مجلة جامعة تشرين – سلسلة العلوم الاقتصادية والقانونية

اسم المقال: اختبارات السببية والتكامل المشترك في تحليل السلاسل الزمنية
اسم الكاتب: د. شفيق عربش، د. عثمان نقار، رولى شفيق اسماعيل.
رابط ثابت: https://political-encyclopedia.org/library/4301
تاريخ الاسترداد: 2026/04/18 05:06 +03

الموسوعة السياسيّة هي مبادرة أكاديمية غير هادفة للربح، تساعد الباحثين والطلاب على الوصول واستخدام وبناء مجموعات أوسع من المحتوى العلمي العربي في مجال علم السياسة واستخدامها في الأرشيف الرقمي الموثوق به لإغناء المحتوى العربي على الإنترنت.
لمزيد من المعلومات حول الموسوعة السياسيّة – Encyclopedia Political، يرجى التواصل على info@political-encyclopedia.org

استخدامكم لأرشيف مكتبة الموسوعة السياسيّة – Encyclopedia Political يعني موافقتك على شروط وأحكام الاستخدام المتاحة على الموقع https://political-encyclopedia.org/terms-of-use

تم الحصول على هذا المقال من موقع مجلة جامعة تشرين – سلسلة العلوم الاقتصادية والقانونية – ورفده في مكتبة الموسوعة السياسيّة مستوفياً شروط حقوق الملكية الفكريّة ومتطلبات رخصة المشاع الإبداعي التي ينضوي المقال تحتها.

مجلة جامعة تشرين للبحوث والدراسات العلمية _ سلسلة العلوم الاقتصادية والقانونية المجلد (33) العدد (5) 2011
Tishreen University Journal for Research and Scientific Studies -Economic and Legal Sciences Series Vol. (33) No. (5) 2011

اختبارات السببيّة والتكامل المشترك في تحليل السلاسل الزمنيّة

د. شفيق عربش*
د. عثمان نقار**
رولى شفيق اسماعيل***

(تاريخ الإيداع 2 / 5 / 2011. قُبِل للنشر في 19 / 7 / 2011)

□ ملخّص □

تماشياً مع التّوجّهات الحديثة في تحليل السلاسل الزمنيّة والّتي كان لها الدور البارز في جعل العلاقات الاقتصاديّة قابلة للقياس والتحليل الكمّي، فإنّنا سنقوم –باستخدام أسلوب التكامل المشترك ومنهجيّة السببيّة لـ Granger بتحليل العلاقة بين الأسواق الماليّة. فإذا ما أثبتنا وجود علاقة تكامل مشترك بين سوقين ماليّين، فإنّ ذلك يوحي بأنّ هناك اتّجاهاً مشتركاً يربط بينهما، ممّا يجعل فائدة جني الأرباح من تنويع محفظة الأوراق الماليّة بين هذين السوقين محدودة للغاية.

سنتناول في هذا البحث كتطبيق عملي اختبار علاقة التكامل المشترك بين سوق الأسهم السعودي وسوق الأسهم الأمريكي، وقد توصّلت الدراسة إلى أنّ هناك علاقة توازنيّة طويلة الأمد بين هذين السوقين، وبالاعتماد على اختبار السببيّة لـ Granger تبيّن لنا وجود علاقة سببيّة باتّجاه واحد من مؤشّر داو جونز إلى المؤشّر العامّ للسوق الماليّة السعوديّة، واستناداً إلى آليّة تصحيح الخطأ تبيّن لنا استجابة المؤشّر العامّ للسوق الماليّة السعوديّة لأي صدمة أو تغيّر في مؤشّر داو جونز.

الكلمات المفتاحية: السوق المالي، التكامل المشترك، السببيّة، تنويع محفظة الأوراق الماليّة، نموذج تصحيح الخطأ.

* أستاذ – قسم الإحصاء التطبيقي– كليّة الاقتصاد– جامعة دمشق– سورية.
** مدرّس – قسم الإحصاء التطبيقي– كليّة الاقتصاد– جامعة دمشق– سورية.
*** طالبة دكتوراه – قسم الإحصاء التطبيقي– كليّة الاقتصاد– جامعة دمشق– سورية.

مجلة جامعة تشرين للبحوث والدراسات العلمية _ سلسلة العلوم الاقتصادية والقانونية المجلد (33) العدد (5) 2011
Tishreen University Journal for Research and Scientific Studies -Economic and Legal Sciences Series Vol. (33) No. (5) 2011

Les testes de causalité & cointégration dans l'analyse des séries temporelles

Dr. Chafik Arbach*
Dr. Osman Nakkar**
Roula Chafik Ismail***

(Déposé le 2 / 5 / 2011. Accepté 19/ 7 / 2011)

□ Résumé □

Conformément aux orientations récentes en analyse des séries temporelles qui avaient un rôle prépondérant à rendre mesurables les relations économiques et aptes à l'analyse quantitative, on se sert du système de cointégration et la méthode de causalité de Granger pour analyser la relation entre les marchés financiers. La démonstration de l'existence d'une relation de cointégration entre deux marchés financiers suggère l'existence d'un sens commun qui les lient, ce qui rend très limité l'avantage de réaliser des gains de la diversification du portefeuille entre ces deux marchés.

Notre article tend à examiner, en tant qu'application pratique, la relation de cointégration entre deux marchés d'actions : saoudien et américain.

L'étude a conclu qu'il existe une relation d'équilibre à long terme entre ces deux marchés.

En adoptant l'examen de la causalité de Granger, il s'avère qu'il y a une relation de causalité unidirectionnelle de l'indice de Dow Jones à l'indice général du marché financier d'Arabie Saoudite. En se référant sur le mécanisme de correction d'erreur, l'indice général du marché financier d'Arabie Saoudite réagit à tout choc ou à tout changement de l'indice de Dow Jones.

Mots-clés: Marché financier, cointégration, causalité, diversification du portefeuille, le modèle de correction d'erreur.

* **Professeur au département de Statistique appliquée, faculté des Sciences Economiques, Université de Damas, Syrie.**
** **Enseignant au département de Statistique appliquée, faculté des Sciences Economiques, Université de Damas, Syrie.**
*** **Etudiante en Doctorat au département de Statistique appliquée, faculté des Sciences Economiques, université de Damas, Syrie.**

مقدّمة:

يؤدّي الاستثمار دورًا هامّاً في النشاط الاقتصادي خاصة مع التحوّلات الجارية، لذا فإنّ وسائله و أساليبه تعدّدت و تنوّعت وفقاً لرؤية المستثمر و ميوله، و لعلّ من أهم هذه الوسائل أو الأدوات هو تكوين محفظة استثمارية. يهدف تكوين المحفظة إلى تعظيم الثروة عبر زيادة المنفعة، إضافة إلى تقليص حجم الأخطار التي قد تواجه المستثمر. وكلّما زاد تنوّع الاستثمارات التي تتضمّنها المحفظة انخفضت المخاطر التي يتعرّض لها عائدها.

لذلك كان لاختيار محفظة الأوراق المالية Le portefeuille وتنويعها دولياً في عدد من الأسواق الماليّة دور هامّ في تقليل مخاطر الاستثمار إلى أقلّ حدّ ممكن.

ولتحقيق استراتيجية التنويع الدولي La diversification internationale يجب اختبار علاقة تكامل/تجزئة

Intégration/Segmentation الأسواق الماليّة و مدى أثر ذلك على الأرباح المحتملة، فمع تزايد التكامل المشترك يزداد الارتباط بين الأسواق الدوليّة ممّا ينقص من أرباح التنويع الدولي أي تصبح فائدة التنويع محدودة.

مشكلة البحث:

ازداد اهتمام المستثمرين في السنوات الأخيرة في التنويع الدولي لمحفظتهم من الأوراق الماليّة وذلك بهدف زيادة نسبة أرباحهم وتخفيض عنصر المخاطرة إلى أقل حد ممكن. لكن فائدة التنويع الدولي لمحفظة الأوراق المالية تصبح محدودة عندما تميل أسواق الأسهم إلى التحرّك معاً على المدى الطويل، من هنا جاءت أهميّة دراسة الحركة المشتركة بين أسواق الأسهم باستخدام مفهوم التكامل المشترك.

والسؤال المطروح: هل يسير كلّ من السوق السعودي والسوق الأمريكي باتّجاه واحد خلال ثلاث السنوات الأخيرة وبخاصّةً خلال فترة الأزمة الاقتصاديّة العالميّة وهل هناك فرصة أمام المستثمر الدولي لجني الأرباح من تنويع محفظته من الأوراق الماليّة بين سوقي الأسهم الأمريكي والسعودي خلال تلك الفترة؟.

أهميّة البحث و أهدافه:

تنبع أهميّة البحث من خلال تسليطه الضوء على موضوع أهميّة لجوء المستثمر الدولي لأحدث أدوات التحليل المستخدمة في أدبيّات الاقتصاد القياسي متمثّلة باختبارات التكامل المشترك والسببيّة للوصول إلى التوزيع الأمثل لمحفظته الدوليّة وبالتالي تقليل مخاطر الاستثمار إلى أقلّ حدّ ممكن.

كما يهدف البحث إلى ما يلي:

- تحديد درجة تكامل السلاسل الزمنيّة لكلّ من المؤشّر العامّ للسوق الماليّة السعوديّة ومؤشّر داو جونز الأمريكي عن طريق استخدام اختبار ديكي فوللر الموسّع (A.D.F, 1981) .
- تحليل العلاقات السببيّة بين السلاسل الزمنيّة للمؤشّرين عن طريق استخدام اختبار السببيّة لـ (Granger,1969).
- تحليل العلاقة بين المؤشّرين على المدى الطويل وعلى المدى القصير عن طريق إجراء اختبار التكامل المشترك باستخدام طريقة (Engel&Granger,1987) ذات الخطوتين.

فروض البحث:

يختبر البحث الفرضيّات التالية:

- توجد علاقة سببيّة بين المؤشّر العامّ للسوق الماليّة السعوديّة و مؤشّر داو جونز الأمريكي.
- توجد علاقة توازنيّة طويلة الأمد بين سوق الأسهم الأمريكي وسوق الأسهم السعودي.

منهجيّة البحث:

يعتمد البحث على الأسلوب الاستنباطي إذ تمّ الرجوع إلى الأدبيات من كتب علميّة وأبحاث ودوريّات للتعرّف على الجهود والدراسات السابقة ذات الصلة. كما يقوم البحث باستخدام الأساليب القياسيّة الحديثة لتحليل السلاسل الزمنيّة بمستواها اللوغاريتمي باستخدام اختبارات الاستقرار، السببيّة، التكامل المشترك، ونماذج تصحيح الخطأ، حيث نصل من خلالها إلى نتائج واقعيّة، وتحليل سليم ومنطقي للعلاقات الاقتصاديّة يُبنى عليه اتّخاذ قرارات سليمة، وبذلك نتجنّب النتائج المضلّلة الّتي يتمّ التوصّل إليها بطرق الانحدار التقليديّة في ظل عدم استقرار السلاسل الزمنيّة هذا الّذي يؤدّي إلى الانحدار الزائف، مع كون قيم اختبارات فيشر (Fisher)، ستيودنت (t)ومعامل التحديد (R^2) ذات دلالة إحصائيّة، ويرجع هذا إلى أنّ البيانات الزمنيّة غالباً ما تتّصف بعدم ثبات التباين أو لها صفة الدوريّة، أو عامل الاتّجاه عبر الزمن أي الذي يعكس ظروفاً معيّنة تؤثّر على جميع المتغيّرات بنفس الاتّجاه أو بعكسه.

بيانات الدراسة:

تمّ استخدام بيانات يوميّة ممتدّة من (3/1/2007)إلى (5/12/2010) لكلّ من المؤشّر العامّ للسوق الماليّة السعوديّة[■] و مؤشّر داو جونز الأمريكي[*].

الدراسات السابقة:

-بحث بعنوان: (The Relationship Between Stock Market of Major Developed Countries And Asian Emerging Markets)، مقدّم من:(WONG,PENM,TERRELL,CHING LIM)، الصادر عن: Journal Of Applied Mathematics And Decision Science، المجلد الثامن، العدد الرابع، عام 2004، استخدمت الدراسة اختبارات التكامل المشترك لتحليل الحركة المشتركة بين أسواق الأسهم المتقدمة متمثلة بـ (الولايات المتحدة الأمريكية، اليابان، بريطانيا) وأسواق الأسهم الآسيوية الناشئة متمثلة بـ(ماليزيا، تايلاند، كوريا، تايوان، سنغافورا، هونغ كونغ)، توصلت الدراسة إلى أنه بعد الأزمة المالية الآسيوية عام 1997 تزايدت الحركة المشتركة أو التكامل المالي بين أسواق الأسهم المتقدمة وأسواق الأسهم الناشئة مما جعل فوائد المستثمرين في هذه الدول من تنويع محفظة الأوراق الماليّة الدوليّة محدودة.

-بحث بعنوان: (Explaining Co-movements Between Stock Markets: The Case Of US and Germany)، مقدّم من (BONFIGLIOLI& A.FAVERO)، الصادر عن (Stockholm University and IGIER)، عام 2004، وقد هدفت الدراسة إلى الإجابة عن التساؤلات التالية:

■ مصدر البيانات:الموقع الإلكتروني للسوق الماليّة السعوديّة (تداول) (http://www.tadawul.com.sa).

* مصدر البيانات:الموقع الإلكتروني لياهو (http://finance.yahoo.com/q/hp?s=%5EDJI+Historical+Prices).

1. هل يوجد على المدى الطويل علاقة تكامل مشترك بين سوق الأسهم للولايات المتحدة الأمريكيّة وسوق الأسهم الألماني؟

2. و هل هناك على المدى القصير علاقة بين سوقي الأسهم للدولتين؟. للإجابة عن التساؤلات السابقة استخدم الباحثان اختبار التكامل المشترك ونموذج تصحيح الخطأ ، فكانت الإجابة عن التساؤل الأول ب: لا وعن التساؤل الثاني ب: نعم.

-بحث بعنوان:(تعادل أسعار الفائدة بين الدول الصناعية الكبرى ودول مجلس التعاون الخليجي)، مقدّم من د.نورة عبد الرحمن اليوسف، الصادر عن مجلة العلوم الاقتصادية والإدارية، المجلد العشرون، العدد الأوّل، عام 2004، تسعى الدراسة إلى اختبار الارتباطات السببيّة التي ربما توجد بين أسعار الفائدة بين كل من الولايات المتحدة واليابان عيّنةَ للدول الصناعية الكبرى وبين السعودية والبحرين عينةَ لدول الخليج. استخدمت الباحثة طريقة التكامل المشترك ومنهجية السببية لـ Granger لتحليل العلاقة بين أسعار الفائدة خلال الفترة من عام 1985 إلى عام 2002، تشير النتائج إلى أنّ سعر الفائدة في الولايات المتحدة وفي اليابان يتسبّب بتحرّكات معنويّة في أسعار الفائدة في السعودية بعكس البحرين، حيث إنّ سعر الفائدة الياباني والأمريكي لا يسبّب في تحرّكات معنويّة لسعر الفائدة البحريني، و هذه النتيجة تعزى إلى كبر حجم التبادل التجاري بين السعودية وكل من الولايات المتحدة واليابان مما أدى إلى تأثير مالي بين تلك الدولتين والسعودية. مما يشير إلى أن الاقتصاديّات المحليّة الأكبر من حيث حجم التبادل التجاري أكثر اتصالاً بالاقتصاديّات العالميّة.

-بحث بعنوان:(العلاقة السببيّة بين معدّل التضخم والرقم القياسي لأسعار الأسهم في سوق عمّان المالي)، مقدّم من بشير خليفة الزعبي، الصادر عن مجلة مؤتة للبحوث والدراسات، المجلد التاسع عشر، العدد الخامس، عام 2004، تهدف هذه الدراسة إلى اختبار العلاقة السببيّة بين الرقم القياسي لأسعار الأسهم في سوق عمّان المالي ومعدّل التضخم في الأردن وتحليلها خلال الفترة 1978-2001 . وقد تمّ استخدام منهجيّة السببيّة لـ Granger لاختبار نوعيّة العلاقة بين المتغيرين واتّجاهها. لقد دلّت النتائج على أن المتغيّرين بينهما علاقة تكامل مشترك وأن التوازن في المدى الطويل بينهما سالب، أي إن هناك علاقة عكسيّة بين المتغيّرين ولكنها باتّجاه واحد من الرقم القياسي لأسعار الأسهم إلى معدل التضخم. ويمكن الاستدلال على أن السياسات النقدية والمالية تستطيع تحقيق هدفها المتعلق بكبح جماح التضخم بطريقة غير مباشرة من خلال تأثيرها على أسعار الأسهم في سوق عمّان المالي وبالتالي على الأرباح ومن ثم على تكلفة تمويل الاستثمارات من جانب وعلى الإنتاج من جانب آخر مما سيؤثّر على معدل التضخم. وتحثّ الدراسة متخذي القرار على أخذ الرقم القياسي لأسعار الأسهم كمؤشّراً حيوياً للسياسات الماليّة والنقديّة وانعكاساتها على الأداء الاقتصادي.

النتائج والمناقشة:

القسم النظري:

السوق الماليّة الأمريكيّة:

تعدّ السوق الماليّة الأمريكيّة أكبر سوق أسهم بالعالم من ناحية السيولة والحجم والقطاعات وعدد المستثمرين. كما أنّها تتكوّن من عدّة أسواق ماليّة نذكر منها بورصة نيويورك (NYSE) والبورصة الأمريكيّة (AMEX) وبورصة

ناسداك (NASDAQ) كما يوجد عدد من البورصات الإقليميّة* نذكر على سبيل المثال منها بورصة فيلادلفيا والباسفيك. يتم تداول أسهم أكثر من 50 ألف شركة في الأسواق الأمريكيّة، وتسمّى هذه الشركات بالشركات المدرجة.

بدأت بورصة نيويورك (NYSE) – وهي أقدم بورصة منظمة في العالم وأكبرها حالياً– حين تجمّع 24 تاجراً أمريكياً في عام 1792 وأبرموا اتفاقية لتنظيم أول سوق تداول أوراق ماليّة وأصبح تعهدهم ذلك هو اللبنة الأولى في إنشاء بورصة نيويورك لتبادل الأسهم، واتخذوا بعد ذلك من وول ستريت مقراً لهم وكانت أكبر الشركات الأمريكية مدرجة بها.

في حين اتّجه تجار الشوارع بنيويورك بعد ثورة الذهب بكاليفورنيا والحرب الأهلية الأمريكية إلى إدراج أسهم الشركات الصغرى وتلك الناشئة ببورصة منظمة أطلقوا عليها اسم البورصة الأمريكيّة (AMEX).

في عام 2005 انضم إلى بورصة نيويورك عدد من البورصات الإقليمية لتشكّل بورصة مجموعة نيويورك (NYSE Group).

اندمجت بورصة مجموعة نيويورك مع بورصة يورونيكست في عام 2007 ليكوّنوا أكبر تجمّع بورصة عالميّة وأطلق عليها اسم (NYSE Euronext Group) وأصبحت تضمّ تحت جناحها كبرى الشركات الأمريكية المدرجة ببورصة نيويورك وأكثر من 1700 شركة من 6 دول أوروبية كانت تضمهم يورونيكست.وفي عام 2008 انضمت بورصة (AMEX) إلى البورصة العملاقة (NYSE Euronext Group) لتصبح بذلك بورصة نيويوروك قد استحوذت على أكثر من 85% من الشركات الأمريكية وعلى2000 شركة أوروبية من 6 دول مختلفة.

تعتبر بورصة نيويورك يورونيكست أكبر مثال على سوق ماليّة منظمة، ويتم التعامل يدوياً وآليا فيما يتعلق بتبادل الأوراق المالية وتسجيلها وتصنيفها وتحتوي وحدها حوالي 10 N آلاف شركة أمريكية وأوروبية.

وعلى خط زمني موازي في العام 1992 تم إنشاء سوق ماليّة من نوع خاص غير منظمة يتم التداول فيها عن طريق الشبكة الإلكترونية (الإنترنت) فقط وتصنف وتسجل الأسهم والأوراق المالية الأخرى أوتوماتيكياً، أطلق على هذه السوق بورصة ناسداك (Nasdaq) حيث تسارعت كبرى شركات التكنولوجيا الأمريكية للإدراج بها مكونة بذلك أكبر بورصة على الإنترنت.

إنّ للأسواق الأمريكيّة عشرات المؤشّرات وليس مؤشّراً واحداً، وهي ليست بالضرورة مؤشرات لشركات معينة في سوق واحد، و إنما قد تكون مؤشّراً لسوق أو مؤشّراً لقطّاع أو مؤشّراً متعدّد القطاعات والأسواق وهكذا، والمؤشّر هنا يستفاد منه لمعرفة اتجاه الاقتصاد واتّجاه السوق، ومن أهم هذه المؤشّرات وأشهرها[13] :

– مؤشر الداو جونز الصناعي(DJIA): يعود تاريخ إنشاء هذا المؤشر إلى عام 1896، وتمّ إنشاؤه من قبل تشارلز داو مع ادوارد جونز، وهذا المؤشر يعدّ أول متوسط تم حسابه لأسعار الأسهم المميزة في سوق نيويورك للأوراق المالية. وآنذاك كان يضم المؤشر 12 شركة فقط. حالياً يضم مؤشر داو جونز أكبر 30 شركة أمريكية رائدة في مجال القطاع الصناعي والخدمي التكنولوجي في بورصة نيويورك.

– مؤشر الناسداك(NASDAQ): وهو مؤشر يضم آلاف الشركات التكنولوجية من مختلف قطاعات بورصة نلسداك.

– مؤشر ستاندرد آند بورز(S&P500): وهو مؤشر يتكوّن من أسهم أفضل 500 شركة ماليّة من مختلف الأسواق والقطاعات والصناعات.

* تسجّل البورصات الإقليمية أسهم الشركات في مناطقها الجغرافية.

السوق المالية السعودية:

تعدّ السوق الماليّة السعوديّة أوّل سوق إلكترونيّة* في منطقة الشرق الأوسط، وأكبر الأسواق العربيّة من حيث القيمة الرأسماليّة لأسهم الشركات المدرجة في الأسواق الماليّة في العالم العربي.

بدأت الشركات السعوديّة المساهمة في نشاطاتها في أواسط الثلاثينيات من القرن الماضي عندما تمّ تأسيس الشركة العربيّة للسيارات أول شركة مساهمة في المملكة العربيّة السعوديّة، وبحلول عام 1975 كان هناك نحو 14 شركة مساهمة. وقد أدى النمو الاقتصادي السريع جنباً إلى جنب مع عمليات سعودة جزء من رأس مال البنوك الأجنبية في السبعينيات الميلادية إلى تأسيس عدد ضخم من الشركات والبنوك المساهمة.

ظلت السوق الماليّة السعوديّة غير رسميّة حتى أوائل الثمانينيات من القرن الماضي عندما باشرت الحكومة النظر في إيجاد سوق ماليّة منظمة للتداول وإيجاد الأنظمة اللازمة لذلك، إذ تمّ في عام 1984 تشكيل لجنة وزاريّة من وزارة الماليّة والاقتصاد الوطني و وزارة التجارة ومؤسسة النقد العربي السعودي بهدف تنظيم وتطوير السوق. وكانت مؤسسة النقد العربي السعودي الجهة الحكوميّة المعنية بتنظيم ومراقبة السوق إلى أن تمّ تأسيس هيئة السوق الماليّة في عام 2003 بموجب " نظام السوق الماليّة " الصادر بالمرسوم الملكي رقم(م/ 30)الذي تشرف على تنظيم ومراقبة السوق الماليّة من خلال إصدار اللوائح والقواعد الهادفة إلى حماية المستثمرين وضمان العدالة والكفاءة في السوق.

للسوق السعوديّة كباقي الأسواق مؤشّرات تعكس مستوى الأسعار واتّجاه السوق حيث يوجد 16 مؤشّر (المؤشّر العامّ للسوق و مؤشّرات القطاعات)[14].

يقيس المؤشّر العامّ للتداول أداء أسهم الشركات المتداولة في سوق الأسهم في المملكة العربية السعودية. ويعمل المؤشّر معياراً استرشادياً للمستثمرين لتقييم أداء واتجاهات التداول في السوق .

تغطي الشركات المكوّنة للمؤشّر العامّ للتداول أغلب القطاعات المكونة للاقتصاد السعودي التي تشمل: (الخدمات الماليّة، الصناعة، الخدمات، الإسمنت، الزراعة، الاتصالات، والتأمين،...) وتهيمن الشركات المدرجة في قطاعي المصارف والخدمات الماليّة والصناعات البتروكيماوية على تكوين المؤشّر. ترتفع القيمة السوقية للمؤشّر العامّ للتداول وتنخفض بناءً على أداء أسهم الشركات المدرجة.

اختبار السببيّة لـ (Granger,1969):

يعتبر الارتباط بين المتغيّرات الاقتصادية العنصر الأهم في تحليل الظواهر الاقتصادية غير أنّ الارتباط بحدّ ذاته لا يعني وجود علّة أو سبب ما بين المتغيّرات بقدر ما يعبّر عن الاقتران زماناً أو مكاناً، وبالتالي يصعب استخدام تقلّب المتغيّرات في تفسير ما يحدث بالمتغيّرات المرتبطة معها، لذلك فإنّ عدم التعرّف الصحيح على العلاقة السببيّة و تشخيصها Identification يعدّ مصدراً ممثلاً للخطأ. ويعدّ تحليل السببيّة Causalité بين المتغيّرات وقياسها، منهجاً مفضّلاً أحياناً في التعرّف على العلاقات الاقتصاديّة مقارنة بمنهج الارتباط والانحدار الإحصائي. يعدّ أسلوب السببيّة منهجاً تجريبيّاً يساعد على اختبار العلاقة بين المتغيّرات ومن ثمّ تحديد اتّجاه العلاقة السببيّة بينها وبالتالي تحديد المتغيّر التابع و المتغيّر المستقل[12]. وتعدّ مساهمة Granger الأبرز بين باقي الدراسات التي تعرّضت لمفهوم السببيّة و طبقاً له، إذا كان لدينا سلسلتان زمنيّتان تعبّران عن تطوّر ظاهرتين اقتصاديّتين مختلفتين عبر الزمن t وكانت

* السوق الماليّة السعوديّة تشبه في آليّة عملها بورصة الناسداك.

السلسلة Y_t تحتوي على المعلومات التي من خلالها يمكن تحسين التوقّعات بالنسبة للسلسلة X_t في هذه الحالة نقول إنّ المتغيّر Y يسبّب المتغيّر X إذاً نقول عن متغيّر أنّه سبب فيما إذا كان يحتوي على معلومات تساعد على تحسين التوقّع لمتغيّر آخر. ومن المشاكل الّتي توجد في هذه الحالة هو أنّ بيانات السلسلة الزمنيّة لمتغيّر ما كثيراً ما تكون مرتبطة، أي يوجد ارتباط ذاتي بين قيم المتغيّر الواحد عبر الزمن، ولاستبعاد أثر هذا الارتباط الذاتي إن وجد، يتم إدراج قيم نفس المتغيّر التابع لعدد من الفجوات الزمنيّة كمتغيّرات تفسيريّة في علاقة السببيّة المراد قياسها، يضاف إلى ذلك إدراج قيم المتغيّر التفسيري لعدد من الفجوات الزمنيّة كمتغيّرات تفسيريّة أيضاً، وذلك باعتبار أنّ السبب يسبق النتيجة في الزمن. بناءً على ما سبق، يتطلّب اختبار السببيّة لـ Granger تقدير نموذج متّجه انحدار ذاتي(VAR) Le Modèle vectoriel autorégressif ثنائي الاتّجاه Bidirectionnel الذي يصف سلوك المتغيّرين Y & X [3] :

$$Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{P} \beta_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{P} \varphi_i X_{t-i} + \mu_{1t} \qquad (1)$$

$$X_t = \delta_0 + \sum_{i=1}^{P} \omega_i X_{t-i} + \sum_{i=1}^{P} \theta_i Y_{t-i} + \mu_{2t} \qquad (2)$$

حيث μ_{1t} ، μ_{2t} تمثّل بواقي النموذجين (1)، (2).

ولكن قبل تحديد العلاقة السببيّة بين المتغيّرين يجب تحديد عدد الفجوات الزمنيّة P المناسب لنموذج VAR(P)، وذلك لأنّه بعدد أقل من P يؤدّي إلى خطأ في التوصيف، وبعدد أكبر من P يؤدي إلى عدم استغلال كامل معلومات السلسلة الزمنيّة كما ينقص من درجات الحرية. و يتمّ عادةً تحديد عدد الفجوات الزمنيّة بالاعتماد على عدد من معايير المعلومات نذكر منها (Schwarz ,Akaike, Final Predicion Error, Hannan Quinn) .

يتطلّب اختبار Granger استخدام المتغيّرات بصيغتها المستقرّة، لأنّ غياب صفة الاستقرار قد يجعل الانحدار المقدّر زائفاً Fallacieuse، فارتفاع قيمة معامل التحديد R^2 والمعنويّة الإحصائيّة قد يقترن بارتباط ذاتي متسلسل، حيث تؤثّر ظروف معيّنة على المتغيّرات جميعها لتجعلها تتغيّر باتّجاه واحد مع انعدام العلاقة الحقيقيّة فيما بينها[7]. وتتمثّل خطوات اختبار Granger بما يلي[4]:

أ- تقدير الصيغة المقيّدة: ونقصد بها المعادلة: $$Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{P} \beta_i Y_{t-i} + \varepsilon_{1t} \qquad (3)$$

التي تفترض أنّ يكون $\sum_{i=1}^{P} \varphi_i = 0$ في المعادلة رقم (1)، بمعنى أنّ المتغيّر X لا يؤثّر على المتغيّر Y، ثمّ نحصل على مجموع مربّعات البواقي المقدّرة المستخرجة من معادلة الصيغة المقيّدة (3) : $\sum \overset{\Lambda}{\varepsilon}{}^2_{1t}$.

ب- تقدير الصيغة غير المقيّدة: التي تتمثّل في المعادلة رقم (1)، و من ثمّ نستطيع الحصول على مجموع مربّعات البواقي المقدّرة المستخرجة من معادلة الصيغة غير المقيّدة (1) : $\sum \overset{\Lambda}{\mu}{}^2_{1t}$.

ج- اختبار فرض العدم التالي: $H_0 : \sum_{i=1}^{P} \varphi_i = 0$

من أجل ذلك يجب حساب إحصائية فيشر F_C :

$$F_C = \frac{(\sum \overset{\Lambda}{\varepsilon}{}^2_{1t} - \sum \overset{\Lambda}{\mu}{}^2_{1t}) / P}{\sum \overset{\Lambda}{\mu}{}^2_{1t} / (n-k)} \qquad (4)$$

حيث n : حجم العيّنة، k : عدد المعالم المقدّرة في الصيغة غير المقيّدة، n-k : درجات الحريّة للصيغة غير المقيّدة.

ثمّ نقوم بالحصول على F_t (الجدوليّة) عند مستوى معنويّة معيّن 1% أو 5% ، ودرجات حريّة P للبسط و n-k للمقام، يستخدم اختبار F للحكم على وجود علاقة سببيّة من عدمها بين المتغيّرات، ويكون الحكم على الشكل التالي: إذا كانت F_C (المحسوبة) $\prec$ F_t (الجدوليّة): نرفض فرض العدم أي إنّ المتغيّر X يسبّب المتغيّر Y أو بمعنىً آخر يوجد هناك تأثير معنوي للمتغير X على المتغير Y.

د- نقوم بتكرار نفس الخطوات السابقة بالنسبة للمعادلة رقم (2)، مع اختبار فرض العدم التالي: $H_0^*: \sum_{i=1}^{P} \theta_i = 0$.

بهذا يكون لدينا أربع نتائج محتملة لاختبار السببية لـ Granger هي على النحو التالي:

- المتغير X يسبّب(يؤثّر على) المتغير Y، والمتغيّر Y لا يسبّب المتغيّر X، رفض $H_0: \sum_{i=1}^{P} \varphi_i = 0$، و قبول $H_0^*: \sum_{i=1}^{P} \theta_i = 0$.
- المتغير X لا يسبّب المتغير Y، والمتغيّر Y يسبّب المتغيّر X، قبول $H_0: \sum_{i=1}^{P} \varphi_i = 0$، و رفض $H_0^*: \sum_{i=1}^{P} \theta_i = 0$.
- المتغير X يسبّب المتغير Y، والمتغيّر Y يسبّب المتغيّر X، رفض $H_0: \sum_{i=1}^{P} \varphi_i = 0$، و رفض $H_0^*: \sum_{i=1}^{P} \theta_i = 0$.
- المتغير X لا يسبّب المتغير Y، والمتغيّر Y لا يسبّب المتغيّر X، قبول $H_0: \sum_{i=1}^{P} \varphi_i = 0$، و قبول $H_0^*: \sum_{i=1}^{P} \theta_i = 0$.

اختبار الاستقرار:

أصبح إخضاع المتغيّرات المستخدمة في أي دراسة تحليليّة لاختبار الاستقرار Le test de stationnarité من المسلّمات في الدراسات التطبيقيّة لما لموضوع استقرار المتغيّرات من أهميّة قصوى في دقّة نتائج التحليل.

ولفحص خواصّ السلاسل الزمنيّة والتأكّد من مدى استقرارها وتحديد رتبة تكاملها فإنّ ذلك يتطلّب اختبار جذر الوحدة Le test de Racine Unitaire [10] .

ومن أشهر اختبارات جذر الوحدة اختبار ديكي فوللر الموسّع(A.D.F, 1981):

اقترح العالمان ديكي و فوللر ثلاثة نماذج لتمثيل أو توصيف السلسلة الزمنيّة موضوع البحث (X_t) [5]:

النموذج الأول: هو نموذج بدون ثابت (sans constante) وبدون اتّجاه عام (sans tendance)

$$\Delta X_t = \phi X_{t-1} + \sum_{j=1}^{p} \gamma_j \Delta X_{t-j} + \eta_t \qquad (5)$$

حيث ($\Delta X_t = X_t - X_{t-1}$) مستوى الفرق الأول للمتغير X_t ، η_t : حدّ الخطأ العشوائي.

النموذج الثاني: هو نموذج مع ثابت (μ) (avec constante) وبدون اتّجاه عام (sans tendance)

$$\Delta X_t = \phi X_{t-1} + \mu + \sum_{j=1}^{p} \gamma_j \Delta X_{t-j} + \eta_t \qquad (6)$$

النموذج الثالث: هو نموذج مع ثابت (λ) (avec constante) ومع اتّجاه عام (t) (avec tendance)

$$\Delta X_t = \phi X_{t-1} + \lambda + \delta t + \sum_{j=1}^{p} \gamma_j \Delta X_{t-j} + \eta_t \qquad (7)$$

في النماذج الثلاثة السابقة قمنا بإضافة عدد مناسب من حدود الفرق المبطّأة($\sum_{j=1}^{p} \gamma_j \Delta X_{t-j}$) للتخلّص من الارتباط الذاتيّ (Autocorrelation) لحدّ الخطأ وبالتالي تصبح (η_t) غير مرتبطة ذاتيّاً وتتميّز بالخواص المرغوبة للضجّة البيضاء (Bruit blanc)، ولتحديد عدد الفجوات الزمنيّة P يتمّ عادة استخدام معايير مثل(Akaike, Schwarz).

نطبّق طريقة المربّعات الصغرى الاعتياديّة(MCO) لتقدير معاملات النماذج الثلاث السابقة ونقارن قيمة إحصائيّة ستيودنت (t) المقدّرة للمعلمة مع القيمة الجدوليّة* لـ (D&F) والمطوّرة بواسطة Mackinnon.

اختبار التكامل المشترك ذي الخطوتين لـ (Engle & Granger,1987):

ترتكز نظريّة التكامل المشترك على تحليل السلاسل الزمنيّة غير المستقرّة، إذ يشير كلّ من العالمين Engel& Granger إلى إمكانيّة توليد مزيج خطّي يتّصف بالاستقرار من السلاسل الزمنيّة غير المستقرّة. وإذا أمكن توليد هذا المزيج الخطّي المستقرّ، تعتبر السلاسل الزمنيّة غير المستقرّة في هذه الحالة متكاملة من نفس الرتبة[11].

و يشترط لتطبيق اختبار التكامل المشترك هو أن تكون المتغيّرات قيد الدراسة متكاملة من نفس الدرجة.

إذا كان لدينا X ، Y متغيّران غير مستقرّين بالمستوى ومتكاملين من نفس الدرجة، عندئذ نتّبع منهج(Engle& Granger) ذي الخطوتين à deux étapes ، وفق التسلسل التالي[5]:

المرحلة الأولى: تقدير معادلة انحدار العلاقة طويلة المدى La relation de long terme بواسطة طريقة المربّعات الصغرى الاعتيادية(MCO) :

$$Y_t = \alpha + \beta X_t + Z_t \qquad (8)$$

حيث استخدمنا مستوى المتغيّرات في الانحدار (أي المتغيّرات غير المستقرّة في المستوى).

نستخرج من معادلة انحدار التكامل المشترك السابقة البواقي المقدّرة:

$$\hat{Z}_t = Y_t - \hat{\alpha} - \hat{\beta} X_t \qquad (9)$$

و من أجل التأكّد من أنّ المتغيّرين قيد الدراسة متكاملان تكاملاً مشتركاً يجب اختبار استقرار البواقي $\hat{Z}_t$ باستخدام اختبار (A.D.F)[9]، أي سيتمّ تقدير المعادلة التالية:

$$\Delta \hat{Z}_t = \phi \hat{Z}_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \phi_i \Delta \hat{Z}_{t-i} + U_t \qquad (10)$$

* الملحق(أ).

حيث) $\Delta \hat{Z}_t = \hat{Z}_t - \hat{Z}_{t-1}$ (: مستوى الفرق الأوّل لبواقي معادلة انحدار العلاقة طويلة الأمد،

$\sum_{i=1}^{p} \phi_i \Delta \hat{Z}_{t-i}$:حدود الفرق المبطّأة للبواقي، U_t : حدّ الخطأ العشوائي للمعادلة (10).

ومن ثمّ نختبر فرض العدم التالي: $H_0 : \phi = 0 \Leftarrow \hat{Z}_t$ سلسلة زمنيّة غير مستقرّة، إذ يجب أن تكون $0 \prec \phi$ لتكون بواقي معادلة التكامل المشترك مستقرّة وبالتالي X ، Y متكاملين تكاملاً مشتركاً.

نستخدم القيم الجدوليّة لـ (Engle& Yoo, 1987)*، إذا كانت قيمة إحصائية $t_{\hat{\phi}}$ المحسوبة أصغر من القيمة الجدوليّة نرفض $H_0 \Leftarrow$ يوجد علاقة توازنيّة طويلة الأمد بين المتغيّرين، عندئذٍ ننتقل إلى المرحلة الثانية.

المرحلة الثانية: تقدير نموذج تصحيح الخطأ Le modèle de correction d'erreur باستخدام طريقة المربّعات الصغرى الاعتيادية(MCO): يقوم مفهوم نموذج تصحيح الخطأ ECM* على فرضيّة مؤدّاها أنّ هناك علاقة توازنيّة طويلة الأمد، تتحدّد في ظلّها القيمة التوازنيّة للمتغيّر التابع في إطار محدّداتها. وبالرغم من وجود هذه العلاقة التوازنيّة على المدى الطويل، إلّا أنّه من النادر أن تتحقّق، كما وقد يأخذ المتغيّر التابع قيماً مختلفة عن قيمته التوازنيّة، ويمثّل الفرق بين القيمتين عند كلّ فترة خطأ التوازن Erreur d'equilibre ، ويتمّ تعديل أو تصحيح هذا الخطأ أو جزء منه على الأقلّ في المدى الطويل، ولذلك جاءت تسمية هذا النموذج، بنموذج تصحيح الخطأ. إذ يمكّننا نموذج ECM من فحص و تحليل سلوك المتغيّرات على المدى القصير من أجل الوصول إلى التوازن على المدى الطويل[6]. وقد أوضح Engle & Granger [1] وكذلك Granger [2] كيف يمكن إدخال طريقة (Granger,1969) التقليديّة لاختبار السببيّة في نموذج تصحيح الخطأ ECM. فإذا كانت المتغيّرات في نموذج VAR متكاملة تكاملاً مشتركاً فإنّه يمكن استخدام نموذج تصحيح الخطأ المشتق من نموذج VAR من أجل تحديد اتّجاه العلاقة السببيّة وتقدير سرعة تكيّف أيّ اختلال في الأجل القصير للوصول إلى التوازن طويل الأجل بين المتغيّرات[8]. لتقدير نموذج ECM يتمّ إدخال مقدّرات سلسلة بواقي العلاقة طويلة الأمد كمتغيّر مستقلّ مبطّأ لفترة واحدة $(\hat{Z}_{t-1} = Y_{t-1} - \hat{\alpha} - \hat{\beta} X_{t-1})$في نموذج VAR وفق المعادلة التالية:

$$\Delta Y_t = \gamma \hat{Z}_{t-1} + \sum_{i=0}^{p} \alpha_i \Delta X_{t-i} + \sum_{j=1}^{p} b_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \qquad (11)$$

حيث γ تسمّى معلمة سرعة التعديل للتوازن، وتحديداً تقيس نسبة اختلال التوازن في الفترة السابقة t-1 الّتي يتمّ تصحيحها أو تعديلها في الفترة الزمنيّة t.

يتمّ اختبار الفرض التالي: $0 \prec \gamma \Leftarrow$ وجود علاقة توازنيّة طويلة الأمد بين المتغيّرين قيد الدراسة.

القسم العملي:

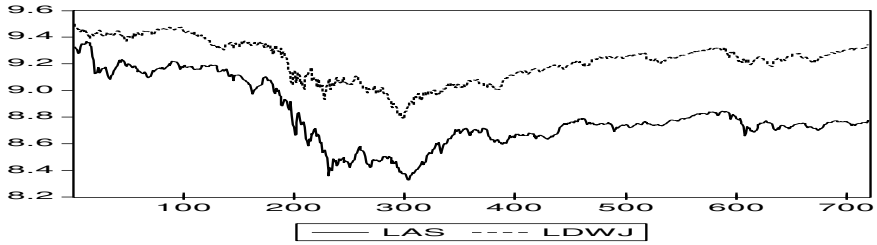
إنّ الهدف الأساسي من هذه الدراسة هو بحث مدى استجابة أسعار المؤشّر العامّ للسوق الماليّة السعوديّة للتغيّرات في أسعار مؤشّرات الاقتصاديّات المتقدّمة ومنها مؤشّر داو جونز الأمريكي.

سنتناول في هذا البحث البيانات اليوميّة للمؤشّرين معبّراً عنها بمستواها اللوغاريتمي خلال ثلاث السنوات الأخيرة. نرمز بـ LAS لـ: لوغاريتم المؤشّر العامّ للسوق الماليّة السعوديّة، و بـ LDWJ لـ: لوغاريتم مؤشّر داو جونز الأمريكي.

* الملحق (ب).

* Error Correction Models

بملاحظة الرسم البياني لسلسلتي المؤشّرين يظهر جليّاً أنّ لهما حركة مشتركة خلال فترة الدراسة، وبالتالي هذا يقودنا إلى الاهتمام بدراسة التكامل المشترك بينهما.



الشكل رقم (1) الرسم البياني للسلسلتين الزمنيّتين LAS & LDWJ

المصدر: مخرجات برنامج EVIEWS. 4.

وقبل البدء في اختبار وجود علاقة توازنيّة في الأجل الطويل، و تحليل العلاقات السببيّة بين السلاسل الزمنيّة قيد الدراسة يجب تحديد درجة تكامل تلك السلاسل عن طريق استخدام اختبار الاستقرار (A.D.F) على المستوى العادي وعلى مستوى الفروق.

أوّلاً: اختبار استقرار السلسلة LAS:

نبدأ باختبار معنويّة الاتّجاه العام في النموذج الثالث (نموذج مع اتّجاه عام وثابت).

الجدول رقم(1) اختبار معنويّة الاتّجاه العام للنموذج الثالث.

Null Hypothesis: LAS has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=19)				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LAS)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 2 721				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-statistic	Prob.
LAS(-1)	-0.005446	0.003467	-1.570985	0.1166
C	0.046254	0.031281	1.478654	0.1397
@TREND(1)	2.52E-06	3.98E-06	0.632404	0.5273

المصدر: مخرجات برنامج EVIEWS. 4.

في الجدول السابق حدّد برنامج Eviews.4 حدّاً أقصى لعدد الفجوات الزمنيّة(عدد فترات الإبطاء): (MAXLAG=19)، وبشكل أوتوماتيكي اختار البرنامج وبناءً على معيار المعلومات SIC* عدد فترات الإبطاء (Lag Length: 0)

نلاحظ من الجدول السابق أنّ الاتّجاه العامّ لا يختلف معنويّاً عن الصفر لأنّ قيمة إحصائية t-statistic المقابلة له (0.63)أصغر من القيمة الجدوليّة** (2.78) عند مستوى معنويّة 5%.

لذلك ننتقل للنموذج الثاني(نموذج مع ثابت) ونختبر معنويّة الثابت.

* Schwarz Information Criterion.

** نقارن القيم المحسوبة لـ t-stat الموافقة لمعاملي الاتّجاه العام والثابت بالقيم الجدوليّة الموجودة في الملحق (أ) ويجب أن تكون t-statistic المحسوبة أكبر من تلك الجدوليّة ليكون المعامل معنويّاً.

الجدول رقم(2) اختبار معنويّة الثابت للنموذج الثاني.

Null Hypothesis: LAS has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=19)				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LAS)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 2 721				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-statistic	Prob.
LAS(-1)	-0.006569	0.002976	-2.207734	0.0276
C	0.057049	0.026202	2.177310	0.0298

المصدر: مخرجات برنامج EVIEWS. 4.

نلاحظ أنّ قيمة t-statistic المقابلة للثابت (2.18) أصغر من القيمة الجدوليّة (2.52)، وبالتالي الثابت لا يختلف معنويّاً عن الصفر.

لذلك ننتقل إلى النموذج الأوّل (بدون اتّجاه عام وبدون ثابت)، ونختبر فرض العدم التالي:

$H_0 : \phi = 0$ <=>(السلسلة الزمنيّة LAS غير مستقرّة وتحتوي على جذر وحدة)***.

ليتحقّق فرض العدم يجب أن تكون القيمة المحسوبة لإحصائيّة اختبار A.D.F أكبر من القيمة الجدوليّة التي تظهر في مخرجات برنامج EVIEWS. 4 (LARDIC, S.; MIGNON, V.,2002).

الجدول رقم(3) اختبار جذر الوحدة.

Null Hypothesis: LAS has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=19)				
			t-statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-1.149658	0.2284
Test critical values:	1% level		-2.568178	
	5% level		-1.941263	
	10% level		-1.616403	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LAS)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 2 721				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-statistic	Prob.
LAS(-1)	-9.29E-05	8.08E-05	-1.149658	0.2507

المصدر: مخرجات برنامج EVIEWS. 4.

نلاحظ من الجدول السابق أنّ القيمة المقدّرة أو المحسوبة لإحصائيّة اختبار (A.D.F) (-1.15) أكبر من القيمة الجدوليّة (-1.94) عند مستوى معنويّة 5%، ممّا يؤكّد وجود جذر وحدة وبالتالي السلسلة الزمنيّة LAS غير مستقرّة.

*** لتكون السلسلة الزمنية مستقرة يجب أن يكون لدينا: $\phi \prec 0$.

ثانياً: اختبار استقرار السلسلة LDWJ:

نكرّر نفس الخطوات السابقة المتّبعة بالنسبة للسلسلة LAS.

الجدول رقم(4) اختبار معنويّة الاتّجاه العام للنموذج الثالث.

Null Hypothesis: LDWJ has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 2 (Automatic based on SIC, MAXLAG=19)				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LDWJ)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 4 721				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-statistic	Prob.
LDWJ(-1)	-0.005899	0.004393	-1.342668	0.1798
D(LDWJ(-1))	-0.148480	0.037122	-3.999801	0.0001
D(LDWJ(-2))	-0.130170	0.037115	-3.507260	0.0005
C	0.052384	0.040766	1.285014	0.1992
@TREND(1)	4.86E-06	3.22E-06	1.510075	0.1315

المصدر: مخرجات برنامج EVIEWS. 4.

نلاحظ أنّ قيمة t-statistic المقابلة للاتّجاه العام (1.51) أصغر من القيمة الجدوليّة (2.78) عند مستوى معنويّة 5% ⇐ الاتّجاه العام لا يختلف معنويّاً عن الصفر.

الجدول رقم(5) اختبار معنويّة الثابت للنموذج الثاني.

Null Hypothesis: LDWJ has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 2 (Automatic based on SIC, MAXLAG=19)				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LDWJ)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 4 721				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-statistic	Prob.
LDWJ(-1)	-0.007254	0.004305	-1.685031	0.0924
D(LDWJ(-1))	-0.144417	0.037057	-3.897118	0.0001
D(LDWJ(-2))	-0.126366	0.037062	-3.409568	0.0007
C	0.066633	0.039694	1.678655	0.0937

المصدر: مخرجات برنامج EVIEWS. 4.

نلاحظ أنّ قيمة t-statistic المقابلة للثابت (1.68) أصغر من القيمة الجدوليّة (2.52) عند مستوى معنويّة 5% ⇐الثابت لا يختلف معنويّاً عن الصفر.

الجدول رقم(6) اختبار جذر الوحدة.

Null Hypothesis: LDWJ has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 2 (Automatic based on SIC, MAXLAG=19)				
			t-statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-0.401661	0.5390
Test critical values:	1% level		-2.568187	
	5% level		-1.941265	
	10% level		-1.616403	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LDWJ)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 4 721				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-statistic	Prob.
LDWJ(-1)	-2.84E-05	7.08E-05	-0.401661	0.6881
D(LDWJ(-1))	-0.147358	0.037063	-3.975861	0.0001
D(LDWJ(-2))	-0.128352	0.037090	-3.460538	0.0006

المصدر: مخرجات برنامج EVIEWS. 4.

نلاحظ من الجدول السابق أنّ القيمة المحسوبة لإحصائيّة اختبار(A.D.F) (0.40-) أكبر من القيمة الجدوليّة (1.94-) عند مستوى معنويّة 5%، ممّا يؤكّد وجود جذر وحدة وبالتالي السلسلة الزمنيّة LDWJ غير مستقرّة. ننتقل إلى اختبار استقرار السلسلتين السابقتين بعد أخذ الفرق الأوّل.

ثالثاً: اختبار استقرار السلسلة DLAS ((LAS-LAS(-1)):

الجدول رقم (7) اختبار معنويّة الاتّجاه العام للنموذج الثالث.

Null Hypothesis: DLAS has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=19)				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(DLAS)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 3 721				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-statistic	Prob.
DLAS(-1)	-0.929646	0.037280	-24.93680	0.0000
C	-0.002658	0.001429	-1.859245	0.0634
@TREND(1)	5.36E-06	3.43E-06	1.561584	0.1188

المصدر: مخرجات برنامج EVIEWS. 4.

نلاحظ أنّ قيمة t-statistic المقابلة للاتّجاه العام (1.56) أصغر من القيمة الجدوليّة (2.78) عند مستوى معنويّة 5% ⇐ الاتّجاه العام لا يختلف معنويّاً عن الصفر.

الجدول رقم(8) اختبار معنويّة الثابت للنموذج الثاني.

Null Hypothesis: DLAS has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=19)				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(DLAS)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 3 721				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-statistic	Prob.
DLAS(-1)	-0.925989	0.037244	-24.86293	0.0000
C	-0.000721	0.000712	-1.013320	0.3112

المصدر: مخرجات برنامج EVIEWS. 4.

نلاحظ أنّ قيمة t-statistic المقابلة للثابت (1.01-) أصغر من القيمة الجدوليّة(2.52) عند مستوى معنويّة 5% ⇐الثابت لا يختلف معنويّاً عن الصفر.

الجدول رقم(9) اختبار جذر الوحدة.

Null Hypothesis: DLAS has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=19)				
			t-statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-24.84181	0.0000
Test critical values:	1% level		-2.568182	
	5% level		-1.941264	
	10% level		-1.616403	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(DLAS)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 3 721				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-statistic	Prob.
DLAS(-1)	-0.924466	0.037214	-24.84181	0.0000

المصدر: مخرجات برنامج EVIEWS. 4.

نلاحظ من الجدول السابق أنّ القيمة المحسوبة لإحصائيّة اختبار (A.D.F) (24.84-) أصغر من القيمة الجدوليّة (1.94-) عند مستوى معنويّة 5% ⇐السلسلة الزمنيّة DLAS مستقرّة.

رابعاً: اختبار استقرار السلسلة DLDWJ ((LDWJ-LDWJ(-1)):

الجدول رقم(10) اختبار معنويّة الاتّجاه العام للنموذج الثالث.

Null Hypothesis: DLDWJ has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=19)				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(DLDWJ)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 4 721				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-statistic	Prob.
DLDWJ(-1)	-1.283911	0.055839	-22.99310	0.0000
D(DLDWJ(-1))	0.132403	0.037098	3.568996	0.0004
C	-0.002322	0.001314	-1.767646	0.0775
@TREND(1)	5.74E-06	3.15E-06	1.821609	0.0689

المصدر: مخرجات برنامج EVIEWS. 4.

نلاحظ أنّ قيمة t-statistic المقابلة للاتّجاه العام (1.82) أصغر من القيمة الجدوليّة (2.78) عند مستوى معنويّة 5% ⇐ الاتّجاه العام لا يختلف معنويّاً عن الصفر.

الجدول رقم(11) اختبار معنويّة الثابت للنموذج الثاني.

Null Hypothesis: DLDWJ has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=19)				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(DLDWJ)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 4 721				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-statistic	Prob.
DLDWJ(-1)	-1.275700	0.055747	-22.88378	0.0000
D(DLDWJ(-1))	0.128344	0.037091	3.460244	0.0006
C	-0.000244	0.000652	-0.374080	0.7085

المصدر: مخرجات برنامج EVIEWS. 4.

نلاحظ أنّ قيمة t-statistic المقابلة للثابت (0.37-) أصغر من القيمة الجدوليّة (2.52) عند مستوى معنويّة 5% ⇐الثابت لا يختلف معنويّاً عن الصفر.

الجدول رقم(12) اختبار جذر الوحدة.

Null Hypothesis: DLDWJ has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=19)				
			t-statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-22.89458	0.0000
Test critical values:	1% level		-2.568187	
	5% level		-1.941265	
	10% level		-1.616403	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(DLDWJ)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 4 721				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-statistic	Prob.
DLDWJ(-1)	-1.275298	0.055703	-22.89458	0.0000
D(DLDWJ(-1))	0.128130	0.037064	3.456963	0.0006

المصدر: مخرجات برنامج EVIEWS. 4.

نلاحظ من الجدول السابق أنّ القيمة المحسوبة لإحصائيّة اختبار (A.D.F) (22.89-) أصغر من القيمة الجدوليّة (1.94- عند مستوى معنويّة 5% ⇐السلسلة الزمنيّة DLDWJ مستقرّة.

على ضوء اختبار جذر الوحدة السابق، اتّضح أنّ كلّ متغيّر على حدة متكامل من الدرجة الأولى CI(1)، أيّ إنّها غير مستقرّة في المستوى ولكنّها مستقرّة بعد أخذ الفرق الأوّل.

ننتقل الآن إلى اختبار اتّجاه العلاقة السببيّة بين المؤشّرين، ولكن قبل تحديد اتّجاه السببيّة بينهما يجب تحديد عدد الفجوات الزمنيّة P المناسب لنموذج VAR(P)، حيث نختار نموذج VAR(P) الذي يحقّق أكبر عدد ممكن من معايير اختيار درجات الإبطاء[11]*، لذلك وبناءً على الجدول (13)نختار نموذج VAR(4).

الجدول رقم(13) اختيار عدد فترات الإبطاء لنموذج VAR.

VAR Lag Order Selection Criteria						
Endogenous variables: DLAS DLDWJ						
Exogenous variables: C						
Included observations: 716						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	3690.084	NA	1.15E-07	-10.30191	-10.28913	-10.29698
1	3698.645	17.05063	1.14E-07	-10.31465	-10.27632	-10.29985
2	3706.510	15.62120	1.12E-07	-10.32545	-10.26157	-10.30078
3	3727.063	40.70443	1.07E-07	-10.37169	-10.28226	-10.33715
4	3746.866	39.10729*	1.03E-07*	-10.41583*	-10.30085*	-10.37143*
* indicates lag order selected by the criterion						
LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)						
FPE: Final prediction error						
AIC: Akaike information criterion						
SC: Schwarz information criterion						
HQ: Hannan-Quinn information criterion						

المصدر: مخرجات برنامج EVIEWS. 4.

نختبر الآن فرضي العدم التاليين:

H_0: مؤشّر داو جونز لا يسبّب المؤشر العامّ للسوق الماليّة السعوديّة.

H_0: المؤشّر العامّ للسوق الماليّة السعوديّة لا يسبّب مؤشّر داو جونز الأمريكي.

نقبل فرض العدم عندما قيمة الاحتمال الموافق لإحصائيّة فيشر أكبر من 5%.

الجدول رقم(14) اختبار السببيّة لـ Granger.

Pairwise Granger Causality Tests			
Lags: 4			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
DLDWJ does not Granger Cause DLAS	716	19.6910	2.2E-15
DLAS does not Granger Cause DLDWJ		0.67953	0.60629

المصدر: مخرجات برنامج EVIEWS. 4.

* حيث يختار برنامج Eviews.4 عدد الفجوات الزمنية(p) المناسب لنموذج VAR بشكل أوتوماتيكي بناءً على معايير المعلومات المدرجة في الجدول (13) ويضع نجمة على القيمة التي تمّ اختيارها بواسطة المعيار والمقابلة لعدد الفجوات (Lag=P) ، حيث اختبر البرنامج عدداً من الفجوات الزمنية من P=0 حتى P=4، نلاحظ عند الفجوة الزمنيّة P=4 تحقُّق أكبر قدر ممكن من معايير المعلومات لذلك اعتمدنا نموذج VAR(4).

نستنتج من الجدول (14) أنّ :

- مؤشّر داو جونز يسبّب المؤشر العامّ للسوق الماليّة السعوديّة، وذلك لأنّ قيمة الاحتمال الموافق لإحصائية فيشر أصغر من 5% .
- المؤشّر العامّ للسوق الماليّة السعوديّة لا يسبّب مؤشّر داو جونز الأمريكي، و ذلك لأنّ قيمة الاحتمال الموافق لإحصائية فيشر أكبر من 5% .

إذاً العلاقة السببيّة أحاديّة الاتّجاه من مؤشّر داو جونز إلى المؤشّر العامّ للسوق الماليّة السعوديّة، هذا يعني أنّ السوق الماليّة السعوديّة تتأثّر مباشرة بأيّ صدمة Choc (موجبة أو سالبة) في السوق المالي الأمريكي، وهذا ما لاحظناه عندما انعكست التأثيرات السلبيّة للأزمة الاقتصاديّة الأمريكيّة على الاقتصاديّات العالميّة ومنها الاقتصاد السعودي ممّا يدلّ على أنّ الاقتصاد السعودي مرتبط بالاقتصاد الأمريكي.

بعد أن حدّدنا اتّجاه العلاقة السببيّة الّتي تقودنا إلى اختيار المؤشّر العامّ للسوق الماليّة السعوديّة متغيّراً تابعاً ومؤشّراً داو جونز متغيّراً مستقلاً، نستطيع تقدير العلاقة طويلة الأمد بين المؤشّرين :

LAS=C+LDWJ+RESIDCOINT

حيث RESIDCOINT: بواقي العلاقة طويلة الأمد(علاقة انحدار التكامل المشترك).

الجدول رقم(15) علاقة انحدار التكامل المشترك.

Dependent Variable: LAS				
Method: Least Squares				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-statistic	Prob.
C	-4.107522	0.242771	-16.91936	0.0000
LDWJ	1.400106	0.026325	53.18442	0.0000
R-squared	0.797327	F-statistic		2828.583
Adjusted R-squared	0.797045	Prob(F-statistic)		0.000000

المصدر: مخرجات برنامج EVIEWS. 4.

يجب أن تكون البواقي مستقرّة ليكون الانحدار السابق غير زائف*وليكون هناك علاقة تكامل مشترك بين المؤشّرين، لذلك نلجأ إلى اختبار التكامل المشترك:

الجدول رقم(16) اختبار التكامل المشترك.

Null Hypothesis: RESCOINT has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=19)				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(RESCOINT)				
Method: Least Squares				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-statistic	Prob.
RESCOINT(-1)	-0.038450	0.010444	-3.681387	0.0002

المصدر: مخرجات برنامج EVIEWS. 4.

* نلاحظ أنّ قيم اختبارات: فيشر(F-statistic) ،ستيودنت(t-Statistic) ، ومعامل التحديد (R-squared) في علاقة انحدار التكامل المشترك في الجدول (15) ذات دلالة إحصائية.

نلاحظ من الجدول السابق أنّ القيمة المحسوبة لـ t-statistic الموافقة للمعامل RESCOINT(-1) (3.68-) أصغر من القيمة الجدوليّة لـ *(Engle&Yoo,1987) هذه الّتي تساوي(3.37-) ⇐ البواقي مستقرّة⇐ يوجد علاقة توازنيّة طويلة الأمد بين السوقين الماليّين وبالتالي الانحدار السابق غير زائف.

يقودنا وجود العلاقة طويلة الأمد بين المؤشّرين إلى دراسة العلاقة بينهما على المدى القصير باستخدام نموذج تصحيح الخطأ.لتقدير نموذج ECM يتمّ إدخال مقدّرات سلسلة بواقي العلاقة طويلة الأمد متغيّراً مستقلاً مبطّأً لفترة واحدة في نموذج VAR وفق المعادلة التالية:

DLAS=C+DLDWJ+DLAS(-1)+DLDWJ(-1)+ECM(-1)+RESID**

الجدول رقم(17) نموذج تصحيح الخطأ.

Dependent Variable: DLAS				
Method: Least Squares				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-statistic	Prob.
C	-0.000717	0.000697	-1.028762	0.3039
DLDWJ	0.070514	0.039619	1.779786	0.0755
ECM(-1)	-0.036773	0.006640	-5.387291	0.0000
DLAS(-1)	0.074864	0.036578	2.046667	0.0411
DLDWJ(-1)	-0.068965	0.040477	-1.703803	0.0689

المصدر: مخرجات برنامج EVIEWS. 4.

نلاحظ من الجدول السابق أنّ قيمة معامل تصحيح الخطأ معنويّة إحصائيّاً وأصغر من الصفر(γ %⇐ = 4%-) وجود علاقة توازنيّة طويلة الأمد بين المؤشّرين.

تشير قيمة معامل تصحيح الخطأ ECM(-1) إلى أنّ قيمة مؤشّر السوق الماليّة السعوديّة تتعدّل نحو قيمته التوازنيّة في كلّ فترة زمنيّة بنسبة من اختلال التوازن المتبقي من الفترة الزمنيّة السابقة(اليوم الماضي) تعادل 4%. وبعبارة أخرى، يصحّح مؤشّر السوق الماليّة السعوديّة من اختلال قيمته التوازنيّة المتبقيّة من كلّ فترة ماضيّة بنحو 4%، أي إنّه عندما ينحرف في المدى القصير في الفترة (t-1) عن قيمته التوازنيّة في المدى البعيد، فإنّه يتمّ تصحيح ما يعادل 4% من هذا الانحراف أو الاختلال في الفترة (t). ومن ناحية أخرى، فإنّ نسبة التصحيح هذه تعكس سرعة تعديل منخفضة جدّاً نحو التوازن، بمعنى أنّ مؤشّر السوق الماليّة السعوديّة يستغرق 25 (1÷0.04) يوم باتّجاه قيمته التوازنيّة إثر أي صدمة في مؤشّر داو جونز.

وللتأكّد من سلامة النموذج وخلوّه من الارتباط التسلسلي للبواقي نلجأ إلى اختبار Breusch-Godfrey.

الجدول رقم(18) اختبار الارتباط التسلسلي لبواقي نموذج تصحيح الخطأ (RESID).

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	2.047433	Probability	0.129825
Obs*R-squared	4.111478	Probability	0.127998

المصدر: مخرجات برنامج EVIEWS. 4.

إنّ قيمة الاحتمال المقابلة لـ TR^2 أكبر من 5%، ⇐ لا يوجد ارتباط تسلسلي بين أخطاء نموذج ECM.

* الملحق(ب).

* * لتحديد عدد الفجوات الزمنيّة أو عدد فترات الإبطاء (P) نعتمد على اختبار مضاعف لاغرانج LM لاختبار عدم وجود ارتباط تسلسلي في البواقي، وعندما يشير اختبار LM بعدم وجود مشكلة الارتباط التسلسلي يمكن إيقاف إدخال فترات إبطاء إضافيّة للمتغيّرات.

الاستنتاجات والتوصيات:

توصلت الدراسة إلى النتائج التالية:

-من المتّفق عليه وبشكل عام، أنّ النماذج التي يتم تقديرها من خلال الطرق القياسيّة التقليديّة تعاني مما يسمى الانحدار الزائف. وتتلخّص هذه المشكلة في أنّه إذا كانت متغيّرات السلاسل الزمنيّة غير مستقرّة كما هي الحال في غالبية السلاسل الزمنيّة، فإنّه لا يمكن استخدام قيم اختبار ستيودنت لمعرفة أثر متغير ما على متغير آخر. ولذلك فإنّ تحليل التكامل المشترك من خلال التركيز على سلوك بواقي معادلة انحدار العلاقة طويلة الأمد بين المتغيّرات، استطاع التغلّب على هذه الإشكاليّة وحاول استحداث علاقة توازنيّة في المدى الطويل بين متغيّرين أو أكثر.

-توصّلت الدراسة إلى وجود علاقة سببيّة باتّجاه واحد من مؤشّر سوق الأسهم الأمريكي داو جونز إلى المؤشّر العامّ للسوق الماليّة السعوديّة، ممّا يعني أنّ هناك تأثيراً للسوق المالي الأمريكي على السوق المالي السعودي.

-كما وقد توصّلت الدراسة إلى وجود علاقة توازنيّة طويلة الأجل بين مؤشّر سوق الأسهم الأمريكي داو جونز و المؤشّر العامّ للسوق الماليّة السعوديّة خلال ثلاث السنوات الأخيرة، أي إنّ مسارهما متماثل في الأجل الطويل، ممّا يعني أنّ فائدة جني الأرباح من تنويع محفظة الأوراق الماليّة بين هذين السوقين محدودة للغاية.

بناءً على النتائج السابقة فإنّ الباحث يوصي بما يلي:

-ضرورة إعطاء الأهميّة الكافية للدراسات القياسيّة بما يخصّ أسواق المال هذا من شأنه أن يكون أرضيّة خصبة لاتّخاذ القرارات المستقبليّة المناسبة.

- يُنصح بلجوء المستثمر الدولي إلى استخدام اختبارات التكامل المشترك بين أسواق المال للوصول إلى التوزيع الأمثل لمحفظته الدوليّة وبالتالي تقليل مخاطر الاستثمار إلى أقلّ حدّ ممكن.

آفاق البحث:

إنّ اختبار التكامل المشترك ذي الخطوتين لـ (Engle & Granger,1987) يختبر التكامل المشترك بين سوقين ماليّين فقط ممّا يفتح أفاقاً وأبواباً لأبحاث أخرى و منها: اختبار التكامل المالي بين عدّة أسواق ماليّة وعلى سبيل المثال بين الأسواق الماليّة العربيّة باستخدام اختبار التكامل المشترك المتعدّد المتغيّرات لـ (Johansen, 1988).

المراجع:

1. ENGEL, R. F; GRANGER, C. W. J. *Cointegration and error correction: Representation, Estimation and testing*, Econometrica, Vol. 55, 1987, 251-276.
2. GRANGER, C. W. J. *Developments in the study of cointegrated economic variables*, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Vol. 48, 1986, 213-228.
3. GRANGER, C. W. J. *Some recent development in a concept of causality*, Journal of Econometrics, Vol. 39, 1988, 199-211.
4. GRANGER, C. W. J.; YANG, C.;HUAN, B. *A bivariate causality between stock prices and exchange rates: evidence from recent Asianflu*, The Quarterly Review of Economics and Finance, Vol. 40, 2000, 337-354.

5. LARDIC,S.; MIGNON, V. *Econométrie des Séries temporelles macroéconomiques et financiers*, Economica, Paris, 2002**.**

6. LUKE, K. *Not just for cointegration: Error correction models with stationary data*, Nuffield college and oxford university, 2004.

7. MANNING, N. *Common trends and convergence? South East Asian equity markets, 1988-1999*, Journal of Internationational Money and Finance, Vol. 21, No. 2, 2002, 183-202.

8. Narsid, M.A. *Cointegration,error correction model and future spot rates*, University of Illinois, 2005, 1-20.

9. PENM, J. H. W.; TERRELL, R. D; WONG, W. K. *Causality and cointegration tests in the framework of single zero-non-zero vector time series modelling*, Journal of Applied Science, Vol. 3, No. 4, 2003, 247-255.

10. PIROTTE, A.; BRESSON, G. *Econométrie des séries temporelles*. 1ère édition , Presses Universitaires de France , Paris, 1995.

11. العبدلي، عابد. *محدّدات الطلب على واردات المملكة العربية السعودية في إطار التكامل المشترك وتصحيح الخطأ*، مجلّة مركز صالح كامل للاقتصاد الإسلامي، جامعة الأزهر، 2007، 24 Feb. 2011.
<http:// www.drabid.net/paper4.pdf>.

12. ابن بوزيان، محمّد؛ عبد الحق، بن عمر. *العلاقات السببية والتكامل المتزامن بين النقود والأسعار في الجزائر وتونس*، كليّة الاقتصاد، جامعة تلمسان، الجزائر، 2002، 10 Feb. 2011.
<http://faculty.kfupm.edu.sa/coe/sadiq/proceedings/SCAC2004/55.ASC029.AR.Benbouziane.Cointegration%20and%20Causality%20Bet%20_1_.pdf>.

13. العربيد، عصام فهد. *بورصات الأوراق الماليّة (بين النظريّة والتطبيق)*، دار الرضا للنشر، دمشق، سورية، 2002.

14. الموقع الإلكتروني للسوق الماليّة السعوديّة (تداول) (http://www.tadawul.com.sa).

الملحق(أ)

القيم الجدوليّة لاختبار (A.D.F)

T	النموذج الثاني			النموذج الثالث					
	الثابت			الثابت			الاتّجاه العام		
	1%	5%	10%	1%	5%	10%	1%	5%	10%
100	3.22	2.54	2.17	3.78	3.11	2.73	3.53	2.79	2.38
250	3.19	2.53	2.16	3.74	3.09	2.73	3.49	2.79	2.38
500	3.18	2.52	2.16	3.72	3.08	2.72	3.48	2.78	2.38
∞	3.18	2.52	2.16	3.71	3.08	2.72	3.46	2.78	2.38

الملحق(ب)

القيم الجدوليّة لـ (Engel&yoo,1987): حيث N تمثّل عدد المتغيّرات، و T عدد المشاهدات.

	T	1%	5%	10%
N=2	50	-4.32	-3.67	-3.28
	100	-4.07	-3.37	-3.03
	200	-4.00	-3.37	-3.02
N=3	50	-4.84	-4.11	-3.73
	100	-4.45	-3.93	-3.59
	200	-4.35	-3.78	-3.47
N=4	50	-4.94	-4.35	-4.02
	100	-4.75	-4.22	-3.89
	200	-4.70	-4.18	-3.89
N=5	50	-5.41	-4.76	-4.42
	100	-5.18	-4.58	-4.26
	200	-5.02	-4.48	-4.18