أثر المتغيرات الاقتصادية الكلية على أداء سوق الأسهم الإسلامية: دراسة حالة مؤشر فاينانشال تايمز الإسلامي لبورصة ماليزيا

The impact of macroeconomic variables on Islamic stock market performance: Evidence from FTSE Bursa Malaysia Hijrah Shariah Index

عبد القادر بسبع[*،1]

[1]كلية العلوم الاقتصادية، العلوم التجارية وعلوم التسيير – جامعة الجيلالي ليابس – سيدي بلعباس (الجزائر)

تاريخ الاستلام : 2018/12/09 ؛ **تاريخ المراجعة** : 2019/01/11 ؛ **تاريخ القبول** : 2019/03/26

ملخص : تهدف هذه الدراسة إلى بيان أثر بعض المتغيرات الاقتصادية الكلية على أداء سوق الأسهم الإسلامية الماليزية باستخدام اختبار التكامل المشترك ونموذج تصحيح الخطأ. توصلت الدراسة إلى وجود تأثير جوهري لهذه المتغيرات على مؤشر أسعار الأسهم الإسلامية الماليزية على المدى الطويل، والى وجود علاقة توازنية طويلة الأجل من المتغيرات المستقلة إلى مؤشر أسعار الأسهم الإسلامية. وأن هذا المؤشر يرتبط بعلاقة ايجابية مع سعر الفائدة على أذونات الخزينة والعرض النقدي، وعلاقة عكسية مع سعر الصرف الرينجيت مقابل الدولار، التضخم، نسبة العجز الموازني والدين العام إلى الناتج المحلي الإجمالي.

الكلمات المفتاح : أداء سوق الأسهم الإسلامية ؛ المتغيرات الاقتصادية الكلية ؛ نموذج تصحيح الخطأ.
تصنيف JEL : C22؛ E44؛ G12.

Abstract: The aim of this study is to measure the effect of macroeconomic variables on the performance of the Malaysian Islamic stock market, by using Cointegration test and Error Correction Model (ECM). The results of this study show that there is a significant effect of these variables on the Islamic Index in the long run, and the existence of a long run equilibrium relationship. In addition, there are a long run causality relation. The Exchange Rate, Inflation, Budget Deficit and Government Debt (Interest Rate and M3) have negative (positive) effects on the Islamic Index.

Keywords: Islamic stock market performance; Macroeconomic variables; Error Correction Model.
Jel Classification Codes : C22; E44; G12

* Corresponding author, e-mail: besseba.abdelkadir@gmail.com

I- تمهيد :

تتأثر أسواق الأوراق المالية الإسلامية كغيرها من الأسواق المالية الأخرى، بمختلف العوامل والأحداث من داخل السوق أو من خارجه، إذ تعتبر السوق المالية سوق ذات كفاءة عالية، إذا ما استجابت أسعار الأسهم والمؤشرات الأخرى على وجه السرعة لكل معلومة جديدة ترد إلى المتعاملين في السوق، سواء كانت هذه المعلومات مالية أو اقتصادية أو سياسية أو أي أحداث أخرى، يضاف إليها السجل التاريخي لأسعار الأسهم، والتي من شأنها تغيير نظرة المتعاملين إلى الجهات المصدرة للأسهم والسوق ككل.

يهتم التحليل الأساسي لسوق الأوراق المالية بتحليل هذه العوامل من عدة جوانب، بدءا بتحليل الظروف الاقتصادية الكلية المحيطة بالأسواق المالية وتأثيرها عليها، ثم تحليل ظروف القطاعات المكونة لهذه الأسواق، وأخيرا تحليل ظروف الشركات المدرجة بها. تهدف هذه الدراسة إلى تسليط الضوء على المستوى الأولى من التحليل الأساسي وذلك لبيان تأثير أهم المتغيرات الاقتصادية الكلية على تقلبات مؤشرات أداء أسواق الأسهم الإسلامية، حيث تحاول هذه الدراسة الإجابة على السؤال التالي:

ما هو أثر المتغيرات الاقتصادية الكلية على مؤشر أسعار الأسهم الإسلامية الماليزية خلال الفترة 2000-2018؟

لغرض الوصول إلى هدف الدراسة، اعتمدنا على فرضية مفادها أن للمتغيرات الاقتصادية الكلية المختلفة دورا مؤثرا في تفسير أسعار الأسهم الإسلامية، إلا أن درجة التأثير تختلف من متغير إلى آخر، حيث أن هناك علاقة سببية طويلة وقصيرة الأجل بين المتغيرات الاقتصادية والمؤشر العام لأسعار الأسهم. ويتم الإجابة على هذه الأسئلة واختبار صحة هذه الفرضية بالتطبيق على سوق الأسهم الماليزية، باعتبارها من أكبر وأهم الأسواق المالية الإسلامية.

اعتمدت الدراسة على الأسلوب الكمي القياسي، باستخدام السلاسل الزمنية Time series من خلال بناء نموذج اقتصادي قياسي. ونظرا لأن معظم السلاسل الزمنية تحتوي على جذر الوحدة، أي أنها غير مستقرة بسبب وجود عامل الاتجاه Trend، الذي يعكس ظروفا معينة تؤثر في جميع المتغيرات فتجعلها تتغير بنفس الاتجاه، فإنّ إتباع الأساليب التقليدية في التقدير سيؤدي إلى نتائج متحيزة، وبالتالي قد يكون التقدير زائفا. لذلك تمّ اللجوء إلى نموذج تصحيح الخطأ Error Correction Model (ECM)، والذي يُعد من النماذج القياسية الحديثة لدراسة العلاقات بين المتغيرات الاقتصادية الكلية. ويقدم هذا النموذج مقدرات تتصف بالكفاءة، حتى في حالة وجود ارتباط بين البواقي. وتم إجراء عدة اختبارات للتأكد من صلاحية النموذج، ومدى مطابقته لشروط تطبيق النماذج القياسية.

ينقسم البحث إلى قسمين، حيث يتضمن القسم الأول استعراض نظري لأثر أهم المتغيرات الاقتصادية الكلية على سوق الأوراق المالية، وذلك بالاعتماد على أدبيات النظرية الاقتصادية، ونتائج الدراسات السابقة في هذا المجال. أما القسم الثاني، فتم تخصيصه لتحليل أثر هذه المتغيرات الاقتصادية الكلية على مؤشر فاينانشال تايمز الإسلامي لبورصة ماليزيا FTSE Bursa Malaysia Hijrah Shariah، من خلال بناء نموذج قياسي لتحليل العلاقات بين المتغيرات الاقتصادية الكلية كمتغيرات مستقلة، ومؤشر أسعار الأسهم الإسلامية الماليزية كمتغير تابع، وذلك في محاولة للتوصل إلى نتائج عن درجة تأثر هذه السوق بالمتغيرات الاقتصادية الكلية المختلفة.

1.I- الإطار النظري لأثر بعض المتغيرات الاقتصادية الكلية على سوق الأوراق المالية

1.1.I - الناتج المحلي الإجمالي Gross Domestic Product (GDP)

يعتبر الناتج المحلي الإجمالي من أهم مؤشرات قياس النشاط الاقتصادي في الدولة خلال فترة معينة، والذي يمكن أن تنعكس التقارير الدورية حول مستوياته واتجاهاته المستقبلية على حركة أسعار الأوراق المالية. فقد أشارت بعض الدراسات إلى أن أسعار الأوراق المالية تتحرك بشكل متناسق ومنتظم مع حركة النشاط الاقتصادي (عطية، 2012)[1]، حيث ترتفع أسعار الفائدة خلال مرحلة الانتعاش، مما ينعكس سلبا على أسعار السندات فتنخفض أسعارها، ويحصل العكس خلال مرحلة الركود. وتتحرك أسعار الأسهم في اتجاه معاكس لحركة أسعار السندات، إذ تصل أسعارها إلى أقصى مستوى لها قبل وصول النشاط الاقتصادي إلى قمة الانتعاش، وتصل إلى أدنى مستوى لها قبل وصول النشاط الاقتصادي إلى قاع الركود (مطر & تيم، 2005)[2].

يستند البعض في تفسير العلاقة الطردية بين حالة النشاط الاقتصادي وأسعار الأسهم، إلى أن نمو الناتج الحقيقي له أثر ايجابي على زيادة الدخول الحقيقية لدى الأفراد، وبالتالي إمكانية ادخار مبالغ أكبر من الدخل الذي يحصلون عليه، والتي ستوجه إلى الاستثمار في شراء الأسهم مما يؤدي إلى ارتفاع أسعارها (عطية، 2012). والإعلان عن زيادة غير متوقعة في نمو الناتج يزيد من التفاؤل بشأن المستقبل، أي أن الاقتصاد مقبل على حركة انتعاش، والمزيد من الاستثمارات الممولة عن طريق السوق المالية، وتلك ظروف مشجعة لشراء الأسهم (حماد، 2006)[3].

II.1.2- العرض النقدي Money Supply

تفسر العديد من الدراسات كيفية تأثير عرض النقود على أسعار الأوراق المالية في إطار نموذج المحفظة المالية والسوق الكفء، والذي يشير إلى أن المستثمرين يحتفظون بثروتهم على شكل أصول مالية أو أصول حقيقية (سلع معمرة) فضلاً عن النقود. ففي حالة التوسع النقدي، تنخفض قيمة العملة المحلية، ووفقا لنظرية المحفظة يؤدي الانخفاض في قيمة العملة المحلية إلى قيام المستثمرين بإعادة توزيع الثروة بين الأصول، مما يؤثر على أسعار الأصول المكونة لها (Brunnermeier & Yuliy, 2016)[4]، وهذا ما يعرف بأثر الثروة، حيث أن الزيادة أو النقصان غير المتوقع في معدل نمو عرض النقود يؤدي إلى عدم توازن المحفظة، مما يدفع المستثمرين إلى إعادة موازنة مراكزهم المالية وفقا لتوجهاتهم الاستثمارية، وذلك بإحداث تغيرات على وضع النقود مقابل الأصول الأخرى مما ينتج عنه انتقال الآثار إلى الأسواق المالية ككل (Ariff et al, 2012)[5]. وهذا التعديل يؤدي إلى قيام توازن جديد يتم فيه تغير مستوى أسعار الأصول المختلفة، مما يجعل لتغيير عرض النقود تأثيرات في هذه الأسواق، وبالقدر الذي يشجع أو يثبط الجمهور على شراء أو بيع الأسهم والسندات وفق الأدوات الكمية والنوعية المتبعة للتحكم في عرض النقود.

يؤكد أنصار النظرية النقدية، وعلى رأسهم Friedman وSchwartz، أن أفضل سياسة نقدية هي التي تتصف بإمكانية التنبؤ بنمو عرض النقود، حيث أشاروا إلى وجود علاقة طردية موجبة تربط الكمية المعروضة من النقود بمستوى النشاط الاقتصاد، فزيادة العرض النقدي تؤدي إلى انخفاض أسعار الفائدة مما يشجع الاستثمار، وبالتالي زيادة الإنتاج وانخفاض نسبة البطالة، وينعكس ذلك في زيادة مستوى الطلب وزيادة أرباح الشركات وارتفاع أسعار الأسهم (الهندي، 2002)[6]. وأوضح James Tobin الصلة بين السياسة النقدية وأسعار الأسهم وأثرها على نمو النشاط الحقيقي من خلال نظرية توبين Tobin's q Theory، حيث بين أن هناك علاقة إيجابية بين عرض النقود وأسعار الأسهم.

II.1.3- سعر الفائدة Interest Rate

من أجل التأثير على الاقتصاد يجب أن تنتقل صدمات السياسة النقدية من السوق النقدي إلى سوق الأوراق المالية، حيث يرتبطان من خلال التوقعات. فبإهمال تكاليف المعاملات وعلاوات المخاطر، تنظر نظرية التوقعات إلى معدل الفائدة طويل الأجل على أنه متوسط معدلات الفائدة قصيرة الأجل المتوقعة التي تسود خلال فترة حياة السند (Sourial, 2002)[7]. وتميل أسعار الأسهم إلى التحرك في اتجاه معاكس لحركة أسعار الفائدة طويلة الأجل، وهذا من شانه تمكين البنك المركزي من التأثير بطريقة غير مباشرة على أسعار الأسهم من خلال تحكمه في أسعار الفائدة (السعيد، 2000)[8].

تتغير أسعار الأوراق المالية بشكل عام بسبب تأثرها بمعدل خصم التدفقات المستقبلية للشركات المصدرة للأسهم (التوزيعات المتوقعة للأرباح the expected dividends). فوفقا لنموذج خصم التدفقات النقدية المستقبلية the discounted cash flow model يؤدي انخفاض أسعار الفائدة إلى انخفاض المعدل الذي تخصم به هذه التدفقات النقدية، ما ينتج عنه ارتفاع صافي القيمة الحالية لتدفقات العائد المستقبلي، وبالتالي ارتفاع أسعار أسهم هذه الشركات (Wiedmann, 2011)[9]. وهناك أثر آخر لارتفاع أسعار الفائدة على أسعار الأسهم، يتمثل في ارتفاع تكلفة الاقتراض مما يؤدي إلى عزوف المستثمرين عن الاقتراض، وتنخفض الأموال المخصصة لشراء الأسهم، ويضعف الاتجاه نحو اقتناءها فتنخفض أسعارها، وبالتالي تنعكس التغيرات في معدلات الفائدة على أسعار وعوائد الأسهم دافعة المخاطرة إلى الزيادة أو الانخفاض تبعا لاتجاه تغير أسعار الفائدة (الداغر، 2005)[10].

II.1.4- التضخم Inflation

عند اتخاذ القرار الاستثماري، لابد أن تكون حسابات التكلفة والعائد على أساس الأرقام الحقيقية وليست الاسمية، ذلك بسبب أن العائد يفقد جزء من قيمته، نتيجة انخفاض قوته الشرائية خلال فترة الاستثمار تبعا لمعدل التضخم السائد (السعيد، 2000). تنسب النظرية الأساسية في مسألة أثر التضخم على أسعار وعوائد الأصول المالية إلى Irving Fisher الذي أشار إلى أن معدل الفائدة الاسمي يعكس على

الأقل المعلومات المتاحة حول القيمة المستقبلية لمعدل التضخم (Menike, 2006) [11]. وتشير فرضية فيشر إلى أن معدل الفائدة الاسمي يساوي معدل الفائدة الحقيقي مضافا إليه معدل التضخم المتوقع. وبما أن التوقعات في السياسة النقدية التوسعية تكون تضخمية، فإن زيادة عرض النقود قد تسبب توقعات بحدوث تضخم وذلك يؤدي إلى زيادة معدل الفائدة الاسمي (Alatiqi & Fazel, 2008) [12]. ويؤكد أنصار نظرية التوقعات العقلانية على العلاقة الايجابية بين أسعار الأسهم والتضخم، لكون التحول إلى سياسة نقدية توسعية تجعل المستثمرين يتوقعون معدل تضخم مرتفع يدفع الأسعار إلى الارتفاع فورا (Sourial, 2002).

يؤدي الارتفاع غير المتوقع في التضخم (الفرق بين التضخم الفعلي والتضخم المتوقع) مع توقعات بمزيد من السياسة النقدية المتشددة، إلى انخفاض في أسعار الأسهم، الناتج عن انخفاض التدفقات النقدية للشركات بسبب انخفاض الطلب على منتجاتها (الهندي، 1999) [13]، حيث يرتبط التضخم بشكل ايجابي مع أسعار الفائدة ويؤثر سلبا على أسعار الأسهم، وهذا ما يعرف بفرضية التضخم المتوقع inflation expectation hypothesis (Atanda, 2013) [14]، ومفادها أن أسعار الأسهم تنخفض نتيجة لارتفاع علاوة التضخم المَتَضَمَنة في أسعار الفائدة الاسمية، مما يؤدي إلى تقليل الأرباح الحقيقية الصافية بعد اقتطاع الضرائب. وهذا ما أوضحته فرضية فاما (Fama, 1981) [15] التي تشير إلى أن العلاقة بين عوائد الأسهم والتضخم ليست علاقة مباشرة، بل تمثل بديل عن العلاقة الطردية بين عوائد الأسهم والمتغيرات الاقتصادية الحقيقية، والتي تمثل المحدد الأساسي لأسعار الأسهم. وبالتالي ترتبط المتغيرات الاقتصادية الحقيقية بعلاقة عكسية مع التضخم، وعوائد الأسهم ترتبط بعلاقة طردية مع هذه المتغيرات، الأمر الذي يجعل من التضخم وعوائد الأسهم يرتبطان بعلاقة عكسية (Fama, 1981).

II.1.5- سعر الصرف Exchange Rate

جعلت الزيادات المستمرة في التجارة الدولية، وتحركات رؤوس الأموال من أسعار الصرف أحد المحددات الرئيسية لربحية الشركات وأسعار الأسهم (Kim, 2003) [16]. لذا فإن عدم استقرار أسعار الصرف سيجد صداه في سوق الأوراق المالية، حيث يمكن أن ينجم عن تغيرات أسعار الصرف تقلبات في عوائد وأسعار الأسهم، وذلك نتيجة لاتجاه المستثمرين نحو الاستثمار في أسواق مالية تنتمي لعدة دول، ما يتطلب تحويلات نقدية بين عملات مختلفة، كما أن السياسات النقدية لدولة المستثمر والدول الأجنبية تؤثر على سعر الصرف بين العملتين (Hildebrand, 2006) [17]. ترتفع مخاطر تقلبات العملة في كثير من الأسواق الناشئة بسبب عدم الاستقرار الاقتصادي، ولاسيما في حالات وجود معدلات مرتفعة من التضخم المحلي ما يؤدي إلى خفض قيمة العملة (السعيد، 2000).

تفسر العلاقة بين أسعار الصرف وسوق الأوراق المالية من خلال قناتين:

القناة المباشرة: يؤدي انخفاض سعر صرف عملة بلد ما إلى جعل أسعار الأصول المالية المحلية أرخص نسبيًا للمستثمرين الأجانب، مما يزيد من طلبهم عليها وارتفاع أسعارها تبعًا لذلك، وهذا يعني العلاقة العكسية بين أسعار الصرف وأسعار الأسهم والسندات.

القناة غير المباشرة: تمارس أسعار الصرف آثارًا غير مباشرة على سوق الأوراق المالية عبر السوق السلعية، بتأثيرها على القدرة التنافسية الدولية لشركات الدولة في السوق العالمية، من خلال تأثيرها على أسعار المدخلات (المواد الأولية والطاقة) والمخرجات وعلى قيمة أصولها وديونها بالعملة الأجنبية، وبالتالي التأثير في أرباح الشركات وقيمة الأسهم (Tabak, 2006) [18]، فارتفاع سعر الصرف يؤدي بالمصدرين إلى فقدان قدرتهم التنافسية في السوق الدولية، وبالتالي تقلص مبيعات وأرباح المصدرين وانخفاض أسعار الأسهم (العكس بالنسبة للمستوردين). وهذا يعني أن ارتفاع سعر الصرف له آثار سلبية (إيجابية) على سوق الأوراق المالية المحلية للدول التي تمتاز بهيمنة الصادرات (الواردات) (Yau & Nieh, 2006) [19]. ويترتب عن انخفاض سعر الصرف تأثير إيجابي للشركات ذات التوجهات التصديرية (Aniruddh et al, 2010) [20]، ومنه زيادة دخل هذه الشركات، مما يدعم أسعار الأسهم، وينعكس سلبا على الشركات التي تعتمد على سلع مستوردة في عملياتها الإنتاجية الأمر الذي يؤدي إلى ارتفاع تكاليفها الإنتاجية وانخفاض أرباحها وبالتالي انخفاض أسعار أسهمها (Wu, 2000) [21].

II.1.6- العجز الموازني Budget Deficit

يتم تحليل تأثير العجز الموازني على سوق الأوراق المالية من خلال سوق السندات وذلك بتأثيره على الأموال المتاحة للإقراض. حيث أن منحى الطلب على السندات مكافئ لمنحنى عرض الأموال المتاحة للإقراض، ومنحنى عرض السندات مكافئ لمنحنى الطلب على الأموال المتاحة

للإقراض (Hubbard & O'Brien, 2012) [22]. يوضح الشكل 3 أن العجز الموازني يخفض عرض الأموال المتاحة للإقراض، حيث أن هذا الإجراء ينقل منحنى العرض نحو اليسار من SL0 إلى SL1، والذي بدوره يؤدي إلى ارتفاع أسعار الفائدة التوازنية ويخفض من كمية الأموال المتاحة للإقراض في التوازن الجديد.

فإذا زاد العجز المالي وواجهت الحكومة صعوبة في زيادة الضرائب، فإنها تلجأ إلى تمويل العجز المالي من خلال الاقتراض أكثر، أي تقوم الحكومة بإصدار المزيد من السندات، وبالتالي فإن عرض السندات (الطلب على الأموال المتاحة للإقراض) سوف يرتفع، وسوف تنخفض أسعار السندات، وسوف ترتفع أسعار الفائدة تبعا لذلك.

II.1.7- الدين العام Public Debt

يعتبر تمويل الحكومة عن طريق إصدارها للقرض العام عبر بورصة الأوراق المالية أفضل طريقة لاستقطاب أكبر قدر ممكن من مدخرات الأفراد، وأداة مناسبة لتحريك أنشطة سوق الأوراق المالية (عفر & مصطفى، 1999) [23]. يكون لارتفاع نسبة الدين العام إلى الناتج المحلي الإجمالي تأثيراً سلبياً على النشاط الاقتصادي، حيث يدفع الحكومة إلى رفع الضرائب لتمويله، كما يؤدي إلى تزايد الضغوط لرفع معدلات الفائدة الحقيقية ومزاحمة الحكومة Crowding Out للاستثمار الخاص (كمال، 2010) [24]

إن تغير هيكل آجال الدين يغير من هيكل أسعار الفائدة (أندراوس، 2005) [25]. فزيادة آجال استحقاق الدين العام تؤدي إلى ارتفاع أسعار الفائدة الطويلة الأجل، وذلك تبعا لمسار أسعار الفائدة قصيرة الأجل في المستقبل. فالأثر الأساسي للتوسع في عرض السندات طويلة الأجل في ظل عدم تغير الطلب، يجعل أسعارها تنخفض. وتوصل بعض الباحثين إلى أن زيادة نسبة عرض السندات الحكومية ترتبط بشكل ايجابي مع العوائد بالنسبة للسندات قصيرة الأجل، وأن هذه العلاقة تكون قوية بالنسبة للسندات طويلة الأجل (Chadha et al, 2013) [26].

I.2- الدراسات السابقة

لقد كان موضوع تأثير المتغيرات الاقتصادية الكلية على أسواق الأوراق المالية التقليدية محل دراسة ونقاش في العديد من الدراسات على مدى السنوات الماضية، وهنا يمكن الإشارة إلى بعض منها.

تناولت دراسة (Ndlovu et al., 2018) [27] البحث في تأثير كل من التضخم، نمو العرض النقدي، أسعار الفائدة، وسعر الصرف العملة المحلية مقابل الدولار على سوق الأسهم بجنوب إفريقيا باستخدام بيانات ربع سنوية للفترة 1981-2016. تم تطبيق اختبار التكامل المشترك، نموذج VECM، وتحليل التباين لفهم العلاقة بين هذه المتغيرات. توصلت الدراسة إلى أن أسعار الفائدة، وعرض النقود، والتضخم لها علاقة إيجابية مع أسعار الأسهم بينما كان لسعر الصرف تأثير سلبي على المدى الطويل، وإلى وجود علاقة سببية أحادية الاتجاه من أسعار الصرف وأسعار الفائدة إلى أسعار السهم. واقتصرت دراسة (Chauque & Rayappan, 2018) [28] على التحقيق في تأثير متغير سعر الصرف والتضخم على أداء سوق الأسهم الماليزي، وذلك بإجراء العديد من الاختبارات الاقتصادية القياسية لتحديد طبيعة العلاقة بين هذه المتغيرات مثل اختبار جذر الوحدة واختبار السببية لـ granger، فضلا عن اختبارات الانحدار المتعدد، وذلك باستخدام بيانات شهرية للفترة 2007-2016. أشارت نتائج الدراسة إلى أن لسعر الصرف والتضخم تأثير سلبي على أداء سوق الأسهم في ماليزيا، كما أن للمتغيرين تأثير كبير على تباين السوق (مخاطر السوق). كما تظهر النتائج أن هناك علاقة سببية أحادية الاتجاه من مؤشر سوق الأسهم KLCI إلى التضخم. تشير هذه النتيجة إلى أنه يمكن استخدام قيم KLCI السابقة للتنبؤ بمستوى التضخم المستقبلي في ماليزيا.

قام (Khan & Khan, 2018) [29] بتطبيق نموذج ARDL باستخدام بيانات شهرية لتحديد تأثير مختلف المتغيرات الاقتصادية الكلية على أسعار الأسهم في باكستان خلال الفترة 2000-2016. أشارت نتائج الدراسة إلى أن أسعار الأسهم في بورصة كراتشي تتأثر كثيرا بكل من العرض النقدي، سعر الصرف وسعر الفائدة على المدى الطويل، أما على المدى القصير كانت جميع المتغيرات الكلية ذات تأثير غير معنوي باستثناء سعر الصرف الذي تكامل بشكل سلبي مع أسعار الأسهم. وفي نفس السوق أيضا اختبرت دراسة (Khan et al., 2018) [30] تأثير سعر الصرف، سعر الفائدة ومعدل التضخم على عوائد أسهم بعض الشركات المدرجة بمؤشر KSE 100. اعتمد الباحثون في هذه الدراسة على نموذج الانحدار المتعدد استخدام بيانات شهرية لـ 15 شركة للفترة 2008-2012. لتوضيح تأثير هذه المتغيرات الكلية على سوق الأسهم

الباكستاني. أشارت نتائج الدراسة إلى وجود تأثير إيجابي لسعر الصرف على عوائد الأسهم (على عكس الدراسة السابقة التي وجدت تأثيرا إيجابيا لسعر الصرف)، في حين كان لمعدل التضخم وسعر الفائدة تأثير سلبي كبير على عوائد الأسهم (على عكس الدراسة السابقة التي توصلت إلى وجود تأثير غير معنوي لهذه المتغيرات)، وأظهرت نتائج تحليل التباين أن من بين ثلاثة متغيرات للاقتصاد الكلي أظهر معدل التضخم خطأ أكبر في التنبؤ بمؤشر KSE 100.

دراسة أخرى لـ (Giri & Joshi, 2017) [31] تم فيها استخدام طريقة ARDL لفحص العلاقة طويلة الأجل بين أسعار الأسهم والمتغيرات الاقتصادية الكلية على المدى الطويل، وطريقة VECM لاختبار السببية على المدى الطويل والقصير باستخدام بيانات سنوية للفترة 1979-2014 تخص الاقتصاد الهندي. توصلت الدراسة إلى وجود علاقة طويلة الأجل بين المتغيرات، حيث يؤثر النمو الاقتصادي والتضخم وسعر الصرف بشكل إيجابي على أسعار الأسهم، كما تشير النتائج إلى أن السببية على المدى القصير والمدى الطويل تتجه من النمو الاقتصادي والاستثمار الأجنبي المباشر إلى أسعار الأسهم في السوق الهندي، أما تحليل التباين أظهر أن التطورات التي عرفها سوق الأوراق المالية في الهند تفسر من خلال الصدمات الخاصة بالسوق نفسه. وتم إجراء دراسة (Golam et al., 2017) [32] على 6 دول نامية (بنغلاديش، الهند، باكستان، سريلانكا، المالديف، والنيبال) باستخدام نموذج الانحدار المتعدد، للدراسة تأثير بعض المتغيرات الاقتصادية الكلية بالاعتماد على بيانات سنوية للفترة 2005-2015. أظهرت نتائج الدراسة أن سعر الصرف، احتياطي الصرف ومعدل الفائدة كلها ذات دلالة إحصائية في التأثير على أداء أسواق الأسهم للبلدان محل الدراسة، وبالمقابل لم يكن للتضخم والعرض النقدي تأثير جوهري على أداء سوق الأوراق المالية.

استخدم (Ernest et al., 2016) [33] بيانات البانل (panel data) السنوية لـ 41 دولة ناشئة للفترة 1996-2011 لتقدير تأثير بعض المتغيرات الاقتصادية الكلية على رسملة سوق الأسهم باستخدام طريقة المربعات الصغرى OLS والمربعات الصغرى الديناميكية DOLS. توصل الباحثون في هذه الدراسة إلى أن انخفاض كل من سعر الصرف بالدولار ومؤشر أسعار المستهلك يؤثر على نمو سوق الأوراق المالية بشكل سلبي، في حين أن زيادة المعروض النقدي يؤثر على سوق الأسهم إيجابيا. ودرس (Barakat et al, 2016) [34] العلاقة بين أربعة متغيرات اقتصادية كلية (مؤشر أسعار المستهلك، سعر الصرف، العرض النقدي، وسعر الفائدة) وعوائد الأسهم في سوقي مصر وتونس للأوراق المالية بتطبيق اختبارات السببية (VAR وGranger) وذلك باستخدام بيانات شهرية للفترة 1998- 2014. أشارت نتائج الدراسة إلى وجود علاقة سببية بين هذه المتغيرات وأسعار الأسهم في مصر بينما بالنسبة للسوق التونسية يستثنى مؤشر أسعار المستهلك الذي ليس له علاقة سببية مع عوائد الأسهم، كما كشفت النتائج أن المتغيرات الأربعة متكاملة مع سوق الأوراق المالية في كلا البلدين.

تناولت دراسة (Caporale, 2013) [35] طبيعة العلاقة بين الأسعار في سوق الأوراق المالية وأسعار الصرف في ستة اقتصاديات متقدمة باستخدام بيانات أسبوعية خلال الأزمة المالية للفترة 2007-2010. أشارت نتائج الدراسة إلى وجود آثار غير مباشرة أحادية الاتجاه من عوائد الأسهم إلى التغيرات في أسعار الصرف في الولايات المتحدة والمملكة المتحدة، وفي الاتجاه المعاكس في كندا، وآثار غير مباشرة ثنائية الاتجاه في منطقة اليورو وسويسرا. واستكشفت دراسة (Auzairy et al., 2011) [36] تأثير تحرير أسواق الأسهم وعوامل الاقتصاد الكلي (أسعار الصرف، أسعار الفائدة، أسعار النفط، وسيولة السوق) على أداء أسواق الأسهم في ثلاث دول (ماليزيا وتايلاند وإندونيسيا)، وذلك باستخدام تحليل الانحدار المتعدد للبيانات الأسبوعية للفترة 1997-2009. النتائج الرئيسية لهذه الدراسة تتمثل في أن سياسات التحرير أسواق الأوراق المالية التي تم تنفيذها في عام 1997 وبعده لم تكن فعالة بشكل كبير في تحسين أداء أسواق الأسهم في البلدان المتحررة، وأن تأثير المتغيرات الاقتصادية الكلية كان كبيرا على أداء أسواق الأسهم لهذه البلدان بعد عمليات التحرير التي عرفتها.

من خلال مراجعة الدراسات السابقة أعلاه، نلاحظ أن هذه الدراسات أسفرت عن نتائج مختلفة، حيث توصلت بعض الدراسات إلى وجود علاقة إيجابية بين بعض متغيرات الاقتصاد الكلي وأداء سوق الأسهم، بينما وجدت دراسات أخرى علاقة سلبية لنفس المتغيرات وفي نفس الأسواق أحيانا، والبعض الآخر لم يجد أية علاقة على الإطلاق.

هذه النتائج المختلفة ناتجة عن الاختلافات في المنهجية (اختلاف النماذج المستخدمة)، المتغيرات المستخدمة (مثلا نلاحظ اهتمام اكبر بمتغيرات السياسة النقدية وإهمال متغيرات السياسة المالية)، تباين فترة الدراسة ونوعية البيانات (سنوية، فصلية، شهرية، أسبوعية)، تباين مكان

الدراسة، كما أن لكل سوق خصائص معينة مثل اللوائح التنظيمية، حجم السوق، بيئة الاستثمار، نوع المستثمرين وعوامل أخرى ... أدت إلى اختلاف التأثير الناتج عن سلوك متغيرات الاقتصاد الكلي.

لا توجد أية دراسة من الدراسات السابقة قد تعرضت لتأثير المتغيرات الاقتصادية الكلية على أسواق الأسهم الإسلامية ومؤشراتها، رغم أن العديد من هذه الأسواق محل الدراسة تتواجد بها أدوات مالية إسلامية متداولة فيها، ومؤشرات محلية وعالمية تمثلها، والتي من المتوقع أن تتأثر بهذه المتغيرات.

نحاول من خلال هذه الدراسة، بيان أثر بعض المتغيرات الاقتصادية الكلية بما في ذلك متغيرات السياسة النقدية (سعر الفائدة، سعر الصرف، التضخم، العرض النقدي) وفقا لما جاء في الدراسات السابقة مضافا لها أهم متغيرات السياسة المالية (العجز الموازني والدين العام) والناتج المحلي الإجمالي على أداء سوق الأسهم الإسلامية الماليزية، باستخدام اختبار التكامل المشترك مثلما جاء في بعض الدراسات السابقة بالإضافة إلى توظيف نموذج تصحيح الخطأ والذي يُعد من النماذج القياسية الحديثة لدراسة العلاقات بين المتغيرات الاقتصادية الكلية، حيث يقدم هذا النموذج مقدرات تتصف بالكفاءة، حتى في حالة وجود ارتباط بين البواقي، كما سيتم إجراء عدة اختبارات للتأكد من صلاحيته، ومدى مطابقته لشروط تطبيق النماذج القياسية.

II – الطريقة والأدوات :

II.1– بيانات ومتغيرات النموذج القياسي

يهتم هذا الجزء بالبحث في أثر المتغيرات الاقتصادية الكلية على أداء مؤشر فاينانشال تايمز الإسلامي لبورصة ماليزيا FTSE Bursa Malaysia Hijrah Shariah باستخدام بيانات ربع سنوية للفترة 2000-2018. ويتم ذلك من خلال نموذج قياسي يضم مؤشر الأسعار كدالة في المتغيرات الاقتصادية الكلية، وتأخذ الدالة الصيغة التالية:

$$PIND = f(INT, INF, EXR, \frac{M3}{GDP}, \frac{DEF}{GDP}, \frac{DEBT}{GDP} \ldots\ldots\ldots 1)$$

حيث أن المتغير التابع لهذه الدراسة هو مؤشر أسعار الأسهم PIND، أما المتغيرات المفسرة فتشمل سعر الفائدة على أذونات الخزينة استحقاق ثلاثة أشهر INT، التضخم INF ممثل بالرقم القياسي لأسعار المستهلك، سعر صرف الرينجيت الماليزي مقابل الدولار الأمريكي EXR، نسبة العرض النقدي إلى الناتج المحلي الإجماليM3/GDP، نسبة العجز الموازني إلى الناتج المحلي الإجمالي DEF/GDP، نسبة الدين العام إلى الناتج المحلي الإجمالي DEBT/GDP.

II.2– تقدير النموذج

II.2.1– تقدير معادلة الانحدار المتعدد

تأخذ الصيغة رقم (1) شكل معادلة الانحدار المتعدد التالية:

$$PIND = \beta_{t0} + \beta_{t1} INT_t + \beta_{t2} INF_t + \beta_{t3} EXR_t + \beta_{t4} \frac{M3_t}{GDP_t} + \beta_{t5} \frac{def}{GDP_t} + \beta_{t6} \frac{debt}{GDP_t} + \varepsilon_t \ldots\ldots 2)$$

بعد تقدير الصيغة رقم (2) بالاعتماد على طريقة المربعات الصغرى العادية، باستخدام بيانات متغيرات الدراسة تحصلنا على نتائج التقدير في الجدول 1.

II.2.2– اختبار جذر الوحدة Unit Root Test

بينت الدراسات القياسية أن الكثير من السلاسل الزمنية تكون غير مستقرة، لاحتوائها على جذر الوحدة. ففي ظل افتراض استقرار السلاسل الزمنية في النماذج القياسية، يمكن الحصول على نتائج إحصائية جيدة، خاصة فيما يتعلق بمعامل التحديد ومعنوية المعلمات، إلا أنه بوجود مشكلة الارتباط الذاتي، تكون هذه النتائج مزيفة (انحدار زائف Spurious). ولاختبار استقرار السلسلة يتم الاعتماد على اختبار جذر الوحدة، والذي يهدف إلى تحديد ما إذا كانت المتغيرات مستقرة (ساكنة) عند مستوياتها الفعلية أو بعد أخذ الفروق الأولى لهذه البيانات.

يتم الاعتماد على اختبار Augmented Dicky-Fuller ADF القائم على فرضية العدم (H0) التي تنص على أن المتغير يتميز بوجود جذر الوحدة (عدم استقرار السلسلة)، في مقابل الفرضية البديلة (H1)، التي مفادها أن المتغير لا يحتوي على جذر الوحدة (سلسلة مستقرة). يتم رفض فرضية العدم، إذا كانت قيمة ADF المحسوبة أكبر من قيمة ADF الجدولية (بالقيمة المطلقة) عند مستويات معنوية محددة.

II.2.3- اختبار التكامل المشترك Cointegration test

التكامل المشترك هو تصاحب Association بين سلسلتين زمنيتين أو أكثر، بحيث تؤدي التقلبات في إحداها لإلغاء التقلبات في الأخرى، بطريقة تجعل النسبة بين قيمتيهما ثابتة عبر الزمن، وهذا يعني أن بيانات السلاسل الزمنية قد تكون غير مستقرة إذا ما أخذت كل على حدة، ولكنها تكون مستقرة كمجموعة. ومثل هذه العلاقة طويلة الأجل بين مجموعة المتغيرات، تفيد في التنبؤ بقيم المتغير التابع بدلالة مجموعة من المتغيرات المستقلة. فالتكامل المشترك هو التعبير الإحصائي لعلاقة التوازن طويلة الأجل، فإذا كان هناك مجموعة من المتغيرات تتصف بخاصية التكامل المشترك، فإن العلاقة بينها تكون متجهة لوضع التوازن في الأجل الطويل، بالرغم من إمكانية وجود انحرافات عن هذا الاتجاه في الأجل القصير، وبالتالي لا يكون الانحدار المقدر للعلاقة بينها زائفا.

نعتمد اختبار جوهانسن للتكامل المشترك Johansen Cointegration test، والذي يحتاج إلى تحديد العدد الأمثل لفترات الإبطاء (التأخير lag)، التي تحقق أفضل تقدير لنموذج تصحيح الخطأ، والتي يتم تحديديها بالاعتماد على عدة معايير (تحدد فترة الإبطاء المثلى على أساس أقل قيمة بالنسبة لكل معيار، ثم نختار فترة الإبطاء المثلى التي اعتمدها أكبر عدد ممكن من المعايير). وإذا كانت كل السلاسل الزمنية للمتغيرات متكاملة من نفس الدرجة الأولى، يمكننا اختبار التكامل المشترك بين متغيرات النموذج، ويتمثل في تحديد عدد معادلات التكامل المشترك، بالاعتماد على مدخل المعلومات الكاملة للاحتمال الأعظم Full Information Maximum Likelihood وذلك من خلال اختبار الأثر Trace test واختبار القيم المميزة العظمى Maximum Eigen values test.

II.2.4- نموذج تصحيح الخطأ Error Correction Model (ECM)

يستخدم هذا النموذج للتأكد من شكل العلاقة التوازنية (القصيرة والطويلة الأجل) بين المتغيرات الاقتصادية، التي تكون مستقرة من الدرجة الأولى، من خلال تحديد اتجاه العلاقة السببية، وتقدير سرعة الوصول إلى التوازن طويل الأجل، اعتبارا من أية اختلالات في الأجل القصير بين المتغير التابع والمتغيرات المستقلة الداخلة في النموذج.

يتطلب تصميم النموذج إضافة مقدار الخطأ في التوازن إلى معادلة النموذج، وهو حد تصحيح الخطأ Error Correction Term بناء على اختبار جوهانسن (يشترط وجود تكامل مشترك وفقا لطريقة جوهانسن)، وذلك لتجنب خطأ توصيف النموذج. حيث أن القيم المتباطئة للتغير في المتغيرات المستقلة، تمثل أثر العلاقة السببية في الأجل القصير، بينما يشير حد تصحيح الخطأ الذي يتوقع أن تكون إشارته سالبة، إلى سرعة تكييف الاختلالات أو سرعة التعديل من الأجل القصير إلى الأجل الطويل، أي يشير إلى مقدار التغير في المتغير التابع، نتيجة انحراف قيمة المتغير المستقل في الأجل القصير، عن القيمة التوازنية في الأجل الطويل بوحدة واحدة وبالتالي أثر العلاقة السببية في الأجل الطويل.

II.2.5- اختبارات صحة النموذج المقدر

لزيادة الثقة في النتائج التي يتم التوصل إليها، نقوم باختبارات أخرى للتأكد من صحة النموذج، وتتمثل هذه الاختبارات في اختبار الكشف عن مشكلة الارتباط التسلسلي Serial Correlation، واختبار وجود مشكلة عدم ثبات التباين Heteroscedasticity. يتم الاعتماد على Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test للكشف عن وجود الارتباط التسلسلي من عدمه. تتمثل فرضية العدم في هذا الاختبار في عدم وجود ارتباط تسلسلي، حيث تقبل هذه الفرضية إذا كانت قيمة P-value أكبر من مستوى معنوية 5%. ونعتمد على اختبار Breusch-Pagan-Godfrey للكشف عن مشكلة عدم ثبات التباين، حيث نقوم باختبار فرضية العدم، التي تنص على عدم وجود مشكلة عدم ثبات التباين (أي ثبات التباين Homoscedasticity)، مقابل فرضية وجود مشكلة عدم ثبات التباين (أي Heteroscedasticity)، حيث نقبل فرضية العدم إذا كانت قيمة P-value أكبر من مستوى معنوية 5%.

III- النتائج ومناقشتها:

يتضح من الخصائص الإحصائية للنموذج في الجدول رقم 1، معنوية معلمات النموذج (باستثناء نسبة العرض النقدي M3 إلى GDP، ونسبة العجز الموازني إلى GDP)، إذ كانت قيمة P-value أقل من مستوى المعنوية 1%، وبالتالي تصلح لتفسير التغيرات في مؤشر أسعار الأسهم الإسلامية، حيث كانت إشارتها موجبة، ما يعني وجود علاقة طردية بين التغيرات التي تحدث في نسبة الدين العام إلى الناتج المحلي الإجمالي، معدل التضخم، وسعر الفائدة على اذونات الخزينة من جهة ومؤشر أسعار الأسهم الإسلامية من جهة أخرى. وكانت إشارة معلمة سعر الصرف سالبة ما يعني وجود علاقة عكسية بين التغيرات التي تحدث في سعر صرف الرينجيت الماليزي مقابل الدولار الأمريكي والتغيرات التي تحدث في مؤشر أسعار الأسهم الإسلامية.

كما أن المتغيرات المستقلة مجتمعة، كان لها تأثير معنوي عند مستوى معنوية 1%، وبالتالي فهي تصلح معا لتفسير التغيرات الحاصلة في المتغير التابع. وتشير قيمة معامل التحديد 0.8708 (R-squared)، أن المتغيرات المستقلة تفسر 87.08% من التغير الكلي الذي يحدث في مؤشر أسعار الأسهم الإسلامية، ما يدل على أن النموذج المقدر، يتمتع بجودة توفيق جيدة تجعله يتمتع بمقدرة تفسير جيدة. هذه النتائج تعطينا انطباع أولي بأن نموذج الانحدار المقدر، يمثل انحدار غير زائف Spurious.

يوضح الجدول 2 نتائج اختبارات جذر الوحدة باستخدام فترات إبطاء lags مختلفة لكل المتغيرات، بناء على معيار شوارتز Schwarz information criterion. حيث أن السلاسل الزمنية لكل المتغيرات، كانت غير ساكنة عند مستوياتها الأصلية، لأن جميع القيم المقدرة لـ (t) أقل من القيم الجدولية، مما يعني قبول فرضية العدم، التي تنص على عدم سكون المتغيرات عند مستوياتها الفعلية، وبالتالي احتوائها على جذر الوحدة، أي أنها غير متكاملة من الدرجة صفر. وعند احتساب الفروق الأولى للمتغيرات تم رفض فرضية العدم وقبول الفرضية البديلة، التي تنص على استقرار المتغيرات عند الفروق الأولى، أي أنها متكاملة من الدرجة الأولى Integred order I~(1). كما كانت بواقي النموذج Residual مستقرة عند مستوياتها الأصلية عند مستوى معنوية 1%، وهذا تأكيد على صحة نموذج الانحدار المقدر. وبما أن المتغيرات محل الدراسة هي متغيرات متكاملة من الدرجة الأولى، فإن ذلك يعني وجود علاقة توازن طويلة الأجل، أي صلاحية نموذج الانحدار المقدر لتفسير العلاقة بين المتغيرات السابقة على المدى الطويل.

يظهر الجدول 3 نتائج تحديد فترة الإبطاء، حيث سيتضمن اختبار التكامل المشترك ونموذج تصحيح الخطأ فترة إبطاء واحدة. ويوضح الجدول 4 نتائج إجراء اختباري الأثر والقيم المميزة العظمى، باستخدام طريقة جوهانسن للتكامل المشترك. حيث تم رفض فرضية عدم وجود معادلة تكامل المشترك عند مستوى معنوية 1%، لأن إحصائية الاختبارين كانت أكبر من القيم الحرجة، ونفس الشيء بالنسبة لفرضية وجود معادلة تكامل مشترك واحدة. وتم قبول فرضية وجود معادلتين للتكامل المشترك بين المتغيرات محل الدراسة أي أن (r=2). وهذا يعني أن مؤشر أسعار الأسهم الإسلامية متكامل تكامل مشترك مع المتغيرات المستقلة محل الدراسة، ومنه توجد علاقة توازنية طويلة الأجل بين هذه المتغيرات، وأنها لا تبتعد كثيرا عن بعضها البعض في المدى الطويل، بحيث تظهر سلوكا متشابها، وهو ما يتفق مع نتائج تحليل الانحدار المتعدد بعد تطبيق اختبار الاستقرار على البواقي وثبت أنها مستقرة.

يبين الجدول 5 نتائج تقدير نموذج تصحيح الخطأ. حيث نلاحظ أن إشارة معلمة حد تصحيح الخطأ C(1) سالبة ومعنوية عند مستوى 10%، وC(2) معنوية عند مستوى 1%، مما يعني وجود علاقة توازن طويلة الأجل بين مؤشر أسعار الأسهم والمتغيرات المستقلة. ومنه توجد علاقة سببية طويلة الأجل من المتغيرات المستقلة إلى المتغير التابع مؤشر أسعار الأسهم الإسلامية. وبالتالي المتغيرات المستقلة لها تأثير جوهري على المدى الطويل على المتغير التابع.

أما عن العلاقة السببية في الأجل القصير، نعتمد على اختبار والد Wald Test لاختبار معنوية معاملات المتغيرات المستقلة، أي هل توجد علاقة سببية قصيرة الأجل بين كل متغير مستقل على حده والمتغير التابع؟ تم التوصل في الجدول 6 إلى عدم معنوية كل المعلمات قصيرة الأجل للنموذج، وبالتالي لا يوجد تأثير جوهري للمتغيرات المستقلة على مؤشر أسعار الأسهم الاسلامية في المدى القصير، وبالتالي لا توجد علاقة سببية قصيرة الأجل من المتغيرات المستقلة إلى مؤشر أسعار الأسهم الاسلامية PIND.

نلاحظ من الخصائص الإحصائية للنموذج أن المتغيرات المستقلة مجتمعة كان لها تأثير معنوي، وبالتالي فهي تصلح معا لتفسير التغيرات الحاصلة في المتغير التابع، وهذه إشارات جيدة على صحة النموذج. وتشير قيمة معامل التحديد 0.2345 أن المتغيرات المستقلة تفسر معا 23.45% من التغيرات الكلية التي تحدث في مؤشر أسعار الأسهم، وهذا ما يدل على أن النموذج المقدر يتمتع بجودة توفيق (تفسير) جيدة. كما أن مقارنة قيمة معامل التحديد مع قيمة دربن – واتسون الإحصائية التي بلغت 205.31% أي أقل منها، تؤكد بأن نموذج تصحيح الخطأ المقدر هو عبارة عن نموذج غير زائف.

نلاحظ من خلال الجدول 7 أن قيمة P(Chi-Square) 38.4% أكبر من مستوى معنوية 5%، مما يعني أنه قبول فرضية العدم التي تنص على أن هذا النموذج لا يتميز بوجود ارتباط تسلسلي وهذه إشارة جيدة على صحته. كما جاءت نتائج اختبار عدم ثبات التباين في الجدول 8 إيجابية، حيث نلاحظ أن قيمة P(Chi-Square) 9.21% أقل من مستوى معنوية 10%، مما يعني قبول فرضية العدم التي تنص على أن هذا النموذج يتميز بثبات التباين، وهذه إشارة أخرى على صحة النموذج وإمكانية قبول نتائجه.

IV- الخلاصة :

ركزت الدراسات السابقة على تحليل آثار المتغيرات الاقتصادية الكلية على أسواق الأوراق المالية التقليدية، وقدمت نتائج متنوعة في هذا المجال. كان الهدف من هذه الدراسة، تحليل أثر بعض المتغيرات الاقتصادية الكلية على أداء سوق الأوراق المالية الإسلامية، من خلال استخدام الأساليب القياسية بالاعتماد على نموذج تصحيح الخطأ، الذي يُعد من النماذج القياسية الحديثة لدراسة العلاقات بين المتغيرات الاقتصادية الكلية.

أوضحت النتائج في النموذج الخطي العادي، أن المتغيرات المستقلة مجتمعة كان لها تأثير معنوي، وبالتالي فإن مؤشر سوق الأسهم الإسلامية الماليزية يستجيب للمتغيرات الاقتصادية الكلية مجتمعة. وأثبتت نتائج اختبار التكامل المشترك، أن مؤشر أسعار الأسهم الإسلامية الماليزية متكامل تكامل مشترك مع المتغيرات السابقة. وتعني هذه النتيجة وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغيرات، وأنها لا تبتعد كثيرا عن بعضها البعض في المدى الطويل، بحيث تظهر سلوكا متشابها، وهو ما يتفق مع نتائج تحليل الانحدار المتعدد. وكانت إشارة معلمة حد تصحيح الخطأ في نموذج تصحيح الخطأ سالبة ومعنوية عند مستوى 1%، مما يعني وجود علاقة توازن طويلة الأجل بين مؤشر أسعار الأسهم الإسلامية والمتغيرات المستقلة. أي أنه توجد علاقة سببية طويلة الأجل من المتغيرات المستقلة إلى المتغير التابع مؤشر أسعار الأسهم الإسلامية. وبالتالي المتغيرات المستقلة لها تأثير جوهري في المدى الطويل على المتغير التابع.

كشفت الاختبارات الأخرى عن صلاحية النموذج المقدر وإمكانية قبول نتائجه، أي أن المتغيرات الاقتصادية الكلية، لها تأثير جوهري على مؤشر أسعار الأسهم الإسلامية الماليزية. يرتبط المؤشر بعلاقة ايجابية مع كل من سعر الفائدة والعرض النقدي، وعلاقة عكسية مع سعر الصرف الرينجيت الماليزي مقابل الدولار، التضخم، نسبة العجز الموازني والدين العام إلى GDP. وعليه فإن تسعير الأوراق المالية في سوق الأسهم الإسلامية، يأخذ بعين الاعتبار المعلومات الواردة حول تطور المتغيرات الاقتصادية الكلية.

في ضوء النتائج المتوصل إليها في الجانبين النظري والتطبيقي من هذه الدراسة، نوصي بضرورة قيام المستثمرين في مجال الأسهم والأسواق المالية الإسلامية أخذ المتغيرات الاقتصادية الكلية المختلفة بعين الاعتبار عند اتخاذ قراراتهم الاستثمارية، من خلال تحليل هذه المتغيرات لبيان آثارها المحتملة على العوائد المستقبلية لمحافظهم الاستثمارية ومحاولة التنبؤ بها، وذلك لتجنب الآثار غير المرغوبة لهذه المتغيرات وما تحدثه من تقلبات في العائد والمخاطرة، مع ضرورة توظيف استراتيجيات إدارة المحافظ المالية الحديثة دون تجاوز البعد الإسلامي وما يضمه من مبادئ الاستثمار المالي الإسلامي. أما بالنسبة لصانعي السياسة الاقتصادية (خاصة النقدية والمالية منها) وإدارات الأسواق المالية الإسلامية، فمن الضروري العمل معا على صياغة سياسات الاقتصاد الكلي بطريقة تسمح بتحقيق الاستقرار في هذه الأسواق وتجنب الأزمات المالية التي ترتبط بالأسواق المالية التقليدية والتي تعود أهم أسبابها إلى اختلال متغيرات هذه السياسات الاقتصادية الكلية، حيث أن مراقبة وإدارة متغيرات مثل سعر الصرف، سعر الفائدة، التضخم، العرض النقدي، العجز الموازني، والدين العام من شأنه المساعدة على ترقية وتطوير أسواق الأوراق المالية الإسلامية، واستقطابها لمزيد من المستثمرين والشركات الراغبة في الإدراج ضمنها.

– ملاحق :

الجدول (1): نتائج تقدير معادلة الانحدار المتعدد

المتغيرات المستقلة	المعلمة	الانحراف المعياري للمعلمة	إحصائية t	احتمال (إحصائية t)
C	-30856.56	5810.440	-5.310537	0.0000
INT	2965.439	541.3560	5.477799	0.0000
INF	228.9283	45.61761	5.018419	0.0000
EXR	-2253.197	605.7824	-3.719483	0.0004
M3/GDP	-1379.521	888.9199	-1.551907	0.1256
DEF/GDP	2353.007	4217.341	0.557936	0.5788
DEBT/GDP	12208.44	1281.793	9.524500	0.0000
خصائص النموذج				
معامل التحديد R-squared	معامل التحديد المعدل Adj. R-squared	إحصائية F F-statistic	احتمال (إحصائية F) Prob(F-statistic)	إحصائية دربن-واتسون D-W statistic
0.870805	0.858693	71.89566	0.000000	0.696494

المصدر: من إعداد الباحث بناء على مخرجات برنامج EViews 9

الجدول (2): نتائج اختبار جذر الوحدة

المتغيرات		المستويات الفعلية للمتغيرات			الفروق الأولى للمتغيرات		
		بدون ثابت واتجاه عام	ثابت	ثابت واتجاه عام	بدون ثابت واتجاه عام	ثابت	ثابت واتجاه عام
GDP		4.984	2.124	-2.016	-0.588	-5.539	-6.230
INT		-0.045	-2.870	-2.961	-8.160	-8.099	-8.017
INF		1.006	-1.137	-2.247	-8.529	-8.608	-8.570
EXR		0.071	-1.370	-1.352	-7.582	-7.532	-7.562
M3/GDP		-0.112	-2.154	-2.210	-5.923	-5.875	-5.887
DEF/GDP		-1.227	-2.942	-3.109	-18.254	-18.137	-17.964
DEBT/GDP		1.061	-2.135	-2.692	-8.576	-8.722	-8.789
PIND		1.085	-0.715	-2.850	-7.262	-7.446	-7.368
Resid		-4.361	-4.342	-4.319	/	/	/
القيم الحرجة	%1	-2.599	-3.530	-4.098	-2.599	-3.530	-4.098
	%5	-1.945	-2.904	-3.477	-1.945	-2.904	-3.477
	%10	-1.613	-2.589	-3.166	-1.613	-2.589	-3.166

المصدر: من إعداد الباحث بناء على مخرجات برنامج EViews 9

الجدول (3): نتائج تحديد فترة الإبطاء المثلى

فترات الإبطاء	معيار أكايكي للمعلومة AIC	معيار شوارتز SIC	معيار هانان – كوين HQC
0	19.98598	20.23032	20.08156
1	10.84754	12.80226*	11.61214*
2	11.05300	14.71811	12.48663
3	10.97174	16.34723	13.07439
4	10.50497*	17.59083	13.27664

* تشير إلى عدد فترات الإبطاء المحددة من طرف المعيار عند مستوى معنوية 5%

المصدر: من إعداد الباحث بناء على مخرجات برنامج EViews 9

الجدول (4): نتائج اختبار التكامل المشترك لجوهانسن

اختبار القيم المميزة العظمى Maximum Eigen Values test			اختبار الأثر Trace test			القيم المميزة Eigen Value	الافتراضات
الاحتمال	القيم الحرجة %1	الإحصائية Max-Eigen Stat	الاحتمال	القيم الحرجة %1	الإحصائية Trace Stat		عدد معادلات التكامل المشترك
0.0008	52.30821	60.63271	0.0000	135.9732	179.2492	0.600954	0
0.0069	45.86900	47.11836	0.0006	104.9615	118.6165	0.510277	على الأكثر 1
0.2798	39.37013	26.69882	0.0365	77.81884	71.49810	0.332708	على الأكثر 2*
0.1371	32.71527	23.93191	0.0942	54.68150	44.79928	0.304139	على الأكثر 3
0.4743	25.86121	12.76320	0.3660	35.45817	20.86737	0.175833	على الأكثر 4
0.5480	18.52001	6.515564	0.4543	19.93711	8.104171	0.094004	على الأكثر 5
0.2075	6.634897	1.588606	0.2075	6.634897	1.588606	0.023782	على الأكثر 6

* تشير إلى قبول فرضية وجود معادلتين للتكامل المشترك بين المتغيرات (r=2).

المصدر: من إعداد الباحث بناء على مخرجات برنامج EViews 9

الجدول (5): نتائج تقدير نموذج تصحيح الخطأ

نموذج تصحيح الخطأ المقدر:

D(PIND) = C(1)*(PIND(-1) - 563.09082853*INF(-1) + 5591.50872905*EXR(-1) - 8856.48780962*M3(-1)/GDP(-1) - 226458.816703*DEF(-1)/GDP(-1)+ 5148.93221938*DEBT(-1)/GDP(-1) + 57830.5866282) + C(2)*(INT(-1) - 0.16816881886*INF(-1) + 2.24931057131*EXR(-1) +3.63955164591*M3(-1)/GDP(-1) - 12.807517664*DEF(-1)/GDP(-1) + 3.48939733105*DEBT(-1)/GDP(-1) - 18.8561661852) + C(3)*D(PIND(-1)) + C(4)*D(INT(-1)) + C(5)*D(INF(-1)) + C(6)*D(EXR(-1)) + C(7) *D(M3(-1)/GDP(-1)) + C(8)*D(DEF(-1)/GDP(-1)) + C(9)*D(DEBT(-1) /GDP(-1)) + C(10)

	المعلمة	الانحراف المعياري للمعلمة	إحصائية t	احتمال (إحصائية t)
C(1)	-0.024205	0.014302	-1.692350	0.0959
C(2)	241.0531	77.15888	3.124113	0.0028
C(3)	-0.002794	0.144589	-0.019325	0.9846
C(4)	259.0950	381.6051	0.678961	0.4999
C(5)	-3.169024	36.77511	-0.086173	0.9316
C(6)	-604.9990	781.4276	-0.774223	0.4419
C(7)	517.1953	659.4971	0.784227	0.4361
C(8)	-4688.927	2248.011	-2.085811	0.0414
C(9)	-1262.936	1978.763	-0.638245	0.5258
C(10)	178.8290	85.11359	2.101063	0.0400

خصائص النموذج

معامل التحديد R-squared	معامل التحديد المعدل Adj. R-squared	إحصائية دربن-واتسون D-W statistic
0.234524	0.115743	2.053153

المصدر: من إعداد الباحث بناء على مخرجات برنامج EViews 9

الجدول (6): نتائج اختبار معنوية المتغيرات المستقلة

إحصائية الاختبار	القيمة	درجات حرية	الاحتمال
F-statistic	0.741077	(7, 58)	0.6382
Chi-square	5.187540	7	0.6371
فرضية العدم: C(3)=C(4)=C(5)=C(6)=C(7)=C(8)=C(9)=0			

القيود المعيارية (=0)	القيمة	الانحراف المعياري
C(3)	-0.002794	0.144589
C(4)	259.0950	381.6051
C(5)	-3.169024	36.77511
C(6)	-604.9990	781.4276
C(7)	517.1953	659.4971
C(8)	-4688.927	2248.011
C(9)	-1262.936	1978.763

المصدر: من إعداد الباحث بناء على مخرجات برنامج EViews 9

الجدول (7): نتائج اختبار بروش- قودفرى الارتباط التسلسلي

إحصائية F F-statistic	0.811003	احتمال Prob. F(2,56)	0.4496
عدد المشاهدات*معامل التحديد Obs*R-squared	1.914138	احتمال Chi-Square(2)	0.3840

المصدر: من إعداد الباحث بناء على مخرجات برنامج EViews 9

الجدول (8): نتائج اختبار بروش- باقان - قودفرى لعدم ثبات التباين Heteroskedasticity Test

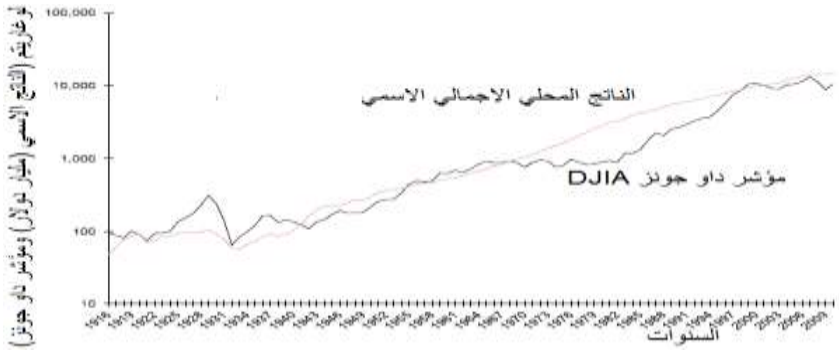
إحصائية F F-statistic	1.725335	احتمال Prob. F(16,51)	0.0715
عدد المشاهدات*معامل التحديد Obs*R-squared	23.88087	احتمال Chi-Square(16)	0.0921
مقياس مجموع المربعات scaled explained sum of squares	33.04444	احتمال Chi-Square(16)	0.0073

المصدر: من إعداد الباحث بناء على مخرجات برنامج EViews 9

الشكل (1): العلاقة بين الدورات التجارية (أو دورات الأعمال) ودورات سوق الأوراق المالية

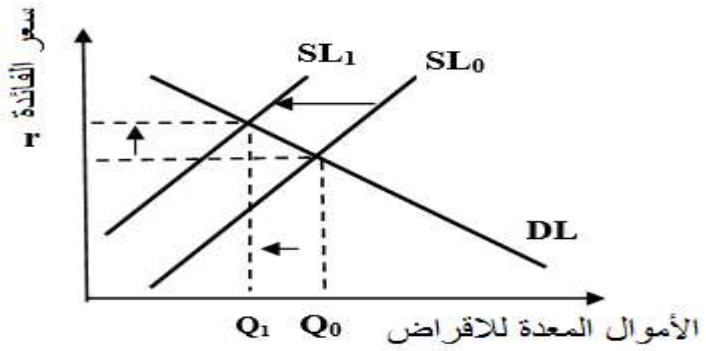
Sources: Brian J. Jacobsen & Wayne Badorf (2010), **Market Cycles and Business Cycles,** The technical analyst, Issue N° 36, p: 23.

الشكل (2): العلاقة بين GDP ومؤشر DJIA في الولايات المتحدة 1916-2009



Sources: Charles Mulford & Narayanan Jayaraman (2011), **Seeking Guidance for the Dow? Try GDP**, Georgia Tech Financial Analysis Lab, Atlanta, p: 4.

الشكل (3): أثر العجز الموازني على عرض الأموال المتاحة للإقراض



Source: Mankiw N. Gregory (2011), **Principles of Macroeconomics**, South-Western Cengage Learning, USA, 7th ed, p: 273.

- الإحالات والمراجع :

1 عطية، محمود صالح. (2012). **تحليل العوامل الموضوعية المؤثرة في سوق الأوراق المالية مع الإشارة إلى سوق العراق للأوراق المالية**. مجلة ديالي للبحوث الإنسانية، العدد 54، العراق: جامعة ديالي، ص.ص 617-651. على الخط: https://www.iasj.net/iasj?func=fulltext&aId=44818 (تاريخ الزيارة 2018/05/15).

2 مطر، محمد & تيم، فايز. (2005). **إدارة المحافظ الاستثمارية**. الطبعة الأولى، عمان: دار وائل للنشر، ص.130.

3 حماد، طارق عبد العال. (2006). **التحليل الفني والأساسي للأوراق المالية**. الطبعة الأولى، الإسكندرية: الدار الجامعية، ص.88.

4 Brunnermeier, M. K. & Yuliy, S. (2016). **The I Theory of Money**. Unpublished w paper, Princeton University. OnLine : https://scholar.princeton.edu/markus/publications/i-theory-money (Visited 07/01/2019).

5 Ariff, M. (2012). **Money Supply**, **Interest Rate**, **Liquidity and Share Prices**: **A Test of Their Linkage**. Global Finance Journal, 23(3), pp. 202-220. OnLine : https://doi.org/10.1016/j.gfj.2012.10.005 (Visited 07/01/2019).

6 الهندي، منير إبراهيم. (2002). **الأوراق المالية وأسواق رأس المال**. الطبعة الأولى، الإسكندرية: منشأة المعارف، ص.291.

7 Sourial, M.S. (2002). **Monetary policy and its impact on the stock market**: **The Egyptian case**. Cairo, Egypt, Ministry of economy and foreign trade. Economic Working Paper, Archive N°0204002.

8 السعيد، هالة حلمي. (2000). **دراسة تحليلية لأثر المتغيرات الاقتصادية الكلية على أداء سوق الأوراق المالية**. سلسلة رسائل بنك الصناعي رقم 62، الكويت.

9 Wiedmann, M. (2011). **Money**, **Stock Prices and Central Banks**: **A Cointegrated VAR Analysis**. Physica –Verlag (Springer), Germany, p. 24.

10 الداغر، محمد محمود. (2005). **الأسواق المالية: مؤسسات – أوراق – بورصات**. الطبعة الأولى، عمان: دار الشروق، ص.189.

11 Menike, L.M.C.S. (2006). **The Effect of Macroeconomic Variables on Stock Prices in Emerging Sri Lankan Stock Market**. Sabaragamuwa University Journal. 6(1), pp. 50-67. OnLine : https://suslj.sljol.info/articles/10.4038/suslj.v6i1.1689/galley/1422/download/ (Visited 18/05/2018).

12 Alatiqi, S. & Fazel, S. (2008). **Can Money Supply Predict Stock Prices?**. Journal For Economic Educators. 8(2), pp. 54-59. OnLine : http://capone.mtsu.edu/jee/fall2008/5-MS708-MoneySupplyStockP.pdf (Visited 18/05/2018).

13 الهندي، منير إبراهيم. (1999). **أساسيات الاستثمار في الأوراق المالية**. الطبعة الأولى، الإسكندرية: منشأة المعارف، ص.166.

14 Atanda, M. S. et al. (2013). **A Bayesian Estimation of the Relationship among Economic Fundamentals and Stock Market Performance in Nigeria**. Asian-African Journal Economics and Econometrics, 13(2), 189-208.

15 Fama, E (1981). **Stock Returns**, **Real Activity**, **Inflation and Money**. The American Economic Review. 71(4). pp. 545-565. OnLine : http://www.jstor.org/stable/1806180 (Visited 20/05/2018).

16 Kim, K. h. (2003). **Dollar Exchange Rate and Stock Price**: **Evidence from Multivariate Cointegration and Error Correction model**. Review of Financial Economics, working paper N° 12. OnLine: https://doi.org/10.1016/S1058-3300(03)00026-0 (Visited 20/05/2018).

17 Hildebrand, P. M. (2006). **Monetary Policy and Financial Markets**. Financial Markets and Portfolio Management, 20(1), pp. 7-18. OnLine: https://link.springer.com/article/10.1007/s11408-006-0004-8 (Visited 20/05/2018).

18 Tabak, B. M. (2006). **The dynamic relationship between stock prices and exchange rates**: **evidence for Brazil**. Working paper series N° 124, Banco Central Do Brasil. OnLine: https://www.bcb.gov.br/pec/wps/ingl/wps124.pdf (Visited 25/05/2018).

19 Yau, H. Y. & Nieh, C. C. (2006). **Interrelationships Among Stock Prices of Taiwan and Japan and NTD/Yen Exchange Rate**. Journal of Asian Economics, 17(3), pp. 535-552. OnLine: https://doi.org/10.1016/j.asieco.2006.04.006 (Visited 25/05/2018).

20 Aniruddh, G. A. et al. (2010). **A Study of Exchange Rates Movement and Stock Market Volatility**. International Journal of Business and Management, 5(12), pp. 62-73. OnLine: 10.5539/ijbm.v5n12p62 (Visited 27/05/2018).

21 Wu, Y. (2000). **Stock Prices and Exchange Rates in a VEC Model**: **The Case of Singapore in the 1990s**. Journal of Economics and Finance, 24(3), pp.260-274. OnLine: https://doi.org/10.1007/BF02752607 (Visited 25/05/2018).

22 Hubbard, G. R. & O'Brien, A. P. (2012). **Money**, **Banking**, **and the Financial System**. Prentice Hall, 2nd ed, pp. 108-109.

23 عفر، محمد عبد المنعم & مصطفى، أحمد فريد. (1999). **الاقتصاد المالي الوضعي والإسلامي بين النظرية والتطبيق**. الطبعة الأولى، الإسكندرية : مؤسسة شباب الجامعة، ص.269.

24 كمال، منى. (2010). **الإطار النظري للتنسيق بين السياستين المالية والنقدية**. MPRA Paper رقم 26856. على الخط: https://mpra.ub.uni-muenchen.de/26856/1/MPRA_paper_26856.pdf (تاريخ الزيارة 2018/05/15).

25 أندراوس، عاطف وليم. (2005). **السياسة المالية وأسواق الأوراق المالية خلال فترة التحول لاقتصاد السوق**. الإسكندرية: مؤسسة شباب الجامعة، ص.161.

26 Chadha, J. S. et al. (2013). **The interest rate effects of government debt maturity**. BIS Working Papers N° 415. OnLine : https://www.bis.org/publ/work415.pdf (Visited 28/05/2018).

27 Ndlovu, B. et al. (2018). **The Impact of Macroeconomic Variables on Stock Returns**: **A Case of the Johannesburg Stock Exchange**. Romanian Statistical Review, 2, pp. 87-104. OnLine : http://www.revistadestatistica.ro/wp-content/uploads/2018/06/RRS-2_2018_A61.pdf (Visited 05/01/2019).

28 Chauque, D. F. F. & Rayappan, P. A. P. (2018). **The Impact of Macroeconomic Variables on Stock Market Performance**: **A Case of Malaysia**. Edelweiss Applied Science and Technology, 2(1), pp. 100-104. OnLine: http://edelweisspublications.com/edelweiss/article/Impact-Macroeconomic-Variables-stock-Market-Performance-Case-Malaysia-2576-8484-EAST-18-122.pdf (Visited 05/01/2019).

29 Khan, J. & Khan, I. (2018). **The Impact of Macroeconomic Variables on Stock Prices**: **A Case Study of Karachi Stock Exchange**. Business and Economics Journal, 9(3), pp. 1-8. OnLine : https://doi.org/10.4172/2151-6219.1000365 (Visited 06/01/2019).

30 Khan, M. T. et al. (2018). **Impact of Macroeconomic Factors on Stock Returns of KSE 100 Index**. Journal of Business and Tourism, 4(1), pp. 133-145. OnLine : www.awkum.edu.pk/jbt/downloads/Volume-04-Number-01-Jan-June-2018/133%20-%20145.pdf (Visited 06/01/2019).

31 Giri, A. K. & Joshi, P. (2017). **The Impact of Macroeconomic Indicators on Indian Stock Prices**: **An Empirical Analysis**. Studies in Business and Economics, 12(1), pp. 61-78. OnLine : https://doi.org/10.1515/sbe-2017-0005 (Visited 07/01/2019).

32 Golam, M. W. U. et al. (2017). **Effect of Macroeconomic Variables on Stock Market Performance of SAARC Countries**. Asian Economic and Financial Review, 7(8), pp. 770-779. OnLine : https://doi.org/10.18488/journal.aefr.2017.78.770.779 (Visited 07/01/2019).

33 Ernest, W. C. et al. (2016). **Macroeconomic variables and stock market performance of emerging countries**, Journal of Economics and International Finance, 8(7), pp. 106-126. OnLine : https://doi.org/10.5897/JEIF2016.0743 (Visited 07/01/2019).

34 Barakat, M. R. et al. (2016). **Impact of Macroeconomic Variables on Stock Markets**: **Evidence from Emerging Markets**. International Journal of Economics and Finance,8(1), pp. 195-207. OnLine : https://doi.org/10.5539/ijef.v8n1p195 (Visited 05/01/2019).

35 Caporale G. M. (2013). **On the linkages between stock prices and exchange rates**: **Evidence from the banking crisis of 2007–2010**. Economics and Finance Working Paper Series, No. 13-07, OnLine : https://www.brunel.ac.uk/economics-and-finance/research/pdf/1307.pdf (Visited 20/06/2018).

36 Auzairy, N. A. et al. (2011). **Stock Market Deregulation**, **Macroeconomic Variables and Stock Market Performances**. International Journal of Trade, Economics and Finance, 2(6), pp. 495-500. OnLine : https://www.ijtef.org/papers/155-W10046.pdf (Visited 06/01/2019).

كيفية الإستشهاد بهذا المقال حسب أسلوب APA :

عبد القادر السبع (2019)، **أثر المتغيرات الاقتصادية الكلية على أداء سوق الأسهم الإسلامية : دراسة حالة مؤشر فاينانشال تايمز الإسلامي لبورصة ماليزيا**، مجلة الباحث، المجلد 19(العدد 01)، الجزائر : جامعة قاصدي مرباح ورقلة، ص.ص 105-120.