًا من هذه النّتائج الّتي تمّ التّوصّل إليها، يمكننا أن نحكم على صحّة الفروض المطروحة كما يلي:

- بالنسبة للفرض الأوّل، المتعلّق بقوّة تأثّر مؤشّرات الأسهم للبورصات النّاشئة، بتغيّرات مؤشّرات الأسهم العالميّة للبورصات المتطوّرة، فإنّه ومن خلال منطوق النتيجتين الأولى والثّانية، إضافة إلى النّتيجة الخامسة، فلا يمكننا الاستدلال على صحّته المطلقة.
- بالنسبة للفرض الثّاني المتعلّق باختلاف درجة قوّة التّأثّر بالمؤشّرات الماليّة للبورصات المتطوّرة بين المؤشّرات الماليّة الإسلاميّة والتّقليديّة، فإنّ النّتيجتين الخامسة والسّادسة تمكّنانا من الاستدلال على عدم صحّتها المطلقة.

3- التّوصيات والمقترحات:

لقد توصّلنا في هذه الدراسة إلى أنّ مؤشّرات الأسهم الإسلاميّة في البورصات النّاشئة تتأثّر بتغيّرات مؤشّرات البورصات المتطوّرة، بدرجة التّأثّر نفسها تقريبًا بالنسبة للمؤشّرات التّقليديّة، وهو ما يدلّل على قدرتها على نقل صدمات الأسواق الماليّة الكبرى في العالم، وهذا يرجع بالأساس إلى الارتباط الكبير بين الأداء العام للاقتصاديّات النّاشئة، وأداء الاقتصاديّات المتطوّرة. وفي هذا الإطار فإنّ أمثليّة المبادئ الإسلاميّة وكفاءتها، الّتي تحكم الاستثمارات الماليّة، توجب على صانعي القرارات في الأسواق الماليّة النّاشئة العمل على التّعمّق في تطبيق مبادئ الاقتصاد الإسلاميّ، على مستوى هذه الأسواق، من خلال إدراج مؤشّرات أسهم تتوافق مع مبادئ الشّريعة الإسلاميّة في المعاملات الماليّة؛ من أجل تحقيق استقرار أكبر في مردود البورصة، وقدرة أكبر على مواجهة الأزمات الماليّة العالميّة.

قائمة المراجع:

▪ المراجع باللغة العربية:

1. النّقرير الإحصائيّ لبورصة سنغافورة لشهر أكتوبر 2016.
2. **حنفي عبد الغفار**: *أساسيات الاستثمار في بورصة الأوراق المالية: أسهم- سندات- وثائق استثمار- الخيارات*. الدار الجامعية طبع- نشر- توزيع، 2001. ص78.
3. **حنفي عبد الغفار**: *بورصة الأوراق المالية: أسهم- سندات – وثائق استثمار- الخيارات* . دار الجامعة الجديدة للنشر، 2003. ص73.
4. **خضر حسان**: *تحليل الأسواق المالية*. المعهد العربي للتخطيط بالكويت: سلسلة دورية تعنى بقضايا التنمية في الأقطار العربية، العدد السابع والعشرون- مارس/ آذار 2004- السنة الثالثة. ص7.
5. **الداوي الشيخ**: *الأزمة المالية العالمية، انعكاساتها وحلولها* . مؤتمر الأزمة المالية العالمية وكيفية علاجها من منظور النظام الاقتصادي الغربي والإسلامي، جامعة الجنان، طرابلس- لبنان/ 13-14 آذار (مارس) 2009، ص 3.
6. **الربابعة أسامة علي الفقير**: *المعايير الشرعية للمؤشرات الإسلامية (دراسة وتحليل)*.موقع موسوعة الاقتصاد والتمويل الإسلامي على شبكة الانترنت، تاريخ آخر زيارة للموقع: 2016/11/07، متاح من الموقع الالكتروني: *.http://iefpedia.com/arab/wp-content/uploads/2010/12.pdf*
7. الكتاب الإحصائي لبورصة إندونيسيا لسنة 2015.

المراجع باللغة الإنجليزية:

References:

References in Arabic:

1- Statistical Report of the Singapore Stock Exchange for October 2016.

2- Hanafi Abdul Ghaffar: *Fundamentals of Investment in Stock Exchange: Shares - Bonds - Investment Documents - Options.* University House Printing - Publishing - Distribution, 2001. p. 78.

3- Hanafi Abdul Ghaffar: *Stock Exchange: Shares - Bonds - Investment Documents - Options.* New University Publishing House, 2003. p. 73.

4- Khader Hassan: *Analysis Of Financial Markets*. Arab Planning Institute in Kuwait: A Periodic Series on Development Issues in the Arab Countries, No. 27 - March 2004 - Third Year. P. 7.

5- Al-Dawi Sheikh: *The Global Financial Crisis, Its Implications And Solutions*. Conference on the Global Financial Crisis and its Treatment from the Perspective of the Western and Islamic Economic System, Al-Jinan University, Tripoli, Lebanon, 13-14 March 2009, p.

6- Al Raba'a Osama Ali al-Faqir: Shariah Standards for Islamic Indicators (Study and Analysis). The website of the Encyclopedia of Islamic Economics and Finance on the Internet, the last visit date: 07/11/2016, available from: http://iefpedia.com/arab/wp-content / uploads / 2010 / 12.pdf.

7- Statistical Book of Indonesia Stock Exchange of 2015.

References in English:

8. ***FTSE Russell:*** *FTSE SGX Asia Shariah 100 Index, Factsheet, p1.*
9. ***FTSE Russell:*** *Straits Times Index ,Ground Rules v1.9, p3.*

10. ***INDONESIA STOCK EXCHANGE:****FACT BOOK 2016 Research and Development Division, Jakarta, 2016, pp: 103-104.*
11. ***Nikkei indexes, All about Nikkei 225:****Nikkei stock average, factsheet. FS-101-E-2017, p1.*

ملحق الجداول:

الملحق ذو الرّقم (1): المواصفات الإحصائيّة لسلاسل المتغيّرات

إندونيسيا

	JII	LQ45	NIKKEI
Mean	621.2642	783.1081	13939.62
Median	625.4920	779.3130	14718.34
Maximum	755.7150	960.7810	20620.26
Minimum	470.8620	590.2360	8295.630
Std. Dev.	67.78766	90.36834	3759.000
Skewness	-0.068755	0.037657	-0.094308
Kurtosis	2.090839	1.957543	1.705065
Jarque-Bera	9.194616	11.87973	18.62270
Probability	0.010079	0.002632	0.000090
Sum	162150.0	204391.2	3638241.
Sum Sq. Dev.	1194743.	2123274.	3.67E+09
Observations	261	261	261

سنغافورة

	FSAS	STI	NIKKEI
Mean	5039.135	3110.695	8212.543
Median	5027.516	3104.421	8568.587
Maximum	5735.181	3580.827	12154.45
Minimum	4111.291	2606.170	4886.634
Std. Dev.	321.2059	217.2516	1799.630
Skewness	-0.170492	-0.088939	0.164145
Kurtosis	2.404151	2.237312	2.114468
Jarque-Bera	5.125464	6.669994	9.699854
Probability	0.077094	0.035615	0.007829
Sum	1315214.	811891.4	2143474.
Sum Sq. Dev.	26825033	12271551	8.42E+08
Observations	261	261	261

الملحق ذو الرّقم (2): تقدير أنموذج ARDL

إندونيسيا

المؤشّر الإسلامي

Dependent Variable: JII
Method: ARDL
Date: 02/19/17 Time: 22:31
Sample (adjusted): 2 261
Included observations: 260 after adjustments
Maximum dependent lags: 4 (Automatic selection)
Model selection method: Akaike info criterion (AIC)
Dynamic regressors (4 lags, automatic): DNIKKEI
Fixed regressors: C
Number of models evalulated: 20
Selected Model: ARDL(1, 0)
Note: final equation sample is larger than selection sample

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
JII(-1)	0.917166	0.023998	38.21911	0.0000
DNIKKEI	0.004056	0.002141	1.894577	0.0593
C	43.84854	12.73529	3.443075	0.0007

R-squared	0.855060	Mean dependent var	528.9191
Adjusted R-squared	0.853932	S.D. dependent var	42.01508
S.E. of regression	16.05766	Akaike info criterion	8.401721
Sum squared resid	66267.07	Schwarz criterion	8.442806
Log likelihood	-1089.224	Hannan-Quinn criter.	8.418237
F-statistic	758.0750	Durbin-Watson stat	2.166069
Prob(F-statistic)	0.000000		

المؤشّر التّقليدي

Dependent Variable: LQ45
Method: ARDL
Date: 02/19/17 Time: 22:34
Sample (adjusted): 2 261
Included observations: 260 after adjustments
Maximum dependent lags: 4 (Automatic selection)
Model selection method: Akaike info criterion (AIC)
Dynamic regressors (4 lags, automatic): DNIKKEI
Fixed regressors: C
Number of models evalulated: 20
Selected Model: ARDL(1, 0)
Note: final equation sample is larger than selection sample

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
LQ45(-1)	0.918857	0.023575	38.97543	0.0000
DNIKKEI	0.006281	0.002721	2.308509	0.0218
C	53.41596	15.56287	3.432270	0.0007

R-squared	0.859432	Mean dependent var	657.7561
Adjusted R-squared	0.858338	S.D. dependent var	54.34998
S.E. of regression	20.45624	Akaike info criterion	8.885924
Sum squared resid	107543.6	Schwarz criterion	8.927009
Log likelihood	-1152.170	Hannan-Quinn criter.	8.902441
F-statistic	785.6490	Durbin-Watson stat	2.115638
Prob(F-statistic)	0.000000		

سنغافورة

المؤشّر الإسلامي

Dependent Variable: FSAS
Method: ARDL
Date: 02/19/17 Time: 22:31
Sample (adjusted): 3 261
Included observations: 259 after adjustments
Maximum dependent lags: 4 (Automatic selection)
Model selection method: Akaike info criterion (AIC)
Dynamic regressors (4 lags, automatic): DNIKKEI
Fixed regressors: C
Number of models evalulated: 20
Selected Model: ARDL(2, 1)
Note: final equation sample is larger than selection sample

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
FSAS(-1)	0.524686	0.058141	9.024321	0.0000
FSAS(-2)	0.371858	0.056841	6.542103	0.0000
DNIKKEI	0.109072	0.018374	5.936328	0.0000
DNIKKEI(-1)	0.037457	0.019573	1.913754	0.0568
C	519.0339	141.5325	3.667242	0.0003

R-squared	0.812093	Mean dependent var	5034.507
Adjusted R-squared	0.809134	S.D. dependent var	318.0683
S.E. of regression	138.9585	Akaike info criterion	12.72534
Sum squared resid	4904602.	Schwarz criterion	12.79401
Log likelihood	-1642.932	Hannan-Quinn criter.	12.75295
F-statistic	274.4328	Durbin-Watson stat	2.031124
Prob(F-statistic)	0.000000		

المؤشّر التّقليدي

Dependent Variable: DSTI
Method: ARDL
Date: 02/19/17 Time: 22:36
Sample (adjusted): 5 261
Included observations: 257 after adjustments
Maximum dependent lags: 4 (Automatic selection)
Model selection method: Akaike info criterion (AIC)
Dynamic regressors (4 lags, automatic): DNIKKEI
Fixed regressors: C
Number of models evalulated: 20
Selected Model: ARDL(3, 1)
Note: final equation sample is larger than selection sample

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
DSTI(-1)	-0.410177	0.061966	-6.619371	0.0000
DSTI(-2)	-0.165871	0.062972	-2.634023	0.0090
DSTI(-3)	-0.159636	0.059258	-2.693915	0.0075
DNIKKEI	0.057500	0.010445	5.505228	0.0000
DNIKKEI(-1)	0.022600	0.011001	2.054438	0.0410
C	-0.739734	4.903745	-0.150851	0.8802

R-squared	0.235483	Mean dependent var	-1.055329
Adjusted R-squared	0.220253	S.D. dependent var	88.95538
S.E. of regression	78.55050	Akaike info criterion	11.58843
Sum squared resid	1548715.	Schwarz criterion	11.67129
Log likelihood	-1483.113	Hannan-Quinn criter.	11.62175
F-statistic	15.46236	Durbin-Watson stat	1.943370
Prob(F-statistic)	0.000000		

الملحق ذو الرّقم (3): تقدير العلاقة في الأجل الطويل

إندونيسيا

المؤشّر الإسلامي

ARDL Cointegrating And Long Run Form
Dependent Variable: JII
Selected Model: ARDL(1, 0)
Date: 02/19/17 Time: 22:31
Sample: 1 261
Included observations: 260

Cointegrating Form

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(DNIKKEI)	0.004056	0.002141	1.894577	0.0593
CointEq(-1)	-0.082834	0.023998	-3.451786	0.0007

Cointeq = JII - (0.0490*DNIKKEI + 529.3514)

Long Run Coefficients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DNIKKEI	0.048971	0.027647	1.771328	0.0777
C	529.351435	12.025646	44.018546	0.0000

المؤشّر التّقليدي

ARDL Cointegrating And Long Run Form
Dependent Variable: LQ45
Selected Model: ARDL(1, 0)
Date: 02/19/17 Time: 22:35
Sample: 1 261
Included observations: 260

Cointegrating Form

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(DNIKKEI)	0.006281	0.002721	2.308509	0.0218
CointEq(-1)	-0.081143	0.023575	-3.441889	0.0007

Cointeq = LQ45 - (0.0774*DNIKKEI + 658.2903)

Long Run Coefficients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DNIKKEI	0.077404	0.037972	2.038422	0.0425
C	658.290265	15.638977	42.092924	0.0000

سنغافورة

المؤشّر الإسلامي

ARDL Cointegrating And Long Run Form
Dependent Variable: FSAS
Selected Model: ARDL(2, 1)
Date: 02/19/17 Time: 22:32
Sample: 1 261
Included observations: 259

Cointegrating Form

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(FSAS(-1))	-0.371858	0.056841	-6.542103	0.0000
D(DNIKKEI)	0.109072	0.018374	5.936328	0.0000
CointEq(-1)	-0.103456	0.028032	-3.690682	0.0003

Cointeq = FSAS - (1.4163*DNIKKEI + 5016.9305)

Long Run Coefficients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DNIKKEI	1.416334	0.445605	3.178451	0.0017
C	5016.930489	83.745637	59.906769	0.0000

المؤشّر التّقليدي

ARDL Cointegrating And Long Run Form
Dependent Variable: DSTI
Selected Model: ARDL(3, 1)
Date: 02/19/17 Time: 22:37
Sample: 1 261
Included observations: 257

Cointegrating Form

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(DSTI(-1))	0.325507	0.100644	3.234238	0.0014
D(DSTI(-2))	0.159636	0.059258	2.693915	0.0075
D(DNIKKEI)	0.057500	0.010445	5.505228	0.0000
CointEq(-1)	-1.735684	0.132267	-13.122582	0.0000

Cointeq = DSTI - (0.0461*DNIKKEI -0.4262)

Long Run Coefficients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DNIKKEI	0.046149	0.008911	5.178644	0.0000
C	-0.426192	2.824985	-0.150865	0.8802

الملحق ذو الرّقم (4): اختبار الحدود

إندونيسيا

المؤشّر الإسلامي

ARDL Bounds Test
Date: 02/19/17 Time: 22:32
Sample: 2 261
Included observations: 259
Null Hypothesis: No long-run relationships exist

Test Statistic	Value	k
F-statistic	5.250119	1

Critical Value Bounds

Significance	I0 Bound	I1 Bound
10%	4.04	4.78
5%	4.94	5.73
2.5%	5.77	6.68
1%	6.84	7.84

Test Equation:
Dependent Variable: D(JII)
Method: Least Squares
Date: 02/19/17 Time: 22:32
Sample (adjusted): 3 261
Included observations: 259 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	41.74161	12.91975	3.230837	0.0014
DNIKKEI(-1)	0.001062	0.002181	0.486959	0.6267
JII(-1)	-0.078832	0.024339	-3.238896	0.0014

R-squared	0.039400	Mean dependent var	0.025768
Adjusted R-squared	0.031896	S.D. dependent var	16.44540
S.E. of regression	16.18100	Akaike info criterion	8.417068
Sum squared resid	67027.16	Schwarz criterion	8.458267
Log likelihood	-1087.010	Hannan-Quinn criter.	8.433633
F-statistic	5.250119	Durbin-Watson stat	2.164073
Prob(F-statistic)	0.005827		

المؤشّر التّقليدي

سنغافورة

المؤشّر الإسلامي

ARDL Bounds Test
Date: 02/19/17 Time: 22:32
Sample: 3 261
Included observations: 259
Null Hypothesis: No long-run relationships exist

Test Statistic	Value	k
F-statistic	19.23493	1

Critical Value Bounds

Significance	I0 Bound	I1 Bound
10%	4.04	4.78
5%	4.94	5.73
2.5%	5.77	6.68
1%	6.84	7.84

Test Equation:
Dependent Variable: D(FSAS)
Method: Least Squares
Date: 02/19/17 Time: 22:32
Sample: 3 261
Included observations: 259

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(FSAS(-1))	-0.371858	0.056841	-6.542103	0.0000
D(DNIKKEI)	0.109072	0.018374	5.936328	0.0000
C	519.0339	141.5325	3.667242	0.0003
DNIKKEI(-1)	0.146529	0.027560	5.316796	0.0000
FSAS(-1)	-0.103456	0.028032	-3.690682	0.0003

R-squared	0.292133	Mean dependent var	-2.813786
Adjusted R-squared	0.280985	S.D. dependent var	163.8763
S.E. of regression	138.9585	Akaike info criterion	12.72534
Sum squared resid	4904602.	Schwarz criterion	12.79401
Log likelihood	-1642.932	Hannan-Quinn criter.	12.75295
F-statistic	26.20611	Durbin-Watson stat	2.031124
Prob(F-statistic)	0.000000		

المؤشّر التّقليدي

إندونيسيا

المؤشّر الإسلامي

ARDL Bounds Test
Date: 02/19/17 Time: 22:35
Sample: 2 261
Included observations: 259
Null Hypothesis: No long-run relationships exist

Test Statistic	Value	k
F-statistic	5.075028	1

Critical Value Bounds

Significance	I0 Bound	I1 Bound
10%	4.04	4.78
5%	4.94	5.73
2.5%	5.77	6.68
1%	6.84	7.84

Test Equation:
Dependent Variable: D(LQ45)
Method: Least Squares
Date: 02/19/17 Time: 22:35
Sample (adjusted): 3 261
Included observations: 259 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	50.31762	15.85186	3.174241	0.0017
DNIKKEI(-1)	0.001165	0.002783	0.418646	0.6758
LQ45(-1)	-0.076420	0.024007	-3.183182	0.0016

R-squared	0.038137	Mean dependent var	0.029329
Adjusted R-squared	0.030622	S.D. dependent var	21.00147
S.E. of regression	20.67742	Akaike info criterion	8.907477
Sum squared resid	109454.2	Schwarz criterion	8.948676
Log likelihood	-1150.518	Hannan-Quinn criter.	8.924041
F-statistic	5.075028	Durbin-Watson stat	2.119645
Prob(F-statistic)	0.006895		

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.069235	Prob. F(2,255)	0.3448
Obs*R-squared	2.162267	Prob. Chi-Square(2)	0.3392

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: ARDL
Date: 02/19/17 Time: 22:32
Sample: 2 261
Included observations: 260
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
JII(-1)	0.015936	0.027949	0.570171	0.5691
DNIKKEI	-0.000122	0.002145	-0.056660	0.9549
C	-8.430282	14.81746	-0.568943	0.5699
RESID(-1)	-0.100537	0.069392	-1.448835	0.1486
RESID(-2)	-0.009615	0.067964	-0.141469	0.8876

R-squared	0.008316	Mean dependent var	1.59E-14
Adjusted R-squared	-0.007239	S.D. dependent var	15.99554
S.E. of regression	16.05334	Akaike info criterion	8.408754
Sum squared resid	65715.97	Schwarz criterion	8.477229
Log likelihood	-1088.138	Hannan-Quinn criter.	8.436282
F-statistic	0.534617	Durbin-Watson stat	1.999300
Prob(F-statistic)	0.710416		

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	3.146157	Prob. F(2,257)	0.0447
Obs*R-squared	6.213632	Prob. Chi-Square(2)	0.0447
Scaled explained SS	9.057098	Prob. Chi-Square(2)	0.0108

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 02/19/17 Time: 22:33
Sample: 2 261
Included observations: 260

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1103.130	346.9727	3.179300	0.0017
JII(-1)	-1.602690	0.653813	-2.451295	0.0149
DNIKKEI	0.051223	0.058335	0.878084	0.3807

R-squared	0.023899	Mean dependent var	254.8734
Adjusted R-squared	0.016302	S.D. dependent var	441.1012
S.E. of regression	437.4909	Akaike info criterion	15.01146
Sum squared resid	49189352	Schwarz criterion	15.05254
Log likelihood	-1948.490	Hannan-Quinn criter.	15.02798
F-statistic	3.146157	Durbin-Watson stat	1.682774
Prob(F-statistic)	0.044679		

المؤشّر التّقليدي

الملحق ذو الرّقم (5): اختبار البواقي

سنغافورة

المؤشّر الإسلامي

ARDL Bounds Test
Date: 02/19/17 Time: 22:38
Sample: 5 261
Included observations: 257
Null Hypothesis: No long-run relationships exist

Test Statistic	Value	k
F-statistic	88.95361	1

Critical Value Bounds

Significance	I0 Bound	I1 Bound
10%	4.04	4.78
5%	4.94	5.73
2.5%	5.77	6.68
1%	6.84	7.84

Test Equation:
Dependent Variable: D(DSTI)
Method: Least Squares
Date: 02/19/17 Time: 22:38
Sample: 5 261
Included observations: 257

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(DSTI(-1))	0.325507	0.100644	3.234238	0.0014
D(DSTI(-2))	0.159636	0.059258	2.693915	0.0075
D(DNIKKEI)	0.057500	0.010445	5.505228	0.0000
C	-0.739734	4.903745	-0.150851	0.8802
DNIKKEI(-1)	0.080100	0.015578	5.141758	0.0000
DSTI(-1)	-1.735684	0.132267	-13.12258	0.0000

R-squared	0.714471	Mean dependent var	-0.325681
Adjusted R-squared	0.708783	S.D. dependent var	145.5596
S.E. of regression	78.55050	Akaike info criterion	11.58843
Sum squared resid	1548715.	Schwarz criterion	11.67129
Log likelihood	-1483.113	Hannan-Quinn criter.	11.62175
F-statistic	125.6142	Durbin-Watson stat	1.943370
Prob(F-statistic)	0.000000		

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.596914	Prob. F(2,252)	0.5513
Obs*R-squared	1.221205	Prob. Chi-Square(2)	0.5430

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: ARDL
Date: 02/19/17 Time: 22:33
Sample: 3 261
Included observations: 259
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
FSAS(-1)	-0.118116	0.358271	-0.329684	0.7419
FSAS(-2)	0.123326	0.337168	0.365771	0.7148
DNIKKEI	0.002284	0.018550	0.123136	0.9021
DNIKKEI(-1)	0.014682	0.045191	0.324885	0.7455
C	-26.30189	187.5785	-0.140218	0.8886
RESID(-1)	0.095797	0.361203	0.265216	0.7911
RESID(-2)	-0.118863	0.164217	-0.723812	0.4699

R-squared	0.004715	Mean dependent var	-1.96E-12
Adjusted R-squared	-0.018982	S.D. dependent var	137.8771
S.E. of regression	139.1795	Akaike info criterion	12.73606
Sum squared resid	4881477.	Schwarz criterion	12.83219
Log likelihood	-1642.320	Hannan-Quinn criter.	12.77471
F-statistic	0.198971	Durbin-Watson stat	1.985760
Prob(F-statistic)	0.976863		

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	2.767704	Prob. F(4,254)	0.0280
Obs*R-squared	10.81726	Prob. Chi-Square(4)	0.0287
Scaled explained SS	17.59238	Prob. Chi-Square(4)	0.0015

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 02/19/17 Time: 22:33
Sample: 3 261
Included observations: 259

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	98493.28	35061.35	2.809169	0.0054
FSAS(-1)	-16.71652	14.40315	-1.160615	0.2469
FSAS(-2)	0.891214	14.08095	0.063292	0.9496
DNIKKEI	-5.588692	4.551621	-1.227847	0.2206
DNIKKEI(-1)	-7.361818	4.848679	-1.518314	0.1302

R-squared	0.041765	Mean dependent var	18936.69
Adjusted R-squared	0.026675	S.D. dependent var	34892.22
S.E. of regression	34423.70	Akaike info criterion	23.74999
Sum squared resid	3.01E+11	Schwarz criterion	23.81866
Log likelihood	-3070.624	Hannan-Quinn criter.	23.77760
F-statistic	2.767704	Durbin-Watson stat	1.740460
Prob(F-statistic)	0.027961		

المؤشّر التّقليدي

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	1.243792	Prob. F(2,249)	0.2901
Obs*R-squared	2.542110	Prob. Chi-Square(2)	0.2805

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: ARDL
Date: 02/19/17 Time: 22:38
Sample: 5 261
Included observations: 257
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DSTI(-1)	-0.391979	0.407592	-0.961694	0.3371
DSTI(-2)	-0.194957	0.158923	-1.226741	0.2211
DSTI(-3)	-0.056843	0.076690	-0.741199	0.4593
DNIKKEI	-0.000124	0.010509	-0.011801	0.9906
DNIKKEI(-1)	0.021087	0.024983	0.844063	0.3994
C	-0.350857	4.904985	-0.071531	0.9430
RESID(-1)	0.410148	0.415144	0.987965	0.3241
RESID(-2)	0.062798	0.226749	0.276949	0.7820

R-squared	0.009891	Mean dependent var	9.95E-16
Adjusted R-squared	-0.017943	S.D. dependent var	77.77962
S.E. of regression	78.47432	Akaike info criterion	11.59405
Sum squared resid	1533396.	Schwarz criterion	11.70453
Log likelihood	-1481.836	Hannan-Quinn criter.	11.63848
F-statistic	0.355369	Durbin-Watson stat	1.985702
Prob(F-statistic)	0.927097		

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey			
F-statistic	0.913002	Prob. F(5,251)	0.4731
Obs*R-squared	4.590644	Prob. Chi-Square(5)	0.4678
Scaled explained SS	12.49813	Prob. Chi-Square(5)	0.0286

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 02/19/17 Time: 22:38
Sample: 5 261
Included observations: 257

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	5974.565	901.3498	6.628464	0.0000
DSTI(-1)	-7.637927	11.38991	-0.670587	0.5031
DSTI(-2)	-10.21639	11.57487	-0.882635	0.3783
DSTI(-3)	-20.17874	10.89211	-1.852602	0.0651
DNIKKEI	-1.242221	1.919798	-0.647058	0.5182
DNIKKEI(-1)	-0.391296	2.022039	-0.193516	0.8467

R-squared	0.017862	Mean dependent var	6026.130
Adjusted R-squared	-0.001702	S.D. dependent var	14425.97
S.E. of regression	14438.25	Akaike info criterion	22.01622
Sum squared resid	5.23E+10	Schwarz criterion	22.09908
Log likelihood	-2823.084	Hannan-Quinn criter.	22.04954
F-statistic	0.913002	Durbin-Watson stat	1.864423
Prob(F-statistic)	0.473098		

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	0.652799	Prob. F(2,255)	0.5215
Obs*R-squared	1.324416	Prob. Chi-Square(2)	0.5157

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: ARDL
Date: 02/19/17 Time: 22:36
Sample: 2 261
Included observations: 260
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LQ45(-1)	0.004641	0.027344	0.169706	0.8654
DNIKKEI	-0.000203	0.002733	-0.074109	0.9410
C	-3.057493	18.03304	-0.169549	0.8655
RESID(-1)	-0.061481	0.068859	-0.892844	0.3728
RESID(-2)	0.035034	0.067714	0.517390	0.6053

R-squared	0.005094	Mean dependent var	2.59E-13
Adjusted R-squared	-0.010512	S.D. dependent var	20.37710
S.E. of regression	20.48393	Akaike info criterion	8.896202
Sum squared resid	106995.8	Schwarz criterion	8.964677
Log likelihood	-1151.506	Hannan-Quinn criter.	8.923730
F-statistic	0.326399	Durbin-Watson stat	1.990737
Prob(F-statistic)	0.860125		

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey			
F-statistic	3.714153	Prob. F(2,257)	0.0257
Obs*R-squared	7.303907	Prob. Chi-Square(2)	0.0259
Scaled explained SS	10.98244	Prob. Chi-Square(2)	0.0041

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 02/19/17 Time: 22:37
Sample: 2 261
Included observations: 260

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1889.963	547.4380	3.452378	0.0006
LQ45(-1)	-2.243368	0.829282	-2.705195	0.0073
DNIKKEI	0.063816	0.095704	0.666805	0.5055

R-squared	0.028092	Mean dependent var	413.6294
Adjusted R-squared	0.020528	S.D. dependent var	727.0684
S.E. of regression	719.5669	Akaike info criterion	16.00665
Sum squared resid	1.33E+08	Schwarz criterion	16.04773
Log likelihood	-2077.864	Hannan-Quinn criter.	16.02316
F-statistic	3.714153	Durbin-Watson stat	1.825063
Prob(F-statistic)	0.025694		

المصدر: من إعداد الباحث اعتمادًا على مخرجات برنامج *eviews9*.