تأثير استقرارية المتغيرات الكمية للتداول على المؤشرات العامة للأسواق المالية العربية

د. وائل سعد حسانين الدواخلى
مدرس بقسم الإحصاء
كلية التجارة – جامعة عين شمس

مستخلص:

تهدف هذه الدراسة إلى تحديد قدرة المتغيرات الكمية للتداول (عدد الشركات، قيمة التداول، عدد الأسهم المتداولة، معدل الدوران، معدل رسملة السوق) فى التأثير على مؤشرات الأسعار فى الأسواق المالية العربية لعينة تتكون من ١٢ بورصة عربية (أبوظبى ، عمان ، البحرين، السعودية، الكويت، الدار البيضاء، تونس، الخرطوم، مسقط، بيروت، الدوحة، مصر) خلال الفترة الزمنية ١٩٩٤ – ٢٠١٣ ، مع تحديد مقدار تأثير هذه المتغيرات. وذلك من خلال تطبيق بعض اختبارات جذر الوحدة للإطار (Panel unit root tests) والتى تسمح بوجود تبعية للقطاع المستعرض (Cross section dependence) ومنها اختبار Cross-Sectionally augmented Dickey-Fuller (CADF) الذى يبدأ بحذف تبعية القطاع من السلاسل الزمنية قبل تطبيق الاختبارات المعيارية لجذور الوحدة للإطار على السلاسل الزمنية المحولة، وتتمثل هذه الاختبارات فى : Pesaran , Moon and Perron (2004) , Bai and Ng (2004) (2007), Choi (2004) ، وأخيراً اختبار Chang (2002). وبعد ذلك تم تطبيق اختبارات التكامل المتناظر للإطار (Panel Cointegration) والتى تتمثل فى اختبار Kao (1999) والذى يفترض حالة التجانس بين وحدت الإطار، واختبار Pedroni (1998) والذى يسمح بعدم التجانس. ويتضمن الجزء الأخير تقدير علاقة الأجل الطويل بين المتغيرات باستخدام مقدر التحديث المستمر Continuously Updated (CUP) لـ Bai et al (2009) للتغلب على مشكلة التبعية وذلك باستخدام طريقة التعديل الكامل Cup Fully Modified (CUP – FM) وكذلك الطريقة المصححة للخطأ CUP Bias Corrected (CUP – BC).

مقدمة :

تلعب الأسواق المالية دوراً أساسياً فى تحقيق النمو الاقتصادى، حيث يعكس أداء هذه الأسواق أداء الاقتصاد بشكل عام نظراً للوظائف العديدة التى تقدمها للاقتصاد الوطنى والتى يأتى فى مقدمتها حشد وتعبئة الموارد المالية، حيث تعد السوق المالية بمنزلة الآلية التى تقوم بتحويل الموارد المالية من المدخرين إلى المستثمرين، مما يساعد فى رفع معدلات النمو الاقتصادى من خلال تحويل الموارد المالية من الوحدات التى لا تمتلك القدرة أو الرغبة على الاستثمار إلى الوحدات التى ترغب بالاستثمار وتمتلك القدرة والفرص الاستثمارية المناسبة، ويتفق الاقتصاديون على مجموعة من المتغيرات يمكن الاعتماد عليها فى تقدير درجة تقدم ونضج السوق ومن أهمها حجم السوق والذى يُقاس بمؤشرين هما معدل رسملة السوق وهو عبارة عن القيمة السوقية للأسهم المقيدة فى البورصة مقسومة على الناتج المحلى الاجمالى، والمؤشر الآخر هو عدد الشركات المدرجة فى البورصة، حيث أن زيادته يُعد ذو دلالة هامة على التطور السريع للسوق المالية. ومن المتغيرات الهامة أيضاً لتقدير درجة نضج السوق المتغير الخاص بسيولة السوق والذى يُعنى القدرة على شراء وبيع الأوراق المالية المتداولة فى السوق الثانوية بسهولة، ونميز هنا بين مؤشرين لقياس السيولة، المؤشر الأول قيمة التداول ويقصد به مجموع الأسهم المتداولة فى البورصة، وهذا المؤشر يكمل مؤشر رسملة السوق، حيث أنه بالرغم من أن السوق قد تكون كبيرة إلا أن حجم التداول قد يكون صغيراً، مما يستلزم معه ضرورة أخذ المؤشرين معاً فى الاعتبار

للحصول على معلومات سليمة عن سوق الأوراق المالية. والمؤشر الثانى لسيولة السوق هو معدل الدوران والذى يُعبر عنه بإجمالى الأسهم المتداولة مقسوماً على رسملة السوق، وهذا المؤشر يُستخدم كمقياس لانخفاض تكلفة المعاملات، كما أنه يكمل مؤشر رسملة السوق لتوضيح درجة نشاط السوق، حيث يمكن أن يكون هناك سوق كبيرة ولكنها غير نشطة إذا كانت رسملتها كبيرة ولكن معدل الدوران فيها منخفض. ولذلك يهدف البحث إلى قياس درجة تأثير هذه المتغيرات على مؤشرات الأسعار فى الأسواق المالية من خلال بناء نماذج إحصائية لاختبار العلاقة التوازنية طويلة الأجل بين المتغيرات الكمية للتداول ومؤشرات الأسعار فى الأسواق المالية، وذلك باستخدام أسلوب التكامل المتناظر للإطار (Panel Cointegration) عن طريق تطبيق بعض الاختبارات الحديثة لجذر الوحدة للإطار (Panel unit root) والتى تتضمن اختبار Cross-Sectionally augmented Dickey-Fuller (CADF) الذى يقوم بحذف تبعية القطاع المستعرض من السلاسل الزمنية قبل تطبيق باقى اختبارات جذر الوحدة، بالإضافة إلى استخدام أحد مقدرات الاقتصاد القياسى الحديثة وهو مقدر التحديث المستمر Continuously Updated (CUP) لـ Bai et al(2009) والذى يتم استخدامه فى حالة وجود مشكلة تبعية القطاع المستعرض، كما تهدف هذه الدراسة إلى التنبؤ بمؤشرات الأسعار فى الأسواق المالية بالاعتماد على المتغيرات الكمية للتداول، وذلك بافتراض وجود علاقة توازن طويل الأجل (تكامل متناظر) بين المتغيرات الكمية للتداول ومؤشرات الأسعار فى الأسواق المالية خلال فترة الدراسة (١٩٩٤ - ٢٠١٣).

خطة البحث :

١- الإطار القياسى المتبع فى التحليل.
٢- الدراسة التطبيقية.
٣- الاستنتاجات.

١- الإطار القياسى المتبع فى التحليل:

يستعرض هذا الجزء الإطار القياسى المتبع فى التحليل والذى يشتمل على اختبار وجود تبعية بين وحدات القطاع المستعرض، ثم يلى ذلك اختبارات جذر الوحدة للإطار بالإضافة إلى اختبارات التكامل المتناظر المختلفة. وأخيراً يتم عرض لطرق التقدير المستخدمة.

١-١ اختبار تبعية القطاع المستعرض:

توجد نقطتان هامتان يجب أخذهما فى الاعتبار قبل البدء فى تقدير علاقة التكامل المتناظر، وتتمثل النقطة الأولى فى احتمال وجود تبعية للقطاع المستعرض بين الدول، وتتمثل النقطة الثانية فى التأكد من خلو البيانات من جذر الوحدة وذلك عن طريق الاختبارات المختلفة لجذر الوحدة للإطار. أما بالنسبة لاختبار وجود تبعية القطاع المستعرض فسوف يتم تطبيق اختبار Cross Section Dependence (CD) المقترح بواسطة Pesaran (2004)، حيث يعتمد إحصاء هذا الاختبار على متوسط معاملات الارتباط لزوج من القيم لـ $\hat{\rho}_{ij}$ لبواقى OLS التى تم الحصول عليها عن طريق انحدارات Augmented Dickey-Fuller (ADF) الفردية. وتُعطى قيمة CD بإحصاء Pesaran (2004) كالتالى:

$$CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i-1}^{N} \hat{\rho}_{ij}$$

(8) **Phillips, P.C., Hansen, B.E., (1990)**, Statistical inference in instrumental variables regression with I (1) Processes. Review of Economic Studies, 57, 99 – 125.

(9) **Phillips, P.C.B. and D. Sul (2003)**, Dynamic Panel Estimation and Homogeneity Testing Under Cross Section Dependence. Econometrics Journal, 6, 217 – 259.

(10) **Stock, J., Watson, M., (1993)**, A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems. Econometrica, 61, 783-820.

وتحت الفرض العدم الخاص باستقلالية وحدات القطاع المستعرض (عدم وجود تبعية) فإن إحصاء CD لـ Pesaran (2004) يقترب من التوزيع الطبيعى المعيارى بمعنى أن $CD \rightarrow N(0, 1)$ عندما $N, T \rightarrow \infty$ ، أو فى الحالات التى تكون فيها $T \rightarrow \infty$ و N كبيرة بالدرجة الكافية.

١-٢ اختبار جذر الوحدة لـ Chang (2002) باستخدام المتغير المساعد غير الخطى:

اقترح Chang (2002) اختبار جذر وحدة للإطار يعتمد على تقدير المتغير المساعد غير الخطى nonlinear instrumental variable لانحدار ديكى فولر المطور (ADF) لكل قطاع منفرد، وقد تم استخدام التحويلات غير الخطية للمستويات المبطأة (lagged levels) للسلاسل الزمنية كمتغيرات مساعدة. كما وضح Chang أيضاً أنه بالنسبة إلى توزيع ديكى فولر (DF) غير المعيارى يكون لدى إحصاء t للمتغير المساعد غير الخطى الخاص بكل قطاع مستعرض منفرد توزيع محدود طبيعى معيارى تحت فرض العدم، ويتحقق ذلك حتى فى الحالات التى يوجد فيها ارتباط القطاع المستعرض، وبالتالى لا توجد الحاجة فى هذا الاختبار إلى نمذجة التبعية. وباعتبار أن لدينا النموذج التالى:

$$y_{it} = \rho_i y_{i,t-1} + \sum_{K=1}^{qi} \beta_{i,k} \Delta y_{i,t-k} + \varepsilon_{it} \begin{cases} i = 1,..., N \\ t = 1,..., T_i \end{cases}$$

وتمثل q_i رتبة الارتباط المتسلسل، كما تعبر ε_{it} عن تبعية القطاع المستعرض والتى يُفترض أنها مستقلة ومتطابقة عبر الفترة الزمنية. ويكون الفرض العدم هو $H_o : \rho_i = 1$ لجميع قيم i فى مقابل الفرض البديل $H_1 : \rho_i < 1$ لبعض قيم i. ويكون إحصاء t لمقدر المتغير المساعد $\hat{\rho}_i$

عند القطاع i هو $Z_i = \dfrac{\hat{\rho}_i - 1}{S\left(\hat{\rho}_i\right)}$ حيث أن $S\left(\hat{\rho}_i\right)$ تمثل الخطأ المعيارى لـ $\hat{\rho}_i$. كما وضح Chang أنه تحت فرض العدم وعند $T_i \rightarrow \infty$ يكون التوزيع المحدود لـ Z_i هو التوزيع الطبيعى، كما أن نسب t للمتغير المساعد والمتمثلة فى Z_i تكون مستقلة تقاربياً عبر قطاعات الإطار ذات التبعية. وقد تم الحصول على إحصاء اختبار جذر الوحدة كمتوسط لـ Z_i كالتالى:

$$S_N = \frac{1}{\sqrt{N}} \sum_{i=1}^{N} Z_i$$ ، وقد برهن Chang على أنه تحت الفرض العدم يكون $S_N \Rightarrow N(0,1)$.

١-٣ اختبار جذر الوحدة (CADF)

Cross-Sectionally augmented Dickey-Fuller (Pesaran):

بدأ Pesaran (2003) بنموذج بيانات إطار غير متجانس خطى وديناميكى لاختبار جذر الوحدة للإطار الذى يخضع لتبعية القطاع المستعرض وله أخطاء مرتبطة تسلسلياً، ووصل إلى النموذج التالى:

$$\Delta y_{it} = \alpha_i - (1 - \rho_i) y_{i,t-1} + \lambda_i \eta_t + \varepsilon_{it}$$

ثم وضع pesaran الفرضين العدم والبديل كالتالى:

$$H_o: \quad \rho_i = 1 \qquad \text{For all i}$$

$$H_1: \begin{cases} \rho_i < 1 & \text{For i = 1, 2, ..., } N_1 \\ \rho_i = 1 & \text{For i = } N_1, ... , N \end{cases}$$

حيث يفترض الفرض العدم عدم استقرار جميع السلاسل الزمنية، بينما يتضح من الفرض البديل استقرار جزء معين فقط من السلاسل الزمنية هو $\frac{N_1}{N} \to \omega$ حيث $N \to \infty$ ، $0 < \omega \leq 1$ ، ولسهولة التخلص من تبعية القطاع المستعرض فقد قام Pesaran (2003) بإنشاء إحصاءات اختبار عن طريق تطبيق الاختبار على إحصاءات جذر وحدة معيارية فى انحدار ديكى فولر المطور للقطاع المستعرض Cross-Sectionally augmented Dickey-Fuller (CADF) والذى تم تطويره باستخدام متوسطات القطاع المستعرض للمستويات المبطأة والفروق الأولى للسلاسل الفردية، وبالتالى يتم التعويض بمتوسطات القطاع المستعرض وقيمها المبطأة فى النموذج كبديل عن العامل المشترك غير المشاهد η_t . ويكون النموذج كالتالى:

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + b_i y_{i,t-1} + C_i \bar{y}_{t-1} + d_i \Delta \bar{y}_t + e_{it}$$

والقيم الحرجة الدقيقة لإحصاء t-bar معطاه فى Pesaran (2004) ، كما يمكن اعتبار أن إحصاء Z [t-bar] يكون موازى لاختبار Im, Pesaran and Shin (IPS) (2003) وموزع طبقاً للتوزيع الطبيعى المعيارى تحت فرض العدم الخاص بعدم الاستقرار.

٤-١ اختبار Bai and Ng (2004) (BN)

اقترح Bai and Ng (2004) اختبار جذر وحدة للبيانات الإطارية يفصل بين العوامل المشتركة وحدود الخطأ. حيث أن السلاسل الزمنية تتمثل فى مجموع المكونين معاً بخواص ديناميكية مختلفة. وقد وضح BN أن السلاسل الزمنية ذات البنية العاملية تكون غير مستقرة إذا كان أحد العوامل المشتركة (أو أكثر) غير مستقر أو أن حدود الخطأ غير مستقرة أيضاً أو الأثنين معاً. وقد بدأ BN بالنموذج العاملى التالى:

$$y_{it} = C_i + \gamma_i t + \lambda_i' F_t + e_{it}$$
$$F_{mt} = T_m F_{m,t-1} + \xi_{mt}$$
$$e_{it} = \rho_i e_{i,t-1} + \varepsilon_{it}$$

حيث : $t = 1, \ldots, T$, $m = 1, \ldots, r$, $i = 1, \ldots N$ ، وكذلك فإن F_t تمثل متجه $r \times 1$ من العوامل المشتركة، وتمثل λ_i متجه عوامل التحميل، أما ε_{it} , ξ_{mt} , e_{it} فهى تعبر عن حدود الخطأ الخاصة (idiosyncratic). وتكون y_{it} غير مستقرة إذا تضمنت F_t جذر الوحدة أو تضمنت e_{it} جذر الوحدة أو الأثنين معاً. وبسبب مشكلة عدم القدرة على مشاهدة كل من F_t و e_{it} فقد تم تطوير منهج قوى لتقدير العوامل F_t باتساق من خلال طريقة المكونات الأساسية (Principle components)، والتى تتضمن الاتساق حتى بدون افتراض استقرار الأخطاء، وقد اقترح BN اختبار جذر الوحدة لكل من العامل المشترك (F_t) والمكونات الخاصة (e_{it}) بشكل منفصل، ويتبع اختبار الدمج للبيانات الإطارية اختبار فيشر ذو القيمة الموحدة P ، ويكون فرض العدم $H_0 : \rho_i = 1$ لجميع قيم i، مقابل الفرض البديل $H_1 : \rho_i < 1$ لبعض قيم i . وبافتراض أن $P^c_{\hat{e}}(i)$ تمثل قيم P والتى تتطابق مع $ADF^c_{\hat{e}}(i)$ ، فإن قيمة الإحصاء الخاص باختبار فيشر تقترب من التوزيع الطبيعى:

$$P^c_{\hat{e}} = \frac{-2\sum_{i=1}^{N} \log P^c_{\hat{e}}(i) - 2N}{\sqrt{4N}} \Rightarrow N(0,1)$$

١-٥ اختبار Moon and Perron (2004) (MP) :

اقترح Moon and Perron (MP) اختبار جذر وحدة للإطار يعتمد على بيانات غير عاملية (de-Factored data). فبدلاً من الفصل بين العوامل المشتركة وحدود الخطأ كما فى اختبار Bai and Ng (2004)، فقد قاموا باستخدام بعض الإجراءات لعمل استقلال إحصائى (orthogonalization) للحصول على بيانات غير عاملية، وبالتالى نصل إلى إطار ذو قطاعات مستعرضة مستقلة ويمكن تطبيق اختبارات جذر الوحدة للإطار المستقل على السلاسل غير العاملية بعد عمل هذه التحويلة. وقد وضع Phillips and Sul (2003) نموذج ذو عامل واحد للتحميل، بينما قام Moon and Perron (2004) ببناء نموذج أكثر عمومية وذلك بتضمين النموذج عدد K من عوامل التحميل، ولذلك فسوف يتم استخدام هذا النموذج والذى يبدأ بنموذج التأثيرات الثابتة التالى:

$$y_{it} = \alpha_i + y^{o}_{it}$$
$$y^{o}_{it} = \rho_i y^{o}_{i,t-t} + \mu_{it}$$
$$\mu_{it} = \lambda_i^{'} F_t + e_{it}$$

حيث أن : F_t هى متجه k x 1 من العوامل العشوائية غير المشاهدة يمثل تبعية القطاع المستعرض، λ_i يمثل عامل التحميلات (Factor Loadings) الذى يحدد حجم الارتباط، e_{it} تعبر عن الصدمات الخاصة (idiosyncratic shocks)، كما أن K يمثل عدد العوامل وهو غير معروف. ويكون فرض العدم هو $H_0 : \rho_i = 1$ لجميع قيم i مقابل الفرض البديل $H_1 : \rho_i < 1$ لبعض قيم i. ولذلك فقد تم اقتراح إحصاءان يمكن استخدامهما لاختبار جذر الوحدة للإطار، وتم تقدير عدد العوامل عن طريق دالة المقياس (Criterion Function) التى استخدمها Bai and Ng (2004) بحيث أنه يتم تقدير عوامل التحميل β باستخدام طريقة المكون الأساسى (principle component) ، وهذان الإحصاءان هما:

$$t^{*}_{a} = \frac{\sqrt{NT}\left(\hat{\rho}^{*}_{Pool} - 1\right)}{\sqrt{2\hat{\phi}^{4}_{e} / \hat{\omega}^{4}_{e}}}$$

$$t^{*}_{b} = \sqrt{NT}\left(\hat{\rho}^{*}_{Pool} - 1\right)\sqrt{\frac{1}{NT}tr\left(Y_{-1}Q_{\hat{\beta}k}Y^{'}_{-1}\right)}\left(\frac{\hat{\omega}_e}{\hat{\phi}^{2}_{e}}\right)$$

١-٦ اختبار Choi (2004) :

اقترح Choi (2004) اختبارات جديدة لجذر الوحدة للإطار فى حالة وجود ارتباط بين وحدات القطاع المستعرض باستخدام نموذج مكونات الخطأ المزدوج والذى يتميز بأن التجانس فى كل قطاع مستعرض (i) يتأثر عن طريق عامل وحيد η_i ، وهو ما يعنى أن هذا الاختبار يتطلب أن تكون $\beta_i = 1$ لجميع قيم i وقد تم التوصل إلى إحصاءات الاختبار من خلال توحيد قيم P الناتجة من تطبيق اختبار ديكى فولر المطور لكل سلسلة زمنية بعد أن تم التخلص من المكون المشترك (أى حذف مكونات الاتجاه العشوائية وبالتالى ارتباط القطاع)، وذلك باستخدام طريقة المربعات الصغرى المعممة Generalized least squares (GLS). وبعد ذلك نقوم بطرح متوسطات كل قطاع مستعرض من البيانات الناتجة، وبذلك نصل إلى متغيرات جديدة مستقلة عبر الوحدات i وعند القيم الكبيرة لـ N, T. وتكون الاختبارات المقترحة لجذر الوحدة للإطار كالتالى:

$$P_m = -\frac{1}{\sqrt{N}}\sum_{i=1}^{N}\left[\ln(P_i)+1\right]$$

$$Z = \frac{1}{\sqrt{N}}\sum_{i=1}^{N}\phi^{-1}(P_i)$$

$$L^* = -\frac{1}{\sqrt{\pi^2 N/3}}\sum_{i=1}^{N}\ln\left[\frac{P_i}{1-P_i}\right]$$

حيث أن اختبار P_m يمثل تعديل لمقلوب χ^2 لـ Fisher (1932)، و ϕ (٠) تمثل دالة التوزيع الطبيعى المعيارى التراكمى، وكذلك تكشف P_i عن قيمة P التقاربية عند القيمة واحد لاختبار Dickey– Fuller للدولة i وذلك عند $N,T \to \infty$. كما أن الاختبار الأول P_m يرفض الفرض العدم عند القيم الموجبة الكبيرة للإحصاءات، أما الاختباران Z,L^* فهم يرفضان الفرض العدم عند القيم السالبة الكبيرة للإحصاءات. وفى النهاية فإن الاختبارات الثلاثة P_m, Z,L^* تحت الفرض العدم تتقارب جميعاً من التوزيع الطبيعى عندما $N, T \to \infty$، أى أن : $\Rightarrow$ P_m , Z , L^* $N(0,1)$.

٧-١ اختبار Pesaran (2007) :

بدأ هذا الاختبار بالنموذج ذو العامل الواحد، ولكنه بدلاً من تحليل البيانات غير العاملية باستخدام طريقة الاستقلال الإحصائى فقد اقترح Pesaran (2007) إجراءات مبسطة إضافية على انحدارات ديكى فولر المطورة Augmented Dicky– Fuller (ADF)، فقد تم استبدال الحد العاملى فى النموذج بمتوسطات المستويات المبطأة الفردية (Individuals lagged levels) والفروق الأولى كوسيط. ويتضح أن الإحصاءات الفردية للقطاع المستعرض المطور Cross section augmented ADF (CADF) تكون مستقلة عن عوامل التحميل. ويأخذ نموذج عدم التجانس ذو العامل الواحد الشكل التالى:

$$y_{it} = \alpha_i + \rho_i y_{i,t-1} + \mu_{it}$$
$$\mu_{it} = \lambda_i F_t + \varepsilon_{it}$$

حيث يمثل F_t العامل المشترك غير المشاهد، أما ε_{it} فتكون موزعة باستقلال من خلال بُعدى الإطار بمتوسط صفر وتباين σ_i^2 ، ولعلاج العامل المشترك فقد استخدم Pesaran متوسط القطاع المستعرض لـ y_{it} وهو $\bar{y}_{it} = N^{-1}\sum_{i=1}^{N} y_{it}$ وكذلك القيم المبطأة الخاصة به كوسيط لاستبدال F_t وبالتالى فإن:

$$\Delta y_{it} = a_i + b_i y_{i,t-1} + C_i \bar{y}_{t-1} + d_i \Delta \bar{y}_t + e_{it}$$

حيث أنه فى حالة انعدام الارتباط المتسلسل تكون $\bar{y}_t, \bar{y}_{t-1}$ (أو الكميات المكافئة لها $\bar{y}_{t-1}, \Delta\bar{y}_t$) كافية تقاربياً لحذف تأثيرات العامل المشترك غير المشاهدة، ويكون إحصاء t لانحدار ديكى فولر المطور (CADF) كالتالى:

$$t_i(N,T) = \frac{\Delta y_i' \bar{M}_w y_{i,-1}}{\hat{\sigma_i}\left(y_{i,-1}' \bar{M}_w y_{i,-1}\right)^{1/2}}$$

بينما نجد أن النسخة المعدلة لـ $CADF_i$ تقترب من التوزيع الطبيعى بشكل واضح. وحيث أن إحصاءات $CADF_i$ تكون مستقلة تقاربياً عن معاملات الإزعاج فقد تم استخدام النسخة المطورة للقطاع المستعرض من اختبار Im, Pesaran and Shin t-bar لاختبار جذر الوحدة للإطار.

$$CIPS\ (N,T) = t\text{-}bar = N^{-1} \sum_{i=1}^{N} t_i(N,T)$$

وقد قام Pesaran بتصميم اختبار t-bar مبنى على النسخة المختصرة لاحصاءات CADFi وهى t_i^* (N,T)، وذلك بتحويل احصاءات $CADF_i$ إلى الصورة المعيارية حيث أن t_i (N,T) تقترب جداً من التوزيع الطبيعى المعيارى. ويكون إحصاء اختبار جذر الوحدة للإطار المختصر كالتالى:

$$CIPS^*\ (N,T) = N^{-1} \sum_{i=1}^{N} t_i^*(N,T)$$

١-٨ التكامل المتناظر للإطار:

تعتمد طرق الاقتصاد القياسى فى تحليل العلاقات طويلة الأجل بين المتغيرات المكونة للإطار على أساليب التكامل المتناظر، وقد تم تطوير مجموعة من الاختبارات المطبقة عموماً فى السلاسل الزمنية لتطبيقها أيضاً فى حالة الإطار، وتمتاز هذه الأساليب بأنها تتغلب على مشكلة عدم الاستقرار التى توجد عادة فى المتغيرات الاقتصادية، وكان من أشهر الأساليب التى يتم بها التعامل مع هذه المشكلة هو أخذ الفروق الأولى والذى كان يتسبب فى حذف جزء هام من معلومات الأجل الطويل للمتغيرات، وكنتيجة لذلك كان من الأفضل والأكثر كفاءة أن نختبر ونقدر العلاقات طويلة الأجل فى الإطار باستخدام اختبارات التكامل المتناظر للإطار. وهناك مدخلين يمكن اتباعهما عند تقدير المعالم فى الإطار، ففى المدخل الأول يتضمن حالة التجانس حيث نقيد جميع المعالم β بأن تكون واحدة لكل دول الإطار، بينما المدخل الآخر يسمح باختلافها عبر الدول. وقد قمنا بتطبيق اختبارات التكامل المتناظر فى الحالتين، حيث تم تطبيق اختباران للتكامل المتناظر للإطار، الاختبار الأول الذى اقترحه Kao (1999) من النوع ADF حيث فرض العدم هو عدم وجود تكامل متناظر. والاختبار الثانى للتكامل المتناظر هو اختبار Pedroni (1998) والذى يسمح بعدم التجانس بين وحدات الإطار، بمعنى إمكانية الاختلاف فى المقادير الثابتة والميول. ويكون فرض العدم فى هذا الاختبار هو أنه لكل قطاع مستعرض فى الإطار تكون المتغيرات المتضمنة غير متكاملة تناظرياً، والفرض البديل أنه لكل قطاع مستعرض فى الإطار يوجد متجه تكامل متناظر وحيد، ولا يشترط أن يكون هذا المتجه هو نفسه فى جميع الحالات، مما يجعل لهذا الاختبار أهمية كبيرة. وقد اقترح Pedroni (1998) سبعة اختبارات منها أربعة تعتمد على دمج البعد الداخلى (Within – dimension)، والثلاثة الأخرى تعتمد على دمج البُعد البينى (Between – dimension)، وعلى ذلك فإن الاختبارات الأربعة الأولى تدمج معاملات الانحدار الذاتى عبر قطاعات مختلفة بالنسبة لاختبارات جذر الوحدة للبواقى المقدرة، بينما الاختبارات الثلاثة الأخرى تعتمد على المقدرات التى تحسب متوسطات للمعاملات المقدرة الفردية لكل قطاع i، وينعكس الفرق بينهم فى معامل الانحدار الذاتى ρ_i للبواقى المقدرة تحت الفرض البديل بالتكامل المتناظر: ففى إحصاءات البُعد الداخلى تفرض الاختبارات قيمة مشتركة لـ ρ ، بينما فى إحصاءات البُعد البينى لا يُفترض ذلك. وقد أشار Pedroni (1998) لاحصاءات البُعد الداخلى بإحصاءات التكامل المتناظر للإطار (Panel) ، بينما أشار إلى إحصاءات البُعد البينى بإحصاءات التكامل المتناظر لمتوسط المجموعة (Group). وجميع هذه الإحصاءات توزع حسب التوزيع الطبيعى.

١-٩ طرق التقدير المستخدمة:

من أجل الحصول على تقديرات طويلة الأجل باستخدام أساليب متسقة فقد اقترح كل من Kao and Chiang (2000) مقدر التعديل الكامل Fully modified (FM) لـ Phillips and Hansen (1990) وكذلك مقدر المربعات الصغرى العادية الديناميكى Dynamic ordinary least Squares (DOLS) لـ Stock and Watson (1993)، وقد نجحت الطريقتين فى تقدير المعالم طويلة الأجل وكذلك فى تصحيح الارتباط الذاتى والتعامل مع المتغيرات الداخلية إلا أنهما لم يأخذوا فى الاعتبار تبعية القطاع المستعرض.

ولذلك فقد اهتم كل من Bai et al (2009) بمشكلة تقدير متجه التكامل فى نموذج بيانات إطار متكامل ذو عوامل مشتركة غير مستقرة، وتعاملوا مع العامل المشترك I (1) كمعالم، وقاموا بتقديره بمعاملات ميل مشتركة β عن طريق التكرار، ورغم أن هذا الإجراء نتج عنه مقدر متسق لـ β إلا أنه كان متحيز. وللتعامل مع هذا التحيز فقد قاموا بإنشاء مقدران للتعامل مع المتغيرات الداخلية والارتباط المتسلسل، المقدر الأول هو Continuously Updated Fully Modified (CUP- FM) وهو مقدر التحديث المستمر المعدل بالكامل، والمقدر الثانى هو مقدر التحديث المستمر المصحح للخطأ CUP Bias Corrected (CUP- BC)، حيث يقوم مقدر (CUP – BC) بتقدير التحيز التقاربى مباشرة، بينما يقوم مقدر CUP – FM بتعديل البيانات بحيث لا يعتمد التوزيع المحدد على معالم الإزعاج. والمقدران معاً يمثلان تحديث مستمر لإجراءات CUP ويتطلبان التكرار حتى التقارب. وينشط هذا المدخل فى حالة كون العوامل المشتركة I (1) , I (0) وكذلك كون المنحدرات أيضاً I (1) , I(0). وقد أكد Bai et al (2009) بشدة على ضرورة استخدام هذان المقدران فى حالة تواجد تبعية القطاع المستعرض بالإضافة إلى عدم استقرارية العوامل المشتركة. ويتم اختيار عدد العوامل المشتركة للتقدير طبقاً لمبدأ التحليل العاملى للمكونات الأساسية Principal Components Factor Analysis (PCA). وذلك باستخدام معيار Bayes Information Criterium (BIC) للإطار والمقترح بواسطة Bai and Ng (2002) بحد أقصى ستة عوامل مشتركة. وقد قاموا بنمذجة تبعية القطاع المستعرض بافتراض البناء العاملى لـ e_{it} كالتالى:

$$e_{it} = \lambda_i^{o} F_t + \mu_{it}$$

حيث F_{it} هى متجه r x 1 من العوامل المشتركة الكامنة، λ_i تمثل متجه r x 1 من عوامل التحميل، أما μ_{it} فهى الخطأ الخاص. فإذا كان كل من F_t , μ_{it} مستقرين فإن e_{it} تكون هى الأخرى مستقرة. وفى هذه الحالة يكون من الممكن الحصول على مقدر الاتساق لمعاملات الانحدار حتى إذا تجاهلنا تبعية القطاع المستعرض، وحيث أنه فى معظم الأحوال تكون العوامل F_t غير مشاهدة، فإنه يجب تقدير F_t مع β بتخفيض دالة الهدف، ويمكن استبدال الكميات غير المشاهدة بتقديرات مبدئية، ونكرر ذلك حتى يحدث تقارب لكل من F , β عبر مقدر التحديث المستمر – Continuously Updated (CUP) كالتالى:

$$\left(\hat{\beta}_{CUP}, \hat{F}_{CUP}\right) = \arg\min_{\beta,F} S_{NT}(\beta, F)$$

ويكون المقدر $\hat{\beta}_{CUP}$ متسق بالنسبة إلى β على الرغم أنه لا يزال هناك تحيز مستمد من الحاجة إلى تقدير F_t . ولذلك فقد قاموا بتصحيح هذا التحيز باستخدام المقدرات المعدلة كاملة على خطوتين، حيث تبدأ الخطوة الأولى بتصحيح التحيز مباشرة لـ $\hat{\beta}_{CUP}$ والتى تُعرف بـ $\hat{\beta}_{CUP-BC}$ ، والخطوة الثانية تقوم بعمل التصحيح مع كل تكرار وتُعرف بـ $\hat{\beta}_{CUP-FM}$. أى أننا نبدأ بتخليص المتغيرات من المكونات الخاصة، ثم نقوم باستخدام مقدرات CUP مع هذه المتغيرات الناتجة للحصول على معالم طويلة الأجل.

٢- الدراسة التطبيقية:

جدول (١)

الإحصاءات الوصفية لمتغيرات الأسواق المالية العربية ١٩٩٤-٢٠١٣

المتغير	الوسط الحسابى	الوسيط	الانحراف المعيارى	الحد الأدنى	الحد الأعلى	عدد المشاهدات
عدد الشركات (X_1)	١٣١	١٣٤	٣,٥٧٨٢	١٢	٧٩٠	٢٤٠
قيمة التداول (X_2)	٠,٨٧٥٦	٠,٩٢١٧	٠,٣٨٧٩	٠,٣٤٢١	١٢,١٥٢٦	٢٤٠
عدد الأسهم المتداولة (X_3)	٤٩٨,٧	٥٠٣,٨١	٧,٦٥٢١	٤٦,٨	٢٨٥٣٣	٢٤٠
معدل الدوران (X_4)	٠,١٥٦٢	٠,١٧٥١	٠,٠٥٢٨	٠,٠٦١٧	٠,٥٦١٧	٢٤٠
معدل رسملة السوق (X_5)	٠,٤٧٢٥	٠,٥١٧١	٠,٠٢٥٨	٠,١١٢٨	١,٠١٢٤	٢٤٠
معدل التغير السنوى فى مؤشرات الأسعار (Y)	٥,٢١٧٤	٦,١٠٢٨	١,٢٨٥١	- ١٣,٤	٣٠,٦	٢٤٠

وقد تم البدء بتحليل الخصائص الزمنية لسلسلة كل متغير على حده، واختبار ما إذا كانت السلاسل الزمنية التى تعبر عن المتغيرات خلال الفترة مستقرة أو يحكمها اتجاه عشوائى وذلك لتلافى ما يُعرف بظاهرة الانحدار الزائف Spurious regression والتى تنشأ فى حالة وجود متغيرات غير مستقرة فى النموذج المقدر. وللتحقق من استقرار هذه السلاسل الزمنية يتم الاستعانة باختبارات جذر الوحدة Unit root tests كاختبار ديكى فولر المطور Augmented Dickey – Fuller (ADF) بالإضافة إلى اختبار فليبس بيرون Phillips – Perron (PP)، ويمثل الفرض العدم فى هذه الاختبارات وجود جذر الوحدة فى السلسلة، أى عدم استقرارها فى مقابل الفرض البديل الذى يقضى بأن السلسلة مستقرة.

جدول (٢)

نتائج اختبارات جذر الوحدة لمتغيرات الدراسة عن الفترة ١٩٩٤ ـ ٢٠١٣

المتغير	الطريقة	بادخال مقطع فردى		بادخال مقطع واتجاه	
		ADF	PP	ADF	PP
عدد الشركات (X_1)	عند المستوى I(0)	11.0325 (1.0000)	5.9019 (1.0000)	17.2531 (0.9251)	7.8213 (0.9712)
	عند الفرق الأول I (1)	- 9.2721 (0.0000)	- 10.0912 (0.0000)	- 7.3512 (0.0003)	- 7.2152 (0.0003)
قيمة التداول (X_2)	عند المستوى I(0)	1.6292 (0.9484)	0.9456 (0.6035)	2.8531 (0.7621)	1.2581 (0.5218)
	عند الفرق الأول I (1)	- 6.5627 (0.0000)	-6.8348 (0.0000)	-8.6211 (0.0000)	-7.2138 (0.0006)
عدد الأسهم المتداولة (X_3)	عند المستوى I(0)	0.6219 (0.7330)	0.6344 (0.7371)	0.2312 (0.6214)	0.5762 (0.5821)
	عند الفرق الأول I (1)	- 7.5642 (0.0000)	-7.9981 (0.0000)	-6.2131 (0.0007)	-5.8213 (0.0008)
معدل الدوران (X_4)	عند المستوى I(0)	- 0.7452 (0.2281)	-1.0398 (0.1492)	-0.6251 (0.3512)	0.9251 (0.2814)
	عند الفرق الأول I (1)	- 9.8441 (0.0000)	-10.7954 (0.0000)	8.2517 (0.0005)	3.8251 (0.0006)
معدل رسملة السوق (X_5)	عند المستوى I(0)	-0.9278 (0.1768)	0.1788 (0.9199)	0.7315 (0.2314)	0.2876 (0.3251)
	عند الفرق الأول I (1)	-3.3806 (0.0004)	-3.3894 (0.0004)	2.8763 (0.0006)	1.6825 (0.0008)
التغير فى مؤشرات الأسعار (Y)	عند المستوى I(0)	0.7292 (0.2329)	0.1022 (0.2315)	3.2514 (0.6251)	2.5714 (0.7825)
	عند الفرق الأول I (1)	-7.4032 (0.0000)	-9.0753 (0.0000)	-12.5314 (0.0003)	-15.8612 (0.0005)

* تمثل القيم الموجودة فى الجدول إحصائية الاختبار، بينما تُعبر القيم التى بين الأقواس عن قيمة الاحتمال لكل إحصائية.

** تم اختيار طول فترة الإبطاء عند إجراء اختبار (ADF) وفقاً لمعيار Schwarz Information Criterion (SIC) وذلك لتفضيله هيكل إبطاء قصير.

ويعرض جدول (٢) نتائج اختبارات جذر الوحدة للإطار فى المستوى بالإضافة إلى الفروق الأولى للمتغيرات، وقد تم إجراء الاختبارات لكل متغير فى اتجاهين، بحيث يتضمن الاختبار مقطع (ثابت) فردى أو يتضمن مقطع واتجاه معاً. ويتضح من النتائج أن كل من الاختبارين ADF , PP لا يمكنهما رفض الفرض العدم فى مستويات المتغيرات والتى تكشف عن أن جميع المتغيرات غير مستقرة فى مستوياتها، بينما نجد أنه بعد أخذ الفروق الأولى لكل متغير فإن جميع الإحصاءات ترفض الفرض العدم عند مستوى معنوية ٥% ، ويكشف ذلك أن جميع المتغيرات تصبح مستقرة فى فروقها الأولى وكذلك أنها متكاملة من الدرجة الأولى I (1) .

جدول (٣)

اختبار تبعية القطاع المستعرض باستخدام Pesaran 2004 (CD)

المتغير	إحصائية الاختبار	القيمة الاحتمالية
عدد الشركات (X_1)	17.97	P < 0.00001
قيمة التداول (X_2)	26.24	P < 0.00001
عدد الأسهم المتداولة (X_3)	25.05	P < 0.00001
معدل الدوران (X_4)	15.11	P < 0.00001
معدل رسملة البورصة (X_5)	11.08	P < 0.00001
مؤشرات الأسعار (y)	17.8	P < 0.00001

نلاحظ أن : الفرض العدم يتضمن استقلالية القطاع المستعرض للسلاسل الزمنية، وكذلك CD ~ N (0,1) .

يتضح من جدول (٣) نتائج اختبار CD لـ Pesaran (2004) والذى يتضمن الفرض العدم من خلاله استقلالية وحدات القطاع المستعرض، وبالتالى فإن رفضه يعنى تواجد تبعية بين الدول المتضمنة فى العينة مما يستلزم معه أخذ ذلك فى الاعتبار عند عمل اختبارات الإطار المتبقية. وتؤكد النتائج على رفض الفرض العدم بشدة بالنسبة لجميع المتغيرات عند مستوى معنوية ٥%، مما يكشف عن وجود تبعية بين وحدات القطاع المستعرض (الدول العربية المختارة)، والتى تستلزم دراسة درجة تكامل هذه المتغيرات باستخدام اختبار Pesaran 2007 (CADF) والذى يأخذ هذه التبعية فى الحسبان، كما عرف إحصائيات الاختبار للنموذج (CADF) باستخدام ثابت أو ثابت واتجاه. والميزة الأساسية لهذا الاختبار أنه بسيط وصحيح لجميع الإطارات التى تتضمن T , N على نفس الدرجة من الأهمية.

جدول (٤)

اختبار جذر الوحدة للإطار باستخدام Pesaran 2007 (CADF)

المتغير	إحصائية الاختبار (t-bar)		القيمة الاحتمالية (P)	
	"ثابت"	"ثابت واتجاه"	"ثابت"	"ثابت واتجاه"
X_1	-1.230	-1.768	0.961	0.962
X_2	-1.493	-1.704	0.809	0.977
X_3	-1.365	-1.413	0.904	0.999
X_4	-1.037	-1.452	0.992	0.998
X_5	-1.579	-2.484	0.719	0.240
Y	-2.072	-2.399	0.137	0.340

نلاحظ أن: تتراوح عدد فترات الإبطاء المستخدمة فى الاختبار مع كل متغير بين ٣ ، ٤ فترة إبطاء، كما يفترض أنه يتبع التوزيع الطبيعى تقاربياً.

يتضح من نتائج جدول (٤) أنه لا يمكن رفض فرض العدم بوجود جذر الوحدة بالنسبة لجميع المتغيرات سواء فى النموذج ذو الثابت أو النموذج ذو الثابت والاتجاه معاً. وهو ما يُعنى أن المستوى فى جميع المتغيرات يتضمن جذر الوحدة ويُشير إلى عدم الاستقرار.

ولذلك سوف يتم تطبيق اختبار Bai and Ng (2004) الذى يعتمد على تحليل المتغير إلى جزء حتمى ومتجه عوامل مشتركة بالإضافة إلى المكون الخاص بحد الإزعاج. ولتقدير مكون الإزعاج فقد اقترحوا اختبار ADF لجذور الوحدة الفردية، بالإضافة إلى عدة اختبارات لاختبار عدد الاتجاهات العشوائية المستقلة (K_1) فى العوامل المشتركة المقدرة $\hat{F}_t$.

وقد أوصوا باستخدام اختبار ADF فى حالة وجود عامل مشترك وحيد، بينما أقترحوا طريقة التكرار لاختيار (K_1) فى حالة وجود عدة عوامل مشتركة، حيث حددوا إحصاءان معدلان MQ_f , MQ_c

يستخدمان التصحيح غير المعلمى والمعلمى على الترتيب للتعامل مع الارتباط المتسلسل الإضافى. ولدى الإحصاءان توزيع محدود غير معيارى.

جدول (٥)

إحصاءات لبيانات الإطار بالاعتماد على نماذج العامل المشترك المتقاربة

Bai and Ng (2004)

المتغير	إحصاء ADF	قيمة الاحتمال (P)	MQ_c ($r_c = 6$)	MQ_f ($r_f = 6$)
عدد الشركات (X_1)	0.0481	0.5731	-36.9251	-39.1291
قيمة التداول (X_2)	-3.1287	0.0853	-50.8218	-48.7621
عدد الأسهم المتداولة (X_3)	0.0285	0.5132	-58.2831	-61.3582
معدل الدوران (X_4)	-6.9782	0.0021	-45.2131	-43.8531
معدل رسملة السوق (X_5)	1.1283	0.7982	-55.1821	-53.7921
معدل التغير فى مؤشرات الأسعار (Y)	2.1358	0.4382	-49.1251	-47.1621

ومن جدول (٥) يتضح ثبوت عدم استقرارية المكون الخاص بحد الخطأ للمتغيرات: عدد الشركات (X_1)، قيمة التداول (X_2)، عدد الأسهم المتداولة (X_3)، معدل رسملة السوق (X_5)، ومعدل التغير فى مؤشرات الأسعار (Y) ، أما بالنسبة إلى معدل الدوران (X_4) فقد ثبت استقرارية مكونه الخاص بحد الخطأ. وتشير نتائج المكون العاملى بصفة عامة إلى الاتجاه نحو عدم الاستقرارية حيث لن يمكن رفض فرض العدم بالاتجاهات العشوائية المستقلة. كما أن الحد الأقصى لعدد العوامل المشتركة المختار هو ستة بالنسبة للإحصاءان MQ_f , MQ_c ، وطبقاً لإحصاء MQ فإن جميع المكونات المشتركة غير مستقرة.

وقد تم أيضاً اختبار فرض العدم الخاص بجذر الوحدة فى بيانات الإطار باستخدام اختبارات جذر الوحدة السابق ذكرها، وتم تسجيل نتائج هذه الاختبارات فى جدول (٦).

جدول (٦): اختبارات جذر الوحدة للإطار

المتغير	حالات التأثيرات الفردية	اختبارات الإطار لـ Choi			اختبارات الإطار لـPesaran			اختبارات الإطار لـ Chang IV	اختبارات الإطار لـ Moon and Perron			اختبارات الإطار لـ Bai and Ng (الصدمات الخاصة)		
		Pm	Z	L^*	P^*	CIPS	$CIPS^*$		$\hat{r}$	t_a^*	t_a^*B	$\hat{r}$	$Z^c_{\hat{e}}$	$P^c_{\hat{e}}$
X_1	وجود ثابت	2.010 (0.022)	- 1.368 (0.086)	- 1.440 (0.075)	2	- 2.180 (0.120)	-2.180 (0.120)	3.651 (1.000)	2 (BIC3)	-1.165 (0.122)	-1.733 (0.052)	2 (BIC3)	-0.716 (0.763)	19.04 (0.750)
	وجود ثابت واتجاه	0.582 (0.280)	- 0.898 (0.185)	-0.851 (0.197)	2	- 1.768 (0.910)	-2.529 (0.245)	0.264 (0.604)	2 (BIC3)	-1.401 (0.083)	-1.169 (0.146)			
X_2	وجود ثابت	2.072 (0.019)	- 2.737 (0.003)	- 2.532 (0.006)	2	-1.493 (0.725)	-1.493 (0.725)	0.718 (0.764)	2 (BIC3)	-1.064 (0.192)	-1.525 (0.064)	2 (BIC3)	6.317 (0.000)	49.76 (0.002)
	وجود ثابت واتجاه	- 0.647 (0.741)	- 0.171 (0.432)	- 0.157 (0.438)	1	-2.141 (0.620)	-1.794 (0.900)	-0.297 (0.383)	2 (BIC3)	-0.905 (0.187)	-0.926 (0.180)			
X_3	وجود ثابت	-0.499 (0.691)	0.029 (0.504)	0.061 (0.524)	1	-1.365 (0.820)	-1.365 (0.820)	3.030 (0.999)	2 (BIC3)	-1.485 (0.069)	-1.751 (0.054)	2 (BIC3)	0.069 (0.472)	24.48 (0.434)
	وجود ثابت واتجاه	2.053 (0.020)	- 2.094 (0.018)	- 2.110 (0.017)	2	-1.413 (0.990)	-1.413 (0.990)	-0.114 (0.455)	2 (BIC3)	-1.418 (0.078)	-1.381 (0.084)			
X_4	وجود ثابت	1.407 (0.079)	0 – 0.469 (0.319)	- 0.909 (0.187)	2	-2.006 (0.205)	-2.006 (0.205)	0.168 (0.433)	2 (BIC3)	-1.943 (0.000)	-1.811 (0.040)	2 (BIC3)	2.629 (0.004)	42.22 (0.012)
	وجود ثابت واتجاه	1.959 (0.065)	- 2.350 (0.089)	- 2.256 (0.072)	1	-2.745 (0.110)	-2.729 (0.115)	0.094 (0.537)	2 (BIC3)	-1.490 (0.068)	-1.419 (0.078)			
X_5	وجود ثابت	1.277 (0.101)	- 1553 (0.060)	- 1.555 (0.060)	1	-2.237 (0.095)	-2.222 (0.100)	0.294 (0.616)	2 (BIC3)	-1.251 (0.106)	-1.639 (0.051)	2 (BIC3)	0.658 (0.255)	28.56 (0.237)
	وجود ثابت واتجاه	0.613 (0.270)	0.055 (0.522)	0.022 (0.509	2	-2.610 (0.190)	-2.483 (0.285)	-0.690 (0.245)	2 (BIC3)	-1.437 (0.075)	-1.389 (0.082)			
Y	وجود ثابت	0.210 (0.417)	- 0.398 (0.345)	- 0.336 (0.369)	2	-2.072 (0.185)	-2.072 (0.185)	2.398 (0.992)	2 (BIC3)	-2.042 (0.024)	-2.602 (0.004)	2 (BIC3)	-0.038 (0.515)	23.74 (0.477)
	وجود ثابت واتجاه	0.206 (0.419)	- 0.500 (0.309)	- 0.557 (0.289)	2	-3.591 (0.010	-2.579 (0.210)	-0.084 (0.466)	2 (BIC3)	-1.409 (0.079)	-1.187 (0.118)			

(القيم بين الأقواس تمثل قيمة P).

يتضح من جدول (٦) أنه بالنسبة للمتغير (X_1) الخاص بعدد الشركات فإنه لا يمكن رفض فرض العدم بوجود جذر الوحدة عند مستوى معنوية ٥% لجميع الاختبارات، مما يدل على وجود عمليات جذر الوحدة فى البيانات ويكون هذا المتغير غير مستقر I (1). وبالنسبة للمتغير (X_2) والخاص بقيمة التداول فإنه لا يمكن رفض الفرض العدم عند مستوى معنوية ٥%، فيماعدا اختبارات Choi, Bai and Ng فى حالة وجود ثابت فقط. وبالنسبة إلى المتغير (X_3) الخاص بعدد الأسهم المتداولة فأيضاً لا يمكن رفض الفرض العدم بوجود جذر الوحدة عند مستوى معنوية ٥% إلا فى اختبار Choi حالة وجود ثابت واتجاه معاً. أما بالنسبة للمتغير (X_4) والخاص بمعدل الدوران فقد تأكد أيضاً عدم إمكانية رفض الفرض العدم عند مستوى معنوية ٥% باستثناء اختبارىMoon and Perron, Bai and Ng فى حالة وجود ثابت فقط. وقد تأكد ذلك أيضاً بالنسبة للمتغير (X_5) والخاص بمعدل رسملة البورصة حيث أنه لا يمكن رفض الفرض العدم عند مستوى معنوية ٥% لجميع الاختبارات. أما بالنسبة للمتغير (Y) والخاص بمؤشرات الأسعار فقد أمكن رفض الفرض العدم فى اختبار واحد فقط وهو Moon and Perron وفى حالة واحدة فقط وهى وجود ثابت فقط عند مستوى معنوية ٥%. وفى حالة وجود عدم الاستقرار فإن العلاقة بين المتغيرات تخضع إلى تحليل التكامل المتناظر، حيث يتضمن ذلك إمكانية وجود تكامل متناظر بين المتغيرات، ويوضح جدول (٧) نتائج اختبارات التكامل المتناظر للإطار.

جدول (٧) نتائج اختبارات التكامل المتناظر للإطار

اختبار Pedroni		
الاختبار	إحصاء الإطار (Panel)	إحصاء المجموعة (Group)
Variance (V)	- 3.801 (0.0021)	-
Rho	3.712 (0.0032)	5.192 (0.0001)
PP	-6.322 (0.0001)	- 5.738 (0.0001)
ADF	- 2.89 (0.0043)	- 2.356 (0.0063)
اختبار Kao		
	إحصاء t	
ADF	- 3.3663 (0.0004)	

يتضح من نتائج الاختباران وجود علاقة تكامل متناظر بين المتغيرات عند مستوى معنوية ٥% حيث أنه تم رفض فرض العدم الخاص بعدم وجود تكامل متناظر بين المتغيرات محل الدراسة، مما يعنى أيضاً ارتباط هذه المتغيرات هيكلياً ويدعم وجود علاقة طويلة الأجل بينها.

جدول (٨)

تقدير العلاقة طويلة الأجل باستخدام طرق التحديث المستمر (CUP)

CUP-BC	CUP-FM	Bai FM	LSDV	المتغيرات
0.5856*	0.54710*	0.3452*	0.0519	X_1
(19.3155)	(15.0975)	(2.8694)	(0.4423)	
0.2028*	0.2091*	0.0147	0.0366	X_2
(10.1496)	(8.4545)	(3.9925)	(0.7468)	
0.5538*	0.4753*	0.4195*	0.3235*	X_3
(9.5796)	(6.9542)	(13.8786)	(1.9905)	
0.7367*	0.7621*	0.6345*	0.2755*	X_4
(12.0386)	(10.6839)	(18.4572)	(1.4302)	
0.2028*	0.2091*	0.0147	0.0366	X_5
(11.0472)	(9.4841)	(0.6401)	(0.4683)	

ملاحظات: يُشير LSDV إلى مقدر Least Squares Dummy Variable، ويشير Bai FM إلى مقدر Bai's Fully Modified، ويُشير Cup FM إلى مقدر Constantly Updated Fully Modified، كما يُشير Cup BC إلى مقدر Constantly Updated Bias Corrected ، وتشير القيم بين الأقواس إلى إحصاء t. كما تُعنى (*) معنوية عند مستوى ٥%.

يعرض جدول (٨) نتائج تقدير CUP باستخدام منهج Bai et al (2009)، وقد تم اختيار عدد العوامل المشتركة فى التقدير باستخدام التحليل العاملى للمكونات المشتركة Principal Components Factor Analysis (PCA) وبالتالى أمكن تطبيق هذه المقدرات. ويتضمن أيضاً جدول (٨) نتائج تقدير LSDV ومقدر Bai and Ng (2006) بغرض المقارنة، بالإضافة إلى توضيح أن مقدرات CUP – FM , CUP–BC هى فقط التى تكون متسقة عندما تكون العوامل المشتركة غير مستقرة، بينما ينتج عن استخدام مقدر LSDV معالم متحيزة بسبب عدم استقرار العوامل المشتركة.

ويؤكد كل من Bai et al (2009) على ضرورة استخدام هذان المقدران فى حالة وجود تبعية القطاع المستعرض بالإضافة إلى عدم استقرارية العوامل المشتركة.

ويتضح من جدول (٨) وجود تأثير موجب ومعنوى لجميع المتغيرات فى مقدر CUP: عدد الشركات (X_1)، قيمة التداول (X_2)، عدد الأسهم المتداولة (X_3)، معدل الدوران (X_4)، معدل رسملة البورصة (X_5) على مؤشرات الأسعار فى البورصات العربية لدول العينة. كما نلاحظ أن التأثير الأكبر كان لمعدل الدوران (X_4)، حيث ان زيادة قدرها ١% فى معدل الدوران تؤدى إلى زيادة تتراوح بين ٧٦,٢% و ٧٣,٦ فى مؤشرات الأسعار. أما بالنسبة إلى قيمة التداول (X_2) ومعدل رسملة البورصة (X_5) فكان لها أقل تأثير على مؤشرات الأسعار بالبورصات حيث وصل إلى ٢٠,٢% و ٢٠,٩%.

٣- الاستنتاجات:

١- أشارت نتائج اختبار CD لـ Pesaran (2004) إلى وجود تبعية بين وحدات القطاع المستعرض (الدول المتضمنة فى العينة)، مما يستلزم معه أخذ ذلك فى الاعتبار عند إجراء اختبارات جذر الوحدة للإطار.

٢- كما أشارت النتائج إلى أن المتغيرات الداخلة فى العلاقة طويلة الأجل غير مستقرة فى مستوياتها المطلقة. وذلك وفقاً لاختبارات جذر الوحدة المذكورة، والتى استقرت عند فروقها الأولى، بالإضافة إلى عدم استقرارية العوامل المشتركة.

٣- أتضح أيضاً من نتائج اختبارات التكامل المتناظر للبيانات الإطارية لكل من Kao (1999) و Pedroni (1998) وجود علاقة تكامل متناظر أو علاقة توازن طويل الأجل بين مؤشرات الأسعار فى البورصة والمتغيرات الأخرى مما يدعم بناء علاقة طويلة الأجل بينهم، فى ظل نظام يتميز بتبعية القطاع المستعرض وعدم استقرارية العوامل المشتركة، كما لا تتضح هذه العلاقة فى التكامل المتناظر.

٤- فى حالة وجود كل من تبعية القطاع المستعرض وعدم استقرار العوامل المشتركة ، يكون من الضرورى استخدام مقدرات متسقة مثل CUP – FM , CUP–BC والذى اقترحه Bai et al (2009).

٥- أشارت النتائج إلى وجود تأثير موجب ومعنوى للمتغيرات: عدد الشركات، قيمة التداول، عدد الأسهم المتداولة، معدل الدوران، معدل رسملة البورصة على مؤشرات الأسعار فى البورصات العربية لدول العينة، وكان التأثير الأكبر لمعدل دوران الأسهم حيث تراوح بين ٧٣,٦% و ٧٦,٢%. بينما كان التأثير الأقل لمعدل رسملة البورصة حيث تراوح بين ٢٠,٢% و ٢٠,٩%.

المراجـع

(1) Bai, J. and S. Ng (2004), A Panic Attack on Unit Roots and Cointegration. Econometrica, 72, 1127 – 1177.

(2) Bai, J., Kao, Ch, Ng, S., (2009), Panel Cointegration with global stochastic trends. Journal of Econometrics, 149, 82-99.

(3) Chang, Y. (2002), Nonlinear IV Unit Root Tests in Panels with Cross- Sectional Dependency, Journal of Econometrics, 110, 261 – 292.

(4) Choi, I. (2004a), "Unit Root Tests for Cross-Sectionally Correlated Panels" Forth coming in Econometric Theroy and Pactice: Frontiers of Analysis and Applied Research: Essays in Honor of Peter C.B. Phillips, Cambridge University Press.

(5) Fisher, R.A. (1932), Statistical Methods for Research Worker. Oliver & Boyd, Edinburgh, 4th.

(6) Moon, H.R. and P. Perron (2004), Testing for Unit Root in Panels with Dynamic Factors. Journal of Econometrics, 122, 81 – 126.

(7) Pesaran, M.H. (2004), "General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels", IZA Discussion Papers 1240, Institute for the Study of Labor (IZA), P. 5.

(8) Pesaran, M. H. (2007), "Simple Panel Unit Root test in the Presence of Cross Section Dependence". Journal of Applied Econometrics, 22, 265 – 312.