

اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال چهاردهم، شماره ۵۳، بهار ۱۳۸۵

تعدیل نامتقارن و انتقال قیمت در بازار گوشت قرمز ایران

دکتر سید صفدر حسینی* و محمد قهرمانزاده*

تاریخ دریافت: ۸۴/۹/۱۳ تاریخ پذیرش: ۸۵/۱/۲۶

چکیده

مقاله حاضر نحوه انتقال (مقارن یا نامتقارن) قیمت را در بازار گوشت قرمز ایران بررسی می‌کند. در این مقاله از روش همگرایی آستانه‌ای و داده‌های سری زمانی فصلی قیمت گوشت قرمز در سطح کشور و برای دوره ۱۳۷۳-۱۳۸۱ استفاده شده است. همچنین با به کارگیری مدل‌های تصحیح خطای نامتقارن، تعدیلات کوتاهمدت این بازار تجزیه و تحلیل گردیده است.

یافته‌های این مطالعه نشان می‌دهد که انتقال قیمت بین سطوح تولیدکننده (مزرعه) و خرده‌فروشی گوشت نامتقارن است و این امر نشان می‌دهد که افزایش قیمت تولیدکننده، که منجر به کاهش حاشیه بازاریابی بازار گوشت قرمز می‌گردد، نسبت به کاهش قیمت‌های تولیدکننده (مزرعه)، که موجب افزایش حاشیه بازاریابی در بازار گوشت قرمز ایران می‌شود، خیلی سریعتر به قیمت‌های خرده‌فروشی منتقل می‌گردد.

کلید واژه‌ها:

انتقال نامتقارن قیمت، بازار گوشت، همگرایی آستانه‌ای، مدل تصحیح خطا

* به ترتیب: دانشیار و دانشجوی دوره دکتری اقتصاد کشاورزی دانشکده اقتصاد و توسعه کشاورزی دانشگاه تهران
e-mail:hosseini_safdar@yahoo.com e-mail:ghahreman@ut.ac.ir

اقتصاد کشاورزی و توسعه - شماره ۵۳

مقدمه

در اوایل سال ۱۳۸۱ با افزایش سطح قیمت گوشت قرمز، شوک قیمتی بی سابقه‌ای بر بازار گوشت ایران وارد شد (نمودارهای ۱ و ۲)، به طوری که در فروردین ماه این سال شاخص قیمت خرده‌فروشی با افزایش ۱۱/۲ درصدی نسبت به ماه گذشته روبه رو شد. این افزایش قیمت با اندکی ملایمت در ماه‌های بعدی نیز ادامه یافت. اگرچه شاخص قیمت‌های خرده‌فروشی نرخ رشدی معادل ۱۱/۲ درصد داشت، ولی روند صعودی قیمت‌ها در بازارهای عمده‌فروشی به همان اندازه (۱۱/۲) حاصل نشد به گونه‌ای که این بازار رشدی معادل ۷/۰۳ درصد داشت. این واقعیت سئوالات زیادی را برانگیخت، از جمله اینکه آیا انتقال قیمت^۱ در بازارهای گوشت ایران نامتقارن^۲ است؟ و انتقال عمودی^۳ شوک‌های وارد بر سطوح مختلفی از بازار به چه صورتی می‌باشد؟

انتقال نامتقارن قیمت نه تنها به این دلیل اهمیت دارد که ممکن است بر شکاف موجود در نظریه‌های اقتصادی دلالت کند، بلکه وجود آن به عنوان شاهدهی از نارسایی بازار، در اهداف سیاستی نیز مورد توجه است (حسینی و نیکوکار، ۱۳۸۵ و حسینی و دور اندیش، ۱۳۸۵). وان کرامون و همکارانش (Von Cramon & et al., 2003) بیان می‌کنند که در مباحث سیاست‌گذاری، انتقال نامتقارن قیمت پدیده‌ای است که -ممکن است- از رقابت ناقص بازار ناشی شود. آنها همچنین معتقدند که این امر سبب تحمیل هزینه‌ای بیشتر بر مصرف‌کنندگان می‌شود. کینوکان و فورکر (Kinnucan and Forker, 1987) در مطالعه خود عنوان می‌کنند که مداخلات دولت با کمک قیمت‌های حمایتی و سهمیه بازاریابی می‌تواند به تعدیلات نامتقارن بازار منجر شود. گودوین و هارپر (Goodwin and Harper, 2000) معتقدند نحوه انتقال قیمت در سطوح مختلفی از بازار در واقع نحوه فعالیت نیروهای دخیل در این بازارها را منعکس می‌کند. به طور سنتی، قیمت‌های بازارسازو کارهای اولیه‌ای هستند که سطوح مختلف بازار را به

1. price transmission
2. asymmetric
3. vertical transmission

تعدیل نامتقارن ...

هم می‌پیوندند و شوکهای وارد بر هر سطح از بازار را در بین تولیدکنندگان، عمده‌فروشان و خرده‌فروشان انتقال می‌دهند. عبدولای (Abdulai, 2002) در مطالعه خود بیان می‌کند که نحوه تعدیل قیمت و سرعت انتقال آن از جمله عوامل اساسی برای نشان دادن ماهیت یک سطح بازار (مانند تولیدکننده) در برابر سطوح دیگر بازار است.

بسیاری از محققان مانند گودوین و هولت (Goodwin and Holt, 1999)، حسینی و نیکوکار (۱۳۸۵)، حسینی و دور اندیش (۱۳۸۵) تأیید می‌کنند که واسطه‌گران در افزایش قیمت مواد غذایی نسبت به کاهش آن مؤثرتر و مستعدترند. در نتیجه، افزایش قیمت‌ها سریعاً و شاید به طور کامل ولی کاهش هزینه‌ها آرامتر و ناقص‌تر به مصرف‌کننده منتقل می‌شود. بنابراین، سرعت و دامنه تعدیلات شوکهای بازار ممکن است کاربردهای ضمنی مهمی برای کشف قیمت^۱، حاشیه بازاریابی و فعالیتهای تعیین قیمت^۲ داشته باشد.

از آنجا که سهم هزینه‌ای کالای گوشت قرمز در سبد مصرفی خانوار بیشتر است، لذا تغییرات قیمت آن از لحاظ مالی برای مصرف‌کنندگان اهمیت دارد. مطالعه حاضر نیز نحوه انتقال (مقارن و نامتقارن) قیمت را در سطوح مختلف بازار گوشت قرمز ایران بررسی می‌کند.

چارچوب نظری و روش تحقیق

نظریه های متناقض زیادی برای توضیح وجود انتقال نامتقارن قیمت خرده‌فروشی و سرمرزعه‌ای وجود دارد. کونوک و ویدوز (Kovenock and Widdows, 1998) خاطر نشان می‌کنند اگر تغییرات هزینه نهاده‌های تولید به صورت متناوب صورت گیرد، هزینه‌های مواد غذایی احتمالاً بالا می‌رود و ممکن است تمایل به تعدیل این قیمت‌ها، در روند کاهش هزینه نهاده‌های تولید وجود نداشته باشد، زیرا این عمل برای خرده‌فروشان هزینه‌بر به حساب می‌آید. این هزینه‌ها ممکن است مربوط به قیمتگذاری دوباره کالاها و ارائه اطلاعات درباره قیمت کالاها به مردم و مصرف‌کنندگان خاص آن کالا باشد. برای مثال اگر بنگاه‌های

1. price discovery

2. mark-up

خرده‌فروشی تمایل نداشته باشند به مشتریان خود علامت دهند که شرایط حاکم بر بازار عوض شده است، مشتریان آنها می‌توانند جستجوی دوباره‌ای برای یافتن کالای مورد نظر خود انجام دهند و به سراغ کالاها و بازارهای دیگر بروند.

اعظم (Azzam, 1999) نشان می‌دهد که نرخ افزایش قیمت‌های خرده‌فروشی ممکن است بیشتر از نرخ کاهشی آن باشد، ولی افزایش قیمت‌ها زمانی که بازار رقابتی کامل باشد، کمتر خواهد بود و اگر بازار به صورت رقابت ناقص باشد، کاهش قیمت زیادتر خواهد شد. دلیل دیگر برای وجود انتقال نامتقارن قیمت در سطوح بازار خرده‌فروشی و عمده‌فروشی، وجود هزینه‌های جستجوی کالا در بازارهای غیررقابتی محلی است (Goodwin & Harper, 2000). در بسیاری از مناطق بنگاه‌های خرده‌فروشی ممکن است از قدرت بازاری محلی، که ناشی از نبود بنگاه‌های مشابه در همسایگی خود می‌باشد، سود ببرند. مشتریان در این گونه بازارها اطلاعات کاملی از قیمت‌های تعیین شده توسط سایر بنگاه‌ها ندارند و همچنین با تعداد محدودی از انتخابها روبه رویند. حتی اگر مشتریان افزایش قیمت را در یک مغازه خرده‌فروشی مشاهده کنند، ممکن است از اینکه از افزایش قیمت‌ها در سایر مغازه‌ها مطمئن نباشند، تحت چنین شرایطی، بنگاه‌ها سریعاً قیمت‌های خرده‌فروشی را به دلیل افزایش قیمت تولیدکنندگان افزایش می‌دهند و می‌توانند قیمت خرده‌فروشی را با کاهش قیمت تولیدکننده، آرامتر و کندتر کاهش دهند. کینوکان و فورکر عنوان می‌کنند که مداخلات دولت از طریق قیمت‌های حمایتی و سهمیه‌بازاریابی می‌تواند به انتقال نامتقارن قیمت‌ها منجر گردد.

در طول سه دهه اخیر تلاش‌های زیادی برای آزمون انتقال نامتقارن قیمت صورت گرفته است. اکثر مطالعات گذشته از روش هوک (Houk, 1977) برای بررسی و ارزیابی ماهیت انتقال عمودی قیمت در بازاریابی مواد غذایی استفاده کرده‌اند. اخیراً وان کرامون-تاوبیدل و لوی (Von Cramon-Taubadel & Loy, 1997) ثابت کردند که تصریح مدل هوک با مفهوم همگرایی ناسازگاری دارد. همچنین اعظم نشان داد که استفاده از روش هوک، بویژه زمانی که چسبندگی قیمت‌ها به دلیل هزینه‌های قیمتگذاری دوباره کالا وجود دارد، برای آزمون انتقال متقارن قیمت‌های بازار مناسب نیست و به کارگیری تکنیک همگرایی را برای این کار پیشنهاد کرد.

تعدیل نامتقارن ...

انگل و گرانجریک روش دومرحله‌ای را برای تعدیل متقارن ارائه کرده‌اند. در این

روش ابتدا با استفاده از روش OLS رابطه تعادلی درازمدت زیر برآورد می‌شود:

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

که در آن X_{it} متغیرهای توضیحی، β_i پارامترهای مدل و μ جزء خطاست. سپس با استفاده از OLS رابطه ۲ برآورد و ضریب ρ تعیین می‌گردد.

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

که ε_t یک فرایند نوفه سفید^۱ است. مطابق نظریه انگل - گرانجر اگر $\rho \neq 0$ باشد، معادلات ۳ و ۴ با هم یک مدل خطای تصحیح^۲ را بیان می‌کنند که به صورت زیر است:

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

$$\Sigma + \dots + \sum_{j=1}^K \beta_{nj} \Delta X_{n,t-j} + v_{1t}$$

که در آن v_{1t} یک جزء توزیعی نوفه سفید و K طول وقفه است. ضریب δ_j نیز سازوکار خطای تصحیح را بیان می‌کند.

اندرس و گرانجر (Enders & Granger, 1998) بیان می‌کنند که اگر تعدیل نامتقارن

باشد، آزمونهای همگرایی در چارچوب روشهای انگل - گرانجر و جوهانسن دارای خطای تصریح^۳ خواهد بود. زمانی که از این روشها برای تجزیه و تحلیل انتقال قیمت خرده‌فروشی - تولیدکننده استفاده می‌گردد، فرض ضمنی این است که واکنشهای قیمت متقارن می‌باشد و در این حالت یک شوک بر قیمت‌های عمده‌فروشی و به همان اندازه بر قیمت‌های خرده‌فروشی وارد خواهد شد، بدون توجه به اینکه آیا این شوک در جهت کاهش یا افزایش قیمت‌هاست. این محققان به منظور تعدیل نامتقارن انتقال قیمت‌ها، مدل تصحیح خطای دیگری به نام مدل خودتوزیعی آستانه‌ای^۴ ارائه کرده‌اند که شکل ریاضی آن به صورت زیر 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. white noise

2. error - correction model

3. misspecification

4. threshold

شرط لازم برای ایستا بودن $\{\mu_t\}$ این است که: $0 < (\rho_1, \rho_2) < 2$ باشد. اندرس و گرانجر همچنین نشان دادند اگر این مجموعه پایا باشد، با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی ρ_1, ρ_2 را می‌توان برآورد کرد. فرم تعدیل شده معادله ۴ را می‌توان به صورت معادله ۵ بیان کرد:

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

که در آن I_t شاخص هوی ساید است^۱ و به صورت زیر تعریف می‌شود:

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

در معادله بالا مقدار صفر نقطه‌ای بحرانی است. مدل‌های ۵ و ۶ به مدل‌های خودتوزیعی آستانه‌ای معروفند. اگر در مدل ۵ ρ_2 برابر ρ_1 باشد، تعدیل متقارن و روش انگل - گرانجر حالت خاصی از معادلات ۲ و ۶ است. اگر در مدل خودتوزیعی آستانه‌ای فرضیه عدم $\rho_1 = \rho_2 = 0$ مبنی بر نبود همگرایی رد شود، در این صورت وجود یک تعادل درازمدت بین متغیرهای مورد نظر اثبات می‌شود.

با فرض وجود یک بردار همگرایی به صورت معادله ۱، مدل تصحیح خطای ارائه شده در معادله ۳ چنین خواهد شد:

(۷)

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

که در آن ρ_1 و ρ_2 به ترتیب ضرایب تعدیل برای اختلافات مثبت و منفی است.

اندرس و گرانجر نشان دادند که معادله ۵ را می‌توان با استفاده از تغییر وقفه‌های جمله

$\{\mu_t\}$ به صورت فرایندی از درجه ρ بهبود بخشید.

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

تعدیل نامتقارن ...

در معادله فوق طول وقفه (درجه ρ ام) با استفاده از معیار اطلاعات آکایک (AIC)^۱ و یا معیار بیزین شوارتز^۲ (SBC) تعیین می گردد (Abdulai, 2002).

البته بنگاه‌ها به دلیل وجود هزینه‌های ثابت تعدیل قیمت (مانند تغییر بروشورهای تبلیغاتی، فهرست قیمت کالاها، کاتالوگ کالا و ...) از تعدیلات پیوسته قیمت کالا جلوگیری می کنند و فقط در صورتی که انحراف از تعادل درازمدت بیشتر از مرز آستانه‌ای (مرزی که منافع تعدیل قیمت بیشتر از هزینه های آن است) باشد، اقدام به تعدیل قیمت و به سمت تعادل حرکت می کنند. لذا استفاده از مدل‌های تعادل آستانه‌ای نتایج بسیار مفیدی را از تجزیه و تحلیل انتقال نامتقارن قیمت ارائه می نمایند (همان منبع).

اندرس و سیکلوس (Enders and Siklos, 2001) بیان می کنند که می توان شرایطی را برگزید که شاخص هوی ساید به جای اینکه به سطح μ_{t-1} (معادله ۶) بستگی داشته باشد، تابعی از تغییرات دوره قبلی μ_{t-1} باشد. در این صورت می توان شاخص هوی ساید را مطابق معادله ۹ تصریح کرد:

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{if } \Delta\mu_{t-1} \geq 0 \\ 0 & \text{if } \Delta\mu_{t-1} < 0 \end{cases} \quad (9)$$

جایگزینی معادله ۹ در معادله ۶ زمانی پذیرفتنی و ارزشمند خواهد بود که تعدیلات نامتقارن باشد. مدل‌های برآورد شده با معادلات ۱، ۵ و ۹ مدل خود توزیعی آستانه‌ای - گشتاور^۳ (M-TAR) نامیده می شوند (Abdulai, 2002). در این روش، تصحیح حاشیه بازاریابی، به اندازه این حاشیه در زمان و مکان خاصی بستگی ندارد، بلکه تابعی از مقدار و مسیر تغییرات آن در دوره قبلی است. در این حالت M-TAR یک رفتار گشتاوری به خود می گیرد.

آماره‌های آزمون فرضیه عدم ($\rho_1 = \rho_2 = 0$) مبنی بر نبود همگرایی در مدل‌های TAR (مدل‌های ۵ و ۶) و M-TAR (مدل‌های ۵ و ۹) به ترتیب Φ_{μ}^* , Φ_{μ} نامیده شده‌اند (همان منبع). نحوه توزیع Φ_{μ}^* , Φ_{μ} تحت تأثیر سه فاکتور اصلی است: الف) تعداد وقفه‌ها در معادله ۱۰، ب) تعداد متغیرها و ج) نوع متغیرهای موجود در رابطه همگرایی. مقادیر بحرانی مناسب برای Φ_{μ}^* , Φ_{μ} را اندرس و سیکلوس و اندرس و گرانجر محاسبه و جدول بندی کرده‌اند.

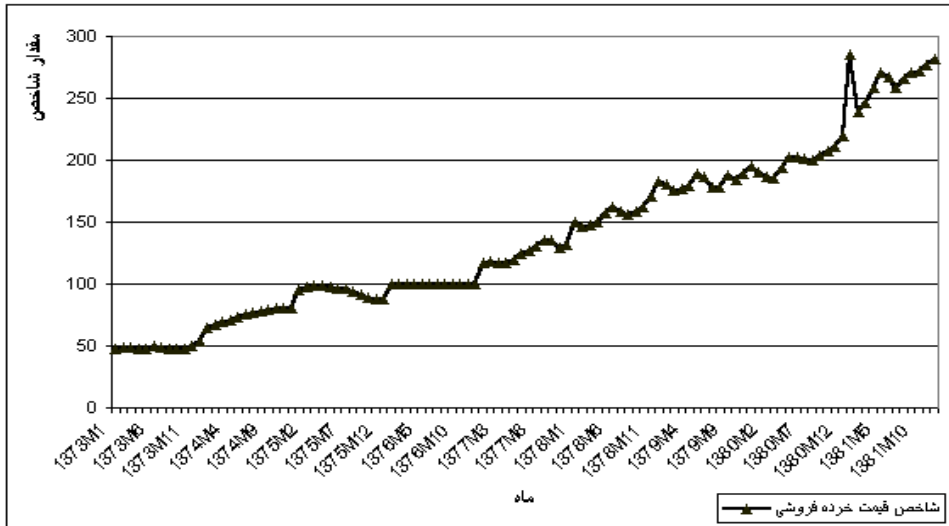
1. Akaike Information Criteria (AIC)
2. Schwartz Bayesean Criteria (SBC)
3. momentum

تمرکز مطالعه حاضر روی رفتار انتقال قیمت در بازار گوشت قرمز ایران در سطوح خرده‌فروشی و عمده‌فروشی است؛ 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 زیاد (مانند ورود گوشت‌های آلوده به بازار و واردات گوشت مرغ) شده است. آمار و اطلاعات به کار رفته در این تجزیه و تحلیل، داده‌های ماهانه شاخصهای قیمتی خرده‌فروشی و عمده‌فروشی گوشت قرمز 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 شده است (بانک مرکزی، ۱۳۷۳-۸۱).

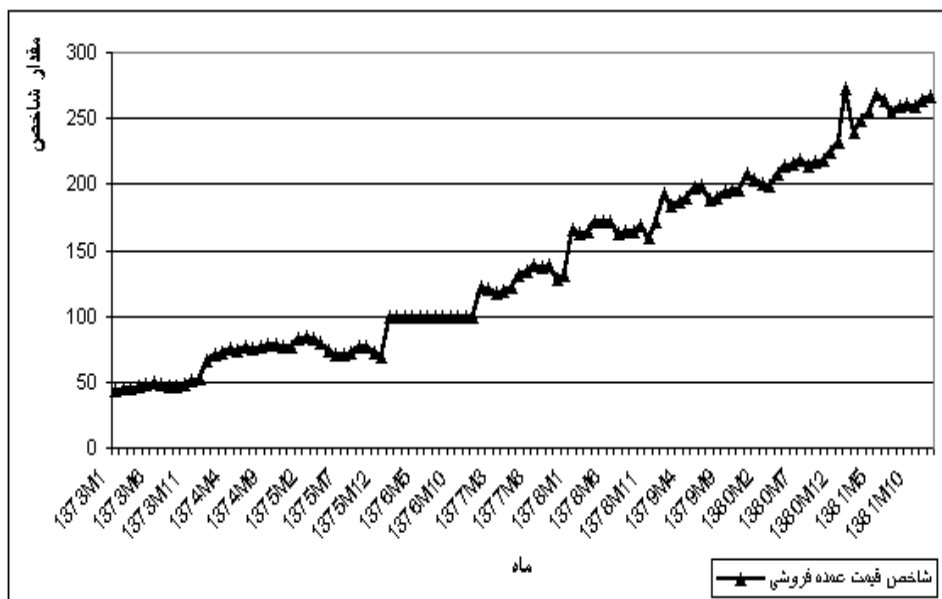
نتایج و بحث

نمودارهای ۱ و ۲ به ترتیب روند حرکت شاخص ماهانه قیمت خرده‌فروشی و عمده‌فروشی گوشت را در ایران طی سالهای ۱۳۷۳-۸۱ نمایان می‌کند. همان‌طوری که ملاحظه می‌شود، شاخص قیمت‌های خرده‌فروشی و عمده‌فروشی گوشت تا اواخر سال ۱۳۸۰ روندی تقریباً منظم داشته است به این صورت که در فروردین ماه هر سال این صنعت با یک افزایش قیمت در سطح عمده‌فروشی و خرده‌فروشی مواجه بوده که در ماه‌های بعدی این افزایش قیمت تعدیل و این روند در طی این دوره تکرار شده است. ولی در فروردین ماه سال ۱۳۸۱ یک شوک قیمتی افزایشی بر بازار گوشت وارد گردید که منجر به رشد بی‌سابقه شاخص قیمت‌های خرده‌فروشی (۱۱/۲ درصد) و عمده‌فروشی (۷/۰۳ درصد) نسبت به ماه‌های قبل شد ولی در ماه‌های بعدی این افزایش قیمت تعدیل گردید. اما نکته مهم 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.

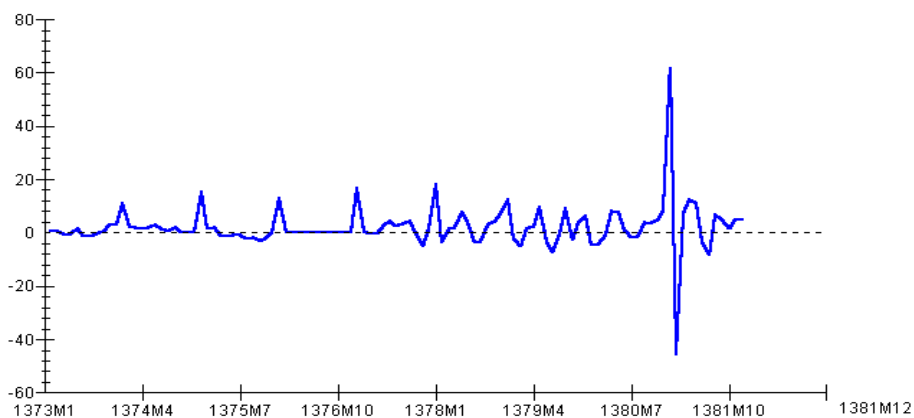
تعدیل نامتقارن ...



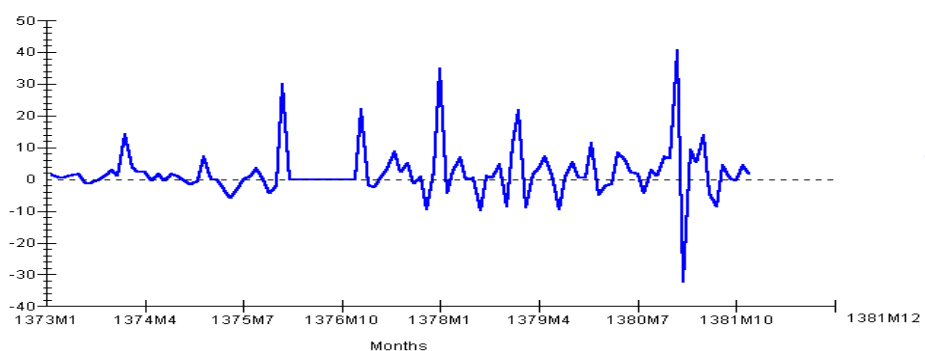
نمودار ۱. روند حرکت شاخص ماهانه قیمت خرده فروشی گوشت در ایران طی سالهای ۱۳۷۳-۸۱



نمودار ۲. روند حرکت شاخص ماهانه قیمت عمده فروشی گوشت ایران در طی سالهای ۱۳۷۳-۸۱



نمودار ۳. روند تغییرات نرخ رشد شاخص ماهانه قیمت خرده‌فروشی گوشت ایران در سالهای ۱۳۷۳-۸۱



نمودار ۴. روند تغییرات نرخ رشد شاخص ماهانه قیمت عمده‌فروشی گوشت ایران در سالهای ۱۳۷۳-۸۱

الف) آزمون پایایی

برای آزمون پایایی سریهای شاخص خرده‌فروشی و عمده‌فروشی گوشت از آزمون ریشه واحد دیکی - فولر^۱ (ADF) استفاده شده که نتایج آن در جدول ۱ آمده است. در این آزمون تعیین طول وقفه مناسب توسط AIC صورت گرفته است. مقادیر آماره ADF برآورد شده برای تفاضل مرتبه اول سریهای قیمت خرده‌فروشی و عمده‌فروشی گوشت به

1. Augmented Dickey - Fuller (ADF)

تعدیل نامتقارن ...

ترتیب ۸/۴۹۶- و ۷/۹۴۸- است که در مقایسه با مقادیر بحرانی در سطح ۹۵ درصد (۳/۴۵۳-)، تفاضل مرتبه اول سریها پایا می‌باشد.

به منظور اطمینان از انباشته‌بودن^۱ درجه یک $I(1)$ [سریهای قیمت خرده و عمده‌فروشی، آزمون کویات کوسکی و همکارانش (Kwiatkowski & et al., 1992)] نیز به کار گرفته شده است. مقادیر برآوردی برای سری شاخص قیمت خرده‌فروشی معادل ۰/۵ و ۰/۱۰۶ و برای سری شاخص عمده‌فروشی برابر ۰/۷۹۳ و ۰/۱۲۸ به ترتیب برای سطح و تفاضل مرتبه اول داده‌ها به دست آمده است. کمیت بحرانی مناسب محاسبه شده در سطح ۹۰ درصد معادل ۰/۴۶۳ می‌باشد. لذا با توجه به نتایج هر دو آزمون می‌توان گفت که هر دو سری داده‌ها انباشته از درجه اول یا $I(1)$ می‌باشند که نمودارهای ۱ تا ۴ نیز تأییدکننده این مطلبند.

جدول ۱. نتایج آزمون ریشه واحد دیکی - 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	-۳۶۳/۰۴۸	-۳۶۳/۴۶	-۳۶۹/۲۲۶	-۳۶۵/۶۸۵
طول وقفه	۱	۲	۳	۲
مقدار محاسباتی	-۳/۰۰۰۸	-۷/۹۴۸*	-۰/۹۷۱	-۸/۴۹۶*
مقدار بحرانی	-۳/۴۵۳	-۳/۴۵۳	-۲/۴۵۳	-۳/۴۵۶

مأخذ: یافته‌های تحقیق

* معنیداری در سطح ۵ درصد

(ب) برآورد همگرایی آستانه‌ای

انتقال قیمت در بازار گوشت مستلزم وجود رابطه درازمدت بین قیمت‌های خرده‌فروشی و عمده‌فروشی گوشت بعد از محو آثار زودگذر عوامل اثرگذار بر بخش تولید و مصرف کالا است. مطابق روش همگرایی انگل - گرانجر، رابطه تعادلی درازمدت (با آماره t در داخل پرانتز) بین قیمت‌های خرده‌فروشی (RPI_t) و عمده‌فروشی (WPI_t) گوشت به صورت زیر برآورد شده است:

1. integration

$$RPI_t = 6.0078 + 0.94909WPI_t + \hat{\mu}_t \quad (10)$$

(2.9301) (42.987)

مطابق روش انگل - گرانجر، اجزای باقیمانده مدل ۱۰ برای برآورد در مدل ۲ به کار گرفته شده است. نتایج برآورد این مدل در جدول ۲ بیان شده است. مقدار آماره t محاسباتی برای فرضیه عدم مبنی بر $\rho_1 = 0$ مساوی $-1/9752$ می باشد، که مقایسه آن با مقادیر بحرانی آزمون انگل - گرانجر در سطح احتمالی ۵ درصد ($t = -1/95$) (Enders & Granger, 1998, 419) نشاندهنده همگرا بودن شاخص قیمت خرده فروشی با عمده فروشی است. کمیت آماره LM گزارش شده برای مدل انگل - گرانجر در جدول ۲ ($11/1007$) حاکی از آن است که باقیمانده های معادله ۲ همبستگی معنیداری با هم ندارند. همچنین مقدار آماره Whit ($0/806$) نبود ناهمسانی واریانس را نشان می دهد.

جدول ۲. نتایج برآورد انتقال قیمت در بازار گوشت ایران

آستانه ای - گشتاوری	آستانه ای	انگل - گرانجر	مدل آماره/ضرایب
$-0/0899 (-1/267)$	$-0/0912 (-1/285)$	$-0/11184 (-1/975)^1$	ρ_1
$-0/15257 (-1/625)$	$-0/1505 (-1/601)$	-	ρ_2
$-312/954$	$-312/970$	$-322/3458$	AIC
$-316/892$	$-316/907$	$-325/0093$	SBC
-	$4/129$	-	Φ_{ii}^2
$4/161$	-	-	Φ_{ii}^*
$0/266 (0/586)$	$0/265 (0/607)$	-	آماره Wald
$9/4708 (0/639)$	$9/834 (0/63)$	$11/1007 (0/52)$	آماره LM
$3/5865 (0/085)$	$3/503 (0/061)$	$1/1847 (0/276)$	آماره Ramsey's Reset
$0/328 (0/567)$	$0/3469 (0/556)$	$0/80598 (0/269)$	آماره Whit
$439/7075 (0/001)$	$439/307 (0/001)$	$501/2594 (0/001)$	آماره Jarque-Bera

مأخذ: یافته های تحقیق

۱. اعداد داخل پرانتز مقادیر بحرانی را نشان می دهد.

۲. مقادیر بحرانی برای Φ_{ii} با 106 مشاهده و وقفه اول در سطح معنیداری 1 ، 5 و 1 درصد به ترتیب $5/55$ ، $7/66$ و $9/1$

است. مقدار متناظر برای Φ_{ii}^* به ترتیب $4/98$ ، $6/07$ و $8/56$ می باشد (Enders & Siklos, 2001).

تعدیل نامتقارن ...

در ادامه، مدل TAR مطابق معادله ۸ با طول وقفه متفاوت به صورت غیرخطی و با استفاده از روش حداکثر راستنمایی (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، یعنی $\Phi_{\mu} = 4/129$ ، کمتر از مقدار بحرانی است، لذا فرضیه عدم مبنی بر $\rho_1 = \rho_2 = 0$ را نمی توان رد کرد و این امر نشان می دهد که قادر به آزمون فرضیه عدم مبنی بر وجود تعدیل نامتقارن قیمت (مانند $\rho_1 = \rho_2$) نخواهیم بود؛ زیرا شرط لازم برای آزمون تعدیل نامتقارن قیمت در رهیافت اندرس و گرانجر (۱۹۹۸) همگرا بودن سریهای مورد مطالعه می باشد (Abdulai, 2002).

حال با توجه به شرایط بالا، مدل M-TAR مطابق معادله ۱۱ به صورت غیرخطی برآورد شد و با توجه به میزان AIC و SBC، طول وقفه زمانی مناسب برای $\{\Delta\mu_t\}$ از درجه یک انتخاب گردید. مقدار محاسبه شده برای آماره Φ_{μ}^* معادل ۴/۱۶۱۴ است که مقایسه آن با مقدار بحرانی در سطح ۵ درصد (۶/۰۷) نشان دهنده آن است که فرضیه عدم دال بر $\rho_1 = \rho_2 = 0$ را نمی توان رد کرد. بنابراین دو سری مورد نظر با هم همگرای آستانه‌ای - گشتاوری نیستند و نتیجه این مدل تأیید کننده نتایج مدل TAR است.

مطابق بحثهای فوق می توان گفت که رابطه تعادلی درازمدت بین سریهای قیمت خرده فروشی و عمده فروشی گوشت از رفتار آستانه‌ای (TAR) و آستانه‌ای - گشتاوری (M-TAR) تبعیت نمی کند. به عبارت دیگر مدل‌های TAR و M-TAR مبین ماهیت تعادلی سریهای قیمت خرده فروشی و عمده فروشی در بازار گوشت ایران نیستند. در حالی که رهیافت دو مرحله‌ای انگل - گرانجر وجود یک رابطه تعادلی درازمدت بین سریهای قیمت مذکور را در دو سطح مختلف بازار گوشت ایران نمایان می کند. برای اطمینان از وجود رابطه تعادلی درازمدت بین سریهای قیمت خرده فروشی و عمده فروشی از روش جوهانسن و همکاران نیز استفاده شده که نتایج آن در جدول ۳ آمده است. نتایج آماره آزمون حداکثر مقدار ویژه و اثر، وجود حداکثر یک بردار همگرایی ($r=1$) را نشان می دهد^۱.

۱. طبیعتاً هم باید یک بردار وجود داشته باشد چون دو سری قیمت مورد مطالعه قرار گرفته است.

جدول ۳. نتایج آماره های حداکثر مقدار ویژه و اثر در روش جوهانسن

آماره	فرضیه عدم	فرضیه مقابل	مقدار آماره	ارزش بحرانی در سطح ۵٪	ارزش بحرانی در سطح ۱۰٪
آزمون حداکثر مقدار ویژه*	$r = 0$	$r \geq 1$	۱۸/۴۴۷	۱۵/۸۷	۱۳/۸۱
	$r \leq 1$	$r = 2$	۲/۵۵۹	۹/۱۶	۷/۵۳
آزمون اثر**	$r = 0$	$r \geq 1$	۲۱/۰۰۶۷	۲۰/۱۸	۱۷/۸۸
	$r \leq 1$	$r = 2$	۲/۵۵۹	۹/۱۶	۷/۵۳

مأخذ: یافته های تحقیق.

* maximum value test statistic

** trace test statistic

بردار همگرایی برآورد شده جوهانسن (Johansen, 1988) به صورت زیر است:

$$RPI_t = 0.0869 + 0.00518 WPI_t \quad (11)$$

(17.644) (1.053)

بنابراین، روش انگل - گرانجر و جوهانسن وجود رابطه تعادلی درازمدت را بین قیمت های خرده فروشی و عمده فروشی در بازار گوشت ایران تأیید می کند و با توجه به نتایج مدل های TAR و M-TAR، برای بررسی انتقال نامتقارن قیمت گوشت از رهیافت وان کرامون و همکاران (۲۰۰۳)، به نحوی که در بخش بعدی بحث می شود، استفاده شده است.

ج) مدل تصحیح خطای نامتقارن

در اکثر مطالعات فرض می شود که قیمت های عمده فروشی موجب تغییرات قیمت های خرده فروشی است (Goodwin & Harper, 2000; Kinnucan & Forker, 1987) ولی در مطالعه حاضر این فرض مورد آزمون قرار گرفته است. برای این منظور روش علیت گرانجر^۱ به کار گرفته شده که نتایج آن در جدول ۴ گزارش گردیده است.

1. Granger causality test

تعدیل نامتقارن ...

جدول ۴. نتایج آزمون علیت گرانجر

فرضیه عدم	تعداد مشاهدات	تعداد وقفه	آماره F	سطح احتمال
قیمت عمده‌فروشی علیت گرانجر قیمت خرده‌فروشی نیست.	۱۰۷	۱	۲/۶۲۷۸	۰/۱۰
قیمت خرده‌فروشی علیت گرانجر قیمت عمده‌فروشی نیست.	۱۰۷	۱	۰/۰۶۶۵۸	۰/۷۹۶

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج حاصل از آزمون علیت گرانجر نشان می‌دهد که تغییرات قیمت عمده‌فروشی علت تغییرات قیمت خرده‌فروشی گوشت است.

چنانکه گفته شد، تصریح مدل تصحیح خطا (ECM) به شکل معادله ۵ مبین انتقال متقارن قیمت است و برای آزمون انتقال نامتقارن قیمت از روش وان کرامون و همکاران استفاده شده است. با توجه به نتایج علیت گرانجر، تصریح مدل تصحیح خطای نامتقارن وان کرامون و همکاران چنین است:

$$\Delta RPI_t = c + \sum_{n=0}^K a_n \Delta RPI_{t-n} + \sum_{n=1}^L \beta_n \Delta WPI_{t-n} + \lambda^+ ECT_{t-1}^+ + \lambda^- ECT_{t-1}^- + \varepsilon_t \quad (12)$$

که در آن K و L طول وقفه‌ها و ECT_{t-1}^+ و ECT_{t-1}^- اجزای تصحیح خطای حاصل از رگرسیون همگرایی معادله ۱۰ می‌باشند. ضرایب λ^+ و λ^- نیز به ترتیب میزان تعدیلات قیمت خرده‌فروشی گوشت نسبت به شوکهای مثبت و منفی حاشیه بازاریابی است. این اجزا را می‌توان به صورت زیر نشان داد:

$$ECT_{t-1}^+ = I_t (RPI_{t-1} - 6.0078 - 0.94909 WPI_{t-1})$$

$$ECT_{t-1}^- = (1 - I_t) (RPI_{t-1} - 6.0078 - 0.94909 WPI_{t-1})$$

که در آن I_t شاخص هوی ساید است. اگر فرضیه عدم مبنی بر تعدیل متقارن قیمت‌ها (مانند λ^+ , λ^-) را بتوان رد کرد، در این صورت نحوه تعدیلات قیمت گوشت در دو سطح عمده و خرده‌فروشی بازار نامتقارن خواهد بود.

جدول ۵ نتایج مدل‌های متقارن و نامتقارن تصحیح خطا را نشان می‌دهد. آماره‌های t اجزای تصحیح ECT_{t-1}^+ و ECT_{t-1}^- را در مدل تعدیل نامتقارن نمایان می‌سازد. قیمت‌های خرده‌فروشی شدیداً به شوک‌های منفی حاشیه بازاریابی واکنش نشان می‌دهد، در حالی که شوک‌های مثبت در حاشیه بازاریابی تقریباً به صورت پایدار باقی می‌ماند. به عبارت دیگر، قیمت‌های خرده‌فروشی گوشت به شوک‌های منفی (مانند افزایش قیمت عمده‌فروشی) وارد بر حاشیه بازاریابی گوشت سریعتر و قویتر واکنش نشان می‌دهد تا شوک‌های مثبت. حتی می‌توان گفت که ماندگاری شوک‌های مثبت (مانند کاهش قیمت عمده‌فروشی گوشت) در سطح بازار گوشت ایران پایدارتر است و تعدیلات آنها بسیار آهسته‌تر صورت می‌پذیرد. ضرایب λ^+ و λ^- در واقع نحوه تعدیل قیمت‌های خرده‌فروشی را به منظور ایجاد تعادل در بازار گوشت منعکس می‌کند. این ضرایب برآورد شده در جدول ۵ مبین این امر مهم است که قیمت‌های خرده‌فروشی گوشت بازار را طوری تعدیل می‌کند تا تقریباً در هر ماه ۱۹ درصد از یک واحد تغییر منفی در انحراف از رابطه تعادلی (که بر اثر تغییرات قیمت عمده‌فروشی گوشت حاصل گردیده است) از بین برود. از طرف دیگر، قیمت‌های خرده‌فروشی گوشت فقط ۸ درصد از یک واحد تغییر مثبت در انحراف از حالت تعادلی بازار (که از راه تغییرات قیمت‌های عمده‌فروشی گوشت ایجاد شده است) را تعدیل می‌کند. این یافته نشان می‌دهد دستیابی به یک بازار تعادلی درازمدت بین قیمت‌های عمده و خرده‌فروشی گوشت در زمان منفی بودن تغییرات در انحراف از تعادل درازمدت بازار خیلی سریعتر از حالتی خواهد بود که تغییرات انحراف از تعادل درازمدت بازار مثبت باشد. به بیان دیگر، افزایش قیمت عمده‌فروشی گوشت موجب کاهش حاشیه بازاریابی کالای گوشت می‌شود. این شوک منفی وارد بر حاشیه بازاریابی کالای گوشت موجب انحراف بازار از حالت تعادلی خود می‌گردد. البته در هر ماه تقریباً ۱۹ درصد از این انحرافات منفی در بازار گوشت با قیمت‌های خرده‌فروشی گوشت تعدیل می‌شود.

کاهش قیمت‌های عمده‌فروشی گوشت موجب افزایش حاشیه بازاریابی کالای گوشت قرمز در ایران، ایجاد شوک مثبت در حاشیه بازاریابی کالای گوشت و ایجاد انحراف (مثبت) بازار از حالت تعادلی خود می‌شود. همان‌طور که ملاحظه شد، قیمت‌های خرده‌فروشی گوشت

تعدیل نامتقارن ...

فقط ۷ درصد از این انحراف مثبت را ماهانه تعدیل خواهد کرد. به عبارت دیگر، این افزایش حاشیه بازاریابی (کاهش قیمت عمده‌فروشی گوشت) تقریباً به طور پایداری در بطن بازار وجود خواهد داشت.

آماره‌های t ضرایب مدل تصحیح - خطای متقارن برای کالای گوشت ایران (جدول ۵) نشان می‌دهد که جزء تصحیح خطا (ECT_{t-1}) در این معادله از لحاظ آماری در سطح ۵ درصد کاملاً معنیدار است و این امر یعنی اینکه نیروهای دخیل در بازار گوشت قرمز ایران به منظور ایجاد یک تعادل درازمدت با هم همگرایی دارند؛ به طوری که قیمت‌های خرده‌فروشی در هر ماه تقریباً ۱۲ درصد از انحرافات ایجاد شده در تعادل درازمدت این بازار را تعدیل خواهد کرد.

جدول ۵. نتایج برآورد مدل‌های تصحیح خطای متقارن و نامتقارن

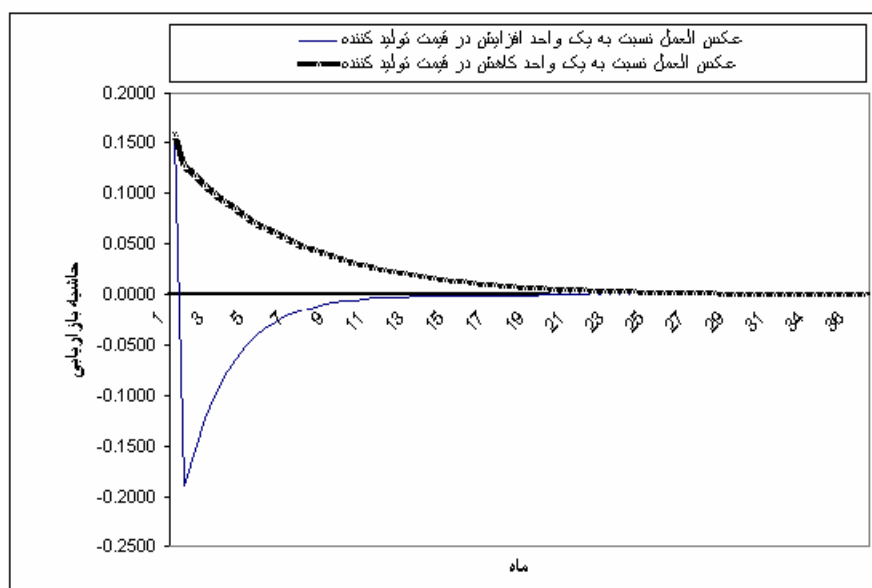
مدل تصحیح خطای متقارن		مدل تصحیح خطای نامتقارن		متغیرها
ضرایب برآورد شده	آماره t	ضرایب برآورد شده	آماره t	
۰/۹۶۳۷	۱/۶۹۶	۰/۵۶۴	۰/۶۱۲۷	عرض از مبدأ
-۰/۱۲۸۲	-۲/۱۴۲	-۰/۱۳۱۲	-۲-۱۷۴	ΔRPI_{t-1}
-۰/۰۸۸۳	-۱/۵۲۵	-۰/۰۹۰۶	-۱/۵۵۴	ΔRPI_{t-2}
۰/۸۳۸۴	۱۳/۷۶۷	۰/۸۴۱	۱۳/۷۱۹	ΔWPI_t
—	—	-۰/۰۷۹۱	-۰/۸۸۸۶	ECT_{t-1}^+
—	—	-۰/۱۹۲۸	-۱/۷۱۰۷	ECT_{t-1}^-
-۰/۱۱۷۶	-۲/۱۳۹۳	—	—	ECT_{t-1}
۰/۶۹۷۸	—	۰/۶۹۶	—	R^{-2}
-۳۱۵/۲۹۷	—	-۳۱۶/۱۳۵۵	—	AIC
-۳۲۱/۸۸۳	—	-۳۲۴/۰۳۹۷	—	SBC
۹/۸۸(۰/۶۲۶)	—	۹/۶۷(۰/۷۴۵)	—	$LM(\chi^2_f)$
۳/۲۵۷(۰/۶۲۸)	—	۳/۰۵۷۷(۰/۵۴۸)	—	$ARCH(\chi^2_f)$

مأخذ: یافته‌های تحقیق

به منظور بررسی بیشتر نحوه واکنش قیمت‌های خرده‌فروشی و عمده‌فروشی به مداخلات ایجاد شده در تعادل پویای آنها، از نتایج مدل تصحیح خطای نامتقارن ارائه شده در

جدول ۵ استفاده شده است. نتایج مدل تصحیح خطای نامتقارن نشان می دهد که یک واحد افزایش در قیمت عمده فروشی گوشت (شوک منفی وارد بر حاشیه بازاریابی گوشت) منجر به افزایش ۰/۸۴۱ واحدی قیمت خرده فروشی گوشت و کاهش ۰/۱۵۹ واحدی حاشیه بازاریابی گوشت شده است. این کاهش بازاریابی، همزمان با رشد پیوسته قیمت عمده فروشی گوشت، به طور رایگان (در درازمدت) در هر ماه ۰/۱۹۲ واحد تصحیح خواهد شد. لذا حاشیه بازاریابی در طول ۱۰ ماه به حالت تعادلی خود بر می گردد.

اما کاهش در قیمت عمده فروشی (شوک مثبت وارد بر حاشیه بازاریابی) موجب خواهد شد قیمت خرده فروشی حدود ۰/۸۴۱ واحد کاهش یابد و حاشیه بازاریابی ۰/۱۵۹ واحد افزایش پیدا کند. این افزایش حاشیه بازاریابی گوشت در هر دوره ماهانه ۰/۰۷۹ واحد تعدیل می شود که با این روند تقریباً در طول ۲۴ ماه بازار به سطح تعادل خود بر می گردد (نمودار ۵).



نمودار ۵. واکنش نامتقارن حاشیه بازاریابی به یک واحد افزایش و کاهش در قیمت تولید کننده

این نتایج نشان می دهد سطح قیمت خرده فروشی گوشت زمانی تمایل به برگشت به حالت تعادلی خود دارد که یک شوک قیمتی منفی بر حاشیه بازاریابی وارد گردد. این یافته

تعدیل نامتقارن ...

مهم تأییدکننده مطلب زیر است: حاشیه بازاریابی زمانی که از ناحیه سطح تعادل درازمدتش تحت فشار (منقبض) باشد خیلی سریعتر از حالتی که گسترده (انبساط) باشد، بهبود می‌یابد (Abdulai, 2002). بنابراین ملاحظه می‌شود که یافته‌های این مطالعه تأییدکننده این مطلب نیست که خرده فروشان در بازار گوشت ایران دارای قدرت بازار یا سود غیرمعمولند، هر چند بعضی از فرضیه‌های مورد اشاره پیشنهاد می‌کنند که به واسطه وجود تعدیل نامتقارن قیمت می‌توان وجود قدرت بازار موضعی را در بازار گوشت ایران نتیجه گرفت.

نتیجه‌گیری

مطالعات اخیر درباره انتقال قیمت در بخش بازاریابی مواد غذایی بیان می‌دارند که واسطه‌گران از قدرت بازار خود استفاده می‌نمایند و افزایش قیمت نهاده‌ها را سریعاً و احتمالاً کاملتر از حالت وجود کاهش قیمت نهاده، به مصرف‌کنندگان منتقل می‌کنند. مقاله حاضر از روشهای آماری جدیدی برای بررسی و آزمون چنین فرضیه‌ای بین قیمتهای عمده و خرده‌فروشی گوشت، با تأکید ویژه بر خصوصیات سربهای زمانی داده‌های قیمت، استفاده کرده است.

مدلهای خودتوزیعی آستانه‌ای (TAR) و خودتوزیعی آستانه‌ای - گشتاوری (M-TAR) با استفاده از داده‌های ماهانه قیمت بازار گوشت قرمز ایران در سالهای ۱۳۷۳-۸۱ وجود تعدیل نامتقارن قیمت را مورد تأیید قرار ندادند. در حالی که رهیافت وان کرامون در دوره مورد مطالعه به وضوح وجود یک رفتار قیمتی نامتقارن را در سطح خرده‌فروشی بازار گوشت ایران تصدیق می‌کند، به طوری که افزایش در قیمتهای عمده‌فروشی گوشت باعث کاهش حاشیه بازاریابی آن می‌شود و این کاهش حاشیه بازاریابی سریعتر از حالتی که کاهش قیمتهای عمده‌فروشی موجب افزایش حاشیه بازاریابی می‌گردد، به سطح قیمتهای خرده‌فروشی منتقل می‌شود. بنابراین، حاشیه بازاریابی در حالتی که از ناحیه سطح تعادلی درازمدتش تحت فشار (منقبض) باشد سریعتر از حالتی که گسترده باشد، بهبود می‌یابد.

به منظور بررسی ماهیت تعدیل انتقال قیمت کوتاهمدت در بازار گوشت قرمز، مدل‌های تعدیل تصحیح خطای متقارن و نامتقارن نیز برآورد شد. مدل تصحیح خطای نامتقارن یک مسیر پویای سازگاری را مشخص می‌کند که با کمک آن می‌توان تعدیلاتی را در جهت حذف انحرافات حاصل از تعادل درازمدت اعمال کرد. در حالی که مدل تصحیح خطای متقارن هیچ نوع مسیر پویا را جهت حذف این انحرافات نشان نمی‌دهد. همچنین با ارزیابی تابع واکنش (نمودار ۵) مشخص شد که انتقال قیمت در بازار گوشت ایران به صورت نامتقارن صورت می‌گیرد.

علاوه بر آن، آزمون علیت گرانجر نشان داد که رابطه یکطرفه‌ای از قیمت‌های عمده‌فروشی به سمت قیمت‌های خرده‌فروشی وجود دارد. این نتیجه اساساً نشان می‌دهد که خرده‌فروشان شوک‌های قیمتی عمده‌فروشان را تعدیل می‌کنند، در حالی که آثار شوک‌های بازار خرده‌فروشی اکثراً به بازارهای خرده‌فروشی محدود می‌شود. در پایان پیشنهاد می‌شود در قالب تحقیقات دیگر، کشف و توضیح دلایل وجود انتقال نامتقارن قیمت صورت گیرد.

منابع

۱. حسینی، س. ص. و ا. نیکوکار (۱۳۸۵)، بررسی نحوه انتقال قیمت در بازار گوشت مرغ ایران و اثر آن بر حاشیه بازار، *مجله علوم کشاورزی ایران*، جلد (۱).
۲. حسینی س. ص. و ا. دوراندیش (۱۳۸۵)، الگوی تحلیل رفتار انتقال قیمتی پسته ایران در بازار جهانی، *مجله علوم کشاورزی ایران*، جلد ۲.
۳. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، آمارنامه شاخص بهای ماهانه عمده‌فروشی و خرده‌فروشی کالاها و خدمات مصرفی طی سالهای ۸۱-۱۳۷۳، مرکز آمار اقتصادی.

4. Abdulai, A. (2002), Using threshold cointegration to estimate asymmetric price transmission in the Swiss, *Applied Economics*, 34:679-687.

... تعديل نامتقارن

5. Azzam, A. M. (1999), Asymmetry and rigidity in farm- retail price transmission, *American Journal of Agricultural Economics*, 81:525-33.
6. Enders, W. and P. L. Siklos (2001), Cointegration and threshold adjustment, Department of Economics Working Paper: Iowa State University, Mimeo.
7. Enders, W. and C.W. J. Granger (1998), Unit-Root tests and asymmetric adjustment with an example using the term structure of interest rates, *Journal of Business and Economics Statistics*, 16: 304-11.
8. 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: 37-630.
9. Goodwin, B.K., And C. Harper (2000), Price transmission, threshold behavior, And asymmetric adjustment in the U.S. Pork Sector, *Journal of Agricultural and Applied Economics*, 32(3): 53-543.
10. Johansen, S. (1988), Statistical analysis of cointegration vectors, *Journal of Economic Dynamic And Control*, 12: 54-231.
11. Houk, J. P. (1977), An approach to specifying and estimating non-reversible function, *American Journal of Agricultural Economics*, 59: 21-30.
12. Kinnucan, H. W. and O. D. Forker (1987), Asymmetry in farm-

retail price transmission for major dairy products, *American Journal of Agricultural Economics*, 69: 92-285.

13.Kovenock, D. And K. Widdows (1998), Price leadership and asymmetric price rigidity, *European Journal of Political Economy*. 14: 87-167.

14.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.

15.Von Cramon-Taubadel, S. and J. P. Loy (1997), Price transmission in the international wheat market: Comment, *Canadian Journal of Agricultural Economics*, 44: 17-311.

16.Von Cramon-Taubadel, S. (1998), Estimating asymmetric price transmission with the error correction representation: An application to the German Pork Market, *European Review of Agricultural Economics*, 25:1-18.

17.Von Cramon-Taubadel, S., J. P. Loy and J. Meyer (2003), The impact of data aggregation on the measurement of vertical price transmission:Evidence from German food prices,*AAEA*,July27-30.