التكامل المكاني السعرى لبعض المنتجات الزراعية في بعض أسواق الجملة في مصر

د/ سمر محمد محمد محمد بغدادي

مقدمة:

يُعبر تكامل السوق المكاني عن حالة تتحرك فيها أسعار سلعة متجانسة مع بعضها خلال أنشطة متوازنة في الأسواق المختلفة. حيث تكُون منطقتين متكاملتين في ذات السوق الاقتصادي إذا كان فرق السعر بين السوقين يساوي تماما تكاليف النقل المرتبطة بالسلعة داخل الإقليم. بينما يمكن تفسير فشل التكامل بين سوقين أو أكثر من الأسواق المحلية بالعديد من عيوب السوق مثل الاحتكار واحتكار المشترين وعدم وجود أو نقص شفافية المعلومات أو عدم تساوي تكلفة النقل، فإذا كانت الأسواق غير متكاملة فإن السعر التأشيري الصحيح لن ينتقل خلال السلسلة السوقية كما أن قرارات المشاركين في العملية التسويقية سوف تكون مشوهة بالإضافة إلى عدم توزيع الموارد بكفاءة [3، 10،22،25].

وبما أن تحرك العرض داخل الإقليم يأخذ بعض الوقت لذلك يُمكن عمل تمييز سعري بين المدى القصير والمدى الطويل لسلعة ما[8،18]. ففي المدى القصير ينعكس تغير السعر كاملا وفي الحال على الأسواق الأخرى بدون تأثيرات مبطئة. بينما تكامل المدى الطويل فإن تغيرات السعر تنتقل إلى الأسواق الأخرى مع احتمال وجود تأثيرات مبطئة.

ويتطلب نموذج تكامل السوق في المدى القصير أن تنعكس تعديلات السعر بالكامل في نفس الفترة الزمنية بدون تأثيرات مبطئة. أما في المدى الطويل فإن تغيرات السعر في سوق ما تكون مساوية تماما لتغيرات السعر في الأسواق الأخرى، لذلك فإن مجموع التأثيرات المبطئة والتزامن يساوي الواحد الصحيح. ويلاحظ أن تكامل المدى الطويل يؤخذ بعين الاعتبار على أنه المفهوم الأكثر واقعية وتوازن. وعلى أي حال، فإن غياب تكامل المدى القصير يوضح عدم كفاءته المعيارية في الأنشطة المتوازنة[22].

لذلك وبالرغم من أن الفرد قد يقاوم قبول تكامل السوق في المدى القصير إلا إنه يبقى كعلاقة قياسية (معيارية) يهتدي بها في تقييم السوق. كما يجب على الفرد أيضا ملاحظة أن كل اختبار للمدى القصير يتضمن المدى الطويل.

مشكلة الدراسة:

يعد نقص أو عدم شفافية المعلومات السوقية أحد أهم العوامل المشوهة للنظام التسويقي المصري عامة وبين أسواق الجملة خاصة بما يؤثر سلبا على تحديد وتقييم العلاقة بين أسواق الجملة داخل مصر، كما لا يُمكن من معرفة مدي تكامل أو استقلالية هذه الأسواق، كما أن اختبار الاستقلالية يتطلب أن التزامن والتأثيرات السعرية المبطئة في أحد المواقع تكون مستقلة عن الأسعار في موقع آخر .

هدف الدراسة:

تهدف الدراسة إلى التعرف على مدي التكامل السوقي المكاني لبعض حاصلات الكوسة والطماطم والبرتقال والموز داخل بعض أسواق الجملة متمثلة في كلا من (العبور والنزهة والمنصورة)، حتى يمكن تقييم العلاقة السعرية في النظام التسوقي كفاعلية التوازن وكفاءة التسعير في المدى القصير والمدى الطويل داخل هذه الأسواق.

منهج الدراسة:

يعتبر الاستدلال الإحصائي الطبيعي غير فعال بالنسبة للانحدار الخطي لبيانات السلاسل غير المستقرة كما يبعث الشك في الثقة بنتائج ثبات السلاسل الزمنية وخلوها من المشاكل الإحصائية مثل خلوها من الانحدار والارتباط الذاتي، وثبات حد التباين وعدم تحيز السلسلة، إضافة إلى ذلك فإن اختيار هيكل الإبطاء لإثبات أن البواقي (ε_i)غير متحيزة في النموذج يعتبر شيء حاسم. لذا فقد اعتمدت الدراسة على

العديد من الاختبارات كالتعرف على شكل الارتباط، واختبار مسببات جرانجر، واختبارات جذر الوحدة متمثل في Augmented Dickey-Fuller، Plilliips-Perron، واختبار التكامل المشترك لـــJohansen، ونموذج Ravallion، ودليل تواصل الأسواق Index of Market Connection. هذا وقد تم استخدام برنامج Eviews6 في تحليل البيانات.

مصادر البيانات:

تم الاستعانة بسلسلة من أسعار الجملة الشهرية للكوسة والطماطم والبرتقال،والموز التي يتم نشرها عن طريق وزارة الزراعة خلال الفترة يناير 2008 إلى ديسمبر 2014 لأسواق النزهة والعبور والمنصورة. وكذلك أسعار الجملة من خلال البوابة الالكترونية لسوق العبور كما استخدمت سلسلة الأرقام القياسية لأسعار المنتجين(*) لنفس الفترة السابقة الذكر لسنة أساس 2005/2004.

الإطار النظري للدراسة:

1- شكل الارتباط Correlogram

يوضح ويعرض معادلات الارتباط الذاتي والارتباط الذاتي الجزئي عند درجة إبطاء معينة وتميز هذه المعادلات شكل التوابع المؤقتة في السلسلة كما يمكن أيضا تحديد وتوصيف أعلى رتبة من الإبطاء لعرض شكل الارتباط، وبالتالي يتم الحصول على شكل الارتباط الذي يتضمن بيانات عن الارتباط الذاتي Auto Correlation(AC) والارتباط الذاتي الجزئي Partial Auto Correlation (PAC) واختبار Q- Statistic) وهو اختبار لفرض العدم بأنه لا يوجد ارتباط ذاتي أو ارتباط ذاتي جزئي بالسلسلة حتى الرتبة h من الإبطاء ويتم حسابه من المعادلة.

$$Q_{LB} = T(T+2)\sum_{j=1}^{h}\frac{\rho^2(j)}{T-j}$$

حيث p_j هي الارتباط الذاتي من الدرجة j ، T هي عدد المشاهدات فإذا لم تكن السلسلة مرتكزة على نتائج تقديرات Auto Regressive Integrated Moving Average (ARIMA)، حينئذ وتحت فرض العدم فان Q ستتوزع عرضيا مثل توزيع λ^2 بدرجات حرية مساوية لعدد الارتباطات الذاتية. وإذا كانت السلسلة ممثلة لبواقي تقدير ARIMA فإن درجات الحرية المناسبة يجب تعديلها لتمثل عدد مرات الانحدار الذاتي مطروحا منه عدد مقاطع كل من Auto Regressive (AR) و Moving Average (MA) التي سبق حسابها. كما يجب إعطاء بعض العناية أيضا في تفسير نتائج اختبار Ljung-Box (اختبار-Q Statistics) المستخدم في حساب البواقي من ARIMA[5].

وغالبا ما يستخدم اختبارQ-Statistics لمعرفة ما إذا كانت السلسلة خالية من المشاكل الإحصائية مثل خلوها من الانحدار والارتباط الذاتي وثبات حد التباين (White Noise). وهنا تبقى مشكلة اختيار رتبة الإبطاء المستخدمة في الاختبار. فإذا اختيرت فترة إبطاء قليلة جدا فقد لا يكشف الاختبار وجود ارتباط في السلسلة عند فترات الإبطاء الأكبر. وإذا اختيرت فترة إبطاء طويلة جدا فقد يكون الاختبار أقل قوة طالما أن معنوية الارتباط عند فترة إبطاء معينة قد تضعف بالارتباط غير المعنوي عند فترات إبطاء أخرى لذلك إذا لم يكن هناك ارتباط ذاتي والسلسلة غير متحيزة فإن اختبار Q-statistic سيكون غير معنويا[16،12].

2- اختبار مسببات جرانجر (Granger Causality):

ليس من الضروري تضمن الارتباط للسببية. فساحة الاقتصاد القياسي مملوءة بالارتباطات الكثيرة والتي ببساطة إما أن تكون زائفة أو غير منطقية مثل وجود ارتباطا موجبا بين أجور المدرسين واستهلاك الكحوليات في المملكة المتحدة، وقد ناقش الاقتصاديون أشكال الارتباط التي تكون غير واضحة المعنى.

(*) قام الجهاز المركزي للتعبئة العامة والإحصاء بإصدار نشرات الأرقام القياسية لأسعار المنتجين كبديل للأرقام القياسية لأسعار الجملة بدا من أواخر عام 2007

إن مدخلGranger[11] للسؤال عما إذا كانت x تتسبب في y هو لنرى كم من y الحالية يمكن أن يتم شرحها بقيم ماضية من y وحينئذ نرى هل إضافة قيم مبطئة من x تصلح لهذا التفسير. فيقال أن y هي مسببة جرانجر بواسطة x إذا ما ساعدت x في التنبؤ بقيم y أو بما يرادف هذا إذا ما كانت معاملات x's المبطئة معنوية إحصائيا. لاحظ أن هناك طريقتين للسببية تتكرر لنفس الحالة بمعنى أن x تتسبب في y و أن y تتسبب في x.

من المهم ملاحظة أن جملة "x مسببة لــy لا تتضمن أن y هي تأثير أو نتيجة لــ x ". وتقيس مسببات جرانجر الأسبقية والمستوى المعلوماتي ولكن لا توضح بنفسها السبب في الاستخدام الأكثر شيوعا لهذه العبارة. وبوجه عام من المستحسن استخدام عدد اكبر من فترات الإبطاء طالما أن النظرية تصاغ في فترات وثيقة الصلة بجميع المعلومات الماضية. هذا وسيتم إجراء انحدارات مزدوجة كما يلي

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2 y_{t-2} + \ldots\ldots\ldots + \beta_1 x_{t-1} + \beta_2 x_{t-2} + \ldots\ldots + \varepsilon_t$$

$$x_t = \alpha_0 + \alpha_1 x_{t-1} + \alpha_2 x_{t-2} + \ldots\ldots\ldots + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 y_{t-2} + \ldots\ldots + \varepsilon_t$$

وذلك لجميع الأزواج الممكنة من (x, y) في السلاسل الزمنية بالمجموعة وقيمة F الإحصائية الموجودة هي إحصائية Wald للفروض المشتركة $\beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \ldots\ldots\ldots\beta_t = 0$ في كل معادلة حيث يقيس مدى تقارب التقديرات تحت فرض العدم.

وفرض العدم هو أن x ليست مسببة لــ y في الانحدار الأول وأن y ليست مسببة لــ x في الانحدار الثاني فإذا كانت قيمة F غير معنوية يقبل فرض العدم وهو أن y لا تتسبب في x في حين إذا كانت معنوية يرفض فرض العدم.

هذا ويمكن استخدام اختبارWald في معادلات تم تقديرها بطريقة المربعات الصغرى ذات المرحلة الواحدة والمرحلتين وأيضا المعادلات غير الخطية والثنائية Binary والمختصرة Truncated. ويعتبر اختبار Wald هو الاختبار الأهم الذي يمكن استخدامه في معادلات قدرت بالطرق النمطية.

إن العديد من نتائج الاختبارات التي تم وصفها فيما سبق أخذت شكل البواقي المعيارية ε_t / σ_t والتي عرفت على أنها متوسط معادلة البواقي مقسومة على الانحراف المعياري المشروط. فإذا كان النموذج صحيح التوصيف فإن البواقي المعيارية سوف تكون مستقلة، وسوف تتوزع عشوائيا بمتوسط يساوي الصفر وتباين = 1، وإذا ما كانت البواقي المعيارية موزعة اعتداليا أيضا فان التقديرات في هذه الحالة عبارة عن تقدير للإمكان الأكبر(MLH) Maximum Likely Hood.

3– اختبارات جذر الوحدة Unit Root Tests:

يوجد اختبارين موسعين لاختبار ثبات واستقرار السلسلة يستخدمان جذر الوحدة هما اختبار **Augmented Dickey-Fuller (ADF)** واختبار **Phillips-Perron (PP)**.

أ: اختبار**Augmented Dickey-Fuller (ADF) :**

ولتصور استخدام اختبار Dickey-Fuller (DF) يؤخذ في الاعتبار عملية الانحدار الذاتي من الدرجة الأولى AR(1) (أنحدار ذاتي =1)

$$y_t = \mu + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t$$

حيث μ، ρ مقاييس، و ε_t يفترض أنها خطأ التقدير أو ما يطلق عليه White noise. وتعتبرY سلسلة ثابتة (مستقرة) إذا كانت $-1 < \rho < 1$ وتكون غير مستقرة إذا كانت $\rho = 1$.

فإذا بدأت العملية عند بعض النقط بحيث يزداد تباين y مع الوقت حتى يصل إلى مالا نهاية. وإذا كانت القيمة المطلقة لــ ρ اكبر من الواحد الصحيح فإن السلسلة تكون متفجرة. لذلك فإن فرض استقرار السلسلة يمكن تقييمه باختبار ما إذا كانت القيمة المطلقة لــ ρ اقل فعلا من الواحد الصحيح. أن كلا الاختبارين

(ADF&PP) يستخدماً جذر الوحدة على أن فرض العدم $Ho: \rho = ١$ ونظرا لأن السلاسل المتفجرة ليس لها مدلولات اقتصادية كثيرة فإن فرض العدم هذا يتم اختباره مقابل بديل من جانب واحد هو $H_1: \rho < 1$.

وبينما يظهر أن الاختبار يمكن تنفيذه بإجراء اختبارT-test /على(γ)المقدرة إلا أن إحصائية T تحت فرض العدم لجذر الوحدة لا تساوي T التقليدي وقد أوضح Dickey-Fuller [6] أن التوزيع تحت فرض العدم غير معياري ويحاكي القيمة الحرجة لحجم العينة. وقد استخدم (Mackinnon)[17] مجموعة كبيرة من المحاكيات اكبر من تلك التي استخدمها Dickey-Fuller. و يكون اختبار جذر الوحدة الذي سبق شرحه ساريا فقط إذا كانت السلسلة من نوع AR(1) فإذا كانت السلسلة بها رتبة انحدار ذاتي أعلا فإن فرض نظافة السلسلة يكون قد انتهك. ويتحكم أسلوب ADF في ارتباط الرتب العالية بإضافة أجزاء متغيرة مبطئة من المتغير التابع y للجانب الأيمن من الانحدار.

$$\Delta y_t \equiv \mu + \gamma y_{t-1} + \delta_1 \Delta y_{t-1} + \delta_2 \Delta y_{t-2} . + ... + \delta_p \Delta y_{t-p} + \varepsilon_t$$

وتستخدم هذه الخواص المطولة لاختبار فرض العدم $H_0: \gamma = 0$ أو الفرض البديل $H_1: \gamma < 0$ في هذا الانحدار. وقد حصل "Fuller" على نتيجة هامة وهي إن التوزيع التقاربى لاختبار T الإحصائي على γ مستقل عن عدد إبطاءات الفرق الأول التي يشتمل عليها انحدار ADF. وأكثر من ذلك فبينما أن الفرض القياسي بأن y تتبع أسلوب انحدار ذاتي (AR) قد يبدو محدودا[21]. فقد تبين إن اختبار (ADF) يبقي ساريا حتى إذا كانت السلسلة تحتوي على مكونات المتوسط المتحرك(MA) بشرط إضافة فروق مبطئة كافية للانحدار.

ب –اختبار فيليبس–بيرون Phillips-Perron (PP) test :

اقترح فيليبس وبيرون[20] طريقة غير قياسية (Nonparametric) للتحكم في الارتباط المتتالي ذو الرتبة العالية في السلسلة. إن اختبار الانحدار في اختبار (PP) هو اختبار للانحدار ذاتي من الدرجة الأولى AR(1) (بانحدار ذاتي واحد) من المعادلة

$$\Delta y_t = \alpha + \beta y_{t-1} + \varepsilon_t$$

فبينما كان اختبار ADF يصحح الرتبة العالية للارتباط المتتالي بإضافة إبطاءات مختلفة للجانب الأيمن، فان اختبار PP يصحح T-Statistic لمعامل γ من انحدار من الدرجة الأولى AR(1) لحساب الارتباط المتتالي في البواقي (ε). ويرفض فرض العدم لجذر الوحدة مقابل بديل من جانب واحد إذا كنت إحصائية T اقل من القيمة الحرجة. كما يمكن ملاحظة إن القيمة الحرجة المسجلة تكون سارية فقط لاختبارات جذر الوحدة لبيانات السلسلة وتكون غير سارية إذا ما ارتكزت السلسلة على بيانات سبق تقديرها.

4–اختبار التكامل المشترك Co-integration Test

اكتشاف أن العديد من السلاسل الزمنية الشاملة قد تحتوي على جذر الوحدة حفز تطور نظرية عدم استقرار تحليلات السلاسل الزمنية. وقد أشار (Engel &Granger)[7] إلى أن التركيبات الخطية لاثنين أو أكثر من السلاسل الزمنية غير الثابتة قد تكون ثابتة. فإذا كانت مثل هذه التركيبات الخطية موجودة، فإن السلاسل الزمنية غير المستقرة يمكن القول بأنها موجودة. إن التركيبات الخطية الثابتة تسمى بمعادلة التكامل المشترك وقد تفسر على أنها علاقة توازن في المدى الطويل بالنسبة للمتغيرات.

إن الغرض من إجراء اختبار التكامل المشترك هو تحديد ما إذا كانت مجموعة من السلاسل الزمنية غير المستقرة ذات تكامل مشترك أم لا. ويستخدم اختبار التكامل المشترك لمتجه الانحدار الذاتي الطريقة المطورة لـــJohansen[13، 15]. وطالما أن هذا اختبار للتكامل المشترك فإنه يكون ساريا فقط عندما تتعامل مع سلاسل زمنية معروف عنها عدم الاستقرار. ويفضل أولا استخدام اختبارات جذر الوحدة لكل سلسلة زمنية في متجه الانحدار الذاتي. وتوضح قيمة اختبار Johansen علاقات التكامل المشترك في المدى

الطويل تحت فرض العدم، وقد تضمن التحليل القيمة الحرجة عند مستوى معنوية 5% و1% فإذا كانت القيمة أقل من القيمة الحرجة عند أي مستوى فإن ذلك دليل على وجود تكامل مشترك عند كلا مستويي المعنوية. وقد تم الحصول على القيم الحرجة في الاختبار من Osterwald-Lenum [19] وتختلف قليلا عن تلك المسجلة عند Johansen and Juselius[14].

5- نموذج RAVALLION

لدراسة تكامل المدى القصير والمدى الطويل والذي يعبر عنه بالمعادلة.

$$^1P_t = \alpha + \beta_j {}^1P_{t-j} + \beta_k {}^2P_{t-k} + \varepsilon_t$$

حيث ^2P و^1P هي الأسعار في السوق الأول والسوق الثاني في الزمن t، وε_t هي خطأ التقدير وكل من α وβ's هي معالم التقدير الثابتة، وj=1.2.3.....n و k=0.1.2.....m .

إن العلاقة السعرية في هذه المعادلة يمكن تقييمها بالأخذ في الاعتبار جميع تركيبات أزواج الأسواق الممكنة فتحرك العرض داخل السوق يأخذ بعض الوقت وعليه يمكن التمييز بين المدى القصير والمدى الطويل. ففي المدى القصير ينعكس تغير السعر كاملا على الأسواق الأخرى في الحال وبدون تأثيرات مبطئة بينما في تكامل المدى الطويل فإن تغيرات السعر تنتقل إلى الأسواق الأخرى مع احتمال تأثيرات مبطئة. يتطلب اختبار الاستقلالية أن التزامن والتأثيرات السعرية المبطئة في أحد المواقع تكون مستقلة عن الأسعار في موقع آخر ($\beta_k = 0$, for all k). ويتطلب النموذج القوي للتكامل في المدى القصير بأن تنعكس تعديلات السعر بالكامل في نفس الفترة الزمنية بدون تأثيرات مبطئة ($\alpha=1$; $\beta_j = \beta_k=0$; j , k $\neq 0$).

أما النموذج الضعيف لاختبار تكامل المدى القصير فيتطلب اختفاء التأثيرات المبطئة حول المتوسط ($\alpha=1$;$\sum \beta_j + \sum\beta_k = 0$). أما في المدى الطويل فإن تغيرات السعر في سوق ما تكون مساوية تماما لتغيرات السعر في الأسواق الأخرى، لذلك فأن مجموع التأثيرات المبطئة والتزامن يساوي الواحد الصحيح ($\sum \beta_j + \sum\beta_k = 1$). وفيما يتعلق بمفاهيم تكامل المدى القصير والمدى الطويل، فإنه سوف يلاحظ أن تكامل المدى الطويل هو المفهوم الأكثر واقعية وتوازن.

وطبقا لـــ Sexton, Kling, and Carmen[22]، فإن غياب تكامل المدى القصير يوضح عدم كفاءته المعيارية في الأنشطة المتوازنة. لذلك وبالرغم أن الفرد قد يقاوم قبول تكامل السوق في المدى القصير فإنه يبقى كعلاقة معيارية يهتدي بها في تقييم السوق. كما يجب على الفرد أيضا ملاحظة أن كل اختبار للمدى القصير يتضمن تكامل المدى الطويل وعلى أي حال قد يرفض اختبار المدى القصير ويقبل اختبار المدى الطويل[8].

6 – دليل تواصل الأسواق Index of Market Connection (IMC) :

هي طريقة استخدمت لقياس درجة التكامل بين الأسواق. وهي ترتكز على نموذج Ravallion[18] وقد تم تطويرها بواسطة Timmer[24] فإذا كانت قيمة β_j / β_k أقل من واحد يكون هناك تكامل في المدى القصير وبالتالي ومنطقيا يكون هناك تكامل في المدى الطويل.

النتائج البحثية :

وبإجراء اختبارات جذر الوحدة المتمثلة في اختبار (ADF) لدراسة ثبات واستقرار السلاسل الزمنية لأسعار الجملة، تبين من الجدول رقم(1) وجود استقرار في أسعار الجملة لمحصول الكوسة حيث ثبتت المعنوية لقيم اختبار (T) لأسواق النزهة، العبور، المنصورة بقيم بلغت نحو -7.77، -8.69، -14.52 على الترتيب، كما تبين أيضا معنوية محصول الطماطم بنحو -9.15، -8.93، -7.50 لأسواق النزهة والعبور والمنصورة على الترتيب عند مستوي معنوية 1%. كما ثبتت المعنوية لمحصولي البرتقال والموز بنحو -11.59، -9.54 لسوق النزهة، -6.28، -9.90 لسوق العبور، -8.12، -8.32 لسوق المنصورة على الترتيب خلال نفس فترة الدراسة.

جدول رقم (1) :اختبار ثبات سلاسل أسعار الجملة لمحاصيل الكوسة والطماطم والبرتقال والموز داخل بعض أسواق الجملة في مصر خلال الفترة (2008-2014)

بطريقة Augmented Dickey-Fuller (ADF)

الأسواق	قيم اختبار T			
	الكوسة	الطماطم	البرتقال	الموز
النزهة	-7.77**	-9.15**	-11.59**	-9.54**
العبور	-8.69**	-8.93**	-6.28**	-9.90**
المنصورة	-14.52**	-7.50**	-8.12**	-8.32**

*** مستوي معنوية 5%= - 2.90** **** مستوي معنوية 1% = -3.51-**

المصدر: جمعت وحسبت من بيانات :

(1) وزارة الزراعة واستصلاح الأراضي، مركز البحوث الزراعية، معهد بحوث الاقتصاد، دليل التسويق الداخلي، ٢٠١٤.
(2) الجهاز المركزي للتعبئة العامة والإحصاء، نشرات الأرقام القياسية لأسعار المنتجين ، أعداد مختلفة.
(3) الشبكة العنكبوتية ، البوابة الالكترونية لسوق العبور، أسعار الجملة، 2016 .

كما أوضحت نتائج اختبار (PP) بالجدول رقم (2) وجود استقرار وثبات في سلاسل أسعار الجملة لمحاصيل الكوسة، الطماطم، البرتقال، والموز خلال الفترة من يناير 2008 وحتى ديسمبر 2014 حيث ثبتت المعنوية الإحصائية لقيم (T) لمحصول الكوسة بأسواق النزهة، العبور، المنصورة بقيم بلغت نحو -35.13، -26.76، -25.88 على الترتيب، كما تبين أيضا معنوية محصول الطماطم بنحو -27.51، -16.99، -21.19 لأسواق النزهة والعبور والمنصورة على الترتيب عند مستوي معنوية 1%. كما ثبتت المعنوية لمحصولي البرتقال والموز بنحو -20.18 ، -0.273 لسوق النزهة، -8.97، -34.43 لسوق العبور، -25.14، -49.13 لسوق المنصورة على الترتيب خلال نفس فترة الدراسة.

جدول رقم (2) :اختبار ثبات سلاسل أسعار الجملة لمحاصيل الكوسة والطماطم والبرتقال والموز داخل بعض أسواق الجملة في مصر خلال الفترة (2008-2014)

بطريقة Phillips- Perron (PP)

الأسواق	قيم اختبار T			
	الكوسة	الطماطم	البرتقال	الموز
النزهة	-35.13**	-27.51**	-20.18**	-30.27**
العبور	-26.76**	-16.99**	-8.97**	-34.43**
المنصورة	-25.88**	-21.19**	-25.14**	-49.13**

*** مستوي معنوية 5%= -2.90** **** مستوي معنوية 1% = -3.51-**

المصدر: جمعت وحسبت من بيانات :

(1) وزارة الزراعة واستصلاح الأراضي، مركز البحوث الزراعية، معهد بحوث الاقتصاد،دليل التسويق الداخلي، مرجع سابق.
(2) الجهاز المركزي للتعبئة العامة والإحصاء، نشرات الأرقام القياسية لأسعار المنتجين ، مرجع سابق.
(3) الشبكة العنكبوتية ، البوابة الالكترونية لسوق العبور، أسعار الجملة ، مرجع سابق.

ويتضح مما سبق ومن الجداول أرقام (2،1) أنه باستخدام اختبارات جذر الوحدة المتمثل في كلاً من اختباري (ADF)، (PP) باستخدام الجزء الثابت والاتجاه العام وجود ثبات بالسلسلة عند الفرق الأول وهكذا يقبل الفرض البديل (وجود استقرار) وبالتبعية يرفض فرض العدم (عدم وجود استقرار) وبالتالي يكون هناك استقرار في السلاسل الزمنية للسلع الأربعة عند فترات إبطاء (2 2) .

كما أوضح اختبار Q-statistics لأشكال الارتباط للأسواق المختلفة لأسعار الجملة لسلع الكوسة، الطماطم، البرتقال، الموز عدم وجود ارتباط ذاتي أو ارتباط ذاتي جزئي من الدرجة الأولى في بيانات السلاسل الزمنية عند الفرق الأول، كما تبين أيضا عدم معنوية قيم (Q) للانحدار عند درجات الإبطاء المختلفة مما يعني أن سلاسل أسعار الجملة لتلك السلع هي سلاسل نظيفة (White noise).

وبإجراء اختبار (Wald) على سلاسل أسعار الجملة لسلعة الكوسة والطماطم والبرتقال والموز خلال الفترة (يناير2008– ديسمبر 2014) داخل أسواق العبور والمنصورة والنزهة وبفترات إبطاء مختلفة فيما بينهم تبين عدم معنوية قيمة (F) وهكذا تم قبول فرض العدم بمعني استقلالية أسعار كل سلسلة سعريه لكل سلعة عن أسعارها في الأسواق الأخرى.

وبالتطلع إلى نتائج الجدول رقم (3) لأسعار الجملة للكوسة داخل أسواق العبور والمنصورة والنزهة تبين من اختبار Granger عدم وجود شواهد على انفصال الأسواق أو وجود تميز سعري بين سوقي المنصورة والنزهة، كما اتضح أيضا أن تزامن الإبطاء والتأثيرات السعرية في أحد الأسواق غير مستقلة عن السوق الآخر مما يدل على وجود تكامل في المدى القصير أي أن تعديل السعر في أحد هذه الأسواق ينعكس تماما على السوق الأخر في نفس الفترة الزمنية بدون تأثيرات مبطئة. كما تبين أيضا استقلالية كلا من سوقي العبور عن سوق النزهة وكذلك سوقي العبور والمنصورة لتلك السلعة.

جدول رقم (3): التكامل والاتصال بين أسواق العبور والمنصورة والنزهة لأسعار الجملة للكوسة خلال الفترة (2008–2014)

المتغيرات التابعة	المتغيرات المستقلة	Granger Testللاستقلالية قيمة (F)	Johansen Test المدى الطويل	IMC دليل اتصال الأسواق	Ravallion Test للتكامل المشترك	
					المدى القصير	المدى الطويل
العبور	النزهة	23.78**	9.97**	0.93	4.25**	4.54**
المنصورة	النزهة	2.45	16.62**	0.71	1.51	3.35*
العبور	المنصورة	6.65**	9.41**	2.09	2.05	4.57**

*** مستوي معنوية 5%= 2.90** **** مستوي معنوية 1% = 3.51**

المصدر: جمعت وحسبت من بيانات :

(1) وزارة الزراعة واستصلاح الأراضي،مركز البحوث الزراعية، معهد بحوث الاقتصاد، دليل التسويق الداخلي، مرجع سابق.
(2) الجهاز المركزي للتعبئة العامة والإحصاء، نشرات الأرقام القياسية لأسعار المنتجين ، مرجع سابق.
(3) الشبكة العنكبوتية ، البوابة الالكترونية لسوق العبور، أسعار الجملة ، مرجع سابق.

كما أوضحت نتائج نفس الجدول السابق الذكر أن اختبار Johansen للتكامل السوقي في المدى الطويل قد تم قبوله لكلا من العبور مع النزهة، والمنصورة مع النزهة، والعبور مع المنصورة بما يدل على أن تغيرات السعر في أحد هذه الأسواق تنعكس تماما في السوق الأخر بعد فترة زمنية تقدر بموسم تسويقي أي حوالي ٦ اشهر.

أما بالنسبة لنتائج دليل اتصال الأسواق لسلعة الكوسة فبلغت نحو 0.93، 0.71 لسوقي العبور والنزهة، وسوقي المنصورة والنزهة على الترتيب أي اقل من الواحد الصحيح بما يدل على وجود تكامل في المدى القصير أي السوقين متكاملين في نفس الفترة الزمنية وبالتبعية يوجد تكامل في المدى الطويل، بينما بلغت قيمة دليل اتصال الأسواق نحو 2.09 بين سوقي العبور والمنصورة أي اكبر من الواحد الصحيح بما يدل على وجود تكامل في المدى الطويل فقط.

كما أوضحت نتائج الجدول رقم (3) أيضا أن اختبار تكامل الأسواق من خلال اختبار Ravallion للتكامل المشترك تبين وجود تكامل في المدى القصير والطويل بين كلا من سوقي العبور والنزهة بينما لم يثبت سوي وجود تكامل في المدى الطويل بين سوقي المنصورة والنزهة، وسوقي العبور والمنصورة.

كما يتبين من نتائج الجدول رقم(4)لأسعار الجملة لمحصول الطماطم داخل أسواق العبور والمنصورة والنزهة ومن خلال اختبارGranger وجود تكامل بين كلا من سوقي النزهة والعبور،وسوقي النزهة والمنصورة،وسوقي العبور والمنصورة مما يدل على وجود تكامل في المدى القصير أي أن تعديل السعر في أحد هذه الأسواق ينعكس تماما على السوق الأخر في نفس الفترة الزمنية بدون تأثيرات مبطئة لتلك السلعة .

جدول رقم (4): التكامل والاتصال بين أسواق العبور والمنصورة والنزهة لأسعار الجملة للطماطم خلال الفترة (2008- 2014)

المتغيرات التابعة	المتغيرات المستقلة	Granger Testللاستقلالية قيمة (F)	Johansen Test المدى الطويل	IMC دليل اتصال الأسواق	Ravallion Test للتكامل المشترك	
					المدى القصير	المدى الطويل
النزهة	العبور	0.95	14.10**	0.31	2.79	7.65**
النزهة	المنصورة	1.65	18.40**	1.86	2.99*	3.67**
العبور	المنصورة	1.68	11.29**	2.86	3.76**	5.96**

*** مستوي معنوية 5%= 2.90** **** مستوي معنوية 1% = 3.51**

المصدر: جمعت وحسبت من بيانات :

(1) وزارة الزراعة واستصلاح الأراضي، مركز البحوث الزراعية، معهد بحوث الاقتصاد، دليل التسويق الداخلي، مرجع سابق.
(2) الجهاز المركزي للتعبئة العامة والإحصاء، نشرات الأرقام القياسية لأسعار المنتجين ، مرجع سابق.
(3) الشبكة العنكبوتية ، البوابة الالكترونية لسوق العبور، أسعار الجملة ، مرجع سابق.

كما أوضحت نتائج اختبار Johansen لنفس الجدول السابق الذكر وجود تكامل سوقي في المدى الطويل بين كلا من سوقي النزهة والعبور، وسوقي النزهة والمنصورة، وسوقي العبور والمنصورة بما يدل على أن تغيرات السعر في أحد هذه الأسواق تنعكس تماما في السوق الأخر بعد فترة زمنية تقدر بحوالى ٦ أشهر .

أما بالنسبة لنتائج دليل اتصال الأسواق لسلعة الطماطم فبلغت نحو 0.31 لسوقي النزهة والعبور أي اقل من الواحد الصحيح بما يدل على وجود تكامل في المدى القصير وبالتبعية وجود تكامل في المدى الطويل، بينما بلغت قيمة دليل اتصال الأسواق نحو 1.86، 2.86 بين سوقي النزهة والمنصورة، وسوقي العبور والمنصورة أي اكبر من الواحد الصحيح بما يدل على وجود تكامل في المدى الطويل فقط.

كما بينت نتائج الجدول رقم (4) أيضا أن اختبار تكامل الأسواق المشترك لـــ Ravallion وجود تكامل في المدى القصير والطويل بين كلا من سوقي النزهة والمنصورة، وسوقي العبور والمنصورة، بينما لا يوجد سوي تكامل في المدى الطويل بين سوقي النزهة والعبور.

وبدراسة نتائج الجدول رقم (5) لأسعار الجملة للبرتقال داخل أسواق العبور والمنصورة والنزهة تبين من خلال اختبار Granger عدم استقلالية الأسواق عن بعضها أي عدم وجود تميز سعري بين كلا من سوق النزهة وسوق العبور، وبين سوق العبور وسوق المنصورة، وبين سوق النزهة وسوق المنصورة، مما يدل أن تزامن الإبطاء والتأثيرات السعريه في أحد الأسواق غير مستقلة عن السوق الآخر مما يدل على وجود تكامل في المدى القصير أي أن تعديل السعر في أحد هذه الأسواق ينعكس تماما على السوق الأخر في نفس الفترة الزمنية بدون تأثيرات مبطئة.

كما أوضحت نتائج نفس الجدول السابق الذكر أن اختبار Johansen للتكامل السوقي في المدى الطويل قد تم قبوله لكلا من أسواق النزهة مع العبور، والعبور مع المنصورة، النزهة مع المنصورة بما يدل على أن تغيرات السعر في أحد هذه الأسواق تنعكس تماما في السوق الأخر بعد فترة زمنية.

أما بالنسبة لنتائج دليل اتصال الأسواق للبرتقال فبلغت نحو 0.15 لسوقي النزهة والمنصورة أي اقل من الواحد الصحيح بما يدل على وجود تكامل في المدى القصير أي متكامل في نفس الفترة الزمنية وبالتبعية يوجد تكامل في المدى الطويل، بينما بلغت قيمة دليل اتصال الأسواق نحو 7.38، 2.55 بين سوقي النزهة والعبور، والعبور والمنصورة على الترتيب وبما أن القيمة اكبر من الواحد الصحيح دل ذلك على وجود تكامل في المدى الطويل فقط.

كما تبين من نتائج الجدول رقم (5) أيضا من خلال اختبار تكامل الأسواق لـــ Ravallion وجود تكامل في المدى القصير والطويل بين كلا من سوقي النزهة والمنصورة بينما لم يثبت سوي وجود تكامل في المدى الطويل بين سوقي النزهة والعبور، وسوقي العبور والمنصورة.

جدول رقم (5): التكامل والاتصال بين أسواق العبور والمنصورة والنزهة لأسعار الجملة للبرتقال خلال الفترة (2008-2014)

المتغيرات التابعة	المتغيرات المستقلة	Granger Testللاستقلالية قيمة (F)	Johansen Test المدى الطويل	IMC دليل اتصال الأسواق	Ravallion Test للتكامل المشترك	
					المدى القصير	المدى الطويل
النزهة	العبور	1.10	13.91**	7.38	1.04	5.16**
العبور	المنصورة	1.63	13.73**	2.55	2.52	8.73**
النزهة	المنصورة	1.90	11.87**	0.15	21.92**	29.70**

*** مستوي معنوية 5%= 2.90** **** مستوي معنوية 1% = 3.51**

المصدر: جمعت وحسبت من بيانات :

(1) وزارة الزراعة واستصلاح الأراضي، مركز البحوث الزراعية، معهد بحوث الاقتصاد، دليل التسويق الداخلي، مرجع سابق.
(2) الجهاز المركزي للتعبئة العامة والإحصاء، نشرات الأرقام القياسية لأسعار المنتجين ، مرجع سابق.
(3) الشبكة العنكبوتية ، البوابة الالكترونية لسوق العبور، أسعار الجملة ، مرجع سابق.

وبدراسة نتائج الجدول رقم (6) لأسعار الجملة للموز داخل أسواق العبور والمنصورة والنزهة اتضح ومن خلال اختبار Granger للاستقلالية عدم وجود تميز سعري بين كلا من سوقي النزهة والعبور، وسوقي المنصورة والنزهة، وسوقي المنصورة والعبور، مما يدل على وجود تكامل في المدى القصير بينهم أي أن تعديل السعر في احد هذه الأسواق ينعكس تماما على السوق الأخر في نفس الفترة الزمنية بدون تأثيرات مبطئة.

كما أوضحت نتائج نفس الجدول السابق الذكر أن اختبار Johansen للتكامل السوقي في المدى الطويل قد تم قبوله لكلا من سوقي النزهة مع العبور، وسوقي المنصورة مع النزهة، وسوقي المنصورة مع العبور أي أن تغيرات السعر في أحد هذه الأسواق ينعكس تماما في السوق الأخر بعد فترة زمنية تقدر بموسم تسويقي واحد.

أما بالنسبة لنتائج دليل اتصال الأسواق للموز فبلغت نحو0.47، 0.14، 0.67 لسوقي النزهة والعبور، وسوقي المنصورة والنزهة، وسوقي المنصورة والعبور على الترتيب وبما أنها اقل من الواحد الصحيح دل ذلك على أنه متكامل في المدى القصير في نفس الفترة الزمنية وبالتبعية يوجد تكامل في المدى الطويل.

جدول رقم (6): التكامل والاتصال بين أسواق العبور والمنصورة والنزهة لأسعار الجملة للموز خلال الفترة (2008-2014)

المتغيرات التابعة	المتغيرات المستقلة	Granger Testللاستقلالية قيمة (F)	Johansen Test المدى الطويل	IMC دليل اتصال الأسواق	Ravallion Test للتكامل المشترك	
					المدى القصير	المدى الطويل
النزهة	العبور	0.19	4.66*	0.47	7.13**	3.30**
المنصورة	النزهة	041	8.08**	0.14	1.19	13.64**
المنصورة	العبور	0.27	4.69*	0.67	5.99**	3.09**

*** مستوي معنوية 5%= 2.90** **** مستوي معنوية 1% = 3.51**

المصدر: جمعت وحسبت من بيانات :

(1) وزارة الزراعة واستصلاح الأراضي، مركز البحوث الزراعية، معهد بحوث الاقتصاد، دليل التسويق الداخلي، مرجع سابق.
(2) الجهاز المركزي للتعبئة العامة والإحصاء، نشرات الأرقام القياسية لأسعار المنتجين ، مرجع سابق.
(3) الشبكة العنكبوتية ، البوابة الالكترونية لسوق العبور، أسعار الجملة ، مرجع سابق.

كما بينت نتائج الجدول رقم (6) أيضا من خلال اختبار تكامل الأسواق لـــRavallion وجود تكامل في المدى القصير والطويل بين كلا من سوقي النزهة والعبور، وبين سوقي المنصورة والعبور بينما لم يثبت سوي وجود تكامل في المدى الطويل بين سوقي المنصورة والنزهة.

الملخص وأهم النتائج

يعبر تكامل السوق المكاني عن حالة تتحرك فيها أسعار سلعة متجانسة مع بعضها خلال أنشطة متوازنة في الأسواق المختلفة. بينما يمكن تفسير فشل التكامل بين سوقين أو أكثر من الأسواق المحلية بالعديد من عيوب السوق مثل الاحتكار واحتكار المشترين وعدم وجود أو نقص شفافية المعلومات للعملية التسويقية مما يؤدي إلى تشوه النظام التسويقي المصري بما يؤثر سلبا على تقييم العلاقة بين أسواق الجملة داخل مصر، حيث لا يُمكن من معرفة مدي تكامل أو استقلالية هذه الأسواق، لذا تهدف الدراسة إلى التعرف على مدي التكامل السوقي المكاني لحاصلات الكوسة، الطماطم، البرتقال، والموز داخل بعض أسواق الجملة بمصر (العبور، النزهة، المنصورة) حتى يمكن تقييم العلاقة السعرية لتلك الحاصلات في المدى القصير والمدى الطويل داخل هذه الأسواق. هذا وقد اعتمدت الدراسة على بعض الاختبارات كاختبارات جذر الوحدة (ADF)، (PP)، واختبار التكامل المشترك لـــJohansen، ونموذج Ravallion، ودليل تواصل الأسواق Index of Market Connection.

وقد اتضح أنه باستخدام اختبارات جذر الوحدة (ADF)، (PP) وجود ثبات بالسلسلة الزمنية عند الفرق الأول وبالتالي يكون هناك استقرار في السلاسل الزمنية للسلع الكوسة، الطماطم، البرتقال، الموز عند فترات إبطاء (2 2). وهذا ما أكده اختبار Q-statistics لأسعار الجملة للسلع موضع الدراسة من عدم وجود ارتباط ذاتي أو ارتباط ذاتي جزئي من الدرجة الأولى في بيانات السلاسل الزمنية عند الفرق الأول، كما تبين أيضا عدم معنوية قيم (Q) للانحدار عند درجات الإبطاء المختلفة مما يعني أن سلاسل أسعار الجملة لتلك السلع هي سلاسل نظيفة (White noise).

كما بين اختبار (Wald) على سلاسل أسعار الجملة لسلعة الكوسة والطماطم والبرتقال والموز خلال الفترة (يناير2008– ديسمبر2014) داخل أسواق العبور والمنصورة والنزهة وبفترات إبطاء مختلفة فيما بينهم تبين عدم معنوية قيمة (F) أي استقلالية أسعار كل سلسلة سعريه لكل سلعة عن أسعارها في الأسواق الأخرى.

وبإجراء اختبارات Granger، وJohansen، ودليل اتصال الأسواق Index of Market Connection، و Ravallion لكلا من سلعة الكوسة تبين وجود تكامل سوقي في ألمدي القصير بين كلا من سوقي المنصورة والنزهة أي أن تعديل السعر في أحد هذه الأسواق ينعكس تماما على السوق الأخر في نفس الفترة الزمنية بدون تأثيرات مبطئة لتلك السلعة، بينما كانت العلاقة في معظم الاختبارات هي علاقة في ألمدي الطويل بين كلا من سوقي العبور والنزهة، وسوقي العبور والمنصورة . أما سلعة الطماطم فيوجد علاقة في ألمدي القصير بين كلا من سوقي النزهة والعبور، أما محصول البرتقال فكانت العلاقة بين سوقي النزهة والمنصورة هي الممثلة للمدى القصير، أما محصول الموز فكان سوق المنصورة والنزهة يوجد بينهم علاقة تأثير سعري في ألمدي القصير.

ونستنتج مما سبق أنه يجب زيادة درجة الشفافية المعلوماتية بين الأسواق، وإعادة تنظيم وضبط الأسواق لتعزيز فعالياتها وزيادة درجة التكامل فيما بينها. الدخول السريع للمعلومات السعرية، خفض التكاليف والمخاطرة المرتبطة بالتجارة بين الأسواق، التأكيد على نظام التدريج والمعيارية للمنتجات الزراعية، وزيادة كفاءة شبكة الاتصالات.

التوصيات:

(1) عمل بوابه معلوماتية الكترونية متصلة بجميع أسواق الجملة وليس سوق العبور فقط .

(2) الرقابة على عمل الأسواق الكبرى بما يضبط الأسعار حتى نجنب المستهلك جشع التجار.

(3) تجانس السلع المتعامل عليها في الأسواق المختلفة لسهولة تحديد أسعار فعلية متقاربة.

المراجع :

١) الشبكة العنكبوتية ، البوابة الالكترونية لسوق العبور، أسعار الجملة .

٢) الجهاز المركزي للتعبئة العامة والإحصاء، نشرات الأرقام القياسية لأسعار المنتجين، أعداد مختلفة.

٣) مختار محمد عزالدين وآخرون (دكاترة)، التكامل المكاني السعري لبعض المنتجات الزراعية في بعض أسواق الجملة المحلية في جمهورية مصر العربية، المجلة المصرية للاقتصاد الزراعي، المجلد السابع عشر، العدد الثالث، سبتمبر 2007.

٤) وزارة الزراعة واستصلاح الأراضي ، مركز البحوث الزراعية، معهد بحوث الاقتصاد، دليل التسويق الداخلي ، 2014٠

5) Dezhbuksh , Hashim (1990). "The Inappropriate Use of Serial Correlation in Dynamic Linear Models" Review of economics and statistics, 126-132.

6) Dickey,D.A. and W.A. Fuller(1979) "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root" J. Amer. Statis. Assoc.74,427-431.

7) Engle, Robert F. and C. W. J. Granger (1987). " Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. " Econometrics, 55, 251-276.

8) Faminow, M. D. and B.L. Benson.(1990)." Integration of Spatial Markets" J.Amer. Agric. Econ. 49-62.

9) Goodwin, B. K. and T. J. Grennes and M. K. Wohlgenant (1990). "Testing the law of one Price When Trade Takes Time, " Journal of International Money and Finance, 5, 682-693.

10) Goodwin, B. k., and T. C. Schroeder.(1991). " Cointegration Tests and Spatial Price Linkages in Regional Cattle Markets." Amer. J. Agric. Econ. 452-464.

11) Granger,C.W.J.(1969)."Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross – Spatial Methods," Econometric,37, 424-438.

12) Harvey, Andrew c. (1993). "Time Series Models", 2nd edition, MIT press.

13) Johansen, Soren (1995). "Likelihood-based Inference in Co-integrated Vector Autoregressive Models, " Oxford University Press.

14) Johansen, Soren and Katarina Juselius (1990). " Maximum Likelihood Estimation and Inferences on Co-integration-with applications to the demand for money, " Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 52, 169-210.

15) Johansen, Soren(1991)" Estimation and Hypothesis Testing of Co-integration Vector in Gaussian Vector Autoregressive Models," Econometrics, 59, 1551-1580.

16) Ljung G. and G. Box(1979). "On a Measure of Lack of Fir Time Series Models" Biometrika , 66,265-270.

17) Mackinnon, J. G. (1991). "Critical Values for Co-integration Tests, " Chapter 13 in R. F. Engle and C. W. J. Granger (eds), Long-run Economic Relationships: Readings in Co-integration, Oxford University Press.

18) Martin Ravallion. (1986) "Testing Market Integration" American Journal of Agricultural Economics 68(1): 102-109.

19) Osterwald-Lenum, Michael (1992). "A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Co-integration Rank Test Statistics, " Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 54, 461-472.
20) Phillips, P. C. B. and P.Perron (1988). "Testing for a Unit Root in time Series Regression, " Biometrika, 75, 335-346.
21) Said. S.E. and Dickey. D. A. (1984). " Testing for Unit Roots in Autoregressive Moving Average Models of Models of Unknown Order, " Biometrika 71, 599-607.
22) Sexton, R. J., C. L. Kling, and H. F. Carman.(1991) "Markets Integration, Efficiency of Arbitrage, and Imperfect Competition: Methodology and Application to U.S. celery." Amer. J. Agric. Econ. 568-580.
23) Silvapulle, and Jaiasuriya.(1994) " Testing for Philippines Rice market Integration" American Journal of Agricultural Economics 45 (3): 369-380.
24) Timmer C.P.(1984). "A Model of Rice Marketing Margins in Indonesia" Food Research Institute Studies 13 (2).
25) ZY. Zhou, GH. Wan, and LB. Chen. (2000) "Integration of Rice Markets" Contemporary Economic Policy, Volume 18, Issue1.

Spatial Price Co-integration for some Agricultural Products In Wholesale Markets in Egypt

Dr. SAMAR MOHAMED M. M. BOGHDADY

Summary

This paper investigated the markets integration for Squash, Tomato, Orange and Banana, using monthly price data in wholesale markets in Egypt through the period 2008-2014.

The (ADF and PP tests) indicated that the price series were staples at the first different. Johansen test for market integration indicated co-integration between markets for all crops in the long run.

Also it showed that the most of market pairs of Squash, Tomato, Orange and Banana, respectively were integrated in the long run. On the other hand, hypotheses of short-run integration were accepted for all pairs of markets except Elmansuora and Elnozha markets of squash and Elnozha by Eleboor for Orange.

Based on the results of the study, it seems that there is need to reorganize and regulate the markets to enhance its performance and increase the degree of integration such as increasing the availability and quality of information, presenting easy and speedy access to price information, reducing the costs and risk associated with trade between markets, enforcing grading system and standards for agricultural products, and increasing the efficiency of the communication network.