

دراسة مقارنة لتأثير تغيرات سعر الصرف على المؤشرات المالية الإسلامية والتقليدية على مستوى الأسواق المالية الناشئة

يعقوبي محمد *

تاريخ الارسال: 2017-10-07 / تاريخ القبول: 2018/06/04

ملخص: تهدف الدراسة إلى إبراز العلاقة بين سعر الصرف كمتغير مستقل وقيم المؤشرات المالية الإسلامية والمؤشرات المالية التقليدية كمتغيرات تابعة. وقد قمنا بتقدير العلاقة القياسية بين المتغيرين بالتطبيق على بورصتين ناشئتين هما: بورصة اندونيسيا وبورصة سنغافورة خلال الفترة 2011-2016 بتغيرات أسبوعية في كليهما، وقد توصلنا في الأخير إلى المؤشرات المالية الإسلامية هي أكثر مقاومة لتغيرات أسعار الصرف من المؤشرات المالية التقليدية.

الكلمات المفتاحية: المؤشرات المالية الإسلامية، المؤشرات المالية التقليدية، سعر الصرف، البورصات الناشئة.

Summary: this study aims to show the relationship between the exchange rate as an independent variable and values of Islamic and traditional financial indices as dependent variables. We estimated the empirical relationship between the two variables among two emerging stock exchanges, which are: the Indonesian stock exchange and the Singaporean stock exchange, and we found that the Islamic indices are more resilient to changes in exchange rates than traditional indices.

Keywords: Islamic financial indices, traditional financial indices, exchange rate, emerging markets.

Résumé: cette étude vise à montrer la relation entre le taux de change comme une variable indépendante et les valeurs des indices financiers islamiques et traditionnels comme des variables. Nous avons estimés la relation empirique entre les deux variables au niveau des deux bourses émergentes, à savoir: la bourse de l'Indonésie et la bourse de Singapour, et nous avons trouvé que les indices islamiques sont plus résistants aux changements des taux de change par rapport aux indices traditionnels.

Mots clés: les indices financiers islamiques, les indices financiers traditionnels, le taux de change, les bourses émergentes.

* – أستاذ محاضر قسم "ب" بكلية العلوم الاقتصادية والتجارية وعلوم التسيير، جامعة البليدة 2، علي لونيبي،

أولاً: مقدمة

لقد تبوأَت الأسواق المالية مكانة هامة في الاقتصاد، وأصبحت تلعب دوراً فاعلاً فيه يساعد على توفير التمويل لقطاعاته وتسهيل تداول الكتلة النقدية وأدوات الدين والملكية بين المتعاملين الاقتصاديين. ونتيجة لأن أساس ومحرك وموجه التعامل في الأسواق هو المعلومة وطبيعتها ووزنها وكيفية تلقيها وتحليلها، فقد أصبح المتعاملون في الأسواق المالية في مختلف مناطق العالم يتخوفون من أية تغيرات تطرأ على العناصر التي لها علاقة بالتعامل في الأسواق المالية المحلية والأجنبية، ومن هذه العناصر سعر صرف العملة التي تحملها الأدوات المالية المستثمر فيها، وعلى رأسها أسهم الشركات المدرجة في السوق المالية. فتغير سعر صرف عملة ما يؤثر مباشرة بالارتفاع أو الانخفاض على قيمة هذه الأدوات المالية بالنسبة لمثيلاتها أو بدائلها في الأسواق المالية الأجنبية، وهذا ما يؤدي إلى تغير هيكل طلبها أو عرضها وهو ما يجبر بالضرورة إلى تغير سعرها المحلي.

وتوفر المؤشرات المالية الإسلامية المدرجة في البورصات الفرصة للمستثمرين المهتمين بالأدوات المالية الإسلامية من أجل تحقيق أرباح بعيداً عن الشبهات الاستثمارية التي تحتوي عليها المؤشرات المالية التقليدية، إلا أن مثلها مثل هذه الأخيرة يمكن أن تتأثر بما يطرأ من تغيرات على أسعار العملات في أسواق الصرف.

1- إشكالية الدراسة: سنحاول من خلال هذه الورقة دراسة مدى تأثير كل من المؤشرات المالية الإسلامية والتقليدية على مستوى الأسواق المالية الناشئة بتغيرات أسعار الصرف، ولذلك فقد جاءت صياغة إشكالية هذه الدراسة كما يلي:

إلى أي مدى تؤثر تغيرات سعر الصرف على المؤشرات المالية الإسلامية والتقليدية المدرجة على مستوى البورصات الناشئة؟

2- فرضيات الدراسة: ننطلق في هذه الدراسة من فرضيتين أساسيتين، بحيث سنقوم باختبار صحتهما من عدمها بناءً على النتائج المتوصل إليها، وقد جاءت صياغتهما كما يلي:

■ لا تختلف قوة واتجاه تأثير تغيرات سعر الصرف على المؤشرات المالية الإسلامية عن قوة واتجاه تأثيره على المؤشرات المالية التقليدية؛

■ ترتبط كل من المؤشرات المالية الإسلامية والمؤشرات المالية التقليدية بأسعار الصرف بعلاقة تكامل مشترك في الأجل الطويل عند مستويات معنوية مرتفعة.

3- منهج الدراسة: ومن أجل الوصول إلى إجابة على الإشكالية المطروحة والتمكن من اختبار صحة الفرضيات الموضوعة من عدمها، فسوف نقوم بدراسة العلاقة بين سعر صرف العملة كمتغير مستقل ومؤشرات الأسواق المالية الإسلامية والتقليدية كمتغيرات تابعة بمشاهدات أسبوعية خلال الفترة 2011-2016 في كل من اندونيسيا وسنغافورة، وهذا عن طريق تقدير العلاقة التوازنية في المدى الطويل بالاعتماد على نموذج الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة (ARDL *auto-regressive distributed lag model*).

ثانيا: الإطار النظري للدراسة

1. آلية انتقال آثار تغيرات أسعار صرف العملات إلى الأسواق المالية

ترتبط قيمة الأوراق المالية بالعرض والطلب عليها من طرف المتعاملين في الأسواق المالية، حيث يؤدي تغير العرض والطلب على الأوراق المالية إلى تقلب قيمتها الجارية بفعل عدد كبير جدا من العوامل ومن أهمها: أسعار صرف العملات، معدلات التضخم، أسعار الفائدة وغيرها¹. ويختلف تأثير تغيرات أسعار الصرف على الأسواق المالية على حسب اختلاف طبيعة العملات ومكانتها في سلة المدفوعات الدولية، وكذلك طبيعة الأسواق المالية وكفاءتها، غير أن قناة انتقال هذا التأثير هي نفسها بالنسبة لمعظم الأسواق. ويمكن النظر إلى آلية انتقال هذا التأثير من خلال الشركات والمؤسسات أو من خلال المستثمرين الأجبيين.

1-1. من خلال الشركات والمؤسسات: تتأثر مختلف الشركات بالتغيرات التي تطرأ على

سعر صرف العملة المحلية أو العملات الأجنبية إيجابا أو سلبا. فبالنسبة لشركة مصدرة، فإن انخفاض قيمة العملة المحلية مقابل العملة الأجنبية سوف يرفع من عوائدها بسبب ارتفاع متحصلاتها بالعملة الأجنبية عند تحويلها للعملة المحلية بمعدل مرتفع، وهذا ما يشجع المستثمرين على شراء أسهم الشركة أو على الأقل الاحتفاظ بما يملكونه منها.² وبالتالي تصبح العلاقة

عكسية بين المتغيرين، حيث أن انخفاض قيمة العملة المحلية يؤدي إلى تحسن قيمة الورقة المالية. ولكن إذا كانت الشركة تستورد المواد الأولية من نفس الدولة الأجنبية أو الدول الأجنبية الأخرى، وارتفعت قيمة العملة الأجنبية، فإن الربح المسجل من خلال المبيعات يمكن أن يلغى بالاستيراد. وعليه يجب معرفة الوضعية الصافية للعملة بالنسبة للشركة لتوضيح الأثر الحقيقي عليها إثر تغير سعر الصرف. وبالتالي فمن الصعب التأكد من أن ارتفاع أي عملة أجنبية أو أخرى سيكون له أثر إيجابي على جميع الشركات، حيث يرتبط هذا بالموقع الجغرافي للشركاء (الزبائن والموردين).³

وقد أدى تدهور أسعار البترول وبشكل خاص خلال منتصف الثمانينيات إلى زيادة أرباح الشركات الصناعية الغربية ومن ثم ارتفاع عوائد أسهمها وبالتالي أسعار هذه الأسهم في الأسواق.⁴ وبالمثل، فقد عرفت معظم مؤشرات الأسواق المالية لدول جنوب أوروبا (مثل إيطاليا، إسبانيا، البرتغال) تحسنا واضحا في منتصف التسعينات بسبب مشروع إنشاء الأورو الذي يلغي التغيرات الكبيرة في أسعار الصرف التي تعرفها أغلب هذه الدول.⁵

1-2. من خلال المستثمر الأجنبي: على عكس المستثمرين المحليين، فإن المستثمرين الأجبيين يكونون أكثر عرضة لمخاطر تقلبات العملة المحلية، وقد يؤثر التغير في العملة المحلية بالإيجاب أو بالسلب على المستثمرين الأجبيين. وتكون العلاقة التي تعطي عائد المستثمر الأجنبي (بالعملة الأجنبية) كما يلي:⁶

$$1 + R_G = (1 + R_X)(1 + R_T) \dots (1)$$

أو:

$$R_G \approx R_X + R_T \dots (2)$$

حيث: R_G : عائد السهم بالعملة الأجنبية.

R_T : عائد السهم بالعملة المحلية.

R_X : عائد سعر الصرف بالتسمية الغير مباشرة $(R_X = \frac{S_{t+1} - S_t}{S_t})$ ، الذي يمثل التغير

في العملة المحلية مقابل العملة الأجنبية.

S_t : عدد الوحدات من العملة الأجنبية مقابل العملة المحلية في الزمن t.

وعلى أساس التسمية الغير مباشرة، فإن المعدل $R_X = \frac{S_{t+1} - S_t}{S_t}$ يعطي العائد بالعملة المحلية، فإذا ارتفعت قيمتها يصبح R_X موجب، وإذا انخفضت قيمتها يصبح R_X سالب. وبالنسبة للمستثمرين الذين استثمروا، فإن انخفاض العملة المحلية بالنسبة للعملة الأجنبية (R_X سالب)، يؤدي إلى تحمل المستثمر الأجنبي خسارة في عائد السهم بالعملة الأجنبية. ونتيجة لتخوف المستثمرين الأجبيين من استمرار انخفاض قيمة العملة المحلية، فإنهم يتوجهون إلى أسواق مالية أخرى لاستثمار أموالهم، وبالتالي يزيد العرض من الأسهم في السوق المحلية وهذا ما يؤدي إلى انخفاض قيمة السهم. وعليه فإنه من وجهة النظر هذه، نجد أن العلاقة بين تغير سعر صرف العملة المحلية والقيمة السوقية للأوراق المالية هي علاقة موجبة (في نفس الاتجاه). أما المستثمرين الذين لم يستثمروا أموالهم بعد، فإن انخفاض قيمة العملة قبل توظيف أموالهم يمكن أن يمثل إمكانية جديدة للاستثمار في السوق المالية. فالمستثمرون الأجبيون يتوقعون أن قيمة العملة سوف ترتفع في المستقبل، وبالتالي يتوجهون للاستثمار في الأسهم المصدرة في هذه السوق وترتفع العوائد بالتبعية. ومن وجهة النظر هذه، نجد أن العلاقة بين قيمة العملة والقيمة السوقية للورقة المالية تصبح سالبة (عكسية).

2. التأصيل العلمي للعلاقة بين سعر الصرف وأسعار الأوراق المالية

دُرست العلاقة بين عوائد الأسهم وأسعار العملات من طرف العديد من الاقتصاديين، وقد كانت بعض هذه الدراسات نظرية والبعض الآخر تطبيقية. ومن بين الدراسات النظرية نجد دراسة "سلونيك 1974 SLONIK"، "سيركو 1980 SERCU"، "ألدرد 1980 ALDER" و"دوماس 1983 DUMAS"، حيث بين هؤلاء الاقتصاديون أن خطر العملة يمثل عاملا مهما في تفسير عوائد الأسهم، وبعبارة أخرى، فإن التغيرات على مستوى سوق الصرف سوف تؤثر على مداخيل المؤسسات. وبالإضافة إلى الدراسات النظرية، فقد كانت هناك العديد من الدراسات التطبيقية لإثبات العلاقة بين تغيرات سعر الصرف وتغيرات أسعار الأسهم، مثل دراسة "دوماس وسلونيك 1975"، "ودوسانتوس وجيرارد DE SENTIS and GERARD" 1998، الذين بينوا أن خطر العملة يمثل متغيرا مفسرا للتغيرات في عوائد الأسهم. كذلك فقد

أكدت الأعمال التي قام بها "شابيرو 1975 SHAPIRO"، "لوفي 1994 LEVI"، "مارستون 1998 MARSTON" وآخرون، أن أسعار الصرف تؤثر على تنافسية الشركات وعلى أسعار أسهمها.⁷

وهناك اتجاهين نظريين لتفسير العلاقة بين أسعار الأوراق المالية وأسعار الصرف: الاتجاه الأول هو على المستوى الجزئي (الاتجاه التقليدي) والذي يتجلى من خلال تأثير تغيرات سعر الصرف على قيم الشركات المحلية والمتعددة الجنسيات، والاتجاه الثاني هو على المستوى الكلي (اتجاه المحفظة) والذي يمكن قراءته من خلال تأثير تغيرات سعر الصرف على أسعار المنتجات المحلية، وهو ما يؤثر على قيم الشركات في البورصة.⁸

ثالثا: الإطار التطبيقي للدراسة

نحاول من خلال هذا المحور معرفة التأثير الذي يتركه تغير سعر الصرف على المؤشرات المالية الإسلامية من جهة والتقليدية من جهة أخرى في دولتين من أكبر الدول الإسلامية من حيث التطور الاقتصادي هما اندونيسيا وسنغافورة. ونستخدم في هذه الدراسة نموذج الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة (ARDL) من أجل تقدير العلاقة التوازنية في المدى الطويل بين سعر الصرف كمتغير مستقل ومؤشرين ماليين أحدهما إسلامي والآخر تقليدي كمتغيرين تابعين على مستوى كل بورصة (المواصفات الإحصائية لسلاسل المتغيرات مبينة في الملحق رقم (1)).

1. تأثير تغير سعر الصرف على المؤشرات المالية الإسلامية والتقليدية في اندونيسيا

تعتبر بورصة اندونيسيا من أكبر البورصات الناشئة في العالم، وقد بدأت نشاطها سنة 1977، ومنذ بداية تسعينيات القرن الماضي كان نمو السوق محسوسا من جميع النواحي كعدد الشركات المسجلة، وقيمة رأس مال السوق، وحجم التعامل، وعدد شركات الأوراق المالية. وقد قدرت رسملة السوق بنهاية الربع الرابع لسنة 2015 بـ: 4872.7 تريليون روبية، وبمعدل تداول يومي قيمته 5.76 تريليون روبية، وبلغ معدل عدد الأوراق المتداولة بها يوميا: 5.93 مليار ورقة.⁹ وقد اخترنا لهذه الدراسة المؤشرين الآتيين:¹⁰

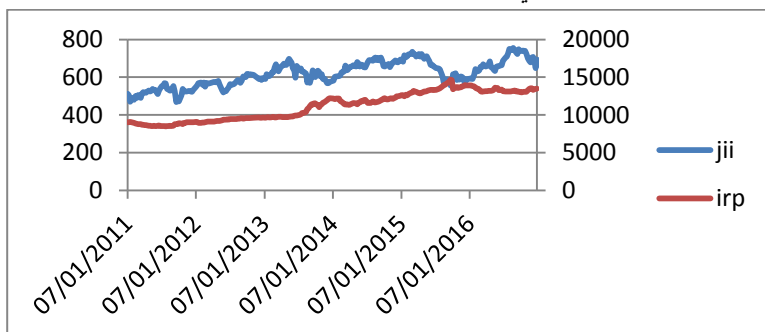
المؤشر الإسلامي: مؤشر جاكارتا الإسلامي (JII) (Jakarta Islamic Index): تم تأسيسه بتاريخ 3 جويلية 2000، من أجل مساعدة وتسهيل تعامل الشركات بما يتوافق مع قانون الشريعة الإسلامي. وهو لا يتضمن أوراق الشركات التي ترتبط أنشطتها بالمقامرة، المضاربة والتمويل البنكي التقليدي، بالإضافة إلى الشركات التي تنتج أو توزع المأكولات، مشروبات أو مواد ضارة والتي لا تتوافق مع القيم الإسلامية، وتضمن المؤشر إلى غاية 1 ديسمبر 2013 ثلاثون (30) شركة متاجرة.

المؤشر التقليدي: مؤشر LQ45: هو مؤشر سوقي للأسهم مدرج ببورصة اندونيسيا يضم 45 شركة والتي يجب أن تتوفر فيها بعض الشروط مثل دخولها ضمن أكبر 60 شركة من حيث الرملة وقيم التداول خلال الإثنا عشر (12) شهر الماضية. وقد تضمن هذا المؤشر خلال الفترة فيفري- جوان 2013 خمس وأربعون (45) شركة عاملة في الفلاحة، الصناعات القاعدية والكيميائية، السلع الغذائية، القطاع المالي، ... الخ.

1-1. دراسة العلاقة بين تغيرات سعر صرف الروبية الاندونيسية ومؤشر JII :

يمثل الشكل الموالي التغيرات الأسبوعية لسعر صرف الروبية الاندونيسية بالنسبة للدولار الأمريكي ولقيمة مؤشر JII خلال الفترة 2011-2016:

الشكل رقم (1): التغيرات الأسبوعية لسعر صرف الروبية الاندونيسية مقابل الدولار الأمريكي وقيمة مؤشر JII الإسلامي خلال الفترة 2011-2016:



المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على قاعدة بيانات صندوق النقد الدولي بالنسبة لسعر الصرف والإحصائيات الأسبوعية لبورصة اندونيسيا بالنسبة لمؤشر JII.

يلاحظ من خلال هذا الشكل أن قيم الروبية الاندونيسية ومؤشر *JII* تتحرك في اتجاهين متماثلين تقريبا على طول فترة الدراسة، إلا أن الملاحظ أن سعر الروبية أكثر استقرارا من قيم المؤشر الإسلامي.

■ تقدير العلاقة بين سعر صرف الروبية الاندونيسية (*IRP*) مقابل الدولار الأمريكي كمتغير مستقل وقيم مؤشر *JII* كمتغير تابع:

بعد دراسة الاستقرارية لسلسلتي سعر صرف الروبية الاندونيسية وقيم مؤشر *JII* على طول الفترة 2011-2016 وجدنا أن سلسلة *IRP* مستقرة بعد إجراء الفروق من الدرجة الأولى، في حين أن سلسلة *JII* هي مستقرة عند المستوى. وبعد التقدير باستعمال برنامج *evIEWS9* اتضح أن النموذج أخذ فترتي إبطاء للمؤشر الإسلامي وبدون أية فترة إبطاء لسعر الصرف أي $ARDL(2,0)$ ، وقد جاءت النتائج كما هي مثلة كما يلي (الملحق رقم (2)):

المتغير التابع	المتغير المستقل	الثابت	معامل المتغير المستقل	معامل المتغير التابع لفترة واحدة	معامل المتغير التابع لفترتين	قيمة إحصائية F	معامل التحديد
المؤشر الإسلامي (<i>JII</i>)	سعر الصرف (<i>DIRP</i>)	22.37 (0.0570)	-0.059047 (0.0000)	0.813480 (0.0000)	0.143269 (0.0101)	638.4333 (0.0000)	87.8%

يلاحظ من خلال نتائج تقدير النموذج أن العلاقة بين المتغيرين هي علاقة عكسية، بحيث كلما تغيرت الفروق في سعر صرف الروبية بوحدة واحدة تغيرت قيمة مؤشر *JII* في الاتجاه المعاكس بـ : 0.059047 وحدة، إضافة إلى هذا نلاحظ أن المؤشر الإسلامي يتأثر طرديا بقيمه للفترتين السابقتين. كما يتبين من الجدول أن معامل التحديد يساوي 0.878، وهذا يعني أن تغير سعر الصرف يمكن من تفسير 87.8% من قيم المؤشر الإسلامي، وهي درجة تحديد مرتفعة من الناحية الإحصائية. كما نلاحظ أن جميع معاملات النموذج ذات معنوية إحصائية عند مستوى معنوية 5%، ماعدا معلمة الثابت، إضافة إلى أن قيمة إحصائية فيشر هي أكبر من القيمة الجدولية، وبالتالي يمكن التأكد من المعنوية الكلية للنموذج.

ومن خلال تقدير نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد (*unrestricted error correcion*) ووجدنا أن معامل تصحيح الخطأ يساوي: -0.043251، وهو ما يمكننا من الحصول على معامل الأثر طويل الأجل للمتغير المستقل، وعليه فقد جاءت العلاقة طويلة الأجل بين سعر صرف الروبية وقيم المؤشر الإسلامي كما يلي (الملحق رقم (3)):

المتغير التابع	المتغير المستقل	معامل تصحيح الخطأ	الثابت	معامل المتغير المستقل
المؤشر الإسلامي (JII)	سعر الصرف (DIRP)	-0.043251 (0.0519)	517.3 (0.0000)	-1.365207 (0.0670)

ويلاحظ من خلال نتائج التقدير أن معلمة الثابت هي معنوية عند مستوى معنوية 5% في حين لا تتحقق معنوية المتغير المستقل عند هذا المستوى.

واستنادا إلى اختبار الحدود باستخدام اختبار "والد *wald*" اعتمادا على إحصائية *F*، فقد تبين لنا أن قيمة هذه الأخيرة هي 5.461910، وهو ما يشير إلى عدم التأكد من وجود علاقة تكامل مشترك بين المتغير التابع والمتغير المستقل عند مستوى معنوية 5% (المنطقة الحرجة)، في حين يمكن التأكد من تحقق هذه العلاقة عند مستوى معنوية 10%، مثلما ما هو موضح (الملحق رقم (4)):

قيمة <i>F</i>	مستوى المعنوية	قيمة الحد الأعلى <i>I</i> (1)	قيمة الحد الأدنى <i>I</i> (0)
5.461910	10%	4.78	4.04
	5%	5.73	4.94
	2.5%	6.68	5.77
	1%	7.84	6.84

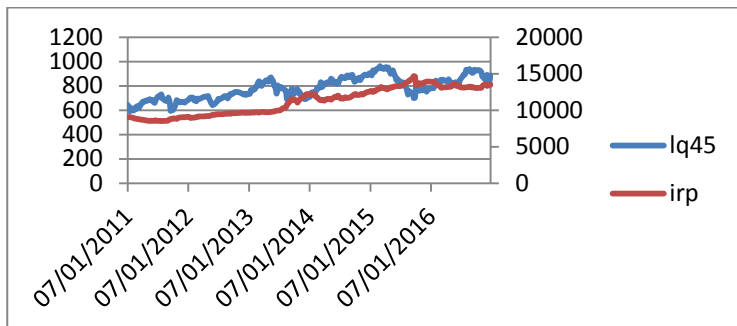
وتشير نتائج اختبارات البواقي إلى عدم وجود ارتباط تسلسلي لها، ولكن بالمقابل لم يتحقق تجانس التباين بينها، كما هو موضح فيما يلي:

اختبار التجانس تبين البواقي	اختبار الارتباط التسلسلي للبواقي (<i>LM Test</i>)
إحصائية <i>F</i> : 0.762947 (0.0037)	إحصائية <i>F</i> : 0.762947 (0.4673)

2-1. دراسة العلاقة بين تغيرات سعر صرف الروبية الاندونيسية ومؤشر *LQ45*

يمثل الشكل الموالي التغيرات الأسبوعية لسعر صرف الروبية الاندونيسية بالنسبة للدولار الأمريكي ولقيمة مؤشر $LQ45$ خلال الفترة 2011-2016:

الشكل رقم (2): التغيرات الأسبوعية لسعر صرف الروبية الاندونيسية مقابل الدولار الأمريكي وقيمة مؤشر $LQ45$ التقليدي خلال الفترة 2011-2016:



المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على قاعدة بيانات صندوق النقد الدولي بالنسبة لسعر الصرف والإحصائيات الأسبوعية لبورصة اندونيسيا بالنسبة لمؤشر $LQ45$.

يتبين من خلال الشكل رقم (2) أن قيم سعر صرف الروبية ومؤشر $LQ45$ تتغير في اتجاهين متشابهين تقريبا، إلا أن مؤشر $LQ45$ شهد تذبذبات في قيمه خلال فترة الدراسة، كان أكبرها الانخفاض الذي عرفه في نهاية سنة 2015، والذي تقابل مع ارتفاع مماثل تقريبا في سعر الصرف.

■ تقدير العلاقة بين سعر صرف الروبية الاندونيسية مقابل الدولار الأمريكي كمتغير مستقل وقيم مؤشر $LQ45$ كمتغير تابع:

بعد دراسة الاستقرارية لسلسلة قيم مؤشر $LQ45$ على طول الفترة 2011-2016 وجدنا أنها مستقرة عند المستوى. وبعد التقدير باستعمال برنامج $evIEWS9$ اتضح أن النموذج أخذ فترتي إبطاء للمؤشر التقليدي وبدون أية فترة إبطاء لسعر الصرف أي $ARDL(2,0)$ ، وقد جاءت النتائج كما يلي (الملحق رقم (2)):

المتغير التابع	المتغير المستقل	الثابت	معامل المتغير المستقل	معامل المتغير التابع لفترة واحدة	معامل المتغير التابع لفترتين	قيمة إحصائية F	معامل التحديد
----------------	-----------------	--------	-----------------------	----------------------------------	------------------------------	----------------	---------------

المؤشر التقليدي (LQ45)	سعر الصرف (DROP)	28.77 (0.0429)	-0.081147 (0.0000)	0.824788 (0.0000)	0.13043 (0.0169)	677.367 (0.0000)	88.4 %
------------------------------	---------------------	-------------------	-----------------------	----------------------	---------------------	---------------------	-----------

يلاحظ من خلال نتائج تقدير النموذج أن العلاقة بين المتغيرين هي علاقة عكسية، بحيث كلما تغيرت الفروق في سعر صرف الروبية بوحدة واحدة تغيرت قيمة مؤشر LQ45 في الاتجاه المعاكس بـ : 0.081147 وحدة، إضافة إلى هذا نلاحظ أن المؤشر التقليدي يتأثر طرديا بقيمه للفترتين السابقتين. كما يتبين من الجدول أن معامل التحديد يساوي 0.884 ، وهذا يعني أن سعر الصرف يمكن من تفسير قيمة المؤشر التقليدي بدرجة 88.4%، وهي درجة تحديد مرتفعة من الناحية الإحصائية. كما نلاحظ أن جميع معلمات النموذج ذات معنوية إحصائية عند مستوى معنوية 5%، إضافة إلى أن قيمة إحصائية فيشر هي أكبر من القيمة الجدولية، وبالتالي يمكن التأكد من المعنوية الكلية للنموذج.

ومن خلال تقدير نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد (*unrestricted error correcion*) ووجدنا أن معامل تصحيح الخطأ يساوي: -0.044775، وهو ما يمكننا من الحصول على معامل الأثر طويل الأجل للمتغير المستقل، وعليه فقد جاءت العلاقة طويلة الأجل بين سعر الصرف وقيم المؤشر التقليدي كما يلي (الملحق رقم (3)):

المتغير التابع	المتغير المستقل	معامل تصحيح الخطأ	الثابت	معامل المتغير المستقل
المؤشر التقليدي (LQ45)	سعر الصرف (DIRP)	-0.044775 (0.0384)	642.741519 (0.0000)	-1.812331 (0.0499)

ويلاحظ من خلال نتائج التقدير أن كلا من معلمة الثابت والمتغير المستقل هما معنويتان عند مستوى معنوية 5%.

واستنادا إلى اختبار الحدود باستخدام اختبار "والد *wald*" اعتمادا على إحصائية F، فقد تبين لنا أن قيمة هذه الأخيرة هي 5.865991، وهو ما يؤكد وجود علاقة تكامل مشترك بين المتغير التابع والمستقل عند مستوى معنوية 5%، مثلما ما هو موضح فيما يلي (الملحق رقم (4)):

قيمة F	مستوى المعنوية	قيمة الحد الأعلى I(1)	قيمة الحد الأدنى I(0)
5.865991	10%	4.78	4.04

4.94	5.73	5%
5.77	6.68	2.5%
6.84	7.84	1%

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

اختبار تجانس تباين البواقي	اختبار الارتباط التسلسلي للبواقي (LM Test)
إحصائية F: 3.610738 (0.0139)	إحصائية F: 0.812330 (0.4449)

2. تأثير تغير سعر الصرف على المؤشرات المالية الإسلامية والتقليدية في سنغافورة

تعتبر بورصة سنغافورة هي الأخرى من أهم البورصات الناشئة في العالم، وقد بدأت نشاطها سنة 1973، وقد قدرت رسملة السوق بنهاية شهر أكتوبر 2016 بـ: 912.1 مليار \$S، وبحجم تداول قيمته: 19.6 مليار \$S، وبلغ عدد الأوراق المقيدة بها 760 ورقة.¹¹ وقد اخترنا لهذه الدراسة المؤشرين الآتيين:

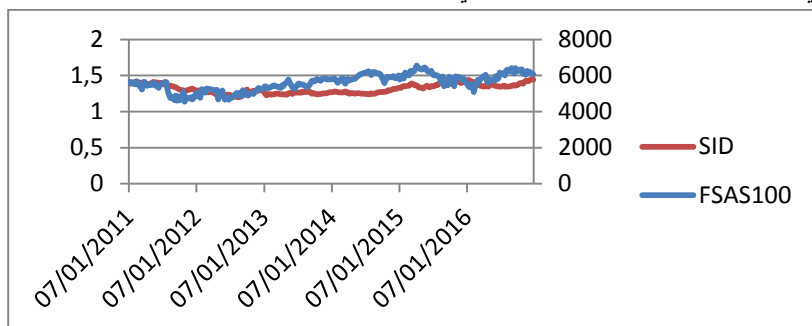
■ المؤشر الإسلامي: FTSE SGX Asia Shariah 100 Index: تم تطويره من طرف مجموعة FTSE وبورصة سنغافورة، ويشير إلى أداء أسهم شركات في منطقة آسيا المحيط الهادي التي تتوافق نشاطاتها مع قانون الشريعة الإسلامية، بحيث تكون هذه النشاطات بعيدة عن عمليات التمويل البنكي التقليدي، إنتاج وتوزيع مواد التبغ والكحول، صناعة الأسلحة، المنتجات المرتبطة بلحم الخنزير وعمليات المقامرة والمضاربة. ويضم المؤشر أكبر 50 شركة يابانية وأكبر 50 شركة من سنغافورة، كوريا وهونغ كونغ.¹²

■ المؤشر التقليدي: Strait Times Index (STI): تم إنشاؤه سنة 1966 كمؤشر يضم أهم 30 شركة من حيث الرسملة في البورصة، ويقارب أداؤه أداء المؤشرات العالمية المعروفة مثل "داو جونز" و "داكس" و "كاك40".¹³

1-2. دراسة العلاقة بين تغيرات سعر صرف الدولار السنغافوري ومؤشر FSAS100 :

يمثل الشكل الموالي التغيرات الأسبوعية لسعر صرف الدولار السنغافوري بالنسبة للدولار الأمريكي ولقيمة مؤشر FSAS100 خلال الفترة 2011-2016:

الشكل رقم (3): التغيرات الأسبوعية لسعر صرف الدولار السنغافوري مقابل الدولار الأمريكي وقيمة مؤشر *FSAS100* الإسلامي خلال الفترة 2011-2016:



المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على قاعدة بيانات صندوق النقد الدولي بالنسبة لسعر الصرف وإحصائيات بورصة سنغافورة بالنسبة لمؤشر *FSAS100*.

يلاحظ من خلال هذا الشكل أن قيم المتغيرين تتقلب تارة في اتجاه واحد، وتارة أخرى في اتجاهين متعاكسين، مما يعني أن العلاقة بينهما غير واضحة بدرجة كبيرة، وهو ما سنستوضحه من خلال تقدير العلاقة القياسية بينهما.

■ **تقدير العلاقة بين سعر صرف الدولار السنغافوري مقابل الدولار الأمريكي كمتغير مستقل وقيم مؤشر *FSAS100* كمتغير تابع:**

بعد دراسة الاستقرارية لسلسلي المتغيرين على طول الفترة 2011-2016، وجدنا أن سلسلة سعر صرف الدولار السنغافوري تستقر بعد إجراء الفروق الأولى، أما سلسلة قيم مؤشر *FSAS100* هي مستقرة عند المستوى. وبعد التقدير باستعمال برنامج *views9* اتضح أن النموذج أخذ فترتي إبطاء للمؤشر الإسلامي وبدون أية فترة إبطاء لسعر الصرف أي $ARDL(2,0)$ ، وقد جاءت النتائج كما هي مثلة فيما يلي (الملحق رقم 2):

المتغير التابع	المتغير المستقل	الثابت	معامل المتغير المستقل	معامل المتغير التابع لفترة واحدة	معامل المتغير التابع لفترتين	قيمة إحصائية F	معامل التحديد
----------------	-----------------	--------	-----------------------	----------------------------------	------------------------------	----------------	---------------

المؤشر الإسلامي FSAS100	سعر الصرف (DSID)	480.4378 (0.0014)	174.1594 (0.8247)	0.559400 (0.0000)	0.344281 (0.0000)	313.5816 (0.0000)	%78.02
-------------------------------	------------------------	----------------------	----------------------	----------------------	----------------------	----------------------	--------

يلاحظ من خلال نتائج تقدير النموذج أن العلاقة بين المتغيرين هي علاقة طردية، بحيث كلما تغيرت الفروق في سعر صرف الدولار السنغافوري بوحدة واحدة تغيرت قيمة مؤشر FSAS100 في الاتجاه نفسه ب : 174.1594 وحدة، إضافة إلى هذا نلاحظ أن المؤشر الإسلامي يتأثر طرديا بقيمه للفترتين السابقتين. كما يتبين من الجدول أن معامل التحديد يساوي 0.7802 ، وهذا يعني أن سعر الصرف يمكن من تحديد 78.02% من قيم المؤشر الإسلامي، وهي درجة تحديد مرتفعة من الناحية الإحصائية. كما نلاحظ أن جميع معلمات النموذج ذات معنوية إحصائية عند مستوى معنوية 5%، ماعدا معلمة المتغير المستقل، إضافة إلى أن قيمة إحصائية فيشر هي أكبر من القيمة الجدولية، وبالتالي يمكن التأكد من المعنوية الكلية للنموذج.

ومن خلال تقدير نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد (*unrestricted error correcion*) وجدنا أن معامل تصحيح الخطأ يساوي: -0.096318، وهو ما يمكننا من الحصول على معامل الأثر طويل الأجل للمتغير المستقل، وعليه فقد جاءت العلاقة الطويلة الأجل بين سعر الصرف وقيم المؤشر الإسلامي كما يلي (الملحق رقم (3)):

المتغير التابع	المتغير المستقل	معامل تصحيح الخطأ	الثابت	معامل المتغير المستقل
المؤشر الإسلامي (FSAS100)	سعر الصرف (DSID)	-0.096318 (0.0013)	4988.0161 (0.0000)	1808.163180 (0.8243)

ويلاحظ من خلال نتائج التقدير أن معلمة الثابت هي معنوية عند مستوى معنوية 5%، على عكس معلمة المتغير المستقل، والتي ليست لديها معنوية عند هذا المستوى.

واستنادا إلى اختبار الحدود باستخدام اختبار "والد" *wald* اعتمادا على إحصائية F، فقد تبين لنا أن قيمة هذه الأخيرة هي 5.657180 ، وهو ما يشير إلى عدم التأكد من وجود علاقة تكامل مشترك بين المتغير التابع والمستقل عند مستوى معنوية 5% (المنطقة الحرجة)، في

حين يمكن التأكد من تحقق هذه العلاقة عند مستوى معنوية 10%، مثلما ما هو موضح الملحق رقم (4):

قيمة F	مستوى المعنوية	قيمة الحد الأعلى I(1)	قيمة الحد الأدنى I(0)
5.657180	10%	4.78	4.04
	5%	5.73	4.94
	2.5%	6.68	5.77
	1%	7.84	6.84

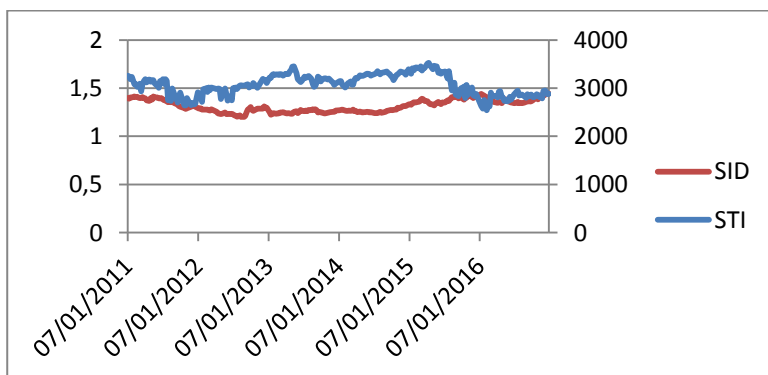
وتشير نتائج اختبارات البواقي إلى عدم وجود ارتباط تسلسلي لها، بالإضافة إلى تحقق تجانس التباين بينها، كما هو موضح في الجدول الموالي:

اختبار الارتباط التسلسلي للبواقي ($LM Test$)	اختبار تجانس تباين البواقي
إحصائية F: 0.453497 (0.6359)	إحصائية F: 1.884284 (0.1326)

2-2. دراسة العلاقة بين تغيرات سعر صرف الدولار السنغافوري ومؤشر STI :

يمثل الشكل الموالي التغيرات الأسبوعية لسعر صرف الدولار السنغافوري بالنسبة للدولار الأمريكي وقيمة مؤشر STI خلال الفترة 2016-2011:

الشكل رقم (4): التغيرات الأسبوعية لسعر صرف الدولار السنغافوري مقابل الدولار الأمريكي وقيمة مؤشر STI التقليدي خلال الفترة 2016-2011:



المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على قاعدة بيانات صندوق النقد الدولي بالنسبة لسعر الصرف وإحصائيات بورصة سنغافورة بالنسبة لمؤشر STI .

من خلال الشكل رقم (4) يتضح لنا أن قيم المتغيرين تتذبذب في اتجاهات مختلفة، ولذلك تظهر العلاقة بينهما مرة عكسية ومرة أخرى طردية، وعليها يمكننا التأكد من الاتجاه الصحيح للعلاقة من خلال التقدير القياسي.

■ تقدير العلاقة بين سعر صرف الدولار السنغافوري مقابل الدولار الأمريكي كمتغير مستقل وقيم مؤشر *STI* كمتغير تابع:

بعد دراسة الاستقرارية لسلسلتي المتغيرين على طول الفترة 2011-2016، وجدنا أن سلسلة قيم مؤشر *STI* هي مستقرة بعد إجراء الفروق الأولى. وبعد التقدير باستعمال برنامج *views9* اتضح أن النموذج أخذ ثلاث فترات إبطاء للمؤشر التقليدي وبدون أية فترة إبطاء لسعر الصرف أي $ARDL(3,0)$ ، وقد جاءت النتائج كما هي ممثلة فيما يلي (الملحق رقم (2)):

المتغير التابع	المتغير المستقل	الثابت	معامل المتغير المستقل	معامل المتغير التابع لفترة واحدة	معامل المتغير التابع لفترتين	معامل المتغير التابع لثلاث فترات	قيمة إحصائية F	معامل التحديد
المؤشر الإسلامي <i>DSTI</i>	سعر الصرف <i>(DSID)</i>	-2.2601 (0.6550)	-999.1801 (0.0212)	-0.384033 (0.0000)	-0.1741 (0.0077)	-0.1373 (0.0244)	11.813 9 0.0000 ()	15.2%

يلاحظ من خلال نتائج تقدير النموذج أن العلاقة بين المتغيرين هي علاقة عكسية، بحيث كلما تغيرت الفروق في سعر صرف الدولار السنغافوري بوحدة واحدة تغيرت الفروق في قيمة مؤشر *STI* في الاتجاه المعاكس ب : 999.1801 وحدة، إضافة إلى هذا نلاحظ أن المؤشر التقليدي يتأثر عكسيا بقيمه للفترات الثلاثة السابقة. كما يتبين من الجدول أن معامل التحديد يساوي 0.152 ، وهذا يعني أن سعر الصرف يمكن من تحديد 15.2% من قيمة المؤشر التقليدي، وهي درجة تحديد منخفضة من الناحية الإحصائية. كما نلاحظ أن جميع معاملات النموذج ذات معنوية إحصائية عند مستوى معنوية 5%، ماعدا معلمة الثابت، إضافة إلى أن قيمة إحصائية فيشر هي أكبر من القيمة الجدولية، وبالتالي يمكن التأكد من المعنوية الكلية للنموذج.

ومن خلال تقدير نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد (*unrestricted error correcion*) ووجدنا أن معامل تصحيح الخطأ يساوي: -0.096318 ، وهو ما يمكننا من الحصول على معامل الأثر طويل الأجل للمتغير المستقل، وعليه فقد جاءت العلاقة الطويلة الأجل بين سعر صرف وقيم المؤشر التقليدي كما يلي (الملحق رقم (3)):

المتغير التابع	المتغير المستقل	معامل تصحيح الخطأ	الثابت	معامل المتغير المستقل
المؤشر الإسلامي (<i>DSTI</i>)	سعر الصرف (<i>DSID</i>)	-1.695499 (0.0000)	-1.33302 (0.6548)	-589.313223 (0.0213)

ويلاحظ من خلال نتائج التقدير أن كلا من معلمة الثابت ليست معنوية عند مستوى معنوية 5%، على عكس معلمة المتغير المستقل، والتي لديها معنوية إحصائية عند هذا المستوى. واستنادا إلى اختبار الحدود باستخدام اختبار "والد" *wald* "اعتمادا على إحصائية F ، فقد تبين لنا أن قيمة هذه الأخيرة هي 78.68938 ، وهو ما يؤكد وجود علاقة تكامل مشترك بين المتغير التابع والمستقل عند مستوى معنوية 1%، مثلما هو موضح فيما يلي (الملحق رقم (4)):

قيمة F	مستوى المعنوية	قيمة الحد الأعلى $I(1)$	قيمة الحد الأدنى $I(0)$
78.68938	10%	4.78	4.04
	5%	5.73	4.94
	2.5%	6.68	5.77
	1%	7.84	6.84

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

اختبار الارتباط التسلسلي للبواقي (<i>LM Test</i>)	اختبار تجانس تباين البواقي
إحصائية F : 0.376125 (0.6869)	إحصائية F : 2.006758 (0.0939)

رابعاً: الخاتمة

تتغير أسعار صرف العملات في الأسواق كل لحظة، وهي بتغيراتها هذه تؤثر على مراكز وأوضاع المتعاملين، ولذلك يقوم المتعاملون بالمراقبة المستمرة لأسعار العملات التي تعنيهم من خلال تسوية مراكزهم اتجاهها بأقصى سرعة تفاديا لتزايد الخسائر. والأوراق المالية مثلها مثل أي أصل آخر تتأثر هي الأخرى بتغيرات أسعار صرف العملات التي لها علاقة بها، حيث كان هذا هو موضوع بحثنا فقد حاولنا في هذه الدراسة إبراز التأثير الذي تتركه تغيرات أسعار الصرف على مؤشرات أسعار الأسهم.

1. نتائج الدراسة: من خلال الدراسة النظرية والتطبيقية تم التوصل إلى مجموعة من النتائج يمكن بلورتها في النقاط التالية:

- لقد أثبتت الدراسات والتجارب الاقتصادية أن تغيرات أسعار صرف العملات تؤثر على أسعار الأوراق المالية، وقد يكون هذا التأثير عن طريق المدخل الكلي أو عن طريق المدخل الجزئي. كما أن هذا التأثير ينتقل من خلال قناتين هما: الشركات والمؤسسات، والمستثمرين الأجبيين؛
- من خلال تقدير العلاقة القياسية للمؤشرين الإسلاميين مع تغيرات أسعار الصرف في الدولتين المدروستين لا حظنا أن سعر الصرف يؤثر باتجاه عكسي على تغيرات المؤشر في بورصة اندونيسيا، في حين يؤثر سعر الصرف على المؤشر في سنغافورة باتجاه طردي؛
- من خلال تقدير العلاقة القياسية للمؤشرين التقليديين مع تغيرات أسعار الصرف في الدولتين المدروستين، توصلنا إلى أن سعر الصرف يؤثر باتجاه عكسي على تغيرات المؤشر في كلا البورصتين، إلا أن قوة التأثير في بورصة اندونيسيا هي مرتفعة، حيث بلغ معامل التحديد أكثر من 88%، في حين تنخفض قيمته على مستوى بورصة سنغافورة لتصل إلى 15%، مدلة على انخفاض قدرة تغيرات سعر الصرف على تحديد قيم المؤشر التقليدي؛
- أثبتت دراسة العلاقة طويلة الأجل بين تغيرات سعري الصرف وقيم المؤشرات المالية الإسلامية والتقليدية الاندونيسية والسنغافورية، أن المؤشرين الماليين الإسلاميين يرتبطان بعلاقة تكامل مشترك مع سعري الصرف عند مستوى معنوية 10% فقط في كلا الدولتين. في حين أن المؤشرات التقليدية ترتبط بعلاقة التكامل المشترك مع سعري الصرف عند مستوى معنوية 5% بالنسبة

للمؤشر الاندونييسي، وحتى عند مستوى 1% بالنسبة للمؤشر السنغافوري. وهو ما يمكننا من التأكيد على أن المؤشرات المالية الإسلامية هي أكثر قدرة على مقاومة تغيرات أسعار الصرف مقارنة بالمؤشرات المالية التقليدية.

2. اختبار الفرضيات: من خلال النتائج المتوصل إليها من الدراسة القياسية يمكننا الحكم على الفرضيات الموضوعة كما يلي:

■ بالنسبة للفرضية الأولى الخاصة باتجاه وقوة تأثير سعر الصرف على المؤشرات الإسلامية واتجاهه وقوته على المؤشرات التقليدية يمكننا القول أنها ليست صحيحة بصفة مطلقة وهو ما أثبتناه من خلال التيجتين الرابعة والخامسة؛

■ بالنسبة للفرضية الثانية المتعلقة بوجود علاقة تكامل مشترك في الأجل الطويل بين سعر الصرف والمؤشرات الإسلامية والتقليدية، فمن خلال منطوق النتيجة السادسة فلا يمكننا القول بصحتها المطلقة.

وعليه فمن خلال هذه الدراسة يمكننا القول أن المؤشرات المالية الإسلامية في البورصات الناشئة هي أكثر مقاومة لتغيرات أسعار الصرف مقارنة بالمؤشرات المالية التقليدية، وذلك لما تتمتع به من مميزات مبنية على أسس اقتصادية حقيقية وليست وهمية أو افتراضية، مما يعطيها القدرة على مواجهة صدمات التقلبات المفاجئة في المتغيرات النقدية.

ملاحق الدراسة:

الملحق رقم (1): الموصفات الإحصائية لسلاسل المتغيرات

سنغافورة	اندونيسيا			
	jii	lq45	irp	
Mean	526.2749	654.6475	8087.001	
Median	527.7790	652.3478	8019.409	
Maximum	622.7890	786.1162	9879.169	
Minimum	408.3570	503.1894	7051.269	
Std. Dev.	42.00082	54.30869	540.2226	
Skewness	-0.316052	0.090357	0.419907	
Kurtosis	2.760679	2.738332	2.908795	
Jarque-Bera	5.158377	1.141899	8.057789	
Probability	0.075836	0.564989	0.017794	
Sum	142620.5	177409.5	2191577.	
Sum Sq. Dev.	476298.5	796347.0	78796937	
Observations	271	271	271	

	fsas100	sti	sid
Mean	5027.350	3068.200	1.277896
Median	5019.347	3077.270	1.275501
Maximum	5726.506	3525.190	1.412866
Minimum	4107.665	2539.950	1.179495
Std. Dev.	324.8249	220.2317	0.062117
Skewness	-0.168252	-0.152547	0.430233
Kurtosis	2.357722	2.094672	2.074849
Jarque-Bera	5.936666	10.30591	18.02494
Probability	0.051389	0.005782	0.000122
Sum	1362412.	831482.2	346.3098
Sum Sq. Dev.	28488035	13095539	1.041810
Observations	271	271	271

الملحق رقم (2): تقدير نموذج ARDL

سنغافورة

المؤشر الإسلامي

Dependent Variable: FSAS100 Method: ARDL Date: 02/19/17 Time: 22:28 Sample (adjusted): 3 271 Included observations: 269 after adjustments Maximum dependent lags: 4 (Automatic selection) Model selection method: Akaike info criterion (AIC) Dynamic regressors (4 lags, automatic): DSD Fixed regressors: C Number of models evaluated: 20 Selected Model: ARDL(2, 0) Note: final equation sample is larger than selection sample				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
FSAS100(-1)	0.558400	0.057822	9.708143	0.0000
FSAS100(-2)	0.344281	0.057222	6.016805	0.0000
DSD	174.1594	785.3652	0.221756	0.8247
C	480.4378	148.9723	3.225014	0.0014
R-squared	0.780219	Mean dependent var	5022.805	
Adjusted R-squared	0.777731	S.D. dependent var	321.6976	
S.E. of regression	151.6658	Akaike info criterion	12.89599	
Sum squared resid	6095693.	Schwarz criterion	12.94945	
Log likelihood	-1730.511	Hannan-Quinn criter.	12.91746	
F-statistic	313.5816	Durbin-Watson stat	2.026878	
Prob(F-statistic)	0.000000			

المؤشر التقليدي

Dependent Variable: DSTI Method: ARDL Date: 02/19/17 Time: 22:32 Sample (adjusted): 5 271 Included observations: 267 after adjustments Maximum dependent lags: 4 (Automatic selection) Model selection method: Akaike info criterion (AIC) Dynamic regressors (4 lags, automatic): DSD Fixed regressors: C Number of models evaluated: 20 Selected Model: ARDL(3, 0) Note: final equation sample is larger than selection sample				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
DSTI(-1)	-0.384033	0.060628	-6.334261	0.0000
DSTI(-2)	-0.174119	0.064780	-2.687840	0.0077
DSTI(-3)	-0.137347	0.060659	-2.264245	0.0244
DSD	-999.1801	431.1406	-2.317527	0.0212
C	-2.260149	5.052171	-0.447362	0.6550
R-squared	0.152805	Mean dependent var	-1.306854	
Adjusted R-squared	0.139871	S.D. dependent var	88.96059	
S.E. of regression	82.50485	Akaike info criterion	11.68214	
Sum squared resid	1783447.	Schwarz criterion	11.74932	
Log likelihood	-1554.566	Hannan-Quinn criter.	11.70912	
F-statistic	11.81398	Durbin-Watson stat	2.004370	
Prob(F-statistic)	0.000000			

اندونيسيا

المؤشر الإسلامي

Dependent Variable: JII Method: ARDL Date: 02/19/17 Time: 21:58 Sample (adjusted): 3 271 Included observations: 269 after adjustments Maximum dependent lags: 4 (Automatic selection) Model selection method: Akaike info criterion (AIC) Dynamic regressors (4 lags, automatic): DIRP Fixed regressors: C Number of models evaluated: 20 Selected Model: ARDL(2, 0) Note: final equation sample is larger than selection sample				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
JII(-1)	0.813480	0.055000	14.79056	0.0000
JII(-2)	0.143289	0.055274	2.591996	0.0101
DIRP	-0.059047	0.007177	-8.272787	0.0000
C	22.37392	11.70165	1.912032	0.0570
R-squared	0.878457	Mean dependent var	526.4122	
Adjusted R-squared	0.877081	S.D. dependent var	42.12507	
S.E. of regression	14.76896	Akaike info criterion	8.237690	
Sum squared resid	57802.37	Schwarz criterion	8.291143	
Log likelihood	-1103.969	Hannan-Quinn criter.	8.259157	
F-statistic	638.4333	Durbin-Watson stat	2.018328	
Prob(F-statistic)	0.000000			

المؤشر التقليدي

Dependent Variable: LQ45 Method: ARDL Date: 02/19/17 Time: 22:19 Sample (adjusted): 3 271 Included observations: 269 after adjustments Maximum dependent lags: 4 (Automatic selection) Model selection method: Akaike info criterion (AIC) Dynamic regressors (4 lags, automatic): DIRP Fixed regressors: C Number of models evaluated: 20 Selected Model: ARDL(2, 0) Note: final equation sample is larger than selection sample				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
LQ45(-1)	0.824788	0.053984	15.27840	0.0000
LQ45(-2)	0.130437	0.054275	2.403273	0.0169
DIRP	-0.081147	0.009027	-8.968555	0.0000
C	28.77869	14.14628	2.034364	0.0429
R-squared	0.884637	Mean dependent var	654.7980	
Adjusted R-squared	0.883331	S.D. dependent var	54.47912	
S.E. of regression	18.60833	Akaike info criterion	8.696853	
Sum squared resid	91761.49	Schwarz criterion	8.753308	
Log likelihood	-1166.130	Hannan-Quinn criter.	8.721320	
F-statistic	677.3676	Durbin-Watson stat	2.021439	
Prob(F-statistic)	0.000000			

الملحق رقم (3): تقدير العلاقة في الأجل الطويل

سنغافورة

اندونيسيا

المؤشر الإسلامي

ARDL Cointegrating And Long Run Form Dependent Variable: FSAS100 Selected Model: ARDL(2, 0) Date: 02/19/17 Time: 22:29 Sample: 1 271 Included observations: 269				
Cointegrating Form				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(FSAS100(-1))	-0.344281	0.057222	-6.016605	0.0000
D(DSID)	174.159419	785.365246	0.221756	0.8247
CointEq(-1)	-0.096318	0.029578	-3.256439	0.0013
Cointeq = FSAS100 - (1808.1632*DSID + 4988.0161)				
Long Run Coefficients				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DSID	1808.163180	8136.532213	0.222228	0.8243
C	4988.016134	96.760272	51.550249	0.0000

المؤشر التقليدي

ARDL Cointegrating And Long Run Form Dependent Variable: DSTI Selected Model: ARDL(3, 0) Date: 02/19/17 Time: 22:32 Sample: 1 271 Included observations: 267				
Cointegrating Form				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(DSTI(-1))	0.311466	0.103054	3.022356	0.0028
D(DSTI(-2))	0.137347	0.060659	2.264245	0.0244
D(DSID)	-999.180080	431.140626	-2.317527	0.0212
CointEq(-1)	-1.695499	0.133467	-12.703525	0.0000
Cointeq = DSTI - (-589.3132*DSID -1.3330)				
Long Run Coefficients				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DSID	-589.313223	254.402735	-2.316458	0.0213
C	-1.333029	2.978215	-0.447593	0.6548

المؤشر الإسلامي

ARDL Cointegrating And Long Run Form Dependent Variable: JII Selected Model: ARDL(2, 0) Date: 02/19/17 Time: 21:59 Sample: 1 271 Included observations: 269				
Cointegrating Form				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(JII(-1))	-0.143269	0.055274	-2.591996	0.0101
D(DIRP)	-0.059047	0.007177	-8.227287	0.0000
CointEq(-1)	-0.043251	0.022146	-1.952987	0.0519
Cointeq = JII - (-1.3652*DIRP + 517.3019)				
Long Run Coefficients				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DIRP	-1.365207	0.742314	-1.839122	0.0670
C	517.301888	21.409141	24.162664	0.0000

المؤشر التقليدي

ARDL Cointegrating And Long Run Form Dependent Variable: LQ45 Selected Model: ARDL(2, 0) Date: 02/19/17 Time: 22:19 Sample: 1 271 Included observations: 269				
Cointegrating Form				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LQ45(-1))	-0.130437	0.054275	-2.403273	0.0169
D(DIRP)	-0.081147	0.009027	-8.988655	0.0000
CointEq(-1)	-0.044775	0.021518	-2.080765	0.0384
Cointeq = LQ45 - (-1.8123*DIRP + 642.7415)				
Long Run Coefficients				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DIRP	-1.812331	0.920242	-1.969408	0.0499
C	642.741519	26.079661	24.645317	0.0000

الملحق رقم (4): اختبار الحدود

سنغافورة

المؤشر الإسلامي

اندونيسيا

المؤشر الإسلامي

ARDL Bounds Test				
Date: 02/19/17 Time: 22:29				
Sample: 3 271				
Included observations: 269				
Null Hypothesis: No long-run relationships exist				
Test Statistic	Value	k		
F-statistic	5.657180	1		
Critical Value Bounds				
Significance	10 Bound	11 Bound		
10%	4.04	4.78		
5%	4.04	5.73		
2.5%	5.77	6.88		
1%	6.84	7.84		
Test Equation:				
Dependent Variable: D(FSAS100)				
Method: Least Squares				
Date: 02/19/17 Time: 22:29				
Sample: 3 271				
Included observations: 269				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DF(SAS100(-1))	-0.345271	0.057158	-6.040986	0.0000
C	470.3618	148.7486	3.162105	0.0017
DSIDC(-1)	-670.2537	783.4737	-0.855480	0.3931
FSAS100(-1)	-0.094331	0.028633	-3.194234	0.0016
R-squared	0.186716	Mean dependent var	-2.733723	
Adjusted R-squared	0.177509	S.D. dependent var	167.0180	
S.E. of regression	151.4708	Akaike info criterion	12.60342	
Sum squared resid	6080003	Schwarz criterion	12.94687	
Log likelihood	-1730.185	Hannan-Quinn criter.	12.91488	
F-statistic	20.27876	Durbin-Watson stat	2.030884	
Prob(F-statistic)	0.000000			

المؤشر التقليدي

ARDL Bounds Test				
Date: 02/19/17 Time: 22:33				
Sample: 3 271				
Included observations: 267				
Null Hypothesis: No long-run relationships exist				
Test Statistic	Value	k		
F-statistic	78.68538	1		
Critical Value Bounds				
Significance	10 Bound	11 Bound		
10%	4.04	4.78		
5%	4.04	5.73		
2.5%	5.77	6.88		
1%	6.84	7.84		
Test Equation:				
Dependent Variable: D(DSTI)				
Method: Least Squares				
Date: 02/19/17 Time: 22:33				
Sample: 3 271				
Included observations: 267				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DD(DSTI(-1))	0.304731	0.103948	2.931588	0.0037
DD(DSTI(-2))	0.143947	0.081583	1.737054	0.0202
C	-2.307027	5.084801	-0.454021	0.6548
DSIDC(-1)	-611.8882	437.8855	-1.397541	0.1634
DSTI(-1)	-1.667403	0.135435	-12.33264	0.0000
R-squared	0.077944	Mean dependent var	-0.132009	
Adjusted R-squared	0.070338	S.D. dependent var	149.2171	
S.E. of regression	83.03728	Akaike info criterion	11.69501	
Sum squared resid	1806540	Schwarz criterion	11.70218	
Log likelihood	-1556.283	Hannan-Quinn criter.	11.72199	
F-statistic	137.8811	Durbin-Watson stat	1.887591	
Prob(F-statistic)	0.000000			

ARDL Bounds Test				
Date: 02/19/17 Time: 22:00				
Sample: 3 271				
Included observations: 269				
Null Hypothesis: No long-run relationships exist				
Test Statistic	Value	k		
F-statistic	5.461910	1		
Critical Value Bounds				
Significance	10 Bound	11 Bound		
10%	4.04	4.78		
5%	4.04	5.73		
2.5%	5.77	6.88		
1%	6.84	7.84		
Test Equation:				
Dependent Variable: D(JII)				
Method: Least Squares				
Date: 02/19/17 Time: 22:00				
Sample: 3 271				
Included observations: 269				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(JII(-1))	-0.178676	0.069822	-2.523296	0.0122
C	38.69385	12.62623	2.781357	0.0062
DIRP(-1)	-0.014317	0.008952	-1.599262	0.1110
JII(-1)	-0.068018	0.024489	-2.778789	0.0068
R-squared	0.063613	Mean dependent var	0.014356	
Adjusted R-squared	0.053214	S.E. dependent var	16.92521	
S.E. of regression	16.46872	Akaike info criterion	8.455691	
Sum squared resid	71873.00	Schwarz criterion	8.509014	
Log likelihood	-1133.273	Hannan-Quinn criter.	8.477038	
F-statistic	6.020686	Durbin-Watson stat	1.976504	
Prob(F-statistic)	0.000559			

المؤشر التقليدي

ARDL Bounds Test				
Date: 02/19/17 Time: 22:20				
Sample: 3 271				
Included observations: 269				
Null Hypothesis: No long-run relationships exist				
Test Statistic	Value	k		
F-statistic	5.865591	1		
Critical Value Bounds				
Significance	10 Bound	11 Bound		
10%	4.04	4.78		
5%	4.04	5.73		
2.5%	5.77	6.88		
1%	6.84	7.84		
Test Equation:				
Dependent Variable: DLG45				
Method: Least Squares				
Date: 02/19/17 Time: 22:20				
Sample: 3 271				
Included observations: 269				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LG45(-1))	-0.184032	0.070807	-2.325171	0.0208
C	46.18181	16.92583	2.837050	0.0049
DIRP(-1)	0.028979	0.011875	1.771277	0.0777
LG45(-1)	-0.069243	0.024232	-2.857472	0.0046
R-squared	0.060722	Mean dependent var	0.015871	
Adjusted R-squared	0.050068	S.D. dependent var	21.68255	
S.E. of regression	21.13258	Akaike info criterion	8.954295	
Sum squared resid	118345.0	Schwarz criterion	8.907718	
Log likelihood	-1200.349	Hannan-Quinn criter.	8.975732	
F-statistic	5.710532	Durbin-Watson stat	1.987451	
Prob(F-statistic)	0.000541			

المصدر: من إعداد الباحث اعتمادا على مخرجات برنامج *views9*.

الهوامش والإحالات:

- ¹ - مروان عطوان: الأسواق النقدية والمالية (البورصات ومشكلاتها في عالم النقد والمال)، الجزء الثاني: مشكلات البورصات وانعكاساتها على البلدان النامية . ديوان المطبوعات الجامعية، الجزائر، 1993، ص.67.
- ² - **Aymen KAROUI**: *L'étude de l'impact du taux de change sur les rendement boursier des titres : le cas de Taiwan et de la Coré du sud.* Université Laval, faculté des sciences de l'administration, Département de finance et assurance, Hiver 2004, P21.
- ³ - **Aymen KAROUI**, OP- CIT , P22.
- ⁴ - مروان عطوان: الأسواق النقدية والمالية (البورصات ومشكلاتها في عالم النقد والمال)، الجزء الأول: أدوات وآلية نشاط البورصات في الاقتصاد الحديث . ديوان المطبوعات الجامعية، الجزائر، 1993، ص.397.
- ⁵ - **Gilbert KOEING**: *La valeur de L'euro par rapport au Dollar et les marches d'actifs financiers et monétaires – L'Europe et la*

mondialisation, Bultin de L'observatoire des Politiques Economiques en Europe –OPEE- Hiver 2002, No 07.P1.

⁶ -**Aymen KAROUI**, OP- CIT, P23.

⁷ -**Bill B.FRANCIS, Iftekhar HASAN, Delory M.HUNTER**: Dynamic relations between international equity and currency markets: the role of vurrency order flow. Journal of Business, 2006, Vol.79, no1.P224.

⁸ -**Transmission des chocs de volatilités entre marchés boursières et marché de change : Une évidence empirique avant et après la crise Asiatique (1997)**. www.ifgtunisia.org/files/thesis/chawanihejer.pdf, 12/03/2011, P30.

9 – الكتاب الإحصائي لبورصة اندونيسيا لسنة 2015.

¹⁰ - **INDONESIA STOCK EXCHANGE: FACT BOOK 2016 Research and Development Division**, Jakarta, 2016, pp: 103-104.

11 – التقرير الإحصائي لبورصة سنغافورة لشهر أكتوبر 2016.

¹² - **FTSE Russell: FTSE SGX Asia Shariah 100 Index**, Factsheet, p1.

¹³ - **FTSE Russell: Straits Times Index , Ground Rules v1.9**, p3.