المجلة العربية للعلوم الإدارية
مجلد ١٢، عدد ٣، سبتمبر ٢٠٠٥، ٣٩١ – ٤٠٨

التأثير المتبادل بين أسواق ناشئة: تجربة الإمارات وعُمان وقطر

طلاع محمد الديحاني

جامعة الكويت
دولة الكويت

مصطلحات علمية

الأسواق الناشئة، التأثير المتبادل، التواكب، نماذج الانحدار الذاتي، تحليل عدم التماثل، جذر الوحدة.

الملخص

تختبر هذه الدراسة درجة التأثير المتبادل Interdependence باستخدام طرق متعددة متعلقة بنماذج الانحدار الذاتي autoregressive distributed lag، فيما بين ثلاثة أسواق ناشئة ضمن دول مجلس التعاون الخليجي، هي: الإمارات، وعُمان، وقطر. وتشير النتائج، في حالة افتراض التماثل symmetry، إلى وجود بعض علاقات التأثير المتبادل المباشرة impact effect، والتراكمية cumulative effect فيما بين هذه الأسواق. كما تشير النتائج، عند إدخال العناصر غير التماثلية asymmetry، إلى وجود علاقات تبادلية أخرى مباشرة وتراكمية لم يظهرها النموذج التماثلي.

يدرك المستثمرون أن أسواق الأسهم يؤثر بعضها في بعض، كما يتأثر بعضها ببعض. وهذا التأثير المتبادل interdependence هو نتيجة طبيعية لحركة الأموال فيما بين الأسواق، مع الازدياد المطرد لانفتاح الأسواق بعضها على بعض. وقد يحدث هذا التأثير المتبادل بفعل عوامل نفسية، مثل حالات الاضطراب في وقت الأزمات الاقتصادية، إلا أنه يحدث أيضا في الظروف الطبيعية، من خلال الحركة الارتباطية co-movements لأسعار الأسهم في أسواق مختلفة.

وقد أثبت كثير من الدراسات الميدانية وجود التأثير المتبادل Interdependence فيما بين أسواق الأسهم (انظر مثلا: Koutmos (1996) و Kingand Wadhwani و Kochand Koch (1991) و Taylor and Tonks (1989) و Eun and Shim (1990) و Mathur and Subrahmanyam (1990) و Malliaris and Urrutia (1992) و Arshanapalli and Doukas (1993) و Negakis and Kambouris (1994) و Arshanapallii *et al.* (1995) و Karolyi (1995) و Ghallager (1995) و Janakiramanan and Lamba (1998) و Lui *et al.* (1998) و ekker *et al. (2001)* و Bahng and Shin (2003) و Worthington and Higgs (2004)). فقد

تم تسلم البحث في مايو ٢٠٠٤، وأجيز للنشر في أبريل ٢٠٠٥.

تناول Koutmos (1996) دراسة التأثير التبادلي للحظة الأولى والثانية first and second moment فيما بين الأسواق الأوروبية في المملكة المتحدة وفرنسا وألمانيا وإيطاليا، ووجد تأثيرا تبادليا وباتجاهات مختلفة لعوائد هذه الأسواق (تأثير اللحظة الأولى)، كما قدم دليلا على وجود تأثير تبادلي لتذبذبات الأسعار volatility وباتجاهات مختلفة أيضا (تأثر اللحظة الثانية). ودرس Karolyi (1995) العلاقة التبادلية فيما بين سوقين في الولايات المتحدة وكندا، وأشار إلى أن فهم التأثير المتبادل فيما بين هاتين السوقين يعتمد بالدرجة الأولى على كيفية صياغة نموذج القياس. وفي الأسواق الآسيوية، وجد Bahng and Shin (2003) الذي درس العلاقة فيما بين أسواق اليابان والصين وكوريا باستخدام اختبارات متنوعة في الاقتصاد الرياضي، تأثيرا غير تماثلي asymmetric قويا فيما بين هذه الأسواق. أما Worthington and Higgs (2004) فقد وجدا أثراً إيجابياً لتذبذبات الأسعار من الأسواق المتطورة (هونج كونج واليابان وسنغافورة) إلى الأسواق الناشئة (أندونيسيا وكوريا وماليزيا والفلبين وتايوان وتايلند)، إلا أن هذا التأثير لم يكن متجانسا.

ومن الدراسات التي اهتمت بتحليل التأثير المتبادل وقت الأزمات الاقتصادية ما قام به Daly (2003)، حيث درس مدى الارتباط الساكن static والديناميكي dynamic بين أربعة من أسواق جنوب شرق آسيا قبل وبعد أزمة الأسواق المالية الآسيوية خلال عام ١٩٩٧ ومقارنتها بثلاثة أسواق هي الولايات المتحدة وألمانيا وأستراليا. وقد وجدت هذه الدراسة دليلا على ازدياد التأثير المتبادل (الارتباط) فيما بين أسواق جنوب شرقي آسيا خلال الفترة اللاحقة للأزمة. وعلى الرغم من أن الدراسة أشارت إلى وجود دليل على التكامل integration بين أسواق جنوب شرقي آسيا، فإنها لم تقدم دليلا على زيادة معنوية لهذا التكامل خلال الفترة اللاحقة للأزمة.

إن هذه الدراسات تشير إلى أن الأسواق الكبرى وخاصة أسواق الولايات المتحدة الأمريكية لها أثر قوي على الأسواق الأخرى، وأن درجة التأثير والتأثر ربما تكون أقوى فيما بين الأسواق الإقليمية. ولعل من بين الأقاليم الاقتصادية التي تستحق دراسة مدى تكاملها الاقتصادي دول الخليج العربية الأعضاء في مجلس التعاون الخليجي. ويعد اهتمام هذه المنظومة المتزايد بتكاملها الاقتصادي سببا جوهريا يدفعنا إلى دراسة العلاقة بين هذه الأسواق. ويتمثل الدافع الآخر في ندرة الدراسات التي تناولت مدى نجاح هذه الأسواق في تحقيق التكامل الذي طالما كان هدفا رئيسا وبندا ذا أولوية في مؤتمرات القمة لدول مجلس التعاون. لذا، يهدف هذا البحث إلى اختبار التأثير المتبادل interdependence بين ثلاثة أسواق خليجية ناشئة، هي: الإمارات، وعمان، وقطر، والتي تنتمي إلى منظومة إقليمية واحدة هي مجلس التعاون لدول الخليج العربية. ونحن نتوقع وجود تأثير تبادلي فيما بينها بسبب الانتماء الإقليمي، والظهور المتزايد للتشريعات التي تسمح بحرية أكبر لحركة

المستثمرين الرئيسيين فيما بين هذه الأسواق. ويبلغ عدد الشركات المدرجة في أسواق الإمارات وعمان وقطر ٤٣ و٩٤ و٢٥ شركة برسملة (قيمة سوقية) تبلغ ٢٩٨٤٦ و٥٢٦٨ و١٠٥٦٧ مليار دولار للأسواق الثلاثة على التوالي[١].

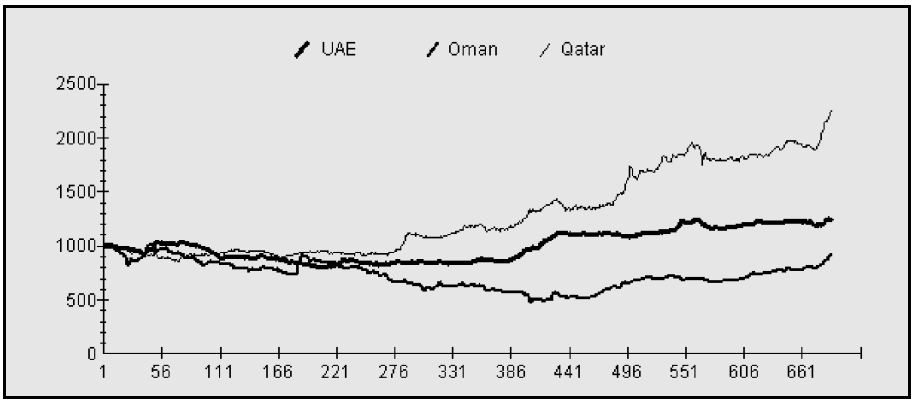
بيانات الدراسة ومنهجيتها

تستخدم هذه الدراسة مؤشرات الأسعار اليومية لأسواق الإمارات وعمان وقطر التي تعدها مؤسسة الخليج للاستثمار، تفاديا للآثار السلبية لمؤشرات الأسواق المحلية. وتتألف العينة من ٦٨٨ قيمة، تغطي الفترة من ١ يناير ٢٠٠٠ إلى ١٥ أبريل ٢٠٠٣، بعد إلغاء بعض القيم التي لا تتوافق مع تسلسل البيانات بسبب عدم تطابق عطل نهاية الأسبوع فيما بين الأسواق. ويوضح شكل (١) الأسعار اليومية للأسواق خلال تلك الفترة.

يعرض جدول (١) الإحصائيات الأساسية لعوائد الأسهم للأسواق الثلاث (محسوبة على أساس الفرق الاول للوغارتم أسعار الأسهم)، على حين يعرض جدول (٢) مصفوفة الارتباط لتلك العوائد. ويشير جدول (١) إلى أن توزيع عوائد الأسهم غير طبيعي، وهي خاصية متوقعة في هذه الأسواق التي تتميز بتحركات عالية الذبذبة خاصة في حالة عمان. ويبين جدول (٢) أن أعلى ارتباط هو بين سوقي الإمارات وقطر، وأقلها بين عمان وقطر.

نستخدم في هذه الورقة، الرموز p_u وp_o وp_q كأسعار الأسهم اللوغارتمية للإمارات وعمان وقطر على التوالي. لذلك، فإن الفرق اللوغارتمي الأول (Δp_u وΔp_o وΔp_q) يمثل عوائد الأسهم في تلك الأسواق على التوالي.

شكل ١
الأسعار اليومية للأسهم ابتداء من ١ يناير ٢٠٠٠



(١) المصدر: تقرير صندوق النقد العربي ٢٠٠٢.

جدول ١
الإحصائيات الأساسية لعوائد الأسهم اليومية

	سوق الإمارات	سوق عمان	سوق قطر
Max	.033189	.092809	.054235
Min	-.025769	-.049806	-.042662
Mean	.000327	-.000105	.001194
Std. Dev.	.005609	.012584	.009265
Skewness	.75643	1.0700	.34843
Kurtosis	6.9737	8.7245	3.9810

جدول ٢
مصفوفة الارتباط بين الأسواق

	الإمارات	عمان	قطر
الإمارات	1.0000	.069936	.14803
عمان		1.0000	.061740
قطر			1.0000

يتمثل الإطار النظرى لفكرة التأثير المتبادل بين هذه الأسواق في دراسة مدى ارتباط الأسواق بعضها ببعض، وهو ما يعني استجابة سوق للأحداث التي تشهدها الأسواق الأخرى بشكل مباشر impact effect وتراكمي cumulative effect. ويعرف التأثير المباشر بأنه استجابة سوق معينة لأحداث آنية في أسواق أخرى. وأما التأثير التراكمي فيعرف بأنه استجابة سوق معينة لأحداث تاريخية في أسواق أخرى. فسرعة الاستجابة التي يعكسها التأثير المباشر تعد مؤشرا لأصحاب القرار على نجاح سياسة التكامل التي تسعى دول مجلس التعاون إلى تطبيقها. وأما إثبات وجود التأثير التراكمي فيعني إمكان الاستفادة من معلومات حول الأحداث التاريخية لأسواق أخرى لاتخاذ قرارات استثمارية وتحقيق أرباح غير عادية. ويستدعي إثبات وجود التأثير المتبادل interdependence أو نفيه بين أسواق الأسهم إجراء اختبارات متنوعة في الاقتصاد القياسي. أول الاختبارات المستخدمة في هذه الورقة هو اختبار جذر الوحدة unit root test للمستويات levels والفروق الأولى first differences للوغاريتمات الأسعار؛ وذلك لتحديد مستوى التكامل لكل سوق order of integration. يتبع ذلك إجراء اختبارات

التواكب cointegration بين الأسواق، ابتداء بطريقة المتبقي residual-based approach، ثم باستخدام اختبارين إضافيين ينتميان لنماذج الانحدار الذاتي المعروفة باسم Auto Regressive - Distributed Lag (ARDL)، وذلك لتأكيد نتائج الاختبار السابق. تقودنا نتائج الاختبارات السابقة إلى تحديد النموذج الأمثل للتأثير المتبادل بين الأسواق في ظل فرضية الاستجابات التماثلية لعوائد الأسهم symmetric responses assumption، وفي حالة السماح لوجود الاستجابات غير التماثلية asymmetric responses.

اختبارات جذر الوحدة unit root والتواكب cointegration

يتم إجراء اختبار جذر الوحدة في هذه الورقة باستخدام مقياس Augmented Dickey-Fuller (ADF)[٢]. وتشير النتائج المبينة في جدول (٣) إلى أن المقياس (بقيمته المطلقة) لجميع المستويات أقل من القيمة الحرجة، على حين يبدو أكبر منها للفرق الأول للأسواق الثلاثة. ويشير ذلك إلى أن عوائد الأسهم في جميع الأسواق غير ساكنة non-stationary وتكاملية عند مستوى الرقم واحد. أي أن $p_u \sim I(1)$ و$p_o \sim I(1)$ و$p_q \sim I(1)$. لذا يمكننا أن نقوم بإجراء اختبار التواكب cointegration، ونبدأ ذلك بنموذج المتبقي الذي يمكن أن يكتب على النحو الآتي:

$$p_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 p_{j,t} + \alpha_2 p_{k,t} + \varepsilon_t \quad (1)$$

حيث إن p_i هو المتغير (السعر اللوغارتمي)، حيث يمكن أن يكون p_u أو p_o أو p_q ممثلا لأسواق الإمارات وعمان وقطر على التوالي. فعلى سبيل المثال إذا كانت $p_i \equiv p_u$ فإن $p_j \equiv p_o$ و$p_k \equiv p_q$ وهكذا. أما ε_t فيمثل معامل الخطأ بمتوسط افتراضي يبلغ الصفر zero mean، وتباين افتراضي ثابت constant variance. وتشير النتائج

جدول ٣
نتائج اختبار ADF لجذر الوحدة Unit Root

	المستوى Level	الفرق الأول 1st diff
الإمارات	.453	-14.755
عمان	-1.593	-16.329
قطر	1.612	-16.576

* القيمة الحرجة لمقياس ADF = -2.866

(٢) يستند هذا الاختبار إلى المعادلة.

$$\Delta p_{i,t} = \beta p_{i,t-1} + \sum_{i=1}^{k} \Delta p_{i,t-1} + \varepsilon_t$$

حيث إن فرضية العدم هي $H_0 : \beta = 0$ ففي حالة عدم قبولها فإن المتغير p_i يكون أحادي الجذر.

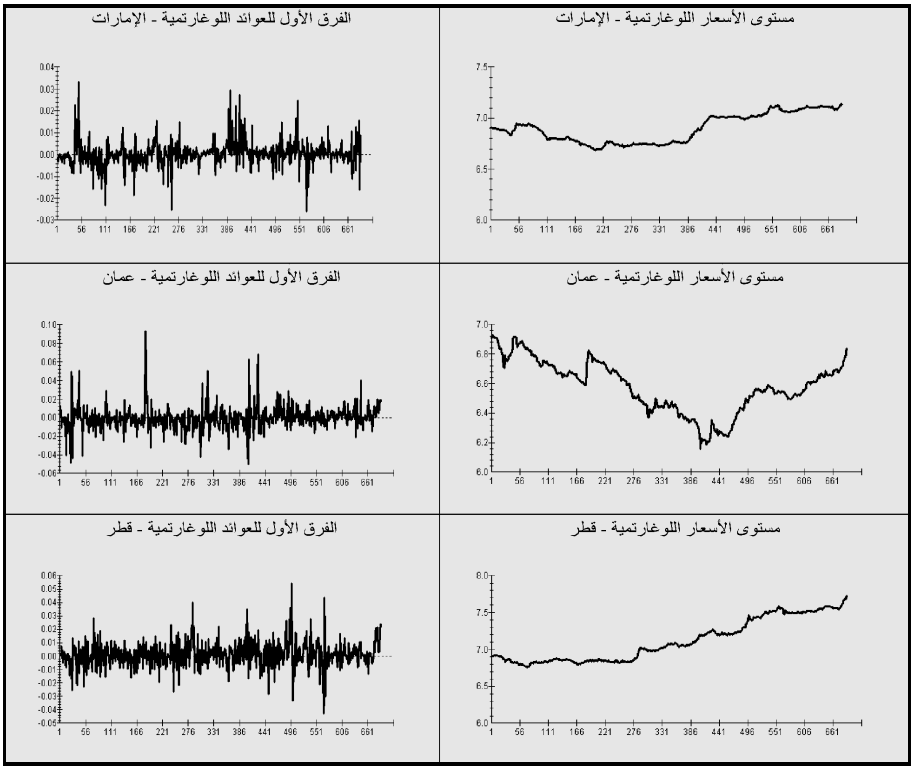
المبينة في جدول (٤) إلى أن المقياس أقل من القيمة الحرجة لجميع الأسواق، وأن المتبقي residual تكاملي عند مستوى الرقم واحد. أي أن $\varepsilon_t \sim I(1)$ وهو ما يعني أن الأسعارليست تواكبية cointegrated في أي من الحالات. ويبين شكل (٢) المنحنيات

جدول ٤
نتائج اختبار ADF لجذر الوحدة Unit Root للمتبقي Residuals

	ADF test-Statistic
الإمارات	-1.306
عمان	-.844
قطر	-.608

* القيمة الحرجة لمقياس ADF = -3.755

شكل ٢
المنحنيات اللوغارتمية لمستويات الأسعار، والفرق الأول لعوائدها



اللوغارتمية لمستويات الأسعار والفرق الأول لعوائدها، وهو يؤكد حقيقة أنها قد أصبحت ساكنة stationary بعدما أخذنا بالاعتبار الفرق الأول للعوائد. وللتأكد من صحة هذه النتيجة استخدمنا اختبارين إضافيين ينتميان لنماذج الانحدار الذاتي المعروفة باسم AutoRegressive-Distributed Lag (ARDL): الأول مبني على نظرية Granger's Representation Theorem (Engle and Granger) التي ترى بأنه يمكن الاستدلال على التواكب cointegration من خلال وجود تمثيل للخطأ المصحح valid error correction representation. لذا فإن من الممكن اختبار التواكب بشكل غير مباشر من خلال بناء نموذج للخطأ المصحح واختبار مدى صحته its validity. وتمثل المعادلة التالية نموذج الخطأ المصحح، الذي يعبر عن العلاقة التواكبية للأسواق الثالثة:

$$\Delta P_{i,t} = \alpha + \sum_{m=1}^{n} \beta_{im} \Delta p_{i,t-m} + \sum_{m=0}^{n} \gamma_{im} \Delta p_{j,t-m} + \sum_{m=0}^{n} \delta_{im} \Delta p_{k,t-m} + \phi \varepsilon_{t-1} + \xi_t \qquad (2)$$

حيث تمثل Δp_i التغير في الأسعار اللوغارتمية الذي يمكن أن يكون Δp_u أو Δp_o أو Δp_q ممثلة لأسواق الإمارات وعمان وقطر على التوالي. فعلى سبيل المثال إذا كانت $\Delta p_i = \Delta p_u$ فإن $\Delta P_j = \Delta p_o$ و$\Delta p_k = \Delta p_q$. وتمثل ξ_t معامل الخطأ لنموذج الخطأ المصحح. أما ε فتمثل معامل الخطأ في معادلة الانحدار للتواكب cointegration. ويمكن استخدام معنوية المعامل ϕ لاختبار التواكب الذي يمكن الاستدلال عليه عندما تكون قيمة المعامل سالبة بشكل معنوي من خلال اختبارفرضية العدم $H_0 : \phi \geq 0$. لقد اقترح Kremers *et al* (1992) استخدام اختبار t لمعامل الخطأ المصحح لاختبار التواكب بوصفه بديلا لاختبار جذر الوحدة للمتبقي في معادلة التواكب. وتستمد هذه الطريقة جدواها من الحقيقة الآتية: على الرغم من أن اختبار Dickey-Fuller للمتبقي residual قد لا يرفض فرضية عدم وجود التواكب، فإن معامل الخطأ المصحح للنموذج الديناميكي الذي يعبر عن المعلومات نفسها قد يكون معنويا من الناحية الإحصائية. ويعلل Kremers *et al* (1992) هذا التناقض بوجود قيد المعامل العام common factor restriction الذي تم إدخاله عند استخدام مقياس Dickey-Fuller لاختبار التواكب. ولو تم إغفال هذا العامل العام لفقد مقياس Dickey-Fuller قوته بالمقارنة باختبارات التواكب الأخرى، تلك التي لا تتضمن عاملا عاما كطريقة معامل الخطأ المصحح error correction coefficient وهو العامل المفضل في الواقع أكثر من اختبار Dickey-Fuller.

وقد استخدمنا ٥ فترات تأخر lag مبدئية لطريقة الخطأ المصحح؛ حيث تم حساب جميع الحالات، واختيار أفضل نموذج، بناءً على معيار Schwartz Bayesian Criterion (SBC). يوضح جدول (٥) نتائج هذا

جدول ٥
نتائج اختبار نموذج الخطأ المعدل Validity of Error Correction Model

	ϕ	t-statistic
الإمارات	-.0054	-1.7614 (.079)
عمان	-.0032	-1.0650 (.287)
قطر	-.0029	1.0697 (.285)

الاختبار، حيث أعطى اختبار t قيما أقل من القيمة الحرجة التي حددها Kremers *et al.* (1992)، ويؤكد هذا عدم وجود التواكب cointegration بين الأسواق.

أما الاختبار الآخر لتأكيد عدم وجود التواكب فهو الذي اقترحه Pesaran and Shin (1995, 1996). وهذا الاختبار مبني على النموذج الديناميكي الآتي:

$$\Delta P_{i,t} = \alpha + \sum_{m=1}^{n} \beta_{im} \Delta p_{i,t-m} + \sum_{m=0}^{n} \gamma_{im} \Delta p_{j,t-m} + \sum_{m=0}^{n} \delta_{im} \Delta p_{k,t-m} + \phi_1 p_{i,t-1} + \phi_2 p_{j,t-1} + \phi_3 P_{k,t-1} + \xi_t \quad (3)$$

ويمكن تعريف مكونات هذ المعادلة كما جاء بالمعادلة (٢)، إضافة إلى ϕ_1 وϕ_2 وϕ_3 التي تعكس العلاقة طويلة الأجل بين الأسواق الثلاث. ويمكن التعبير عن فرضية العدم null hypothesis على النحو الآتي:

$$H_0 : \phi_1 = \phi_2 = \phi_3 = 0 \quad (4)$$

وتستخدم هذه الطريقة اختبارين إحصائيين غير معياريين، هما: *F*-test و*W*-test لهما قيم حرجة حددها Pesaran *et al.* (1996) و Pesaran and Pesaran (1997). ويبين جدول (٦) نتائج اختبار النموذج الديناميكي الذي اقترحه Pesaran and Shin، والتي جاءت جميعها أقل من القيم الحرجة المبينة تحت الجدول، وهو ما يدل مرة أخرى على عدم وجود التواكب cointegration. ويعني ذلك أنه

جدول ٦
نتائج اختبار النموذج الديناميكي Pesaran & Sin's Dynamic Model

	F	W
الإمارات	2.9751	9.0447
عمان	2.3637	7.1797
قطر	.8871	2.7035

* القيمة الحرجة لـ F = 4.855 ولـ W = 14.566

ليس بإمكان المستثمر استخدام المعلومات المتوافرة لديه اليوم من سوق معينة للتنبؤ بأسعار الأسهم لسوق آخر في المستقبل، وهو ما يتوافق مع مبدأ كفاءة السوق cross-sectional efficiency.

اختبار التأثير التبادلي الديناميكي
Dynamic Interdependence

بعد التوصل إلى نتيجة "عدم وجود التواكب" فإنه باستطاعتنا بناء نموذج تأثير تبادلي، باستخدام طريقة الانحدار الذاتي ذات الفرق الأول first difference ARDL، وهو نموذج تماثلي symmetric يمكن كتابته على النحو الآتي:

$$\Delta P_{i,t} = \alpha + \sum_{m=1}^{n} \beta_{im} \Delta p_{i,t-m} + \sum_{m=0}^{n} \gamma_{im} \Delta p_{j,t-m} + \sum_{m=0}^{n} \delta_{im} \Delta p_{k,t-m} + \xi_t \qquad (5)$$

حيث γ_{i0} وδ_{i0} يقيسان على التوالي الأثر المباشر impact effect لسوقي j وk على سوق i. أما الأثر التراكمي cumulative effect فيمكن حسابه من معاملات γ_{im} وδ_{im}. فلو جعلنا θ_i وϕ_i مقياسي الأثر التراكمي لسوقي j وk على سوق i أمكننا حساب هذا الأثر على النحو الآتي:

$$\theta_i = \frac{\sum_{m=0}^{n} \gamma_{im}}{1 - \sum_{m=1}^{n} \beta_i} \qquad (6)$$

$$\phi_i = \frac{\sum_{m=0}^{n} \delta_{im}}{1 - \sum_{m=1}^{n} \beta_i} \qquad (7)$$

يبين جدول (٧) نتائج اختبار نموذج symmetric ARDL للمعادلات (٥) و(٦) و(٧) بالترتيب المحدد على أساس معيار SBC. ويمكن استنتاج ما يلي من هذا الجدول:

١ – لسوقي عمان وقطر أثر مباشر impact effect على سوق الإمارات.

٢ – لسوق قطر أثر إيجابي تراكمي cumulative effect على سوق الإمارات.

٣ – ليس لسوقي الإمارات وقطر أثر مباشر ولا تراكمي على سوق عمان.

٤ – لسوق الإمارات أثر إيجابي مباشر على سوق قطر، وليس له أثر تراكمي عليه.

٥ – ليس لسوقي الإمارات وعمان أثر مباشر ولا تراكمي على سوق قطر.

لعل التبرير المنطقي لوجود الأثر المباشر بالمقارنة بالأثر التراكمي بين هذه الأسواق يعود إلى فاعلية التشريعات التي أقرتها تلك الدول، والتي تسمح بحرية أكبر لحركة المستثمرين؛ مما أدى إلى سرعة استجابة سوق معينة للتغيرات التي تحدث في الأسواق الأخرى. لكن يبدو أن هذا التبرير لا ينطبق على سوق قطر. فعلى الرغم من أن هذه السوق تؤثر في سوق

جدول ٧
نتائج اختبار نموذج الخطأ المعدل
Validity of Error Correction Model

		Δp_u الإمارات		Δp_o عمان		Δp_q قطر
γ_0	عمان	**.029672 (1.7140)	الإمارات	.14583 (1.7140)	الإمارات	*.24732 (3.8735)
θ		.025576 (.74382)		.070683 (.42655)		.14092 (1.2797)
δ_0	قطر	*.087793 (3.8735)	قطر	.054067 (1.0652)	عمان	.030990 (1.0651)
θ		*.10734 (2.1288)		.12803 (1.1992)		.074761 (1.5470)

* معنوي عند مستوى ٥٪
** معنوي عند مستوى ١٠٪

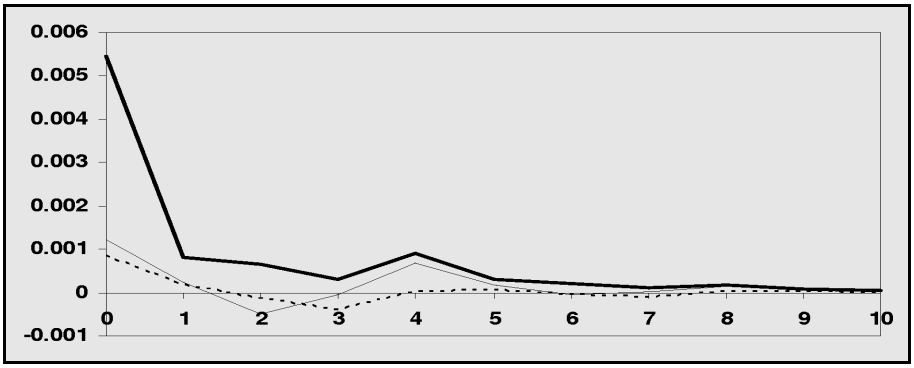
الإمارات تأثيرا مباشرا وتراكميا فإنها لا تتأثر بتغيرات الأسواق الأخرى. ويدعونا ذلك إلى دراسة سبب عدم استجابة هذه السوق للتطورات التي تحدث في الأسواق الأخرى.

توضح النتائج السابقة غياب التأثير التراكمي لخمس حالات، ووجوده في حالة واحدة فقط هي تأثير سوق قطر على سوق الإمارات. ويمكن تأكيد الأثر التراكمي من خلال اللجوء إلى تحليل استجابة النبض impulse response analysis. ويمكن إجراء تحليل استجابة النبض، الذي يبين انعكاس الصدمة على النموذج الديناميكي، من خلال نوعين من دوال استجابة النبض، هما: دالة استجابة النبض المستقلة إحصائيا orthogonalised impulse response function التي اقترحها Sims (1980, 1981)، والدالة الشاملة generalized function التي اقترحها koop *et al.* (1996) وPesaran and Shin (1997). وقد اخترنا الدالة الشاملة لاستجابة الصدمة، حيث إنها تتغلب على مشكلة الاستقلالية المتعلقة بترتيب المتغيرات في VAR والتي تتضمنها الدالة الأخرى.

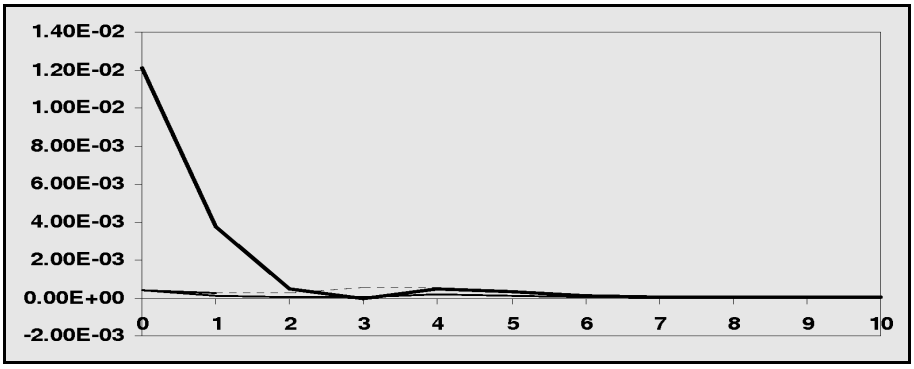
نبدأ تحليل استجابة النبض بإعطاء صدمة انحراف معياري واحد لمعادلات الانحدار التي تمثل فيها عوائد سوق الإمارات Δp_u المتغير التابع dependent variable، ثم نكرر ذلك للسوقين الأخريين. ويبين شكل (٣)، الذي يتضمن ١٠ أيام كفترة زمنية، استجابة كل سوق لهذه الصدمة، اختفاء أثر الصدمة بشكل سريع lack of persistence في المعادلتين اللتين يمثل فيهما Δp_o وΔp_q العاملين التابعين، ويبقى الأثر لمدة أطول لمعادلة سوق الإمارات (ويتلاشى في اليوم الخامس). ويؤكد ذلك النتائج السابقة المتعلقة بالأثر المباشر والأثر التراكمي.

شكل ٣
أثر دالة استجابة النبض للصدمة

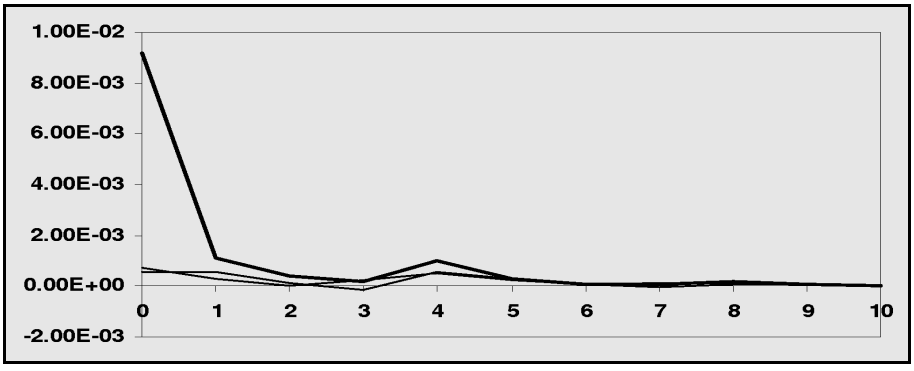
أ. التي تم إدخالها على معادلة سوق الإمارات



ب. التي تم إدخالها على معادلة سوق عمان



جـ. التي تم إدخالها على معادلة سوق قطر



أثر عدم التماثل Effect of Asymmetry

على الرغم من أن النتائج السابقة ربما كانت منطقية، هناك مشكلة في نموذج الانحدار الذاتي ARDL الممثل بالمعادلة (٥). فهذه المعادلة ترتكز على فرضية تماثل symmetry استجابات عوائد سوق معينة لتغير العوائد في الأسواق الأخرى. ويعني أن عوائد سوق معينة تتأثر تأثرا متساويا بالتغيرات الموجبة أو السالبة للأسواق الأخرى. وقد يكون هذا ما آلت إليه النتائج السابقة فعلا، إلا أن عدم التماثل asymmetry؛ أي اختلاف أثر التغيرات السالبة عن التغيرات الموجبة، يظل فرضية علمية قابلة للاختبار. ولإدخال عنصر عدم التماثل، ينبغي تعريف المتغيرات الجديدة الآتية: $\Delta p_j^+ = \Delta p_j$ إذا كانت $\Delta p_j > 0$ أو $\Delta p_j^+ = 0$ و $\Delta p_j^- = \Delta p_j$ إذا كانت $\Delta p_j < 0$ أو $\Delta p_j^- = 0$. وتم تعريف المتغيرين الآخرين Δp_k^+ و Δp_k^- بالأسلوب نفسه. وعليه يمكن كتابة النموذج غير التماثلي asymmetric model على النحو الآتي:

$$\Delta P_{i,t} = \alpha + \sum_{m=1}^{n} \beta_{im} \Delta p_{i,t-m} + \sum_{m=0}^{n} \gamma_{im}^{+} \Delta p_{j,t-m}^{+} + \sum_{m=0}^{n} \gamma_{im}^{-} \Delta p_{k,t-m}^{-} + \sum_{m=0}^{n} \delta_{im}^{+} \Delta p_{k,t-m}^{+} + \sum_{m=0}^{n} \delta_{im}^{-} \Delta p_{k,t-m}^{-} + \xi_t \qquad (8)$$

حيث γ_{i0}^{+} و γ_{i0}^{-} و δ_{i0}^{+} و δ_{i0}^{-} تمثل معاملات الأثر المباشر impact coefficients. أما معاملات قياس الأثر التراكمي cumulative effect فيمكن حسابها على النحو الآتي:

$$\theta_i^{+} = \frac{\sum_{m=0}^{n} \gamma_{im}^{+}}{1 - \sum_{m=1}^{n} \beta_{im}} \qquad (9)$$

$$\theta_i^{-} = \frac{\sum_{m=0}^{n} \gamma_{im}^{-}}{1 - \sum_{m=1}^{n} \beta_{im}} \qquad (10)$$

$$\phi_i^{+} = \frac{\sum_{m=0}^{n} \delta_{im}^{+}}{1 - \sum_{m=1}^{n} \beta_{im}} \qquad (11)$$

$$\phi_i^{-} = \frac{\sum_{m=0}^{n} \delta_{im}^{-}}{1 - \sum_{m=1}^{n} \beta_{im}} \qquad (12)$$

و يستند اختبار عدم التماثل asymmetry على الفرضيات الآتية:

$$\gamma_{im}^{+} = \gamma_{im}^{-} \qquad \forall m, \quad m = 0, 1, ..., n \qquad (13)$$

$$\delta_{im}^{+} = \delta_{im}^{-} \qquad \forall m, \quad m = 0, 1, ..., n \qquad (14)$$

$$\theta_i^{+} = \theta_i^{-} \qquad (15)$$

$$\phi_i^{+} = \phi_i^{-} \qquad (16)$$

ويستدل من رفض هذه الفرضيات على وجود عدم التماثل asymmetry؛ فالاختبارات الإحصائية للفرضيتين الأولى والثانية تأخذ توزيع χ^2، بينما الفرضيتان الأخريان مبنيتان على تركيبة غير خطية non-linear للمعاملات المستنتجة لإعطاء اختبار إحصائي يتبع توزيع t.

يتضمن جدول (٨) نتائج تطبيق النموذج غير التماثلي الذي يقدم دليلاً على وجود الأثر غير التماثلي لجميع الأسواق ولكن بصورة متفاوتة. وتشير هذه النتائج إلى وجود التأثيرات الآتية:

جدول ٨
نتائج النموذج اللاتماثلي Estimated Asymmetric ARDL Model

		Δp_u الإمارات		Δp_o عمان		Δp_a قطر
الأثر قصير الأجل Impact effect	γ_0^+	عمان	*.095668 (3.5431)	إمارات	.20670 (1.6609)	إمارات	*.27211 (2.8505)
	γ_0^-		**-.055226 (-1.7615)		.046227 (.30260)		*.22785 (1.9841)
	δ_0^+	قطر	.045356 (1.2324)	قطر	.11778 (1.4351)	عمان	.016776 (.36458)
	δ_0^-		*.15097 (3.3920)		.0079377 (.079372)		.051039 (.97010)
الأثر التراكمي Cumulative effect	θ^+	عمان	.047139 (.98112)	إمارات	.10044 (.42028)	إمارات	**.29469 (1.8149)
	θ^-		.011930 (.19928)		-.12923 (-.41012)		-.065297 -.31539
	ϕ^+	قطر	.061191 (.85484)	قطر	-.16270 (-1.0603)	عمان	*13.2197 (16.3694)
	ϕ^-		**.17598 (1.8080)		*.61323 (2.9069)		*16.6789 (16.4129)
$\gamma_m^+ = \gamma_m^- \ (\chi^2(m+1))$			*14.5020		.57418		5.8881
$\delta_m^+ = \delta_m^- \ (\chi^2(m+1))$			4.3082		*14.2413		3.1045
$\theta^+ = \theta^- \ (t)$			.035209		.22967		.35999
$\phi^+ = \phi^- \ (t)$			-.11479		*-.77593		.014518

* معنوي عند مستوى ٥٪ ** معنوي عند مستوى ١٠٪

١ – تؤثر العوائد الموجبة لسوق عمان تأثيرا مباشرا impact effect بصورة أكبر من تأثير العوائد السالبة على عوائد سوق الإمارات، من غير أن تترك أي أثر تراكمي cumulative effect. ويترتب على ذلك ضرورة أن يقوم المستثمر في سوق الإمارات بتركيز اهتمامه على التغيرات الإيجابية لأسعار الأسهم في سوق عمان؛ لما لها من أثر آني على محفظته الإماراتية، ويتخذ قراراته الاستثمارية بشكل أسرع؛ لأن الأثر المباشر يتلاشى بعد وقت قصير.

٢ – تؤثر تغيرات العوائد السالبة لسوق قطر تأثيرا مباشرا وتراكميا أيضا على عوائد سوق الإمارات. ولا يبدو أن للعوائد الموجبة أثرا معنويا. ويبدو من هذه النتيجة أن المستثمر في سوق الإمارات يمكنه الاستفادة من المعلومات التاريخية المتاحة عن سوق قطر في حال حدوث التغيرات السالبة، لتكوين مركز مالي مناسب لمحفظته لتفادي خسائر متوقعة.

٣ – تؤثر العوائد السالبة لسوق قطر تأثيرا تراكميا cumulative effect فقط على عوائد سوق عمان. وتؤدي استجابة السوق العمانية للتغيرات التاريخية السالبة في سوق قطر إلى نفس الانعكاس السابق ذكره في شأن المعلومات المتاحة للمستثمر.

٤ – تتأثر عوائد سوق قطر تأثيراً مباشرا بالعوائد الموجبة والعوائد السالبة لسوق الإمارات، وإن كان تأثير العوائد الموجبة أكبر.

٥ – تتأثر عوائد سوق قطر تأثرا تراكميًّا بالعوائد الموجبة فقط لسوق الإمارات. ويعني هذا أن الزيادة في عوائد سوق الإمارات تؤدي إلى زيادة في عوائد السوق القطرية. لذا فإن الزيادة في عوائد سوق الإمارات تعد إشارة للمستثمر القطري لاتخاذ قرار بالشراء في سوقه المحلية لتحقيق أرباح غير عادية.

٦ – لا تتأثر عوائد سوق قطر تأثراً مباشرا بالعوائد الموجبة أو السالبة لسوق عمان، لكنها تتأثر تأثرا تراكميا بالعوائد الموجبة والعوائد السالبة لتلك السوق وإن كان الأثر السالب أكبر.

الخلاصة

أجرت الدراسة اختباراً للتأثير التبادلي فيما بين أسواق الأسهم الناشئة في دول: الإمارات وعمان وقطر المنتمية لدول مجلس التعاون الخليجي بتطبيق طرق متنوعة في الاقتصاد القياسي. وفيما يأتي ملخص لنتائج الدراسة:

١ – كشف اختبار التواكب cointegration عن عدم وجود علاقة طويلة الأجل لأسعار الأسهم فيما بين الأسواق الثلاث. ويعني هذا أنه ليس من

الممكن لمستثمر في أي من هذه الأسواق الثلاث الاستفادة من المعلومات المتوافرة عن السوقين الأخريين لتحقيق عوائد أفضل من تلك العوائد التي يمكن أن يحصل عليها المستثمر العادي.

٢ – جاءت نتائج اختبار النموذج التماثلي والنموذج غير التماثلي غير متطابقة مع نتائج اختبار التواكب ويعني ذلك إمكانية الاستفادة من المعلومات المتوافرة في سوق معينة للتنبؤ بأسعار الأسهم في سوق أخرى.

٣ – تمخض عن تطبيق نموذج ARDL التماثلي تأثير معنوي مباشر لسوقي عمان وقطر على سوق الإمارات، ولسوق الإمارات على سوق قطر، ولم يكن هناك تأثير لسوقي الإمارات وقطر على سوق عمان.

٤ – كشف تطبيق النموذج غير التماثلي نتائج مثيرة للاهتمام، فقد أصبح بالإمكان التمييز بين حجم تأثير العوائد السالبة والعوائد الموجبة على عوائد الأسواق الأخرى. كما أن عوائد سوق عمان التي كانت في النموذج التماثلي لا تتأثر تأثرا مباشر أو تراكميا بأي من عوائد السوقين الأخريين، أصبحت تتأثر تأثرا تراكميا بشكل معنوي بالعوائد السالبة لسوق قطر.

وتشير النتائج أيضا إلى أن إغفال العنصر غير التماثلي asymmetry عند صياغة نموذج الاختبار ربما يؤدي إلى نتائج مضللة، أو على الأقل غير كافية للكشف عن طبيعة الأثر (مباشرا أو تراكميا). فبينما يُظهِر النموذج التماثلي عدم وجود تأثير لبعض الأسواق يؤكد النموذج غير التماثلي وجوده ويحدد اتجاهه إن كان موجباً أو سالباً.

إن أهم الانعكاسات النظرية لنتائج هذه الدراسة تتمثل في ضرورة انتباه الباحثين إلى أهمية إدخال العنصر غير التماثلي في نماذج الاختبارات لقدرته على الكشف عن نتائج أكثر مصداقية. وينبغي أيضا توخي الحذر من خطورة إقحام بعض الفرضيات التي قد لا تعبر عن الواقع. وأما الانعكاسات التطبيقية فتتمثل في أهمية المعلومات الجديدة التي تتيحها نتائج هذه الدراسة فيما يتعلق بتكوين المحافظ الاستثمارية للمستثمرين في هذه الأسواق المترابطة. إذ إن معرفة كيفية تأثير الأسواق بعضها على بعض وطبيعة هذا التأثير تتيح للمستثمرين إمكانية تكوين محافظ يمكن أن تحقق أعلى عوائد، أو أن تتكبد أقل خسائر.

المراجع

Arshanapalli, B. and Doukas, J. 1993. International Stock Market Linkages: Evidence from the Pre- and Post-October 1987 Period. *Journal of Banking and Finance*, 17: 193-208.

Arshanapalli, B. Doukas, J. and Lang, L. 1995. Pre- and Post-October 1987 Stock Market Linkages Between US and Asian Markets. *Pacific Basin Finance Journal*, 3: 57-73.

Bahng, J.S. and Shin, S. 2003. Do Stock Price Indices Respond Asymmetrically? Evidence from China, Japan and South Korea. *Journal of Asian Economics*, 14: 541-563.

Daly, K. J. 2003. Southeast Asian Stock Markets, Evidence from Pre- and Post-October 1997, ASEAN Economic Bulletin, 20 (1): 73-85.

Dekker, A., Sen, K. and Young, M. 2001. Equity Market Linkages in the Asia Pacific Region: A Comparison of the Orhogonalised and Generalised VAR Approaches. *Global Finance Journal*, 12: 1-33.

Engle, R.F. and granger, C.W.J. 1987. Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica*, 55: 251-276.

Eun, C.S. and Shim, S. 1989. International Transmission of Stock Market Movements. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 24: 41-56.

Ghallager, L. 1995. Interdependencies among the Irish, British and German Stock Markets. *Economic and Social Review*, 26: 131-147.

Hashmi, A. and Liu, X. 2001. *Interlinkages among South East Asian Stock Markets*. Working Paper, National University of Singapore.

Janakiramanan, S. and Lamba, A.S. 1998. An Empirical Examination of Linkages Between Pacific-Basin Stock Markets. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 8: 155-173.

Karolyi, G.A. 1995. A Multivariate GARCH Model of International Transmission of Stock Returns and Volatility: The case of the United states and Canada. *Journal of Business and Economic Statistics*, 13 (1): 11-25.

King, M. A. and S. Wadhwani. 1990. Transmission of Volatility Between Stock Markets. *The Review of Financial Studies*,

Koch. P. D. and T. W. Koch. 1991. Evolution in Dynamic Linkages Across Daily National Stock Indexes, *Journal of Money Credit and Banking*. 21: 66-77.

Koop, G., Pesaran, M.H. and Potter, S.M. 1996. Impulse Response Analysis in Nonlinear Multivariate Models. *Journal of Econometrics*, 74: 119-147.

Koutmos, G. 1996. Modeling The Dynamic Interdependence of Major European Stock Markets. *Journal of Business Finance & Accounting,* 975-988.

Kremers, J.J.M., Ericsson, N.R. and Dolado, J.J. 1992. The Power of Cointegration Tests. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54: 325-348.

Liu, Y.A., Pan, M.S. and Shieh, J.C. 1998. International Transmission of Stock Price Movements: Evidence from the US and Five Asian-Pacific Markets. *Journal of Economics and Finance*, 22: 59-69.

Malliaris, A.G. and Urrutia, J.L. 1992. The International Crash of October 1987: Causality Tests. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 27: 353-364.

Mathur, T. and Subrahmanyam, V. 1990. Interdependencies among the Nordic and US Stock Markets. *Scandinavian Journal of Economics*, 92: 587-597.

Pesaran, M.H. and Pesaran, B. 1997. *Working with Microfit 4.0: Interactive Econometric Analysis*, Oxford: Oxford University Press.

Pesaran, M.H. and Shin, Y. 1995. Long Run Structural Modelling, Unpublished Manuscript, University of Cambridge.

Pesaran, M.H. and Shin, Y. 1996. Cointegration and the Speed of Convergence to Equilibrium. *Journal of Econometrics*, 71: 117-143.

Pesaran, M.H. and Shin, Y. 1997. *Generalized Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models*, Unpublished Paper, University of Cambridge.

Pesaran, M.H., Shin, Y. and Smith, R.J. 1996. *Testing for the Existence of a Long-Run Relationship*, DAE Working Paper No 9622, Department of Applied Economics, University of Cambridge.

Sims, C. 1980. Macroeconomics and Reality, *Econometrica*, 48: 1-48.

Sims, C. 1981. An Autoregressive Index Model for the US 1948-1975, in Ramsey, J.B. (ed) *Large Scale Econometric Models*, Amsterdam: North Holland.

Taylor, M.P. and Tonks, I. 1989. The Internationalisation of Stock Markets and the Abolition of UK Exchange Control. *Review of Economics and Statistics*, 71: 332-336.

Worthington, A. and H. Higgs. 2004. Transmission of Equity Returns and Volatility in Asian Developed and Emerging Markets: A Multivariate GARCH Analysis. *International Journal of Finance & Economics*, 9: 71-80.

ABSTRACT

INTERDEPENDENCE OF EMERGING MARKETS: THE CASE OF UAE, OMAN AND QATAR

TALLA M. AL-DEEHANI
Kuwait University

Interdependence among the stock markets of UAE, Oman and Qatar are investigated using a variety of testing techniques involving symmetric and asymmetric autoregressive distributed lag models. The results of symmetric analysis reveal some impact and cumulative effects on these markets. Strong evidence is found for short-run and long-run interdepencence, particularly if the underlying model allows for asymmetric responses of returns in one market to changes in the returns in the other markets.

طلاع محمد الديحاني (دكتوراه في التمويل، جامعة باث، المملكة المتحدة، ١٩٩٠)، أستاذ مساعد، قسم التمويل والمنشآت المالية، كلية العلوم الإدارية، جامعة الكويت، له اهتمامات بحثية في مجالات التمويل الإسلامي، وارتباطات أسواق الأسهم، والهياكل المالية وسياسات توزيع الأرباح.