

تكامُل أسواق التجزئة لأسماك الهامور الطازجة بمدن مختارة من المملكة العربية السعودية

معتصم مكي محمود الرشيد⁽¹⁾* و عبد العزيز محمد الشعبي^(2,1) و عابدة عبدالله إمام⁽¹⁾ و محمد المعيلي^(3,1)

(1) قسم الأعمال الزراعية وعلوم المستهلك، كلية العلوم الزراعية والأغذية، جامعة الملك فيصل الأحساء، المملكة العربية السعودية

(2) معهد البحوث والاستشارات، جامعة الملك فيصل، المملكة العربية السعودية

(3) أمانة الأحساء، الأحساء، المملكة العربية السعودية

استلام 4 مارس 2018م - قبول 8 نوفمبر 2018م

الملخص

يتطلب تحقيق الاكتفاء الذاتي من قطاع الأسماك بالمملكة العربية السعودية إجراء العديد من الدراسات في مجال تكامل أسواق الأسماك الطازجة ومدى كفاءتها؛ لما في ذلك من دور كبير في توجيه قرارات المستثمرين والمستهلكين نحو تطوير هذا القطاع. وقد حتم ذلك إجراء هذا البحث الذي هدف إلى تحليل التكامل المكاني وكفاءة أسواق التجزئة لأسماك الهامور الطازجة في المدى القصير والبعيد، بالإضافة إلى تحديد آلية انتقال أسعار أسماك الهامور بين أسواق مختارة من المملكة العربية السعودية: الدمام والأحساء (المنطقة الشرقية) والرياض وبريدة (منطقة الرياض ومنطقة القصيم على الترتيب، ويطلق عليها في هذه الدراسة: المنطقة الوسطى).

تم استخدام كل من اختبار ديكي فولر المحسن، واختبار جوهانسن، واختبار نموذج الانحدار الخطي المتجه، وأساليب سببية جرانجر لتحقيق الأهداف المرجوة.

أظهرت نتائج اختبار جوهانسن عدم وجود تكامل مكاني بين الأسواق المختارة في المدى البعيد - أي وجود درجة عالية من الاحتكار وعدم توفر المعلومات الصحيحة.

كما أشارت نتائج اختبار نموذج الانحدار الذاتي المتجه وجود علاقات أحادية الاتجاه بين عدد محدود من الأسواق (نسبة 31%)؛ مما يعني الضعف الشديد في الكفاءة السعرية وضعف أسواق التجزئة لأسماك الهامور في التوجه نحو التوازن في المدى القصير.

وكذلك أظهرت نتائج سببية جرانجر سيادة أسواق التجزئة لأسماك الهامور بمدينة بريدة في تحديد الأسعار بالمدن المختارة من منطقة الدراسة.

وقد أوصت الدراسة بأهمية جمع وتوزيع المعلومات الصحيحة عن أسعار التجزئة لأسواق الهامور بالمملكة العربية السعودية، ووضع السياسات التشجيعية وتوفير الدعم اللازم للمستثمرين للاستثمار في مجال الأسماك خاصة سمك الهامور.

الكلمات المفتاحية: اختبار جوهانسن، توازن الأسواق المكاني، قانون السعر الواحد، كفاءة الأسواق، نموذج الانحدار الخطي المتجه.

المقدمة

التسويق والتنافسية وكفاءة التسعير (Mafimisebi, 2008)، وهنالك العديد من الدراسات التي غطت هذا الموضوع، ولكن للأسف لم يتحصل الباحث على أية دراسة غطت جانب تكامل أسواق الأسماك الطازجة بالمملكة العربية السعودية.

لقد قام Jaffry et al. (1998) بدراسة لتوصيف أسواق الأسماك (لمختلف الأصناف) وتداخل العلاقات بينها بالإضافة إلى التحقق من وجود سوق موحد يجمع كافة الأصناف بإسبانيا، وقد استخدموا في ذلك منهجية التكامل المشترك لمتغيرين أو أكثر (bivariate and multivariate). كما درس Emam and Hasan (2002) تكامل أسواق الدخن بولاية دارفور السودانية، وقد أشار الباحثان إلى اتجاه الأسواق المختارة في الدراسة نحو التكامل على المدى الطويل، كما توصلوا إلى أن

يعتبر تكامل الأسواق أحد المحاور المهمة التي تم التطرق إليها حديثاً عند مناقشة التحرير الاقتصادي، ويرجع السبب في ذلك إلى الدور الكبير الذي يؤديه التكامل في التوظيف الأمثل للموارد والمنتجات، وتوجيه خيارات المنتجين حول نوعية الأعمال التجارية التي يرغبون في ممارستها.

وتتحقق الغاية العظمى من تكامل الأسواق عند سيادة قانون السعر الواحد (Ghemawat, 2003) والذي تتمكن فيه الأسواق من تحقيق التوازن سعري بينها، وذلك عن طريق تعديل أسعارها بحيث لا تتجاوز الفروقات السعرية بينها تكلفة النقل أو التخزين أو التصنيع (Bello et al., 2015). ويعتبر تكامل الأسواق أحد مؤشرات كفاءة

الكاملة من اتفاقيات التكامل الاقتصادي الموقعة بينها مما أدى إلى اعتمادها الكامل على صادرات البترول.

وقام الباحثان (Yousif and Al-khatani, 2014) بدراسة نمط استهلاك اللحوم والأسماك في المملكة العربية السعودية وتوصلا إلى تصنيف لحوم الأبقار والأسماك كسلع ضرورية (لديها منحنى طلب غير مرن)، ولحوم الأغنام والدواجن كسلع كمالية (ذات منحنى طلب مرن).

كما أظهرت الدراسة أيضًا تناقص استهلاك لحوم الأغنام والأبقار وتزايد استهلاك لحوم الدواجن والأسماك. وقد يعزى السبب في ذلك للزيادة الكبيرة في تعداد السكان (أكثر من 30 مليون نسمة) وارتفاع معدل دخل الفرد (91.7 ألف ريال/ العام) (مصلحة الإحصاءات العامة والمعلومات 2014).

وقد أكد Selvanathan *et al.* (2016) تزايد متوسط استهلاك الفرد السعودي من الأسماك من 3.6 كجم/ الفرد/ العام عام 1990 إلى 6.1 كجم/ الفرد عام 2010، وهي نسبة ضعيفة جدًا إذا ما تم مقارنتها بمتوسط الاستهلاك العالمي للفرد الذي قدر بـ 20 كجم/ العام (FAO, 2016).

من جهة ثانية استخدم Chisanga *et al.* (2016) نموذج تصحيح الخطأ المتجه (vector error correction model) لدراسة سوق قصب السكر بزامبيا بهدف فهم أداء السوق في ظل التحرير الاقتصادي والاستثمار الأجنبي، وتوصل إلى أن زيادة الانفتاح على السوق العالمي له فوائد محدود ولا تغطي كافة المناطق مقارنة مع الانفتاح على السوق الداخلي.

هذا البحث مهم جدًا وسيسهم في التوصل إلى نتائج وتوصيات تساعد صناع القرار والمستثمرين في وضع السياسات التي تحقق رؤية المملكة (2030) الهادفة إلى الاكتفاء الذاتي والتوجه نحو الصادرات في مجال الأسماك.

يهدف البحث بصورة رئيسة إلى تحليل التكامل المكاني وتحديد كفاءة الأسواق في المدى القصير والبعيد ودراسة آلية انتقال السعر المكانية لأسماك الهامور الطازجة بأسواق تجزئة مختارة من المنطقتين الشرقية (الدمام والأحساء) والوسطى (الرياض وبريدة).

جانبا العرض أكثر أهمية في تكوين الأسعار عن جانب الطلب.

وفي الإطار نفسه درس Mafimisebi (2008) تكامل أسواق أسماك التجزئة في نيجيريا في المدى الطويل مستخدمًا طرق التحليل الوصفية، والاستقصائية وطريقة الانحدار، وتوصل إلى ضعف درجة التنافس بين الأسواق المذكورة. وفي دراسة أخرى فقد استخدم Bada and Rahji (2010) اختبار جوهانسن لتغيرين أو أكثر (bivariate and multivariate co integration) في توصيف أسواق الأسماك بنيجيريا، وتوصل الباحثان إلى وجود علاقة تبادلية بين أسعار جميع الأسماك في السوق الواحد، وكذلك بين أسماك المستزرعة (catfish) والأسماك المستوردة.

أما Adenegan *et al.* (2012) فقد اختبروا تكامل أسواق مختارة من الولايات النيجيرية المنتجة والمستهلكة للطماطم مستخدمين اختبار سببية جرانجر (Granger Causality tests) بعد التحقق من استقرار السلاسل الزمنية عن طريق اختبار ديكي فولر المحسن (ADF)، وقد أوضحت النتائج التي تحصل عليها الباحثون وجود علاقات أحادية الاتجاه بين معظم الأسواق التي تم دراستها.

كما قام الشعيبي وآخرون (2012) بتحليل موسمية الإنتاج والأسعار لأهم الأسماك بمصيد القطيف بالمملكة العربية السعودية، وقد تنبؤوا بمقدار أسعار التجزئة لأهم أصناف الأسماك بسوق القطيف خلال الفترة من 2008-2010م، وأوصوا بضرورة توفير المعلومات التسويقية للمستثمرين في هذا القطاع مع ربط إنتاج المصائد بالدورة الحياتية للأسماك، وربطها أيضًا بوسائل الصيد المستخدمة.

أما Mafimisebi (2012) فقد استخدم نموذج الانحدار الذاتي المتجه (VAR model) واختبار سببية جرانجر لقياس كفاءة الأسواق، بعد تحققة من استقرار (Stationary) السلاسل الزمنية لأسعار الأسماك المجففة بعدد من المدن النيجيرية، وأظهرت النتائج التي حصل عليها الضعف الشديد في الكفاءة السعرية في أسواق السمك المجفف وعدم قدرتها على التوجه نحو التوازن. أما Ravi, (2013) فقد درس التجارة البينية بين دول مجلس التعاون الخليجي، وتوصل إلى فشل دول مجلس التعاون الخليجي في تحقيق الفائدة

المواد وطرق العمل

اعتمد البحث على البيانات غير المنشورة للهيئة العامة للإحصاء (مصلحة الإحصاءات العامة - سابقاً)، كما تم الاستعانة بعدد من المراجع العربية والإنجليزية وشبكة المعلومات الإلكترونية (الإنترنت) والتقارير الصادرة من وزارة الزراعة (وكالة الشؤون للثروة السمكية).

وتتمثل البيانات التي اعتمد عليها البحث في أسعار أسماك الهامور الشهرية لفترة من يناير 2009 إلى سبتمبر 2015م لأربعة أسواق بالمملكة العربية السعودية؛ وهي: الرياض وبريدة (منطقة الرياض ومنطقة القصيم على الترتيب، ويطلق عليها في هذه الدراسة: المنطقة الوسطى)، والدمام والأحساء (المنطقة الشرقية). وقد تم اختيار هذه الأسواق بصفقتها من أعلى المدن سكاناً بالمملكة العربية السعودية بالإضافة إلى أن الدمام تعتبر من أكبر أسواق تجميع الأسماك الطازجة بالمنطقة الشرقية (أسماك الهامور).

كما تم استخدام العديد من الوسائل والطرق التحليلية للوصول إلى الأهداف المذكورة وهي: اختبار ديكي فولر المحسن (Augmented Dickey-Fuller (ADF))، ونموذج الانحدار الذاتي المتجه (Vector Auto-Regression model (VAR)) وأساليب سببية جرانجر (Granger-causality procedures).

لقد تم استخدام اختبار ديكي فولر المحسن (Augmented Dickey-Fuller (ADF)) في هذه الدراسة لتحديد رتبة استقرار المتغيرات وتجنب الانحدار الزائف (Dickey and Fuller, 1979). ويمكن كتابة معادلة الاختبار المستخدم في التحليل كما يلي (Dickey and Fuller, 1981):

$$\Delta P_{it} = \partial P_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta P_{t-1} + e_{it}$$

حيث:

Δ : الاختلاف الأول، $\partial=0$ ، يعني وجود جذر الوحدة في (P_{it}) أو أن السلسلة السعرية غير مستقرة.

P_{it} = أسعار السلسلة الزمنية للأسماك التي سيتم اختبارها، i = سلسلة أسعار السلعة وهي الأسماك.

t = مؤشر الزمن، e_{it} = معامل الخطأ.

ويمكن كتابة فرضيات اختبار السكون كما يلي:

فرضية العدم ($H_0: \partial = 0$): تشير إلى أن سلسلة الأسعار غير مستقرة (وجود جذر الوحدة).
الفرضية البديلة ($H_1: \partial < 0$): تشير إلى سكون السلسلة السعرية (عدم وجود جذر الوحدة).
تم استخدام اختبار جوهانسن (Johansen Tests) المتمثل في نموذج تحليل الانحدار المتجه (Vector Auto-Regression (VAR) Model) لاختبار كفاءة أسواق التجزئة المكانية لأسماك الهامور الطازجة بالمملكة العربية السعودية في المدى البعيد. كما تم استخدام اختبار جوهانسن المبني على الاتجاه الخطي المحدد (linear deterministic) لمعرفة عدد المتجهات المتكاملة، والتحقق من وجودها وتحديد مدى توجه الأسواق نحو التوازن وتحقيق سيادة القانون الواحد في المدى القصير (Johansen and Juselius (1990) ويمكن كتابة معادلة نموذج الانحدار الذاتي المتجه كما يلي:

$$\Delta Y_i = \alpha_1 D_1 + \alpha_2 D_2 + \alpha_3 H_1 + \alpha_4 H_2 + \alpha_5 R_1 + \alpha_6 R_2 + \alpha_7 B_1 + \alpha_8 B_2 + \alpha_9$$

حيث:

ΔY_i : أسعار التجزئة لأسماك الهامور الطازجة خلال الشهر الحالي في كل من أسواق الدمام والهفوف والرياض وبريدة.

$\alpha_1, \dots, \alpha_9$: مصفوفات المعلمات.

D_1, H_1, R_1, B_1 : أسعار التجزئة للشهر الماضي (المتباطئة الأولى) لأسماك الهامور الطازجة في أسواق الدمام والهفوف والرياض وبريدة على الترتيب.

D_2, H_2, R_2, B_2 : أسعار التجزئة الشهر قبل الماضي (المتباطئة الثانية) لأسماك الهامور الطازجة في كل من أسواق الدمام والهفوف والرياض وبريدة على الترتيب.

α_9 : الحد الثابت في معادلات الانحدار الذاتي المتجه.

من جهة ثانية تم استخدام اختبار سببية جرانجر (Granger causality Test) لتحليل آلية انتقال وتكوين الأسعار في أسواق الأسماك الطازجة بالمملكة العربية السعودية - أي لتحديد اتجاه السببية وفق المعادلة التالية (Granger, 1988):

$$\Delta P_{it} = \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta P_{i(t-1)} + \sum_{j=1}^n \alpha_j \Delta P_{j(t-1)} + \epsilon_i$$

حيث:

M و n : عدد المتباطئات.

من جهة أخرى فإنه يوجد درجة معتدلة من التطابق بين الأشهر التي يكون فيها متوسط الأسعار لأسماك الهامور في أدنى مستوى لها بين كافة المدن المختارة؛ فمثلاً نجد أن أدنى متوسط لأسعار الهامور في مدينة الدمام كان خلال شهري مايو ويونيو (58.75) و(60.81) بالترتيب، بينما كان بمدينة الأحساء خلال الشهور يناير ومايو وأبريل؛ حيث بلغت (27.26) و(34.44) و(34.58) على الترتيب.

أما بخصوص مدينة الرياض فقد كان أدنى متوسط أسعار خلال شهري أبريل (46.41) ومايو (47.33)، أما مدينة بريدة فقد كان أدنى متوسط أسعار خلال الأشهر يناير وأكتوبر وأبريل؛ حيث بلغت الأسعار (29.37) و(29.38) و(29.65) على الترتيب.

يتضح هنا أيضاً وجود علاقة بين متوسط الأسعار في الأسواق المختارة من المنطقة الشرقية والوسطى؛ حيث ترتفع الأسعار خلال نفس الأشهر (وربما استجابة للأشهر السابقة لها) في كافة الأسواق تقريباً. والغريب في هذه البيانات أن الأسعار في مدينة الدمام أعلى من الأسعار في المدن الأخرى بالرغم من أنها تعتبر أحد أكبر الأسواق في مناطق الصيد لتجميع أسماك الهامور بالمملكة.

عموماً يمكن القول أن الأسعار لا تتحرك مع بعضها البعض بصورة لصيقة في المدن المختارة، إلا أنها تظهر بعض الاستجابة للتغيرات في بعضها البعض في عدة فترات. وبناء عليه سيتم استخدام ديكي فولر المحسن لاختبار طبيعة التكامل المكاني بين تلك الأسواق.

رفض فرض العدم (Ho): يعني أن السعر في السوق (j) يسبب (سببية جرانجر) للسعر في السوق (i).
فرض العدم (Ho): سعر أسماك الهامور الطازجة في أحد الأسواق لا يسبب السعر (سببية جرانجر) في السوق الآخر.

الفرض البديل (H1): سعر أسماك الهامور الطازجة في أحد الأسواق يسبب السعر في السوق الآخر (عدم وجود سببية جرانجر).

تم استخدام برامج (EViews 9) في التحليل.

النتائج والمناقشة

قبل البدء في مناقشة النتائج لا بد من دراسة البيانات الأولية (متوسط أسعار أسماك الهامور الشهرية بأسواق التجزئة للفترة من يناير 2009 إلى سبتمبر 2016) لمعرفة طبيعتها والعلاقة الأولية بينها. يتضح من دراسة البيانات الأولية لمتوسطات الأسعار الشهرية لأسماك الهامور بالمدن المختارة أن متوسطات الأسعار الشهرية تصل قمتها في كافة الأسواق خلال شهري أغسطس وسبتمبر، حيث كان متوسط الأسعار لشهري أغسطس وسبتمبر بمدينة الدمام (69.53) و(69.50) ومدينة الأحساء (37.00) و(36.71) ومدينة الرياض (50.24) و(50.64) ومدينة بريدة (31.01) و(33.07) على الترتيب.

وعليه يتضح أن هنالك علاقة بين متوسط الأسعار في الأسواق المختارة؛ حيث ترتفع الأسعار خلال نفس الأشهر (وربما استجابة للأشهر السابقة لها) في كافة الأسواق تقريباً (الجدول 1).

الجدول (1) المتوسطات الشهرية لأسعار الهامور بعدة مدن مختارة من المنطقة الشرقية والوسطى بالمملكة العربية السعودية (يناير 2009 – سبتمبر 2016)

| المدينة الشهر | الدمام | | | الأحساء | | | الرياض | | | بريدة | | |
|------------------|-------------|-------------|-------------------|-------------|-------------|-------------------|-------------|-------------|-------------------|-------------|-------------|-------------------|
| | أدنى سعر | أعلى سعر | المتوسط الشهري | أدنى سعر | أعلى سعر | المتوسط الشهري | أدنى سعر | أعلى سعر | المتوسط الشهري | أدنى سعر | أعلى سعر | المتوسط الشهري |
| يناير | 42.3 | 82.9 | 62.8 | 27.3 | 42.2 | 34.1 | 32.7 | 60.0 | 47.61 | 24.8 | 36.9 | 29.4 |
| فبراير | 42.9 | 82.6 | 62.4 | 28.1 | 43.9 | 34.8 | 34.6 | 66.1 | 49.44 | 22.1 | 44.5 | 30.1 |
| مارس | 42.5 | 81.3 | 62.1 | 26.4 | 44.6 | 34.8 | 32.5 | 62.4 | 48.98 | 23.6 | 39.9 | 30.7 |
| أبريل | 42.7 | 88.5 | 61.8 | 27.2 | 44.4 | 34.6 | 28.1 | 59.0 | 46.41 | 22.9 | 34.9 | 29.7 |
| مايو | 38.9 | 86.0 | 58.8 | 26.9 | 43.7 | 34.4 | 35.3 | 60.9 | 47.33 | 21.8 | 42.9 | 30.9 |
| يونيو | 40.3 | 81.2 | 60.8 | 29.9 | 45.1 | 36.1 | 33.8 | 61.5 | 48.1 | 22.9 | 41.2 | 30.3 |
| يوليه | 50.9 | 88.2 | 64.0 | 31.4 | 49.5 | 37.1 | 35.3 | 63.3 | 49.1 | 24.1 | 39.4 | 30.4 |
| أغسطس | 54.1 | 91.3 | 69.5 | 29.6 | 50.9 | 37.0 | 38.2 | 63.9 | 50.2 | 23.7 | 41.4 | 31.1 |

تابع جدول رقم (1):

| المدينة الشهر | الدمام | | | الأحساء | | | الرياض | | | بريدة | |
|------------------|-------------------|-------------|-------------|-------------------|-------------|-------------|-------------------|-------------|-------------|-------------------|-------------|
| | المتوسط الشهري | أعلى سعر | أدنى سعر | المتوسط الشهري | أعلى سعر | أدنى سعر | المتوسط الشهري | أعلى سعر | أدنى سعر | المتوسط الشهري | أعلى سعر |
| سبتمبر | 69.5 | 91.0 | 50.3 | 36.7 | 46.6 | 27.9 | 50.6 | 62.1 | 35.8 | 33.1 | 49.9 |
| أكتوبر | 68.7 | 90.4 | 53.7 | 36.2 | 43.9 | 30.6 | 50.1 | 69.2 | 37.4 | 29.4 | 39.1 |
| نوفمبر | 68.5 | 91.0 | 49.6 | 36.3 | 49.4 | 28.9 | 49.2 | 59.9 | 34.4 | 30.1 | 42.5 |
| ديسمبر | 65.2 | 86.0 | 37.9 | 35.4 | 45.4 | 28.6 | 49.3 | 59.9 | 34.2 | 31.9 | 42.5 |

المصدر: جمعت وحسبت من بيانات الهيئة العامة للإحصاء 2016.

الدراسة (الدمام 10.33، والأحساء 12.20، والرياض 8.80، وبريدة 12.13) كانت أكبر من قيمة اختبار (ت) الجدولية تحت مستوى معنوية (5%)؛ أي رفض فرض العدم الذي ينص على عدم استقرار السلسلة الزمنية (وجود جذر الوحدة) وقبول الفرض البديل الذي ينص على استقرار السلسلة الزمنية (السلاسل متكاملة عند الدرجة 1)، كما تم إجراء اختبار ديكي فولر المحسن مرتين، الأولى بتقدير انحدار ديكي فولر الذي يحتوي على حد ثابت (intercept) فقط، والثانية بإجراء الانحدار بوجود حد ثابت واتجاه عام (Intercept and Trend)، وأثبتت النتائج أن السلاسل الزمنية لأسعار أسماك الهامور الطازجة بكافة الأسواق المختارة متكاملة عند الدرجة واحد. ويدل ذلك على قابلية السلاسل الزمنية للأسعار بين الأسواق المختلفة للتوجه نحو التوازن في المدى البعيد (2012) Mafmisebi. كما تعتبر تلك النتائج أحد الشروط لإجراء اختبار جوهانسن، وتمثل الشروط في تكامل السلاسل الزمنية عند الدرجة 1 (Dickey and Fuller (1979).

أظهرت نتائج اختبار ديكي فولر المحسن عدم استقرار الأسعار الشهرية لأسماك الهامور الطازجة في وضعها الأولي بجميع أسواق التجزئة [دون أخذ المتباطئة الأولى في الاعتبار] أي أن القيمة المطلقة لنتائج اختبار ديكي فولر لأسعار الهامور الشهرية في جميع الأسواق قيد الدراسة كانت أصغر من قيمة (ت) الجدولية (t-test)؛ حيث كانت القيمة المطلقة لاختبار (ت) في الدمام (1.51) والأحساء (1.84) والرياض (1.22) وبريدة (1.02) أصغر من القيمة المطلقة لاختبار (ت) الجدولية (2.39) عند نفس درجات الحرية.

وعليه تم قبول فرض العدم الذي ينص على عدم استقرار (Stationary) سلسلة أسعار التجزئة الشهرية لأسماك الهامور في المدن المختارة (عربش وآخرون، 2011) (الجدول 2).

ومن جهة أخرى فقد أظهرت نتائج اختبار ديكي فولر المحسن استقرار السلسلة الزمنية لأسعار التجزئة بالأسواق المختارة عند أخذ المتباطئة الأولى؛ أي أن القيمة المطلقة لنتائج اختبار (ت) لأسعار الهامور الشهرية في جميع الأسواق قيد

الجدول (2) نتائج اختبار ديكي فولر لأسعار التجزئة الشهرية والمتباطئة الأولى لأسماك الهامور بأسواق مدينة الدمام والرياض والأحساء وبريدة

| المدينة | اختبار ديكي فولر - للأسعار الشهرية | | اختبار ديكي فولر - عند إجراء المتباطئة الأولى للأسعار الشهرية | |
|---------|------------------------------------|----------------------------|---|----------------------------|
| | اختبار (ت) | قيمة (ت) الجدولية (P<0.05) | اختبار (ت) | قيمة (ت) الجدولية (P<0.05) |
| الدمام | -1.51 | -2.39 | -10.33 | -2.39 |
| الأحساء | -1.84 | -2.39 | -12.20 | -2.39 |
| الرياض | -1.22 | -2.39 | -8.80 | -2.39 |
| بريدة | -1.02 | -2.39 | -12.13 | -2.39 |

المصدر: حسب من بيانات الهيئة العامة للإحصاء 2016.

الطازجة في المدن المختارة من المنطقة الشرقية والوسطى من المملكة العربية السعودية لا تمتاز بالكفاءة والقدرة للتوجه نحو التوازن المكاني في المدى البعيد أي عدم سيادة قانون السعر الواحد. وينتج عن عدم تكامل الأسواق وجود إشارات سعرية غير صحيحة تسهم في تشويه قرارات الاستثمار والتسويق بالمنطقتين الشرقية والوسطى من المملكة، ويترتب على ذلك عدم فعالية حركة الأسماك بين الأسواق المختلفة. وقد يعزى السبب لعدم التوازن المكاني للأسواق في المدى البعيد لوجود الاحتكار، المصحوب بعدم توفر المعلومات الصحيحة عن الأسعار في تلك الأسواق (Mafimisebi, 2008).

أشارت نتائج اختبار جوهانسن لدراسة طبيعة التكامل المكاني لأسواق أسماك الهامور الطازجة بالسعودية في المدى البعيد [قيمة إيجين العظمي (Johansen's maximal eigenvalue) واختبارات الأثر (trace tests)]، إلى قبول فرض عدم الأثر الذي ينص على عدم تكامل أسعار أسماك الهامور في الأسواق الأربعة قيد الدراسة (الجدول 3). وكقاعدة عامة يتم قبول فرض عدم الأثر إذا كانت قيمة إحصائية اختبار الأثر أو قيمة إيجين العظمي أقل من القيمة الحرجة تحت مستوى معنوية (5%)، لجميع المستويات (0، 1، 2 و 3). إن قبول فرض عدم الأثر يعني عدم وجود علاقة بين المتغيرات بعضها البعض في المدى الطويل أو بمعنى آخر أن أسواق التجزئة لأسماك الهامور

الجدول (3) نتائج اختبار جوهانسن المبينة على الاتجاه الخطي المحدد (الإحصائية الصغرى وإحصائية إيجين الكبرى)

| قيمة إيجين العظمي | | قيمة الأثر (Trace tests) | | | الإحصائية | الفرضية |
|--------------------|-------------------------|--------------------------|--------------------|-------------------------|-----------|---|
| القرار | القيمة الحرجة (P=<0.05) | الإحصائية | القرار | القيمة الحرجة (P=<0.05) | الإحصائية | |
| قبول فرض عدم الأثر | 27.07 | 21.84 | قبول فرض عدم الأثر | 47.21 | 47.20 | عدم تكامل أسواق الهامور مع بعضها البعض (الفرض الصفري) |
| رفض الفرض | 20.97 | 15.22 | رفض الفرض | 29.68 | 25.37 | وجود تكامل بين أكثر من سوق واحد (1) |
| | 14.07 | 8.39 | | 15.41 | 10.15 | وجود تكامل بين أكثر من سوقين (2) |
| البديل | 3.76 | 1.76 | البديل | 3.76 | 1.76 | وجود تكامل بين أكثر من ثلاثة أسواق (3) |

المصدر: حسب من بيانات الهيئة العامة للإحصاء 2016.

للأسعار الشهرية بمدينة بريدة. بينما لا توجد أية دلالة إحصائية في تأثر كل من الرياض وبريدة بالمتغيرات الأخرى (أسعار التجزئة في المدن الأخرى). كما لا توجد أية علاقة ثنائية الاتجاه بين جميع الأسواق، وهذا يدل على عدم مقدرة أسواق أسماك الهامور بالمدن المختارة للتوجه نحو التوازن في المدى القصير وسيادة قانون السعر الواحد. وتتوافق هذه النتائج مع نتيجة (2010) Mohammad and Wim في دراستهما في تقييم تكامل أسواق الرز ببنغلاديش، وكذلك تتوافق مع نتيجة Adenegan and Bolarinwa (2014) في دراستهما عن انتقال الأسعار وتكامل أسواق الأسماك بولاية أويو. وتشير هذه النتائج إلى وجود درجة عالية من تركيز أسواق التجزئة لأسماك الهامور الطازجة (الاحتكار) وعدم كفاءتها وضعف قدرتها على

من جهة ثانية فقد أظهرت نتائج المعادلة المتجهة للانحدار الذاتي غير المقيد، الذي استخدم لتحديد كفاءة أسواق أسماك الهامور في المدى القصير (Unrestricted Vector Autoregressive Model)، وجود علاقات ذات دلالة إحصائية بين عدد محدود من الأسواق (عشرة علاقات ثنائية من إجمالي 32) بنسبة إجمالية (31.3%) وكانت هذه العلاقات أحادية الاتجاه (الجدول 4).

فقد تأثرت الأسعار في مدينة الدمام بالمتباطئة الأولى للأسعار الشهرية في كل من أسواق التجزئة بمدينة الرياض والأحساء والمتباطئة الثانية للأسعار الشهرية بمدينة بريدة. وكذلك تتأثر الأسعار الشهرية لمدينة الأحساء بالمتباطئة الأولى للأسعار الشهرية في كل من أسواق التجزئة بمدينة الأحساء نفسها ومدينة الرياض والمتباطئة الثانية

التكامل، وقد يعزى السبب في ذلك إلى عزل المحتكرين هذه المناطق عن بعضها البعض ومنعهم لانسياب السلعة في الاتجاهين. الأمر الذي يبرر ارتفاع الأسعار في مدينة الدمام التي تقع بالقرب من المصائد مقارنة بالمدن الأخرى التي تقع بعيداً عن المصائد.

الجدول (4) نتائج المعادلة المتجهة للانحدار الذاتي غير المقيد لدراسة تأثير المتباطئة الأولى والثانية للأسعار على أسعار التجزئة لأسماك الهامور بأسواق كل من مدينة الدمام والأحساء والرياض وبريدة على حدة

| المعادلة الأولى | | المعادلة الثانية | | المعادلة الثالثة | | المعادلة الرابعة | | المتغير التابع | المتغيرات المستقلة |
|-------------------------------|--------------------------------|-------------------------------|------------------------------|------------------|------------|------------------|------------|------------------------------------|--------------------|
| أسعار التجزئة في مدينة الدمام | أسعار التجزئة في مدينة الأحساء | أسعار التجزئة في مدينة الرياض | أسعار التجزئة في مدينة بريدة | المعامل | اختبار (ت) | المعامل | اختبار (ت) | | |
| 0.59 | *5.24 | -0.01 | -0.15 | -0.02 | -0.25 | 0.12 | 1.48 | المتباطئة 1 للأسعار في سوق الدمام | |
| -0.10 | -0.91 | -0.03 | -0.65 | -0.01 | -0.13 | -0.04 | -0.53 | المتباطئة 2 للأسعار في الدمام | |
| 0.48 | **2.10 | 0.61 | *5.55 | -0.07 | -0.42 | 0.15 | 0.97 | المتباطئة 1 للأسعار في سوق الأحساء | |
| -0.12 | -0.52 | 0.19 | 1.64 | 0.15 | 0.89 | -0.06 | -0.36 | المتباطئة 2 للأسعار في سوق الأحساء | |
| 0.39 | *2.63 | 0.14 | **1.94 | 0.67 | *6.24 | 0.07 | 0.63 | المتباطئة 1 للأسعار في سوق الرياض | |
| -0.14 | -0.90 | -0.09 | -1.19 | 0.26 | **2.27 | 0.08 | 0.71 | المتباطئة 2 للأسعار في سوق الرياض | |
| 0.06 | 0.41 | -0.04 | -0.53 | 0.07 | 0.59 | 0.19 | 1.69 | المتباطئة 1 للأسعار في سوق بريدة | |
| 0.35 | **2.32 | 0.22 | *3.01 | 0.01 | 0.06 | 0.29 | **2.76 | المتباطئة 2 للأسعار في سوق بريدة | |
| -4.96 | -1.63 | 2.11 | 1.44 | 0.79 | 0.36 | 0.69 | 0.32 | الثابت | |
| 2.03 | | 2.04 | | 2.04 | | 2.16 | | DW | |
| 0.93 | | 0.90 | | 0.93 | | 0.83 | | R ² | |

المصدر: حسب من بيانات الهيئة العامة للإحصاء 2016.

* مستوى المعنوية (1%)، ** مستوى المعنوية (5%)

وعليه يمكن كتابة معادلات الانحدار الذاتي المتجه المستخدم للمدن الأربعة المختارة كما يلي:
المعادلة الأولى: المعادلة المتجهة للانحدار الذاتي غير المقيد التي تبين العلاقة بين أسعار الشهر الحالي لأسماك الهامور بأسواق التجزئة بمدينة الدمام (D) والمتباطئة الأولى والثانية للأسعار في بقية المدن المختارة:

$$D=0.59D_{-1} - 0.1D_{-2} + 0.48H_{-1} - 0.12H_{-2} + 0.39R_{-1} - 0.14R_{-2} + 0.06B_{-1} + 0.35B_{-2} - 4.96$$

المعادلة الثانية: المعادلة المتجهة للانحدار الذاتي غير المقيد التي تبين العلاقة بين أسعار الشهر الحالي لأسماك الهامور بأسواق التجزئة بمدينة الأحساء (H) والمتباطئة الأولى والثانية للأسعار في بقية المدن المختارة:

$$H=0.01D_{-1} - 0.03D_{-2} + 0.61H_{-1} + 0.19H_{-2} + 0.14R_{-1} - 0.19R_{-2} + 0.044B_{-1} + 0.22B_{-2} + 2.11$$

المعادلة الثالثة: المعادلة المتجهة للانحدار الذاتي غير المقيد التي تبين العلاقة بين أسعار الشهر الحالي لأسماك الهامور بأسواق التجزئة بمدينة الرياض (R) والمتباطئة الأولى والثانية للأسعار في بقية المدن المختارة:

$$R=0.02D_{-1} - 0.01D_{-2} - 0.07H_{-1} + 0.15H_{-2} + 0.67R_{-1} + 0.26R_{-2} + 0.07B_{-1} + 0.01B_{-2} + 0.79$$

المعادلة الرابعة: المعادلة المتجهة للانحدار الذاتي غير المقيد التي تبين العلاقة بين أسعار الشهر الحالي لأسماك الهامور بأسواق التجزئة بمدينة بريدة (B) والمتباطئة الأولى والثانية للأسعار في بقية المدن المختارة:

$$B=0.12D_{-1} - 0.04D_{-2} + 0.15H_{-1} - 0.06H_{-2} + 0.07R_{-1} + 0.08R_{-2} + 0.19B_{-1} + 0.29B_{-2} + 0.69$$

تأثير ثنائي (مشترك) عالي الدلالة الإحصائية للمتباطئين الأولى والثانية معاً لأسعار أسماك الهامور بسوق التجزئة بمدينة الهفوف على سوق الدمام (قيمة الاحتمالية = 0.02)، وهذا يعني أن التغير في المتباطئة الأولى والثانية معاً لا يؤدي لسببية جرانجر في تكوين الأسعار بسوق التجزئة لأسماك الهامور بمدينة الدمام (الجدول 5).

كما أظهرت النتائج أن أسعار الهامور بأسواق التجزئة في الأشهر السابقة لكل من الرياض والأحساء وبريدة كان له تأثير قوي جداً وذو دلالة إحصائية عالية في تفسير تغير الأسعار الحالية بأسواق التجزئة بمدينة الدمام؛ حيث كان قيمة الاحتمالية (5%)، (1%) و(4%) على الترتيب. كما أظهرت أيضاً وجود تأثير قوي جداً وعالي الدلالة الإحصائية (1%) لسوق بريدة على سوق الأحساء، أما بقية الأسواق فلا يوجد بينها تأثير ذو دلالة إحصائية. وتشير هذه النتائج إلى أن سوق بريدة له القيادة في تكوين الأسعار لأسماك الهامور بأسواق التجزئة بالمنطقتين الشرقية والوسطى من المملكة العربية السعودية، وعليه يمكن أن يسهم هذا السوق في التنبؤ بالأسعار المستقبلية للأسواق الأخرى.

من جهة ثانية تم التحقق من صحة المعادلات المستخدمة وخلوها من المشاكل التي قد تشكك في صحة النتائج، فقد كانت نتائج قيمة معامل التحديد (R^2) للمعادلة الأولى (0.93) والثانية (0.90) والثالثة (0.93) والرابعة (0.83) وهذا يعني أن (93%) و(90%) و(93%) و(83%) من التغير في أسعار التجزئة لأسماك الهامور في كل من مدينة الدمام والأحساء والرياض وبريدة يرجع للتغير في المتغيرات المستقلة المستخدمة في كل معادلة على حدة على الترتيب، وهي نسبة عالية جداً (الجدول 4). وكذلك أظهرت نتائج اختبار داربن واتسون (DW) للمعادلات الأربعة المستخدمة (المعادلة الأولى = 2.03، المعادلة الثانية = 2.04، المعادلة الثالثة = 2.04، المعادلة الرابعة = 2.16) عدم وجود ارتباط ذاتي - أي عدم وجود علاقة بين القيم المقدرة لحد الخطأ في فترة زمنية معينة والقيمة المقدرة لحد الخطأ في أي فترة زمنية أخرى. كل ذلك يدل على صحة النماذج المستخدمة.

من جهة أخرى أظهرت نتائج اختبار سببية جرانجر في بيئة نموذج تصحيح الخطأ المتجهة المستخدمة لدراسة آلية انتقال الأسعار المكانية بين أسواق أسماك الهامور بالمملكة العربية السعودية وجود

الجدول (5) نتائج اختبار سببية جرانجر لدراسة العلاقة بين أسعار الهامور بأسواق التجزئة بالمنطقة الشرقية والوسطى من المملكة العربية السعودية

| درجة الاحتمالية (Probability level) | مربع كاي (χ^2) | فرضية العدم |
|-------------------------------------|-----------------------|--|
| 0.05 | 5.63 | الأسعار بسوق الرياض لا تؤدي لسببية جرانجر بسوق الدمام |
| 0.01 | 10.35 | الأسعار بسوق الأحساء لا تؤدي لسببية جرانجر بسوق الدمام |
| 0.04 | 6.49 | الأسعار بسوق بريدة لا تؤدي لسببية جرانجر بسوق الدمام |
| 0.68 | 0.77 | الأسعار بسوق الدمام لا تؤدي لسببية جرانجر بسوق الأحساء |
| 0.13 | 4.05 | الأسعار بسوق الرياض لا تؤدي لسببية جرانجر بسوق الأحساء |
| 0.01 | 9.14 | الأسعار بسوق بريدة لا تؤدي لسببية جرانجر بسوق الأحساء |
| 0.92 | 0.16 | الأسعار بسوق الدمام لا تؤدي لسببية جرانجر بسوق الرياض |
| 0.66 | 0.83 | الأسعار بسوق الأحساء لا تؤدي لسببية جرانجر بسوق الرياض |
| 0.81 | 0.40 | الأسعار بسوق بريدة لا تؤدي لسببية جرانجر بسوق الرياض |
| 0.31 | 2.29 | الأسعار بسوق الدمام لا تؤدي لسببية جرانجر بسوق بريدة |
| 0.58 | 1.08 | الأسعار بسوق الأحساء لا تؤدي لسببية جرانجر بسوق بريدة |
| 0.12 | 4.15 | تأثير الأسعار بسوق الرياض لا تؤدي لسببية جرانجر بسوق بريدة |

المصدر: حسب من بيانات الهيئة العامة للإحصاء 2016.

- Bello, T. A., Balogun, O. L., and Afodu, O. J. 2015. An analysis of the spatial integration of groundnut markets in Nigeria. *actaSATECH*. 6(1): 1 – 9.
- Chisanga, B., Meyer, F. H., Winter-Nelson, A., and Sitko, N. J. 2016. Price transmission in the Zambian sugar sector: An assessment of market efficiency and policy implications. *Agrekon*. 54(4): 113–136.
- Dickey, D. A., and Fuller, W. A. 1979. Distribution of estimators for auto-regressive time series with a unit root. *Journal of American Statistical Association*. 74(366): 427-431.
- Dickey, D. A., and Fuller, W. A. 1981. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*. 49: 1057-1072.
- Emam, A. A., and Hasan, K. I. 2002. Co-integration and market integration: An application of millet market in Darfur states. *Journal of Agricultural Science*. 10(2): 277-289.
- FAO. 2016. FAO's New State of World Fisheries and Aquaculture Report. Food and Agriculture Organization. Retrieved from: <http://www.fao.org/news/story/en/item/421871/icode/> on 8–12-2017.
- Ghemawat, P. 2003. Semi globalization and international business strategy. *Journal of International Business Studies*. 34: 138–152.
- Granger, C. W. J. 1988. Some recent developments in the concept of causality. *Journal of Econometrics*. 39: 199-211.
- Jaffry, S., Taylor, G., Pascoe, S., and Zabala, U. 1998. Market Delineation of Fish Species in Spain. CEMARE Research Paper 140, Centre for the Economics and Management of Aquatic Resources (CEMARE), Department of Economics, University of Portsmouth, UK.
- Johansen, S., and Juselius, K. 1990. Maximum likelihood estimation and interference on cointegration with application to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. 52: 169-210.
- Mafmisebi, T. E. 2008. Long-run price integration in the Nigerian fresh fish market implications for marketing and development. *Delhi Business Review*. 9(1): 55-67.

الخاتمة

أظهرت نتائج الدراسة وجود درجة عالية من الاحتكار بأسواق التجزئة لأسماك الهامور الطازجة بالمملكة العربية السعودية. وقد نتج عن ذلك وجود علاقات محدودة وأحادية الاتجاه لانسياب السلعة بين الأسواق، وبالتالي عدم مقدرة الأسواق على التوجه نحو التوازن في كل من المدى البعيد والمدى القريب.

شكر وتقدير

يتقدم الباحثون بالشكر الجزيل لعمادة البحث العلمي لجامعة الملك فيصل على دعمها المادي والمعنوي في تمويل هذا المشروع رقم (170015).

المراجع

- الشعبي، عبدالعزيز محمد، وشحاتة، محمد سيد، وحسني، شهاب فؤاد، والملحم، أحمد عبدالمحسن. 2012م. دراسة تحليلية موسمية للإنتاج والأسعار لأهم الأسماك بمصيد القطيف بالمملكة العربية السعودية. *المجلة المصرية للاقتصاد الزراعي، الجمعية المصرية للاقتصاد الزراعي، المجلد (22)، العدد (1)، ص ص 51-66.*
- عريش، شفيق، ونقار، عثمان، وإسماعيل، رولي شفيق. 2011م. اختبارات السببية والتكامل المشترك في تحليل السلاسل الزمنية. *مجلة جامعة تشرين للبحوث والدراسات العلمية، سلسلة العلوم الاقتصادية والقانونية، المجلد (33)، العدد (5)، ص ص 75-97.*
- مصلحة الإحصاءات العامة والمعلومات. 2014م. *الكتاب الإحصائي السنوي. العدد (50)، الرياض، المملكة العربية السعودية.*
- Adenegan, K. O., Adeoye, I. B., and Ibidapo, I. 2012. Spatial price analysis of tomatoes in Nigeria. *International Journal of Management and Marketing Research*. 5(2): 31-38.
- Adenegan, K. O., and Bolarinwa, A. O. 2014. Price transmission and market integration of fish in Oyo State. *Journal of Rural Economics and Development*. 19(1): 1-15.
- Bada, T., and Rahji, M. A. Y. 2010. Market delineation study of the fish market in Nigeria: An application of co-integration analysis. *Journal of Agricultural Science*. 2(3): 158-168.

- Selvanathan, S., Selvanathan, E. A., Albalawi, S., and Hossain, M. 2016. Meat and fish consumption patterns in Saudi Arabia. *Applied Economics*. 48(5): 446–460.
- Yousif, I. E. A., and Al-Kahtani, S. H. 2014. Effects of high food prices on consumption pattern of Saudi consumers: A case study of Al Riyadh city. *Journal of the Saudi Society of Agricultural Sciences*. 13: 169–173.
- Mafimisebi, T. E. 2012. Spatial equilibrium, market integration and price exogeneity in dry fish marketing in Nigeria: A vector auto-regressive (VAR) approach. *Journal of Economics, Finance and Administrative Science*. 17(33): 31-37.
- Mohammad, I. H., and Wim, V. 2010. Evaluation of rice market integration in Bangladesh. *The Lahore Journal of Economics*. 15(2): 77-96.
- Ravi, N. 2013. Intra-regional trade among Gulf Co-Operation Council. *The Macrotheme Review*. 2(3): 108-114.

Markets Integration of Orange-Spotted-Grouper Fresh Fish in the Kingdom of Saudi Arabia

Mutasim Mekki M. Elrasheed⁽¹⁾, Abdulaziz Mohamed Alshuabi^(1,2),
Abda AbdAlla Emam⁽¹⁾, and Mohamed Almaili^(1,3)

(1) Department of Applied Agricultural Economics, Faculty of Agriculture and Food Science
King Faisal University, KSA

(2) Institute for Research and Consultancy, King Faisal University, KSA

(3) AlAhsaa Municipal, AlAhsaa, Kingdom of Saudi Arabia

Received 4 March 2018 - Accepted 8 November 2018

ABSTRACT

Achieving self-sufficiency from fishery sector in the Kingdom of Saudi Arabia requires conducting studies in the field of fresh-fish markets efficiency and integration, as it plays a fundamental role in directing the decisions of both investors and consumers towards developing this sector. This necessitates the conductance of this study which aimed to analyze the fresh orange-spotted-grouper fish markets' efficiency and spatial integration in selected retail-markets from eastern (Dammam and Hofuf) and central (Riyadh and Burridah) regions of Saudi Arabia. In addition to, it aimed to determine the mechanism of spatial price transmission between the selected markets. Augmented Dickey Fuller Test (ADF), Johansen tests, Vector Auto-regression (VAR) model, and Granger-Causality Procedures were used to achieve the stated objectives. Results of Johansen tests revealed the inexistence of long run spatial integration between the selected markets, which means the presence of a high degree of monopoly and poor disseminations of sound information. On the other hand, VAR results revealed the presence of one way (unidirectional) relationships for a limited numbers of markets (31%), indicating the weaknesses of price efficiency to direct Orange-Spotted-Grouper fresh fish retail markets towards equilibrium in the short-run. The Granger Causality procedures revealed the dominance of Buraidah fresh orange-spotted-grouper fish retail-market in determining the price for the selected markets in the study. The study stressed the importance of gathering and disseminations of sound information on retail markets prices in Saudi Arabia, setting an encouraging policies, and provision of support for the investors to join the field of orange-spotted-grouper fish investment and marketing.

Key Words: Johansen Test, Law of One Price, Markets Efficiency, Spatial Market Equilibrium, Vector Autoregressive Model,