انتقال نامتقارن قیمت در بازار گوشت ایران

محمد قهرمان زاده و آزاده فلسفیان*

چکیده:

انتقال نامتقارن قیمت[1] نه تنها به این دلیل اهمیت دارد که ممکن است به شکاف موجود در تئوری‌های اقتصادی دلالت کند، بلکه وجود آن به عنوان شاهدی از شکست بازار، در اهداف سیاستی مورد توجه می‌باشد. در مباحث سیاستگذاری، انتقال نامتقارن قیمت پدیده‌ای است که از رقابت ناقص بازار ناشی می شود و این امر سبب تحمیل بار هزینه‌ای غیرمنصفانه‌ای بر دوش مصرف کنندگان می باشد. لذا مطالعه حاضر سعی در بررسی نحوه انتقال (متقارن یا نامتقارن) قیمت در بازار گوشت ایران را دارد. بدین منظور از روش همگرائی آستانه‌ای[2] و داده‌های سری زمانی فصلی (1370-1380) استفاده شده است. تعدیلات کوتاه مدت این بازار با بکارگیری مدل‌های خطا تصحیح نامتقارن[3] مورد تحلیل قرار گرفته و نتایج آن مدل های خطا تصحیح متداول مقایسه گردیده است. نتایج نشان می‌دهد که اتقال قیمت بین سطوح تولید کننده و خرده فروش گوشت به صورت نامتقارن می‌باشد. این امر مؤید آن است که افزایش قیمت تولید کننده که منجر به کاهش حاشیه بازاریابی می گردد، خیلی سریعتر به قیمت‌های خرده فروشی منتقل می‌گردد تا کاهش در قیمت‌های تولید کننده که نتیجه آن افزایش حاشیه بازاریابی گوشت است.

مقدمه

انتقال نامتقارن قيمت نه تنها به‌اين دليل اهميت دارد كه ممكن است به شكاف موجود در تئوري‌هاي اقتصادي دلالت كند، بلكه وجود آن به عنوان شاهدي از شكست بازار، در اهداف سياستي مورد توجه مي‌باشد. در مباحث سياستگذاري، انتقال نامتقارن قيمت پديده‌اي است كه از رقابت ناقص بازار ناشي مي‌شود و اين امر سبب تحميل بار هزينه‌اي غيرمنصفانه‌اي بر دوش مصرف‌كنندگان مي‌باشد(وان كرامون و همكاران [4] ،2002). كينوين و فوركر[5](1987) عنوان مي‌كنند كه مداخلات دولت بوسيله قيمت‌هاي حمايتي و سهميه بازاريابي مي‌تواند به تعديلات نامتقارن منجر گردد. نحوة انتقال قيمت در سطوح مختلفي از بازار، در واقع نحوه فعاليت نيروهاي دخيل در اين بازارها را منعكس مي‌نمايد(گودوين و هاپر[6]، 2000). به طور سنتي قيمت‌هاي بازار، مكانسيم‌هاي اوليه‌اي هستند كه سطوح مختلف بازار را به هم پيوند داده و شوك‌هاي وارده را به هر سطح بازار، در نهايت بين توليدكنندگان، عمده‌فروشان و خرده‌فروشان انتقال مي‌دهند. لذا بررسي نحوه تعديل قيمت و سرعت انتقال آن از جمله فاكتورهاي اساسي براي نشان دادن ماهيت يك سطح بازار(مانند توليدكننده) در برابر سطوح ديگر بازار مي‌باشد(عبدولاي[1]، 2002).

---

* به ترتيب دانشجوي دكتري دانشكده اقتصاد و توسعه كشاورزي دانشگاه تهران و كارشناسي ارشد مديريت كشاورزي دانشگاه شيراز

1 -Asymmetric Price Transmission
2 - Threshold Cointegration
3 - Asymmetric Error Correction
4 . Von Cramon et al.
5 . Kinnuean and Forker
6 . Goodwin and Happer

Archive of SID
www.SID.ir

در اوايل سال 1381 با افزايش سطح قيمت گوشت، شوك قيمتي بي‌سابقه‌اي بر بازار گوشت ايران وارد شد(نمودار(1) و(2))، بطوريكه در فروردين ماه 1381، شاخص قيمت خرده‌فروشي با افزايش قيمتي 11/2 درصدي نسبت به ماه گذشته روبرو شد. اين افزايش قيمت با اندكي ملايمت در ماه‌هاي بعدي نيز ادامه پيدا كرد. اگرچه شاخص قيمت‌هاي خرده‌فروشي، نرخ رشدي معادل 11/2 درصد را تجربه نمود، ولي روند صعودي قيمت‌ها در بازارهاي عمده‌فروشي به همان اندازه (11/2) اتفاق نافتاد، بلكه اين بازار رشدي معادل 7/03 درصد را تجربه نمود. اين واقعيت سئوالات زيادي را برانگيخت، بدين معني كه آيا انتقال قيمت[1]و تعديل آن در بازارهاي گوشت، نامتقارن[2] است؟ و اينكه انتقال عمودي[3] شوك‌هاي وارده در سطوح مختلفي از بازار به چه صورتي مي‌باشد؟

از آنجائيكه سهم هزينه‌اي كالاي گوشت در سبد مصرفي خانوار بيشتر مي‌باشد، لذا تغييرات قيمت آن از لحاظ مالي براي مصرف‌كنندگان حائز اهميت مي‌باشد، در اين راستا مطالعه حاضر سعي در بررسي نحوه انتقال (متقارن و نامتقارن) قيمت در بازار گوشت ايران را دارد.

چاچوب نظري و روش تحقيق

تئوري‌هاي متناقض زيادي براي تشريح وجود انتقال نامتقارن قيمت خرده‌فروشي و سر مزرعه‌اي وجود دارد. ويدوز و كورنوك[4] (1998) خاطر نشان مي‌كنند اگر تغييرات هزينه نهادهاي توليدي بصورت متناوب صورت گيرد، در آن صورت هزينه‌هاي مواد غذايي احتمالاً بالا مي‌رود و ممكن است كه تمايل به تعديل اين قيمتها، زماني كه هزينه نهاده‌هاي توليدي كاهش مي‌يابد، وجود نداشته باشد، زيرا اين عمل براي خرده فروشان هزينه‌بر مي‌باشد. اين هزينه‌ها ممكن است مربوط به دوباره قيمت‌گذاري كالاها و ارائه اطلاعات درباره قيمت كالاها به مردم و مصرف‌كنندگان خاص آن كالا باشد. اعظم[5](1999) نشان مي‌دهد كه اگرچه نرخ افزايش قيمت‌هاي خرده‌فروشي ممكن است بيشتر از نرخ كاهشي آن باشد، ولي افزايش قيمت‌ها زماني كه رقابت در بازار كامل و سخت باشد، كمتر خواهد بود و اگر رقابت در بازار ناقص باشد، كاهش قيمت زيادتر خواهد شد. كينوين و فوركر (1987) عنوان مي‌كنند كه مداخلات دولت بوسيله قيمت‌هاي حمايتي و سهمية بازاريابي مي‌تواند به تبديلات نامتقارن منجر گردد.

در طول سه دهة اخير، تلاش‌هاي زيادي براي آزمون انتقال نامتقارن قيمت صورت گرفته است. اكثر مطالعات گذشته از روش هوك[6] (1977) براي پي بردن به ماهيت انتقال عمودي قيمت در بازاريابي مواد غذايي استفاده كرده‌اند. اخيراً وان كرامون-تاوبيدل و لوي (1997) ثابت كردند كه تصريح مدل هوك با مفهوم

[1].Price Transmission
[2].Asymmetric
[3].Vertical Transmission
[4]. Widdows and Konenock
[5] . Azzam
[6] Houk

Archvie of SID
www.SID.ir

همگرايي ناسازگاري دارد. همچنين اعظم (1999) نشان مي‌دهد كه استفاده از روش هوك، بويژه زماني كه چسبندگي قيمت‌ها به دليل هزينه‌هاي قيمت‌گذاري دوباره كالا وجود دارد، براي تست متقارني قيمت‌هاي بازار اصلاً مناسب نمي‌باشد و بكارگيري تكنيك همگرايي را براي اين كار پيشنهاد مي‌كند.

انگل و گرانجر[1] (1987) يك روش دومرحله‌اي را براي تعديل متقارن ارائه نموده‌اند كه در اين روش ابتدا با استفاده از روش OLS رابطة تعادلي بلند مدت (1) برآورد مي‌گردد.

$$X_{1t} = \beta_0 + \beta_2 X_{2t} + ... + \beta_n X_{nt} + \mu_t \qquad (1)$$

كه در آن X_{it} متغيرهاي غير پايا، β_i پارامترهاي مدل و μ جزء خطا مي‌باشد. سپس با استفاده از OLS رابطة (2) برآورد گرديده و ضريب ρ تعيين مي‌گردد.

$$\Delta\mu_t = \rho\mu_{t-1} + \gamma\Delta\hat{\mu}_{t-1} + \in_t \qquad (2)$$

كه $\in_t$يك فرآيند نوفة سفيد[2] مي‌باشد. مطابق تئوري انگل ـ گرانجراگر $\rho \neq 0$ باشد، معادلة (3) و (4) با هم وجود يك مدل خطا تصحيح[3] را بيان مي‌كنند كه بصورت زير ارائه مي‌گردد:

$$\Delta X_{1t} = \delta_j (X_{1t-1} - \beta_0 - \beta_2 X_{2t-1} - ...\beta_n X_{nt-1}) + \sum_{j=1}^{K} \beta_{2j} \Delta X_{2,t-j} + ... + \sum_{j=1}^{K} \beta_{nj} \Delta X_{n,t-j} + \nu_{1t} \qquad (3)$$

كه در آن ν_{1t} يك جزء توزيعي نوفة سفيد و K طول وقفه مي‌باشد. ضريب δ_j مكانيسم خطا تصحيح را بيان مي‌كند.

اندرس و گرانجر[4] (1998) بحث مي‌نمايند كه تست‌هاي همگرايي در چهارچوب روش‌هاي انگل ـ گرانجر و جوهانسن داراي خطاي تصريح[5] خواهد بود، اگر تعديل نامتقارن باشد. زماني كه از اين روش‌ها براي تجزيه و تحليل انتقال قيمت خرده‌فروشي ـ توليدكننده استفاده مي‌گردد، فرض ضمني اين است كه واكنش‌هاي قيمت متقارن مي‌باشد و در اين حالت يك شوك وارده به قيمت‌هاي عمده فروشي به همان اندازه بر روي قيمت‌هاي خرده‌فروشي اثر خواهد گذاشت، بدون توجه به اينكه آيا شوك وارده در جهت كاهش يا افزايش قيمت‌ها بوده است. اين محققين به منظور تعديل نامتقارن انتقال قيمت‌ها، يك مدل خطا تصحيح ديگري به نام مدل خود توزيعي آستانه‌اي[6] ارائه نموده‌اند كه فرم رياضي اين مدل در معادلة (4) آورده شده است.

$$\Delta\mu_t = \begin{cases} \rho_1\mu_{t-1} + \in_t & if \quad \mu_{t-1} \geq 0 \\ \rho_2\mu_{t-1} + \in_t & if \quad \mu_{t-1} \leq 0 \end{cases} \qquad (4)$$

---

[1].Engle - Granger
[5].White Noise
[3]. Errore- Correction Model
[4] Enders and Granger
[5] Misspecify
[6]Threshold

Archvie of SID
www.SID.ir

شرط لازم براي اينكه $\{\mu_t\}$ ايستا باشد اين است كه: $0>(\rho_1,\rho_2)>2-$ باشد. اندرس و گرانجر نشان دادند اگر اين مجموعه پايا باشد، با استفاده از روش حداقل مربعات معمولي ρ_1,ρ_2 را مي‌توان برآورد نمود. فرم تعديل‌شده معادلة (4) را مي‌توان بصورت معادلة (5) بيان كرد.

$$\Delta\mu_t = I_t\rho_1\mu_{t-1} + (1-I_t)\rho_2\mu_{t-1} + \in_t \qquad (5)$$

كه در آن I_t شاخص هويساید[1] مي‌باشد كه بصورت زير تعريف مي‌گردد:

$$I_t = \begin{cases} 1 & if \quad \mu_{t-1} \geq 0 \\ 0 & if \quad \mu_{t-1} < 0 \end{cases} \qquad (6)$$

كه در آن مقدار صفر، يك نقطة بحراني مي‌باشد. مدل‌هاي (5) و (6) به عنوان مدل‌هاي خود توزيعي آستانه‌اي معروف مي‌باشند. اگر در مدل (5) ضرايب $\rho_1 = \rho_2$ باشد در آن صورت تعديل متقارن بوده و در آن صورت روش انگل ـ گرانجر يك حالت خاصي از معادلات (2) و (6) خواهد بود. اگر در مدل خود توزيعي آستانه‌اي فرضية عدم $\rho_1 = \rho_2 = 0$ مبني بر عدم همگرايي رد گردد، در آن صورت وجود يك تعادل بلند مدت بين متغيرهاي مورد نظر اثبات مي‌شود.

با فرض وجود يك بردار همگرايي بصورت معادلة (1)، مدل تصحيح- خطاي ارائه شده در معادلة (3) بصورت معادله (7) تصريح مي‌گردد.

$$\Delta X_{1t} = I_t\rho_1\mu_{t-1} + \rho_2((1-I_t)\mu_{t-1} + \sum_{j=1}^{k}\beta_{2j}\Delta X_{2,t-j} + \ldots\ldots + \sum_{j=1}^{k}\beta_{nj}\Delta X_{n,t-j} + \nu_{1t} \qquad (7)$$

كه ρ_1 و ρ_2 به ترتيب ضرايب تعديل براي اختلافات مثبت و منفي را نشان مي‌دهند.

اندرس و گرانجر (1998) نشان دادند كه معادلة (5) را مي‌توان با استفاده از تغيير وقفه‌هاي جمله $\{u_t\}$ به صورت يك فرايندي از درجة ρ ام بهبود بخشيد.

$$\Delta X_t = I_t\rho_1\mu_{t-1} + (1-I_t)\rho_2\mu_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1}\nu_i\Delta\mu_{t-i} + \in_t \qquad (8)$$

در معادلة فوق طول وقفه (درجة ρ ام) با استفاده از معيار اطلاعات آكائيك[2] (AIC) و يا معيار بيزين‌شوارتز[3] (SBC) تعيين مي‌گردد (عبدلاي،2002).

البته بنگاه‌ها به دليل وجود هزينه‌هاي ثابت تعديل قيمت (مانند تغيير بروشورهاي تبليغاتي، ليست قيمت كالاها، كاتالوگ كالا و ...) از تعديلات پيوسته قيمت كالا ممانعت به عمل مي‌آورند و فقط در صورتي كه انحراف از تعادل بلند مدت بيشتر از مرز آستانه‌اي[4] (مرزي كه منافع تعديل قيمت بيشتر از هزينه هاي آن

[1] Heaviside
[2] Akaike Infomation Criteria (AIC)
[3] Schwartz Bayesean criteria (SBC)
[4] Threshold

Archvie of SID
www.SID.ir

است) باشد، اقدام به تعديل قيمت نموده و به سمت تعادل حركت مي‌كنند. لذا استفاده از مدل‌هاي تعادل آستانه‌اي نتايج بسيار مفيدي را از تجزيه و تحليل انتقال نامتقارن قيمت ارائه مي‌نمايند(عبدولاي ،2000)

آماره‌آزمون فرضيه عدم $(\rho_1 = \rho_2 = 0)$ مبني بر عدم همگرايي در مدل TAR به نام Φ_μ ناميده شده‌است(عبدولاي، 2002). مقادير بحراني مناسب براي Φ_μ توسط اندرس و سيكلوس (2000) و اندرس و گرانجر (1998) محاسبه و جدول‌بندي گرديده است.

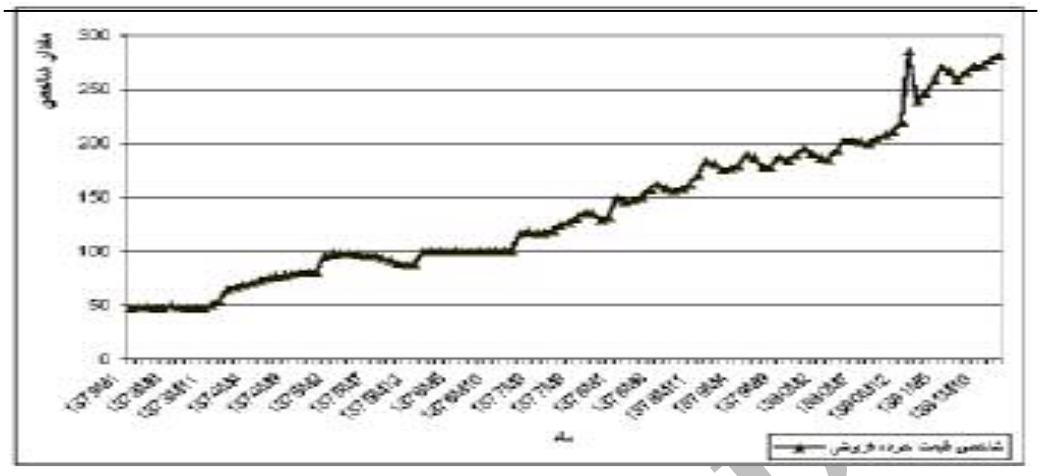
تمركز مطالعه حاضر بر روي رفتار انتقال قيمت در بازار گوشت ايران در سطوح خرده‌فروشي و عمده‌فروشي مي‌باشد. زيرا از يك طرف كالاي گوشت سهم هزينه‌اي بالايي در سبد مصرفي مصرف‌كنندگان دارد و از طرف ديگر اين صنعت در سال‌هاي اخير دستخوش تحولات زيادي (مانند ورود گوشت‌هاي آلوده به بازار و واردات گوشت مرغ) بوده است. آمار و اطلاعات استفاده شده در اين تجزيه و تحليل، داده‌هاي ماهانه‌ي شاخص‌هاي قيمتي خرده و عمده‌فروشي گوشت در ايران از فروردين ماه 1373 تا اسفند ماه 1381 بوده است. داده‌هاي مربوط از آمار نامه‌هاي بانك مركزي جمهوري اسلامي ايران بر پايه سال 1376 استخراج گرديده است.

بحث و نتايج

نمودار شمارة (1) و (2) به ترتيب روند حركت شاخص ماهانه قيمت خرده‌فروشي و عمده‌فروشي گوشت را در ايران طول سال‌هاي81-1373 نمايان مي‌كنند. همانطوريكه ملاحظه مي‌گردد شاخص قيمت‌هاي خرده‌فروشي و عمده‌فروشي گوشت تا اواخر سال 1380 از يك روند تقريباً منظمي پيروي كرده است. به اين صورت كه در فروردين ماه هر سال اين صنعت با يك افزايش قيمت در سطح عمده و خرده‌فروشي مواجه بوده و در ماه‌هاي بعدي اين افزايش قيمت تعديل مي‌گرديده است و اين روند در طي اين سال‌ها تكرار شده است. ولي در فروردين ماه سال 1381 يك شوك قيمتي افزايشي بر بازار گوشت وارد گرديد كه منجر به يك رشد بي‌سابقه‌اي در شاخص قيمت‌هاي خرده‌فروشي (11/2 درصد) و عمده‌فروشي (7/03 درصد) نسبت به ماه‌هاي قبل گرديد. اما در ماه‌هاي بعدي اين افزايش قيمت تعديل گرديد. اما نكته حائز اهميت اينكه، مدت و سرعت تعديل و كاهش آن به اندازة مدت و سرعت افزايش آن نبوده است. نمودارهاي (3) و (4) به روشني اين امر را نشان مي‌دهند.

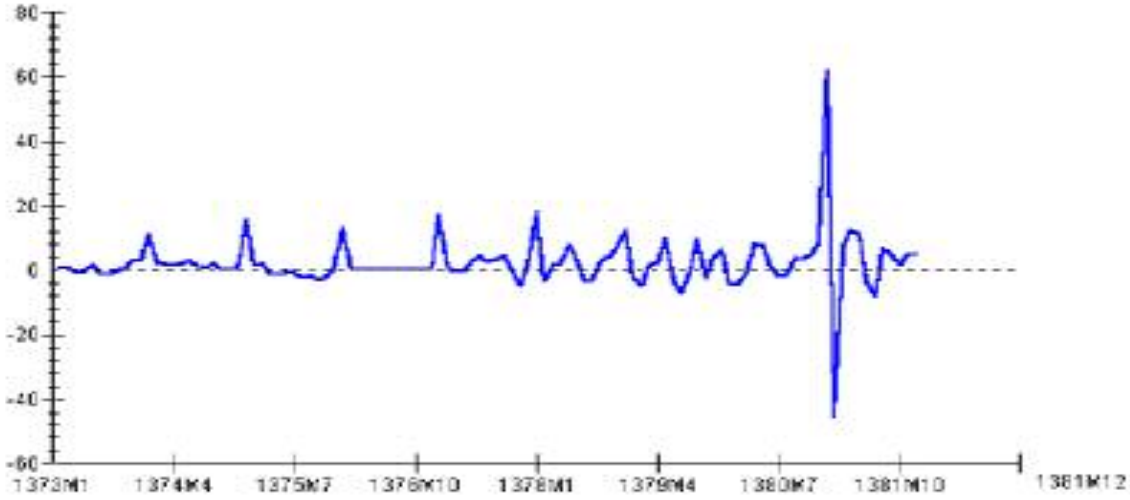
نمودا (1). روند حركت شاخص ماهانه قيمت خرده‌فروشي گوشت ايران در طي سالهاي81-1373

Archvie of SID
www.SID.ir



نمودار(2). روند حرکت شاخص ماهانه قیمت عمده‌فروشي گوشت ايران در طي سالهاي 81-1373

نمودار(3). روند تغييرات نرخ رشد شاخص ماهانه قيمت خرده‌فروشي گوشت ايران در طي سالهاي 81-1373



نمودار(4). روند تغييرات نرخ رشد شاخص ماهانه قيمت عمده‌فروشي گوشت ايران در طي سالهاي 81-1373

www.SID.ir

Archvie of SID

آزمون پايايي

براي آزمون پايايي سري‌هاي شاخص قيمت خرده و عمده فروشي گوشت از آزمون ريشه واحد ديكي - فولر[1] (ADF) استفاده شده است كه نتايج آن در جدول شمارة (1) آمده است. در اين تست تعيين طول وقفه مناسب توسط AIC صورت گرفته است. مقادير آماره ADF برآورد شده براي تفاضل مرتبة اول سري‌هاي قيمت خرده‌فروشي و عمده‌فروشي گوشت به ترتيب 8/496- و 7/948- بوده كه در مقايسه با مقادير بحراني در سطح 95 درصد (3/453-)، تفاضل مرتبه اول سري‌ها پايا مي‌باشند.

به منظور اطمينان از انباشته‌بودن[2] درجه يك $[I(1)]$ سري‌هاي قيمت خرده و عمده فروشي، تست كوياتكوسكي و همكاران2 (1992) نيز بكار گرفته شده است. مقادير برآوردي براي سري شاخص قيمت خرده‌فروشي 0/905 و 0/106 و براي سري شاخص عمده‌فروشي 0/793 و 0/128 به ترتيب براي سطح و تفاضل مرتبة اول داده‌ها به دست آمده است. كميت بحراني مناسب محاسبه شده در سطح 90 درصد 0/463 مي‌باشد. لذا با توجه به نتايج هر دو آزمون مي‌توان عنوان نمود كه هر دو سري داده‌ها انباشته از درجه اول يا I(1) مي‌باشند. از طرف ديگر نمودارهاي (1)، (2)، (3) و (4) گواه بر اين ادعا مي‌باشند.

جدول 1- نتايج آزمون ريشه واحد ويكي - فولر براي شاخص ماهانه قيمت خرده‌فروشي و عمده‌فروشي گوشت

متغير	شاخص قيمت عمده‌فروشي		شاخص قيمت خرده‌فروشي	
	سطح داده‌ها	تفاضل مرتبه اول	سطح داده‌ها	تفاضل مرتبه اول
AIC[1]	-363/048	-363/46	369/226 -	-365/685

[1] Augmented Dickey - Fuller (ADF)
[2] Integration
[2] Kwiatkowski et al.

www.SID.ir

طول وقفه	1	2	3	2
مقدار محاسباتي	-3/0008	-7/948*	-0/971	-8/ 496*
مقدار بحراني	-3/453	-3/453	-2/453	-3/456

*. معني داري در سطح 5 درصد.

برآورد همگرايي آستانه‌ايي

انتقال قيمت در بازار گوشت نيازمند وجود رابطة بلندمدتي بين قيمت‌هاي خرده‌فروشي و عمده‌فروشي گوشت بعد از محو اثرات زود گذر عوامل اثرگذار بر بخش توليد و مصرف كالا مي‌باشد. مطابق روش همگرايي انگل ـ گرانجر، رابطه تعادلي بلندمدت (با آماره t در داخل پرانتز) بين قيمت‌هاي خرده‌فروشي (RPI_t) و عمده‌فروشي (WPI_t) گوشت به صورت زير برآورد گرديده است:

$$RPI_t = \underset{(2/9301)}{6/0078} + \underset{(42/987)}{0/94909} WPI_t + \hat{\mu}_t \qquad (9)$$

مطابق روش انگل گرانجر، اجزاي باقيمانده مدل (9) براي برآورد در مدل (2) بكار گرفته شده است. نتايج برآورد اين مدل در جدول (2) گزارش شده است. مقدار آمارة t محاسباتي براي فرضية عدم مبني بر $\rho_1 = 0$ مساوي 1/9752- مي‌باشد، كه مقايسه آن با مقادير بحراني تست انگل ـ گرانجر در سطح احتمالي 5 درصد (t=-1/95) (اندرس، 1995، ص 419) مؤيد ان است شاخص قيمت خرده‌فروشي با عمده‌فروشي همگرا مي‌باشد. سپس مدل TAR مطابق معادلة (8) با طول وقفه متفاوت به صورت غير خطي و با استفاده از روش حداكثر راستنمايي(ML) برآورد گرديد. مطابق روش انگل ـ گرانجر، طول وقفه $\{\Delta\mu_{t-1}\}$ براي مدل با استفاده از AIC و SBC از درجة يك تعيين گرديد. مقدار محاسبه شده براي آماره اندرس $\Phi_\mu = 6/129$ بوده كه كمتر از مقدار بحراني مي‌باشد، لذا فرضية عدم مبني بر $\rho_1 = \rho_2 = 0$ را مي‌توان رد كرد و اين امر نشان مي‌دهد كه قادر به آزمون فرضية عدم مبني بر وجود تعديل نامتقارن قيمت (مانند $\rho_1 = \rho_2$) خواهيم بود. زيرا شرط لازم براي آزمون تعديل نامتقارن قيمت در رهيافت اندرس و گرانجر (1998) همگرا بودن سري هاي مورد مطالعه مي‌باشد. (عبدولاي، 2002).

كميت آماره LM گزارش شده براي مدل انگل-گرانجر در جدول(11/1007) حاكي از آن است كه باقيمانده‌هاي معادلة (2) به طور معني‌داري همبستگي ندارند. همچنين مقدار آمارة Whit (0/80598) عدم وجود ناهمساني واريانس را منعكس مي‌كند.

جدول 2- نتايج برآورد انتقال قيمت در بازار گوشت ايران

مدل / آماره/ضرايب	انگل ـ گرانجر	آستانه‌اي

Archvie of SID
www.SID.ir

ρ_1	-0/11184 (-1/975)[1]	-0/0912 (-1/285)
ρ_2	-	-0/1505 (-1/601)
AIC	-322/3458	-312/9700
SBC	-325/0093	-316/907
Φ_u^2	-	6/129
آماره Wald	-	21/265 (0/047)
آماره LM	11/1007 (0/52)	9/834 (0/63)
آماره Ramsey's Reset	1/1847 (0/276)	3/503 (0/061)
آماره Whit	0/80598 (0/269)	0/3469 (0/556)
آماره Jarque-Bera	501/2594 (0/001)	439/307 (0/001)

1. اعداد داخل پرانتز مقادير بحراني را نشان مي دهد.
2. مقادير بحراني براي Φ_uبا 106 مشاهده و وقفه اول در سطح معني‌داري 10، 5 و 1 درصد به ترتيب 5/55، 7/66 و 9/1 مي‌باشد.

ماخذ: يافته‌هاي تحقيق.

مطابق بحث‌هاي فوق مي‌توان عنوان نمود كه رابطه تعادلي بلندمدت بين سري‌هاي قيمت خرده‌فروشي و عمده‌فروشي گوشت از رفتار آستانه‌اي (TAR) تبعيت مي‌كند. به عبارت ديگر مدل TAR بازگو كنندة ماهيت تعادلي سري‌هاي قيمت خرده‌فروشي و عمده‌فروشي در بازار گوشت ايران مي‌باشند.

مدل تصحيح خطاي نامتقارن

همانطوريكه بحث گرديد، تصريح مدل تصحيح ـ خطاي (ECM) به شكل معادله (5) بازگو كننده انتقال متقارن قيمت مي‌باشد و براي آزمون انتقال نامتقارن قيمت از روش كرامون و همكاران استفاده شده است. با توجه به نتايج عليت گرانجر تصريح مدل تصحيح ـ خطاي نامتقارن كرامون و همكاران به شكل معادله (10) بيان گرديده است.

$$\Delta RPI_t = c + \sum_{n=0}^{K} a_n \Delta RPI_{t-n} + \sum_{n=1}^{L} \beta_n \Delta WPI_{t-n} + \lambda^{+} ECT_{t-1}^{+} + \lambda^{-} ECT_{t-1}^{-} + \varepsilon_t \qquad (10)$$

كه در آن K و L طول وقفه ها، ECT_{t-1}^{+} و ECT_{t-1}^{-} اجزاء تصحيح خطاي حاصله از رگرسيون همگرائي معادله (9) مي‌باشد. ضرايب λ^{+}, λ^{-} به ترتيب ميزان تعديلات قيمت خرده‌فروشي گوشت نسبت به شوك‌هاي مثبت و منفي حاشيه بازاريابي را ارائه مي‌نمايند. اين اجزاء را مي‌توان به صورت زير نشان داد:

$$ECT_{t-1}^{+} = I_t (RPI_{t-1} - 6/0078 - 0/94909 WPI_{t-1})$$

$$ECT_{t-1}^{-} = (1 - I_t)(RPI_{t-1} - 6/0078 - 0/94909 WPI_{t-1})$$

Archvie of SID
www.SID.ir

که در آن I_t شاخص هويسايد مي‌باشد. اگر فرضيه عدم مبني بر تعديل متقارن قيمت‌ها (مانند λ^+,λ^-) را بتوان رد كرد، در آن صورت نحوه تعديلات قيمت گوشت در دو سطح عمده و خردەفروشي بازار نامتقارن مي‌باشد. جدول (3) نتايج مدل‌هاي متقارن و غيرمتقارن تصحيح خطا را نشان مي‌دهد.

جدول (3) برآورد ضرايب مدل‌هاي متقارن و غيرمتقارن تصحيح خطا

متغيرها	مدل تصحيح خطاي نامتقارن		مدل تصحيح خطاي متقارن	
	ضرايب برآورد شده	آماره t	ضرايب برآورد شده	آماره t
عرض از مبداء	0/564	0/6127	0/9637	1/696
ΔRPI_{t-1}	-0/1312	-2-174	-0/1282	-2/142
ΔRPI_{t-2}	-0/0906	-1/554	-0/0883	-1/525
ΔWPI_t	0/841	13/719	0/8384	13/767
ECT^+_{t-1}	-0/0791	-0/8886	—	—
ECT^-_{t-1}	-0/1928	-1/7107	—	—
ECT_{t-1}	—	—	-0/1176	-2/1393
R^-2	0/696	—	0/6978	—
AIC	-316/1355	—	-315/297	—
SBC	-324/0397	—	-321/883	—
$LM(\chi^2_4)$	9/67(0/745)	—	9/88(0/626)	—
$ARCH(\chi^1_4)$	3/0577(0/548)	—	3/257(0/628)	—

ماخذ: يافته‌هاي تحقيق.

ضرايب برآورد شده مدل تعديل نامتقارن در جدول(3)ارائه شده است. آماره‌هاي t اجزاي تصحيح ECT^+_{t-1} و ECT^-_{t-1} در اين مدل نشان مي‌دهد كه قيمت‌هاي خردەفروشي شديداً به شوك‌هاي منفي حاشيه بازاريابي واكنش نشان مي‌دهند، در حالي كه شوك‌هاي مثبت در حاشيه بازاريابي تقريباً به صورت پايدار باقي مي‌مانند. به عبارت ديگر قيمت‌هاي خردەفروشي گوشت به شوك‌هاي منفي (مانند افزايش قيمت عمدەفروشي) وارده بر حاشيه بازاريابي گوشت به طور سريع و قوي عكس العمل نشان مي‌دهند تا به شوك هاي مثبت جدول (3)، نتايج برآورد مدلهاي تصحيح خطاوارده به حاشيه بازاريابي. فراتر از آن نيز مي‌توان عنوان نمود كه شوك‌هاي مثبت (مانند كاهش قيمت عمدەفروشي گوشت) به طور پايداري در سطح بازار گوشت ايران باقي مي‌ماند و تعديلات اين شوك قيمتي بسيار آهسته تر صورت مي‌گيرد.

ضرايب λ^+,λ^- در واقع نحوة تعديل قيمت‌هاي خردەفروشي را به منظور دستيابي به حالت تعادل در بازار گوشت منعكس مي‌نمايند. اين ضرايب برآورد شده در جدول (3) مؤيد اين مطلب مي‌باشند كه قيمت‌هاي

Archvie of SID
www.SID.ir

خردهفروشي گوشت بازار را طوري تعديل مينمايند كه تقريباً در هر ماه 19 درصد از يك واحد تغيير منفي در انحراف از رابطه تعادلي، كه در اثر تغييرات قيمت عمدهفروشي گوشت حاصل گرديده است، از بين برود. از طرف ديگر، قيمتهاي خردهفروشي گوشت فقط 8 درصد از يك تغيير مثبت در انحراف از حالت تعادلي بازار، كه بوسيله تغييرات قيمتهاي عمدهفروشي گوشت ايجاد شده است، تعديل ميكند. اين يافته نشان ميدهد دستيابي به يك بازار تعادلي بلند مدت بين قيمتهاي عمده و خردهفروشي گوشت، زماني كه تغييرات در انحراف از تعادل بلند مدت بازار منفي باشد خيلي سريعتر از حالتي خواهد بود كه تغييرات انحراف از تعادل بلند مدت بازار مثبت باشد. به بيان ديگر، افزايش قيمت عمدهفروشي گوشت موجب كاهش حاشيه بازاريابي كالاي گوشت ميگردد كه اين شوك منفي وارده به حاشيه بازاريابي كالاي گوشت موجب انحراف بازار از حالت تعادلي خود ميگردد. در هر ماه تقريباً 19 درصد از اين انحرافات منفي در بازار گوشت توسط قيمتهاي خردهفروشي گوشت تعديل ميگردد.

كاهش قيمتهاي عمدهفروشي گوشت موجب افزايش حاشيه بازاريابي كالاي گوشت در ايران ميشود و اين امر باعث ايجاد شوك مثبت در حاشيه بازاريابي كالاي گوشت شده و موجب انحراف (مثبت) بازار از حالت تعادلي خود ميباشد. همانطوريكه ملاحظه گرديد قيمتهاي خردهفروشي گوشت فقط 7 درصد از اين انحراف مثبت را در هر ماه تعديل خواهد نمود. به عبارت ديگر اين افزايش حاشيه بازاريابي(كاهش قيمت عمدهفروشي گوشت) تقريباً به طور پايداري در بطن بازار وجود خواهد داشت.

نتايج برآورد مدل تصحيح ـ خطاي متقارن براي كالاي گوشت ايران در ستونهاي سمت راست جدول (3) منعكس شده است. آماره هاي t در اين مدل نشان ميدهد كه جزء تصحيح ـ خطاي (ECT_{t-1}) در اين معادله متقارن از لحاظ آماري در سطح 5 درصد كاملاً معني دار ميباشد و اين امر نشان ميدهد كه نيروهاي دخيل در بازار گوشت ايران به منظور ايجاد يك تعادل بلند مدت با هم همگرايي دارند؛ بطوريكه قيمتهاي خردهفروشي در هر ماه تقريباً 12 درصد از انحرافات ايجاد شده در تعادل بلند مدت اين بازار را تعديل خواهند نمود.

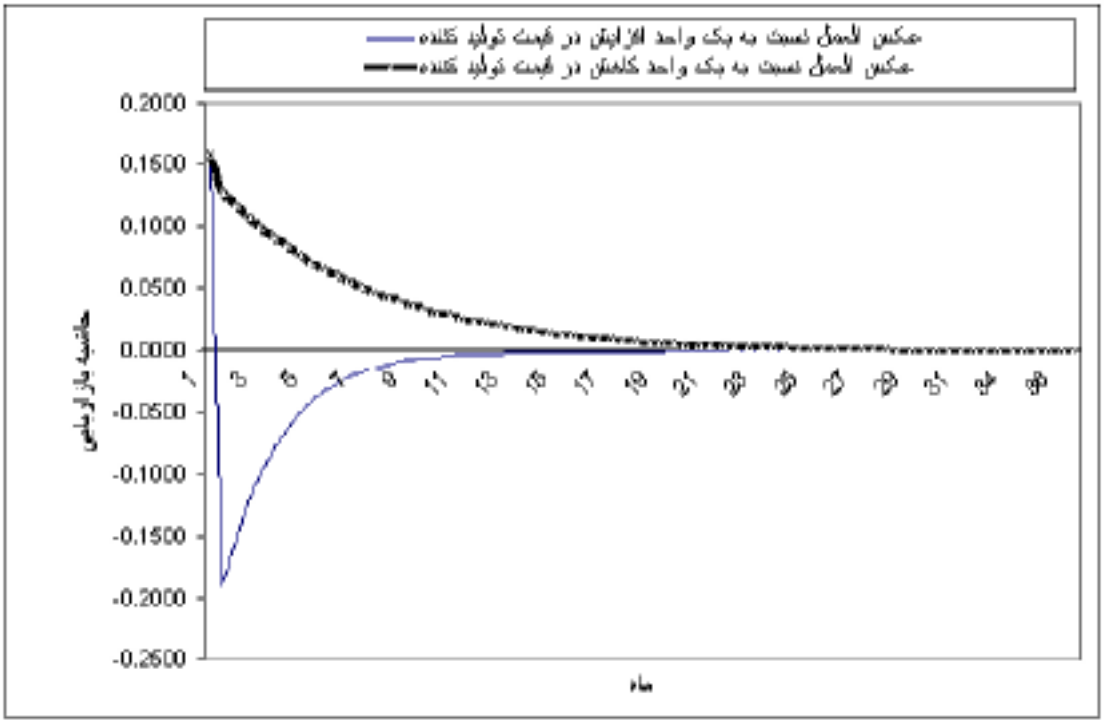
از نتايج مدل تصحيح ـ خطاي نامتقارن ارائه شده در جدول (3) به منظور آزمايش بيشتر نحوه عكس العمل قيمتهاي خردهفروشي و عمدهفروشي به مداخلات ايجاد شده در تعادل پوياي آنها استفاده شده است.

نتايج مدل تصحيح ـ خطاي نامتقارن مؤيد اين مطلب ميباشد كه يك واحد افزايش در قيمت عمدهفروشي گوشت (شوك منفي وارده به حاشيه بازاريابي گوشت) منجر به افزايش 0/841 واحد در قيمت خردهفروشي گوشت خواهد شد. اين امر موجب خواهد شد كه حاشيه بازاريابي گوشت 0/159 واحد كاهش يابد. اين كاهش بازاريابي، همزمان با رشد پيوسته قيمت عمدهفروشي گوشت، در به طور مجاني(در بلند مدت) در هر ماه 0/192 واحد تصحيح خواهد شد. لذا حاشيه بازاريابي در طول 10 ماه به حالت تعادلي خود بر ميگردد.

Archvie of SID
www.SID.ir

اما كاهش در قيمت عمدهفروشي (شوك مثبت وارده به حاشيه بازاريابي) موجب خواهد شد كه قيمت خردهفروشي حدود 0/841 واحد كاهش يابد. اين امر سبب خواهد شد كه حاشيه بازاريابي 0/159 واحد افزايش يابد. اين افزايش حاشيه بازاريابي گوشت در هر دوره به طور ماهانه 0/079 واحد تعديل ميگردد كه تقريباً در طول 24 ماه بازار به سطح تعادل خود بر ميگردد. شكل شماره (5) اين مطالب را بهتر نمايش ميدهد.

شكل(5). عكس العمل نامتقارن حاشيه بازاريابي به يك واحد افزايش و كاهش قيمت توليد كننده



اين نتايج ثابت ميكند در سطح قيمت خردهفروشي گوشت زماني تمايل براي برگشت به حالت تعادلي خود دارد كه يك شوك قيمتي منفي به حاشيه بازاريابي وارد گردد. اين نتيجه با اين مطلب سازگار است كه گفته ميشود حاشيه بازاريابي زماني كه نسبت به سطح تعادل بلند مدتش تحت فشار (منقبض) باشد خيلي سريعتر از حالتي كه گسترده (انبساط) باشد، بهبود مييابد (عبدولاي، 2002).

بنابراين يافتههاي اين مطالعه مؤيد اين مطلب نيست خرده فروشان در بازار گوشت ايران داراي قدرت بازار يا سود غير معمول ميباشند؛ هر چه كه بعضي از فرضيههاي كه قبلاً بحث شد پيشنهاد ميكنند كه به واسطه وجود تعديل نامتقارن قيمت ميتوان وجود يك قدرت بازار موقعي را در بازار گوشت ايران نتيجه گرفت.

نتيجهگيري

www.SID.ir

مطالعات اخير درباره انتقال قيمت در بخش بازاريابي مواد غذايي عنوان مي‌كنند كه واسطه‌گران از قدرت بازار استفاده كرده و افزايش قيمت نهاده‌ها را سريعاً و احتمالاً كاملاً از حالت كاهش قيمت نهاده‌ها به مصرف كننده منتقل مي‌كنند. مقاله حاضر از روشهاي آماري جديدي براي امتحان كردن رابطه بلند مدت و كوتاه مدت بين قيمت‌هاي عمده و خرده‌فروشي، با تأكيد ويژه بر روي خصوصيات سري‌هاي زماني داده‌هاي قيمت، استفاده كرده است.

مدل خود توزيعي آستانه‌اي (TAR) با استفاده از داده‌هاي قيمت بازار گوشت ايران در طي سالهاي 81 –1373، وجود تعديل نامتقارن قيمت را مورد تأييد قرار دادند. بطوريكه افزايش در قيمت‌هاي عمده‌فروشي گوشت باعث كاهش حاشيه بازاريابي مي‌گردد و اين كاهش حاشيه بازاريابي به سطح قيمت‌هاي خرده‌فروشي سريعتر از حالتي كه كاهش قيمت‌هاي عمده‌فروشي كه موجب افزايش حاشيه بازاريابي مي‌گردد، منتقل مي‌گردد. بنابراين حاشيه بازاريابي در حالتي كه نسبت به سطح تعادلي بلند مدتش تحت فشار (منقبض) باشد سريعتر از حالتي كه گسترده است، بهبود مي‌يابد.

به منظور بررسي ماهيت تعديل كوتاه مدت بازار گوشت، مدلهاي تعديل تصحيح ـ خطاي متقارن و نامتقارن نيز برآورد گرديد. مدل تصحيح ـ خطاي نامتقارن يك مسير پوياي سازگاري را مشخص مي‌كند كه بوسيله آن مسير مي‌توان تعديلاتي را در جهت حذف انحرافات حاصله از تعادل بلند مدت وجود دارد، اعمال نمود. در حاليكه مدل تصحيح ـ خطاي متقارن هيچ نوع مسير پوياي را جهت حذف اين انحرافات نشان نمي‌دهد. همچنين يك ارزيابي از تابع عكس العمل (نمودار (5) صورت گرفت كه اشاره بر آن دارد كه انتقال قيمت در بازار گوشت ايران به طور نامتقارن صورت مي گيرد. اين نتيجه اساساً نشان مي‌دهد كه خرده فروشان شوك‌هاي قيمتي عمده فروشان را تعديل مي‌كنند ولي در حاليكه اثرات شوك‌هاي بازار خرده‌فروشي اكثراً به بازارهاي خرده‌فروشي محدود مي‌گردد. كار عملي ديگري كه در اين راستا مي‌توان انجام داد اين است كه به دنبال كشف و شرح دليل وجود اين انتقال قيمت نامتقارن باشيم.

منابع مورد استفاده

1. بانك مركزي جمهوري اسلامي ايران، آمار نامة شاخص بهاي ماهانه عمده‌فروشي و خرده‌فروشي كالاها و خدمات مصرفي طي سالهاي 81-1373، مركز آمار اقتصادي.
2. Abdulai, A. (2002) Using Threshold Cointegeation to Estimate Asymmetric Price Transmission In The Swiss. Applied Economics, 34,679-687.
3. Azzam, A. M. (1999) Asymmetry and Rigidity In Farm- Retail Price Transmission, American Journal of Agricultural Economics, 81.525-33.

Archive of SID
www.SID.ir

4. Balke, S.N. and T.B. Fomby. (1997). Threshold Cointegration. International Economic Review, 38,627-45.
5. Von Cramon-Taubadel, S. and J. P. Loy. (1997). Price Transmission in the International Wheat Market: Comment. Canadian Journal of Agricultural Economics, 44, 311-17.
6. Von Eramon-Taubadel, S.(1998). Estimating Asymmetric Price Transmission with the Error Correction Representation: An Application to the German Pork Market. European Review of Agricultural Economies. 25,1-18.
7. Von Eramon-Taubadel, S., J.P.Loy and J. Meyer. (2003). The Impact of Data Aggregation on the Measurement of Vertical Price Trans Mission: evidence from German Food Prices. AAEA, July 27-30.
8. Kwiatkowski,D.,P.C.P. Philips, P.Schmidt, and Y.Shin.(1992). Testing the Non Hypothesis of Stationary against the alternative of A Unit Root. Journal of Econometrics. 54,159-78.
9.Cnders, W.(1995). Applied Econometric Time Series, John Wiley and Sons, Ine. NewYork.
10. Enders,W. and C.W.J.Geanger. (1998). Unit-Root Tests and Asymmetric Adjustment with an Example Using the Term Structure of Interest Rates. Journal of Business and Economies Statistics, 16, 304-11.
11. Cnders,W. and Siklos, (2002). Cointegration and Threshold Adjustment. Department of Economics Working Paper: Iowa State University. Mimeo.
12. Johansen,S. (1988). Statistical Analysis of Cointegration Vectors. Journal of Economic Dynamic And Control,12, 231-54.
13. Kovenock,D. And K. Widdows. (1998). Price Leadership and Asymmetric Price Rigicity. European Journal of Political Economy. 14,167-87.
14. Goodwin, B.K. And M.T.Holt.(1999). Asymmetric Adjustment and Price Transmission in the U.S. Beef Sector. American Journal Of Agricultural Economics.81, 630-37.
15. Goodwin, B.K., And C.H.Daniel.(2000). Price Transmission, Threshold Behavior, And Asymmetric Adjustment in the U.S. Pork Sector. Journal of Agricultural and Applied Economics, 32(3), 543-53.

Archvie of SID

www.SID.ir

16. Kinnuean, H.W. and O.D.Forker. (1987). Asymmetry in Farm-Retail Price Tramsmission for Major Dairy Products. American Journal of Agricultural Economics.69, 285-92.

Archvie of SID

www.SID.ir