

انتقال نامتقارن قیمت در بازار گوشت ایران

محمد قهرمان زاده و آزاده فلسفیان*

چکیده:

انتقال نامتقارن قیمت^۱ نه تنها به این دلیل اهمیت دارد که ممکن است به شکاف موجود در تئوری‌های اقتصادی دلالت کند، بلکه وجود آن به عنوان شاهدهی از شکست بازار، در اهداف سیاستی مورد توجه می‌باشد. در مباحث سیاستگذاری، انتقال نامتقارن قیمت پدیده‌ای است که از رقابت ناقص بازار ناشی می‌شود و این امر سبب تحمیل بار هزینه‌ای غیرمنصفانه‌ای بر دوش مصرف‌کنندگان می‌باشد. لذا مطالعه حاضر سعی در بررسی نحوه انتقال (متقارن یا نامتقارن) قیمت در بازار گوشت ایران را دارد. بدین منظور از روش همگرایی آستانه‌ای^۲ و داده‌های سری زمانی فصلی (۱۳۷۰-۱۳۸۰) استفاده شده است. تعدیلات کوتاه مدت این بازار با بکارگیری مدل‌های خطا تصحیح نامتقارن^۳ مورد تحلیل قرار گرفته و نتایج آن مدل‌های خطا تصحیح متداول مقایسه گردیده است. نتایج نشان می‌دهد که انتقال 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 می‌گردد، 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 قیمت نه تنها به این دلیل اهمیت دارد که ممکن است به شکاف موجود در تئوری‌های اقتصادی دلالت کند، بلکه وجود آن به عنوان شاهدهی از شکست بازار، در اهداف سیاستی مورد توجه می‌باشد. در مباحث سیاستگذاری، انتقال نامتقارن قیمت پدیده‌ای است که از رقابت ناقص بازار ناشی می‌شود و این امر سبب تحمیل بار هزینه‌ای غیرمنصفانه‌ای بر دوش مصرف‌کنندگان می‌باشد (وان کرامون و همکاران^۴، ۲۰۰۲). کینون و فورکر^۵ (۱۹۸۷) عنوان می‌کنند که مداخلات دولت بوسیله قیمت‌های حمایتی و سهمیه بازاریابی می‌تواند به تعدیلات نامتقارن منجر گردد. نحوه انتقال قیمت در سطوح مختلفی از بازار، در واقع نحوه فعالیت نیروهای دخیل در این بازارها را منعکس می‌نماید (گودوین و چاپر^۶، ۲۰۰۰). به طور سنتی قیمت‌های بازار، مکانسیم‌های اولیه‌ای هستند که سطوح مختلف بازار را به هم پیوند داده و شوک‌های وارده را به هر سطح بازار، در نهایت بین تولیدکنندگان، عمده‌فروشان و خرده‌فروشان انتقال می‌دهند. لذا بررسی نحوه تعدیل قیمت و سرعت انتقال آن از جمله فاکتورهای اساسی برای نشان دادن ماهیت یک سطح بازار (مانند تولیدکننده) در برابر سطوح دیگر بازار می‌باشد (عبدولای^۱، ۲۰۰۲).

* به ترتیب دانشجوی دکتری دانشکده اقتصاد و توسعه کشاورزی دانشگاه تهران و کارشناسی ارشد مدیریت کشاورزی دانشگاه شیراز

^۱ -Asymmetric Price Transmission

^۲ - Threshold Cointegration

^۳ - Asymmetric Error Correction

^۴ . Von Cramon et al.

^۵ . Kinnuean and Forker

^۶ . Goodwin and Happer

در اوایل سال 1381 با افزایش سطح قیمت گوشت، شوک قیمتی بی‌سابقه‌ای بر بازار گوشت ایران وارد شد (نمودار (1) و (2))، بطوریکه در فروردین ماه 1381، شاخص قیمت خردهفروشی با افزایش قیمتی 11/2 درصدی نسبت به ماه گذشته روبرو شد. این افزایش قیمت با اندکی ملایمت در ماه‌های بعدی نیز ادامه پیدا کرد. اگرچه شاخص قیمت‌های خردهفروشی، نرخ رشدی معادل 11/2 درصد را تجربه نمود، ولی روند صعودی قیمت‌ها در بازارهای عمدهفروشی به همان اندازه (11/2) اتفاق نافتاد، بلکه این بازار رشدی معادل 7/03 درصد را تجربه نمود. این واقعیت سئوالات زیادی را برانگیخت، بدین معنی که آیا انتقال قیمت¹ و تعدیل آن در بازارهای گوشت، نامتقارن² است؟ و اینکه انتقال عمودی³ شوک‌های وارده در سطوح مختلفی از بازار به چه صورتی می‌باشد؟

از آنجائیکه سهم هزینه‌های کالای گوشت در سبد مصرفی خانوار بیشتر می‌باشد، لذا تغییرات قیمت آن از لحاظ مالی برای مصرف‌کنندگان حائز اهمیت می‌باشد، در این راستا مطالعه حاضر سعی در بررسی نحوه انتقال (متقارن و نامتقارن) قیمت در بازار گوشت ایران را دارد.

چاپوب نظری و روش تحقیق

تئوری‌های متناقض زیادی برای تشریح وجود انتقال نامتقارن قیمت خردهفروشی و سر مزرعه‌ای وجود دارد. ویدوز و کورنوک⁴ (1998) خاطر نشان می‌کنند اگر تغییرات هزینه‌های تولیدی بصورت متناوب صورت گیرد، در آن صورت هزینه‌های مواد غذایی احتمالاً بالا می‌رود و ممکن است که تمایل به تعدیل این قیمت‌ها، زمانی که هزینه‌های تولیدی کاهش می‌یابد، وجود نداشته باشد، زیرا این عمل برای خرده‌فروشان هزینه‌بر می‌باشد. این هزینه‌ها ممکن است مربوط به دوباره قیمت‌گذاری کالاها و ارائه اطلاعات درباره قیمت کالاها به مردم و مصرف‌کنندگان خاص آن کالا باشد. اعظم⁵ (1999) نشان می‌دهد که اگرچه نرخ افزایش قیمت‌های خردهفروشی ممکن است بیشتر از نرخ کاهش آن باشد، ولی افزایش قیمت‌ها زمانی که رقابت در بازار کامل و سخت باشد، کمتر خواهد بود و اگر رقابت در بازار ناقص باشد، کاهش قیمت زیادتر خواهد شد. کینوین و فورکر (1987) عنوان می‌کنند که مداخلات دولت بوسیله قیمت‌های حمایتی و سهمیه‌بازاریابی می‌تواند به تبدیلات نامتقارن منجر گردد.

در طول سه دهه اخیر، تلاش‌های زیادی برای آزمون انتقال نامتقارن قیمت صورت گرفته است. اکثر مطالعات گذشته از روش هوک⁶ (1977) برای پی بردن به ماهیت انتقال عمودی قیمت در بازاریابی مواد غذایی استفاده کرده‌اند. اخیراً وان کرامون-تاویدل و لوی (1997) ثابت کردند که تصریح مدل هوک با مفهوم

¹. Price Transmission

². Asymmetric

³. Vertical Transmission

⁴. Widdows and Kononok

⁵. Azzam

⁶ Houk

همگرایی ناسازگاری دارد. همچنین اعظم (1999) نشان می‌دهد که استفاده از روش هوك، بویژه زمانی که چسبندگی قیمت‌ها به دلیل هزینه‌های قیمت‌گذاری دوباره کالا وجود دارد، برای تست متقارنی قیمت‌های بازار اصلاً مناسب نمی‌باشد و بکارگیری تکنیک همگرایی را برای این کار پیشنهاد می‌کند.

انگل و گرانجر¹ (1987) یک روش دومرحله‌ای را برای تعدیل متقارن ارائه نموده‌اند که در این روش ابتدا با استفاده از روش OLS رابطه تعادلی بلند مدت (1) برآورد می‌گردد.

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

که در آن X_{it} متغیرهای غیر پایا، β_i پارامترهای مدل و μ جزء خطا می‌باشد. سپس با استفاده از OLS رابطه (2) برآورد گردیده و ضریب ρ تعیین می‌گردد.

$$\Delta\mu_t = \rho\mu_{t-1} + \gamma\Delta\mu_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

که ε_t یک فرآیند نوفه سفید² می‌باشد. مطابق تئوری انگل - گرانجر اگر $\rho \neq 0$ باشد، معادله (3) و (4) با هم وجود یک مدل خطا تصحیح³ را بیان می‌کنند که بصورت زیر ارائه می‌گردد:

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

که در آن v_{1t} یک جزء توزیعی نوفه سفید و K طول وقفه می‌باشد. ضریب δ_j مکانیسم خطا تصحیح را بیان می‌کند.

اندرس و گرانجر⁴ (1998) بحث می‌نمایند که تست‌های همگرایی در چهارچوب روش‌های انگل - گرانجر و جوهانسن دارای خطای تصریح⁵ خواهد بود، اگر تعدیل نامتقارن باشد. زمانی که از این روش‌ها برای تجزیه و تحلیل انتقال قیمت خریدفروشی - تولیدکننده استفاده می‌گردد، فرض ضمنی این است که واکنش‌های قیمت متقارن می‌باشد و در این حالت یک شوک وارده به قیمت‌های عمده فروشی به همان اندازه بر روی قیمت‌های خریدفروشی اثر خواهد گذاشت، بدون توجه به اینکه آیا شوک وارده در جهت کاهش یا افزایش قیمت‌ها بوده است. این محققین به منظور تعدیل نامتقارن انتقال قیمت‌ها، یک مدل خطا تصحیح دیگری به نام مدل خود توزیعی آستانه‌ای⁶ ارائه نموده‌اند که فرم ریاضی این مدل در معادله (4) آورده شده است.

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

¹ Engle - Granger

⁵ White Noise

³ Error- Correction Model

⁴ Enders and Granger

⁵ Misspecify

⁶ Threshold

شرط لازم برای اینکه $\{\mu_t\}$ ایستا باشد این است که: $0 < (\rho_1, \rho_2) < 2$ - باشد. اندرس و گرانجر نشان دادند اگر این مجموعه پایا باشد، با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی ρ_1, ρ_2 را می‌توان برآورد نمود. فرم تعدیل‌شده معادله (4) را می‌توان بصورت معادله (5) بیان کرد.

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

که در آن I_t شاخص هویساید¹ می‌باشد که بصورت زیر تعریف می‌گردد:

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

که در آن مقدار صفر، یک نقطه بحرانی می‌باشد. مدل‌های (5) و (6) به عنوان مدل‌های خود توزیعی آستانه‌ای معروف می‌باشند. اگر در مدل (5) ضرایب $\rho_1 = \rho_2$ باشد در آن صورت تعدیل متقارن بوده و در آن صورت روش انگل - گرانجر یک حالت خاصی از معادلات (2) و (6) خواهد بود. اگر در مدل خود توزیعی آستانه‌ای فرضیه عدم $\rho_1 = \rho_2 = 0$ مبني بر عدم همگرایی رد گردد، در آن صورت وجود یک تعادل بلند مدت بین متغیرهای مورد نظر اثبات می‌شود.

با فرض وجود یک بردار همگرایی بصورت معادله (1)، مدل تصحیح-خطای ارائه شده در معادله (3) بصورت معادله (7) تصریح می‌گردد.

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

که ρ_1 و ρ_2 به ترتیب ضرایب تعدیل برای اختلافات مثبت و منفی را نشان می‌دهند.

اندرس و گرانجر (1998) نشان دادند که معادله (5) را می‌توان با استفاده از تغییر وقفه‌های جمله $\{u_t\}$ به صورت یک فرایندی از درجه p ام بهبود بخشید.

$$\Delta X_t = I_t\rho_1\mu_{t-1} + (1-I_t)\rho_2\mu_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} v_i\Delta\mu_{t-i} + \epsilon_t \quad (8)$$

در معادله فوق طول وقفه (درجه p ام) با استفاده از معیار اطلاعات آکائیک² (AIC) و یا معیار بیزین‌شوارتز³ (SBC) تعیین می‌گردد (عبدلای، 2002).

البته بنگاه‌ها به دلیل وجود هزینه‌های ثابت تعدیل قیمت (مانند تغییر بروشورهای تبلیغاتی، لیست قیمت کالاها، کاتالوگ کالا و ...) از تعدیلات پیوسته قیمت کالا ممانعت به عمل می‌آورند و فقط در صورتی که انحراف از تعادل بلند مدت بیشتر از مرز آستانه‌ای⁴ (مرزی که منافع تعدیل قیمت بیشتر از هزینه‌های آن

¹ Heaviside

² Akaike Infomation Criteria (AIC)

³ Schwartz Bayesean criteria (SBC)

⁴ Threshold

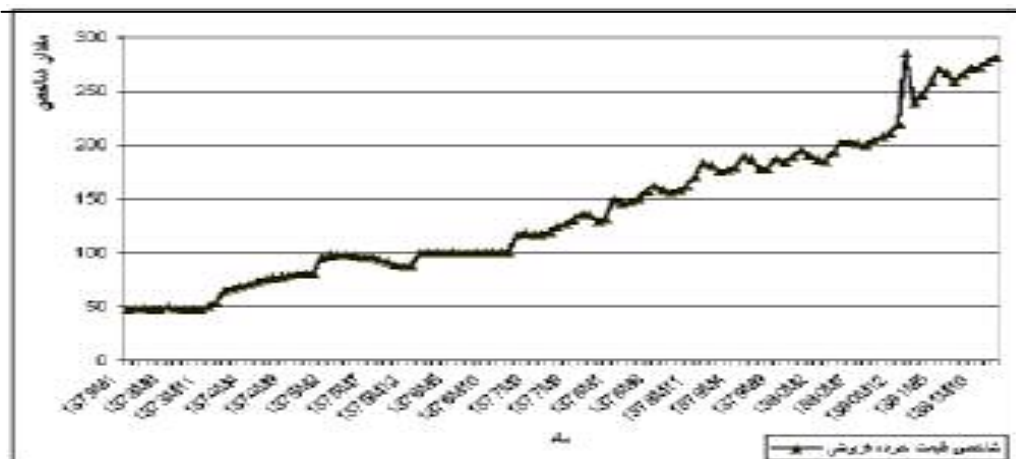
است) باشد، اقدام به تعدیل قیمت نموده و به سمت تعادل حرکت می‌کنند. لذا استفاده از مدل‌های تعادل آستانه‌ای نتایج بسیار مفیدی را از تجزیه و تحلیل انتقال نامتقارن قیمت ارائه می‌نمایند (عبدولای، ۲۰۰۰) آماره‌آزمون فرضیه عدم ($\rho_1 = \rho_2 = 0$) مبنی بر عدم همگرایی در مدل TAR به نام Φ_{μ} نامیده شده است (عبدولای، ۲۰۰۲). مقادیر بحرانی مناسب برای Φ_{μ} توسط اندرس و سیکلوس (۲۰۰۰) و اندرس و گرانجر (۱۹۹۸) محاسبه و جدول‌بندی گردیده است.

تمرکز مطالعه حاضر بر روی رفتار انتقال قیمت در بازار گوشت ایران در سطوح خردفروشی و عمدهفروشی می‌باشد. زیرا از یک طرف کالای گوشت سهم هزینه‌ای بالایی در سبد مصرفی مصرف‌کنندگان دارد و از طرف دیگر این صنعت در سال‌های اخیر دستخوش تحولات زیادی (مانند ورود گوشت‌های آلوده به بازار و واردات گوشت مرغ) بوده است. آمار و اطلاعات استفاده شده در این تجزیه و تحلیل، داده‌های ماهانه‌ی شاخص‌های قیمتی خرده و عمدهفروشی گوشت در ایران از فروردین ماه ۱۳۷۳ تا اسفند ماه ۱۳۸۱ بوده است. داده‌های مربوط از آمار نامه‌های بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران بر پایه سال ۱۳۷۶ استخراج گردیده است.

بحث و نتایج

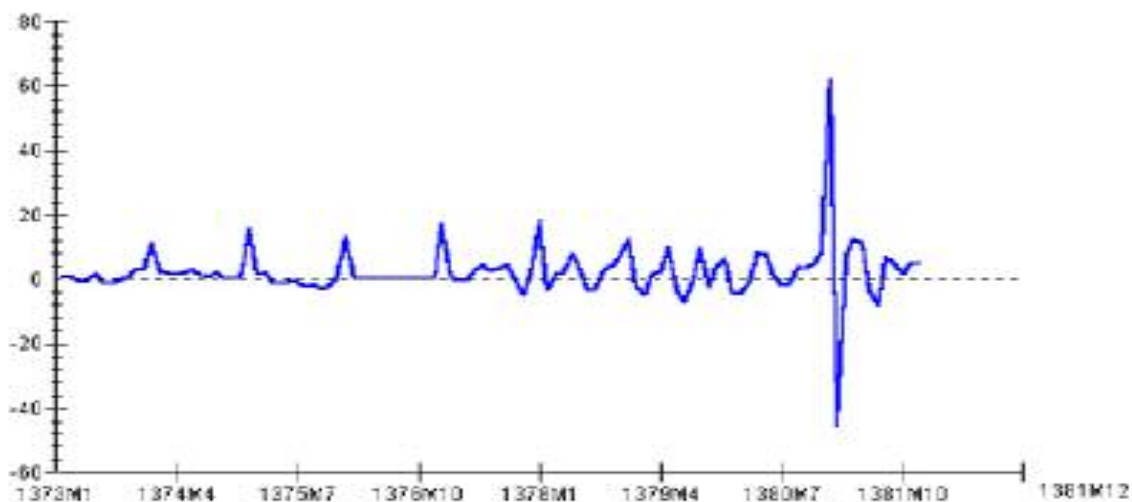
نمودار شماره (۱) و (۲) به ترتیب روند حرکت شاخص ماهانه قیمت خردفروشی و عمدهفروشی گوشت را در ایران طول سال‌های ۸۱-۱۳۷۳ نمایان می‌کنند. همانطوریکه ملاحظه می‌گردد شاخص قیمت‌های خردفروشی و عمدهفروشی گوشت تا اواخر سال ۱۳۸۰ از یک روند تقریباً منظمی پیروی کرده است. به این صورت که در فروردین ماه هر سال این صنعت با یک افزایش قیمت در سطح عمده و خردفروشی مواجه بوده و در ماه‌های بعدی این افزایش قیمت تعدیل می‌گردیده است و این روند در طی این سال‌ها تکرار شده است. ولی در فروردین ماه سال ۱۳۸۱ یک شوک قیمتی افزایشی بر بازار گوشت وارد گردید که منجر به یک رشد بی‌سابقه‌ای در شاخص قیمت‌های خردفروشی (۱۱/۲ درصد) و عمدهفروشی (۷/۰۳ درصد) نسبت به ماه‌های قبل گردید. اما در ماه‌های بعدی این افزایش قیمت تعدیل گردید. اما نکته حائز اهمیت اینکه، مدت و سرعت تعدیل و کاهش آن به اندازه مدت و سرعت افزایش آن نبوده است. نمودارهای (۳) و (۴) به روشنی این امر را نشان می‌دهند.

نمودار (۱). روند حرکت شاخص ماهانه قیمت خردفروشی گوشت ایران در طی سال‌های ۸۱-۱۳۷۳

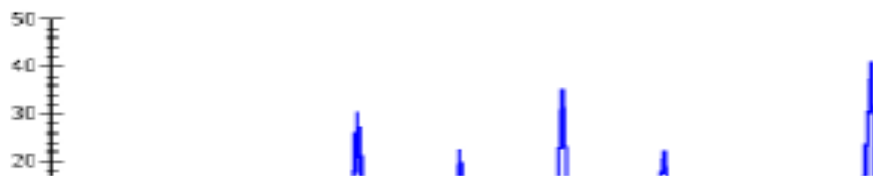


نمودار (2). روند حرکت شاخص ماهانه قیمت عمده‌فروشی گوشت ایران در طی سالهای 1373-81

نمودار (3). روند تغییرات نرخ رشد شاخص ماهانه قیمت خردفروشی گوشت ایران در طی سالهای 1373-81



نمودار (4). روند تغییرات نرخ رشد شاخص ماهانه قیمت عمده‌فروشی گوشت ایران در طی سالهای 1373-81



آزمون پایایی

برای آزمون پایایی سری‌های شاخص قیمت خرده و عمده فروشی گوشت از آزمون ریشه واحد دیکی - فولر¹ (ADF) استفاده شده است که نتایج آن در جدول شماره (1) آمده است. در این تست تعیین طول وقفه مناسب توسط AIC صورت گرفته است. مقادیر آماره ADF برآورد شده برای تقاضل مرتبه اول سری‌های قیمت خرده‌فروشی و عمده‌فروشی گوشت به ترتیب 8/496- و 7/948- بوده که در مقایسه با مقادیر بحرانی در سطح 95 درصد (-3/453)، تقاضل مرتبه اول سری‌ها پایا می‌باشند.

به منظور اطمینان از انباشته‌بودن² درجه یک $I(1)$ سری‌های قیمت خرده و عمده فروشی، تست کویاتکوسکی و همکاران² (1992) نیز بکار گرفته شده است. مقادیر برآوردی برای سری شاخص قیمت خرده‌فروشی 0/905 و 0/106 و برای سری شاخص عمده‌فروشی 0/793 و 0/128 به ترتیب برای سطح و تقاضل مرتبه اول داده‌ها به دست آمده است. کمیت بحرانی مناسب محاسبه شده در سطح 90 درصد 0/463 می‌باشد. لذا با توجه به نتایج هر دو آزمون می‌توان عنوان نمود که هر دو سری داده‌ها انباشته از درجه اول یا $I(1)$ می‌باشند. از طرف دیگر نمودارهای (1)، (2)، (3) و (4) گواه بر این ادعا می‌باشند.

جدول 1- نتایج آزمون ریشه واحد ویکی - فولر برای شاخص ماهانه قیمت خرده‌فروشی و عمده‌فروشی گوشت

| متغیر | شاخص قیمت عمده‌فروشی | | شاخص قیمت خرده‌فروشی | |
|------------------|----------------------|-----------------|----------------------|-----------------|
| | 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.

| | | | | |
|---------|--------|---------|---------|----------------|
| 2 | 3 | 2 | 1 | طول وقفه |
| -8/496* | -0/971 | -7/948* | -3/0008 | مقدار محاسباتی |
| -3/456 | -2/453 | -3/453 | -3/453 | مقدار بحرانی |

*. معنی داری در سطح 5 درصد.

برآورد همگرایی آستانه‌ای

انتقال قیمت در بازار گوشت نیازمند وجود رابطه بلندمدتی بین قیمت‌های خریدفروشی و عمدفروشی گوشت بعد از محو اثرات زود گذر عوامل اثرگذار بر بخش تولید و مصرف کالا می‌باشد. مطابق روش همگرایی انگل - گرانجر، رابطه تعادلی بلندمدت (با آماره t در داخل پرانتز) بین قیمت‌های خریدفروشی (RPI_t) و عمدفروشی (WPI_t) گوشت به صورت زیر برآورد گردیده است:

$$RPI_t = 6/0078 + 0/94909WPI_t + \hat{\mu}_t \quad (9)$$

(2/9301) (42/987)

مطابق روش انگل گرانجر، اجزای باقیمانده مدل (9) برای برآورد در مدل (2) بکار گرفته شده است. نتایج برآورد این مدل در جدول (2) گزارش شده است. مقدار آماره t محاسباتی برای فرضیه عدم مبنی بر $\rho_1 = 0$ مساوی 1/9752- می‌باشد، که مقایسه آن با مقادیر بحرانی تست انگل - گرانجر در سطح احتمالی 5 درصد ($t = -1/95$) (اندرس، 1995، ص 419) مؤید آن است شاخص قیمت خریدفروشی با عمدفروشی همگرا می‌باشد. سپس مدل TAR مطابق معادله (8) با طول وقفه متفاوت به صورت غیر خطی و با استفاده از روش حداکثر راستمایی (ML) برآورد گردید. مطابق روش انگل - گرانجر، طول وقفه $\{\Delta\mu_{t-1}\}$ برای مدل با استفاده از AIC و SBC از درجه یک تعیین گردید. مقدار محاسبه شده برای آماره اندرس $\Phi_\mu = 6/129$ بوده که کمتر از مقدار بحرانی می‌باشد، لذا فرضیه عدم مبنی بر $\rho_1 = \rho_2 = 0$ را می‌توان رد کرد و این امر نشان می‌دهد که قادر به آزمون فرضیه عدم مبنی بر وجود تعدیل نامتقارن قیمت (مانند $\rho_1 = \rho_2$) خواهیم بود. زیرا شرط لازم برای آزمون تعدیل نامتقارن قیمت در رهیافت اندرس و گرانجر (1998) همگرا بودن سری‌های مورد مطالعه می‌باشد. (عبدولای، 2002).

کمیت آماره LM گزارش شده برای مدل انگل-گرانجر در جدول (11/1007) حاکی از آن است که باقیمانده‌های معادله (2) به طور معنی‌داری همبستگی ندارند. همچنین مقدار آماره $Whit$ (0/80598) عدم وجود ناهمسانی واریانس را منعکس می‌کند.

جدول 2- نتایج برآورد انتقال قیمت در بازار گوشت ایران

| | | |
|-----------|---------------|--------------------|
| آستانه‌ای | انگل - گرانجر | مدل آماره/ضرایب |
|-----------|---------------|--------------------|

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

1. اعداد داخل پرانتز مقادیر بحرانی را نشان می دهد.
2. مقادیر بحرانی برای Φ_u با 106 مشاهده و وقفه اول در سطح معنی داری 10، 5 و 1 درصد به ترتیب 5/55، 7/66 و 9/1 می باشد.
ماخذ: یافته های تحقیق.

مطابق بحث های فوق می توان عنوان نمود که رابطه تعادلی بلندمدت بین سری های قیمت خریدفروشی و عمدفروشی گوشت از رفتار آستانه ای (TAR) تبعیت می کند. به عبارت دیگر مدل TAR بازگو کننده ماهیت تعادلی سری های قیمت خریدفروشی و عمدفروشی در بازار گوشت ایران می باشند.

مدل تصحیح خطای نامتقارن

همانطوریکه بحث گردید، تصریح مدل تصحیح - خطای (ECM) به شکل معادله (5) بازگو کننده انتقال متقارن قیمت می باشد و برای آزمون انتقال نامتقارن قیمت از روش کرامون و همکاران استفاده شده است. با توجه به نتایج علیت گرانجر تصریح مدل تصحیح - خطای نامتقارن کرامون و همکاران به شکل معادله (10) بیان گردیده است.

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

که در آن K و L طول وقفه ها، ECT_{t-1}^+ و ECT_{t-1}^- اجزاء تصحیح خطای حاصله از رگرسیون همگرایی معادله (9) می باشد. ضرایب λ^+ ، λ^- به ترتیب میزان تعدیلات قیمت خریدفروشی گوشت نسبت به شوک های مثبت و منفی حاشیه بازاریابی را ارائه می نمایند. این اجزاء را می توان به صورت زیر نشان داد:

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

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

که در آن I_t شاخص هوپساید می‌باشد. اگر فرضیه عدم مبنی بر تعدیل متقارن قیمت‌ها (مانند λ^+, λ^-) را بتوان رد کرد، در آن صورت نحوه تعدیلات قیمت گوشت در دو سطح عمده و خردفروشی بازار نامتقارن می‌باشد. جدول (3) نتایج مدل‌های متقارن و غیرمتقارن تصحیح خطا را نشان می‌دهد.

جدول (3) برآورد ضرایب مدل‌های متقارن و غیرمتقارن تصحیح خطا

| متغیرها | مدل تصحیح خطای نامتقارن | | مدل تصحیح خطای متقارن | |
|--------------------|-------------------------|-----------|-----------------------|-----------|
| | ضرایب برآورد شده | آماره t | ضرایب برآورد شده | آماره t |
| عرض از مبدا | 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 | — |
| $LM(\chi_4^2)$ | 9/67(0/745) | — | 9/88(0/626) | — |
| $ARCH(\chi_4^1)$ | 3/0577(0/548) | — | 3/257(0/628) | — |

ماخذ: یافته‌های تحقیق.

ضرایب برآورد شده مدل تعدیل نامتقارن در جدول (3) ارائه شده است. آماره‌های t اجزای تصحیح ECT_{t-1}^+ و ECT_{t-1}^- در این مدل نشان می‌دهد که قیمت‌های خردفروشی شدیداً به شوک‌های منفی حاشیه بازاریابی واکنش نشان می‌دهند، در حالی که شوک‌های مثبت در حاشیه بازاریابی تقریباً به صورت پایدار باقی می‌مانند. به عبارت دیگر قیمت‌های خردفروشی گوشت به شوک‌های منفی (مانند افزایش قیمت عمده‌فروشی) وارده بر حاشیه بازاریابی گوشت به طور سریع و قوی عکس العمل نشان می‌دهند تا به شوک‌های مثبت جدول (3)، نتایج برآورد مدل‌های تصحیح خطا وارده به حاشیه بازاریابی. فراتر از آن نیز می‌توان عنوان نمود که شوک‌های مثبت (مانند کاهش قیمت عمده‌فروشی گوشت) به طور پایداری در سطح بازار گوشت ایران باقی می‌ماند و تعدیلات این شوک قیمتی بسیار آهسته تر صورت می‌گیرد.

ضرایب λ^+, λ^- در واقع نحوه تعدیل قیمت‌های خردفروشی را به منظور دستیابی به حالت تعادل در بازار گوشت منعکس می‌نمایند. این ضرایب برآورد شده در جدول (3) مؤید این مطلب می‌باشند که قیمت‌های

خردهفروشی گوشت بازار را طوری تعدیل می‌نمایند که تقریباً در هر ماه 19 درصد از یک واحد تغییر منفی در انحراف از رابطه تعادلی، که در اثر تغییرات قیمت عمدهفروشی گوشت حاصل گردیده است، از بین برود. از طرف دیگر، قیمت‌های خردهفروشی گوشت فقط 8 درصد از یک تغییر مثبت در انحراف از حالت تعادلی بازار، که بوسیله تغییرات قیمت‌های عمدهفروشی گوشت ایجاد شده است، تعدیل می‌کند. این یافته نشان می‌دهد دستیابی به یک بازار تعادلی بلند مدت بین قیمت‌های عمده و خردهفروشی گوشت، زمانی که تغییرات در انحراف از تعادل بلند مدت بازار منفی باشد خیلی سریع‌تر از حالتی خواهد بود که تغییرات انحراف از تعادل بلند مدت بازار مثبت باشد. به بیان دیگر، افزایش قیمت عمدهفروشی گوشت موجب کاهش حاشیه بازاریابی کالای گوشت می‌گردد که این شوک منفی وارده به حاشیه بازاریابی کالای گوشت موجب انحراف بازار از حالت تعادلی خود می‌گردد. در هر ماه تقریباً 19 درصد از این انحرافات منفی در بازار گوشت توسط قیمت‌های خردهفروشی گوشت تعدیل می‌گردد.

کاهش قیمت‌های عمدهفروشی گوشت موجب افزایش حاشیه بازاریابی کالای گوشت در ایران می‌شود و این امر باعث ایجاد شوک مثبت در حاشیه بازاریابی کالای گوشت شده و موجب انحراف (مثبت) بازار از حالت تعادلی خود می‌باشد. همانطوریکه ملاحظه گردید قیمت‌های خردهفروشی گوشت فقط 7 درصد از این انحراف مثبت را در هر ماه تعدیل خواهد نمود. به عبارت دیگر این افزایش حاشیه بازاریابی (کاهش قیمت عمدهفروشی گوشت) تقریباً به طور پایداری در بطن بازار وجود خواهد داشت.

نتایج برآورد مدل تصحیح - خطای متقارن برای کالای گوشت ایران در ستون‌های سمت راست جدول

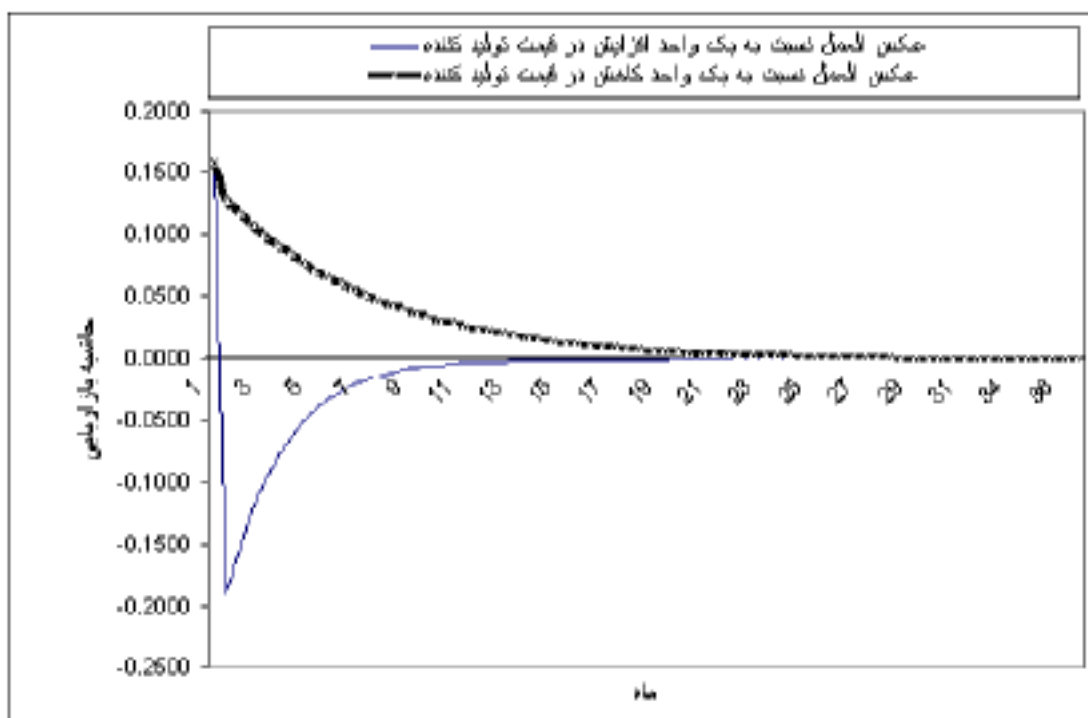
(3) منعکس شده است. آماره های t در این مدل نشان می‌دهد که جزء تصحیح - خطای (ECT_{t-1}) در این معادله متقارن از لحاظ آماری در سطح 5 درصد کاملاً معنی دار می‌باشد و این امر نشان می‌دهد که نیروهای دخیل در بازار گوشت ایران به منظور ایجاد یک تعادل بلند مدت با هم همگرایی دارند؛ بطوریکه قیمت‌های خردهفروشی در هر ماه تقریباً 12 درصد از انحرافات ایجاد شده در تعادل بلند مدت این بازار را تعدیل خواهند نمود.

از نتایج مدل تصحیح - خطای نامتقارن ارائه شده در جدول (3) به منظور آزمایش بیشتر نحوه عکس العمل قیمت‌های خردهفروشی و عمدهفروشی به مداخلات ایجاد شده در تعادل پویای آنها استفاده شده است.

نتایج مدل تصحیح - خطای نامتقارن مؤید این مطلب می‌باشد که یک واحد افزایش در قیمت عمدهفروشی گوشت (شوک منفی وارده به حاشیه بازاریابی گوشت) منجر به افزایش 0/841 واحد در قیمت خردهفروشی گوشت خواهد شد. این امر موجب خواهد شد که حاشیه بازاریابی گوشت 0/159 واحد کاهش یابد. این کاهش بازاریابی، همزمان با رشد پیوسته قیمت عمدهفروشی گوشت، در به طور مجانی (در بلند مدت) در هر ماه 0/192 واحد تصحیح خواهد شد. لذا حاشیه بازاریابی در طول 10 ماه به حالت تعادلی خود بر می‌گردد.

اما کاهش در قیمت عمدهفروشی (شوک مثبت وارده به حاشیه بازاریابی) موجب خواهد شد که قیمت خردفروشی حدود $0/841$ واحد کاهش یابد. این امر سبب خواهد شد که حاشیه بازاریابی $0/159$ واحد افزایش یابد. این افزایش حاشیه بازاریابی گوشت در هر دوره به طور ماهانه $0/079$ واحد تعدیل می‌گردد که تقریباً در طول 24 ماه بازار به سطح تعادل خود بر می‌گردد. شکل شماره (5) این مطالب را بهتر نمایش می‌دهد.

شکل (5). عکس العمل نامتقارن حاشیه بازاریابی به یک واحد افزایش و کاهش قیمت تولید کننده



این نتایج ثابت می‌کند در سطح قیمت خردفروشی گوشت زمانی تمایل برای برگشت به حالت تعادلی خود دارد که یک شوک قیمتی منفی به حاشیه بازاریابی وارد گردد. این نتیجه با این مطلب سازگار است که گفته می‌شود حاشیه بازاریابی زمانی که نسبت به سطح تعادل بلند مدتش تحت فشار (منقبض) باشد خیلی سریعتر از حالتی که گسترده (انبساط) باشد، بهبود می‌یابد (عبدولای، 2002).

بنابراین یافته‌های این مطالعه مؤید این مطلب نیست خرده فروشان در بازار گوشت ایران دارای قدرت بازار یا سود غیر معمول می‌باشند؛ هر چه که بعضی از فرضیه‌هایی که قبلاً بحث شد پیشنهاد می‌کنند که به واسطه وجود تعدیل نامتقارن قیمت می‌توان وجود یک قدرت بازار موقعی را در بازار گوشت ایران نتیجه گرفت.

نتیجه‌گیری

مطالعات اخیر درباره انتقال قیمت در بخش بازاریابی مواد غذایی عنوان می‌کنند که واسطه‌گران از قدرت بازار استفاده کرده و افزایش قیمت نهاده‌ها را سریعاً و احتمالاً کاملاً از حالت کاهش قیمت نهاده‌ها به مصرف‌کننده منتقل می‌کنند. مقاله حاضر از روشهای آماری جدیدی برای امتحان کردن رابطه بلند مدت و کوتاه مدت بین قیمت‌های عمده و خردهفروشی، با تأکید ویژه بر روی خصوصیات سری‌های زمانی داده‌های قیمت، استفاده کرده است.

مدل خود توزیعی آستانه‌ای (TAR) با استفاده از داده‌های قیمت بازار گوشت ایران در طی سالهای 81-1373، وجود تعدیل نامتقارن قیمت را مورد تأیید قرار دادند. بطوریکه افزایش در قیمت‌های عمدهفروشی گوشت باعث کاهش حاشیه بازاریابی می‌گردد و این کاهش حاشیه بازاریابی به سطح قیمت‌های خردهفروشی سریعتر از حالتی که کاهش قیمت‌های عمدهفروشی که موجب افزایش حاشیه بازاریابی می‌گردد، منتقل می‌گردد. بنابراین حاشیه بازاریابی در حالتی که نسبت به سطح تعادلی بلند مدتش تحت فشار (منقبض) باشد سریعتر از حالتی که گسترده است، بهبود می‌یابد.

به منظور بررسی ماهیت تعدیل کوتاه مدت بازار گوشت، مدل‌های تعدیل تصحیح - خطای متقارن و نامتقارن نیز برآورد گردید. مدل تصحیح - خطای نامتقارن یک مسیر پویای سازگاری را مشخص می‌کند که بوسیله آن مسیر می‌توان تعدیلاتی را در جهت حذف انحرافات حاصله از تعادل بلند مدت وجود دارد، اعمال نمود. در حالیکه مدل تصحیح - خطای متقارن هیچ نوع مسیر پویای را جهت حذف این انحرافات نشان نمی‌دهد. همچنین یک ارزیابی از تابع عکس العمل (نمودار 5) صورت گرفت که اشاره بر آن دارد که انتقال قیمت در بازار گوشت ایران به طور نامتقارن صورت می‌گیرد. این نتیجه اساساً نشان می‌دهد که خرده فروشان شوک‌های قیمتی عمده فروشان را تعدیل می‌کنند ولی در حالیکه اثرات شوک‌های بازار خردهفروشی اکثراً به بازارهای خردهفروشی محدود می‌گردد. کار عملی دیگری که در این راستا می‌توان انجام داد این است که به دنبال کشف و شرح دلیل وجود این انتقال قیمت نامتقارن باشیم.

منابع مورد استفاده

1. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، آمار نامه شاخص بهای ماهانه عمدهفروشی و خردهفروشی کالاها و خدمات مصرفی طی سالهای 81-1373، مرکز آمار اقتصادی.
2. Abdulai, A. (2002) Using Threshold Cointegration 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.

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.

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