اقتصادکشاورزي و توسعه، سال چهاردهم، شماره ۵۳، بهار۱۳۸۵

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 (متقارن 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 دورهٔ 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

---

* به‌ترتیب: دانشیار و دانشجوی دوره دکتری اقتصاد کشاورزی دانشکده‌اقتصادوتوسعه کشاورزی دانشگاه تهران
e-mail:hosseini_safdar@yahoo.com e-mail:ghahreman@ut.ac.ir

مقدمه

در اوایل سال ۱۳۸۱ با افزایش سطح قیمت گوشت قرمز، شوک قیمتی بی‌سابقه‌ای بر بازار گوشت ایران وارد شد (نمودارهای ۱ و۲)، 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[1] در بازارهای گوشت ایران نامتقارن[2] است؟ و انتقال عمودی[3] شوکهای وارد بر سطوح مختلفی از بازار به چه صورتی می‌باشد؟

انتقال نامتقارن قیمت نه تنها به‌این دلیل اهمیت دارد که ممکن است بر شکاف موجود در نظریه‌های اقتصادی دلالت کند، بلکه وجود آن به عنوان شاهدی از نارسایی بازار، در اهداف سیاستی نیز مورد توجه است(حسینی و نیکوکار،۱۳۸۵ و حسینی و دور اندیش،۱۳۸۵). وان‌کرامون و همکارانش (Von Cramon & et al.,2003) بیان می کنند 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 مطالعهٔ 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 نحوهٔ انتقال قیمت در سطوح مختلفی از بازار در واقع نحوه فعالیت نیروهای دخیل در این بازارها را منعکس می‌کند. به طور سنتی، قیمتهای بازارسازوکارهای اولیه‌ای هستند که سطوح مختلف بازار را به

1. price transmission
2. asymmetric
3. vertical transmission

هم می‌پیوندند و شوکهای وارد بر هر سطح از بازار را در بین تولیدکنندگان، عمده‌فروشان و خرده‌فروشان انتقال می‌دهند. عبدولای (Abdulai, 2002) در مطالعهٔ 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[1]، حاشیه بازاریابی و فعالیتهای تعیین قیمت[2] 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 (متقارن 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 سرمزرعه‌ای وجود دارد. کوونوک 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. دلیل‌دیگر 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 بنگاها 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 می‌دهندومی‌توانند قیمت خرده‌فروشی را با کاهش قیمت‌تولیدکننده،آرامتروکندترکاهش‌دهند.

کینوکان و فورکر عنوان می‌کنند که مداخلات دولت‌از طریق قیمتهای حمایتی و سهمیهٔ بازاریابی می‌تواند به انتقال نامتقارن قیمتها منجر گردد.

در طول سه دههٔ 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 آزمون‌انتقال متقارن قیمتهای بازار مناسب نیست و به کارگیری تکنیک همگرایی را برای این کار پیشنهاد کرد.

انگل و گرانجریک روش دومرحله‌ای را برای تعدیل متقارن ارائه کرده‌اند. در این روش ابتدا با استفاده از روش OLS رابطهٔ تعادلی درازمدت زیر براورد می‌شود:

$$X_{1t} = \beta_0 + \beta_2 X_{2t} + ... + \beta_n X_{nt} + \mu_t \qquad (۱)$$

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

$$\Delta\mu_t = \rho\mu_{t-1} + \gamma\Delta\hat{\mu}_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (۲)$$

که ε_t یک فرایند نوفهٔ سفید[1] است. مطابق نظریه انگل ـ گرانجر اگر $\rho \neq 0$ باشد، معادلات ۳ و۴ با هم یک مدل خطای تصحیح[2] را بیان می‌کنند که به صورت زیر است:

$$\Delta X_{1t} = \delta_j (X_{1t-1} - \beta_0 - \beta_2 X_{2t-1} - ... \beta_n X_{nt-1}) + \sum_{j=1}^{K} \beta_{2j} \Delta X_{2,t-j} \qquad (۳)$$
$$\Sigma + ... + \sum_{j=1}^{K} \beta_{nj} \Delta X_{n,t-j} + \nu_{1t}$$

که در آن ν_{1t} یک جزء توزیعی نوفهٔ 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 ـ گرانجر و جوهانسن دارای خطای تصریح[3] خواهد بود. زمانی که از این روشها برای تجزیه و تحلیل انتقال قیمت خرده‌فروشی ـ تولیدکننده استفاده می‌گردد، فرض ضمنی این است که واکنشهای قیمت متقارن می‌باشد و در این حالت یک شوک بر قیمتهای عمده فروشی 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[4] ارائه کرده‌اند که شکل ریاضی آن به صورت زیر است:

$$\Delta\mu_t = \begin{cases} \rho_1\mu_{t-1} + \varepsilon_t & if \quad \mu_{t-1} \geq 0 \\ \rho_2\mu_{t-1} + \varepsilon_t & if \quad \mu_{t-1} \leq 0 \end{cases} \qquad (۴)$$

1. white noise
2. error - correction model
3. misspecification
4. threshold

شرط لازم برای ایستا بودن $\{\mu_t\}$ این است که: $-2<(\rho_1,\rho_2)<0$ باشد. انـدرس و گرانجر همچنین نشان دادند اگر این مجموعه پایـا باشـد، بـا اسـتفاده از روش حـداقل مربعـات معمولی ρ_1,ρ_2 را می‌توان براورد کرد. فرم تعدیل‌شده معادلهٔ ۴ را می‌توان به صورت معادلهٔ ۵ بیان کرد:

$$\Delta\mu_t = I_t\rho_1\mu_{t-1} + (1-I_t)\rho_2\mu_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (۵)$$

که در آن I_t شاخص هوی‌ساید است[1] و به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$I_t = \begin{cases} 1 & if \quad \mu_{t-1} \geq 0 \\ 0 & if \quad \mu_{t-1} < 0 \end{cases} \qquad (۶)$$

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، تعـدیل متقـارن و روش انگـل ـ گرانجـر حالـت خاصی‌از معادلات ۲ و ۶ است. اگر در مدل خودتوزیعی آستانه‌ای فرضیهٔ 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 معادلهٔ ۱، مدل تصحیح خطای ارائه شده در معادلهٔ ۳ چنین خواهد شد:

(۷)

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

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

اندرس و گرانجر نشان دادند که معادلهٔ ۵ را می‌توان با استفاده از تغییر وقفه‌های جملـه $\{u_t\}$ به صورت فرایندی از درجهٔ ρ ام بهبود بخشید.

$$\Delta X_t = I_t\rho_1\mu_{t-1} + (1-I_t)\rho_2\mu_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1}\nu_i\Delta\mu_{t-i} + \varepsilon_t \qquad (۸)$$

---

1. heaviside

در معادلهٔ فوق طول وقفه (درجهٔ ρ ام) با استفاده از معیار اطلاعات آکاایک(AIC)[1] و یا معیار بیزین‌شوارتز[2] (SBC) تعیین می‌گردد (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 می‌کنند 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 می‌کنند. لذا استفاده از مدلهای تعادل آستانه‌ای نتایج بسیار مفیدی را از تجزیه و تحلیل انتقال نامتقارن قیمت ارائه می‌نمایند(همان منبع).

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

$$I_t = \begin{cases} 1 & if \quad \Delta\mu_{t-1} \geq 0 \\ 0 & if \quad \Delta\mu_{t-1} < 0 \end{cases} \qquad (۹)$$

جایگزینی معادلهٔ ۹ در معادلهٔ ۶ زمانی پذیرفتنی و ارزشمند خواهد بود که تعدیلات نامتقارن باشد. مدلهای براوردشده با معادلات ۱، ۵ و ۹ مدل خود توزیعی آستانه‌ای ـ گشتاور[3] (M-TAR)نامیده می‌شوند(Abdulai, 2002). در این روش، تصحیح حاشیه بازاریابی، به اندازهٔ 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 می‌گیرد.

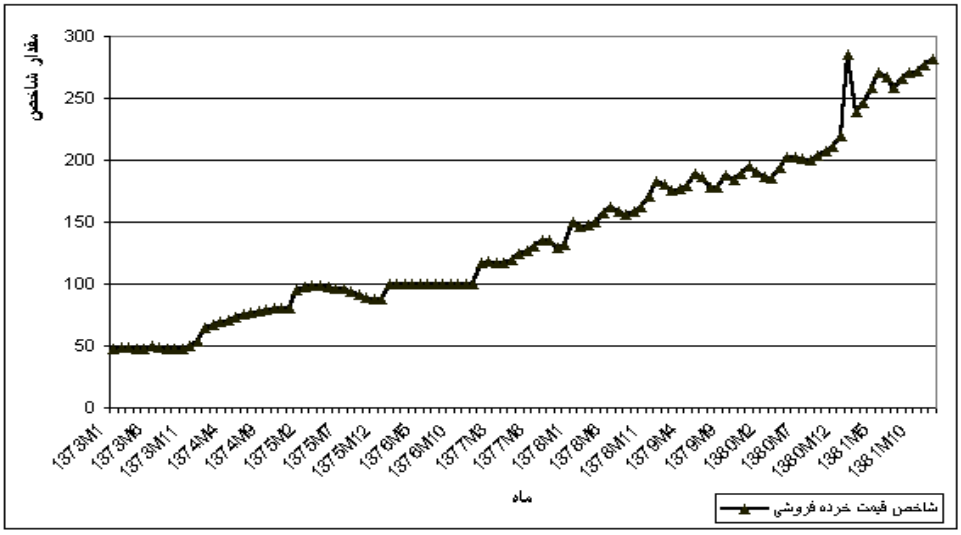
آماره‌های آزمون فرضیه عدم $(\rho_1 = \rho_2 = 0)$ مبنی بر نبود همگرایی در مدلهای TAR (مدلهای ۵ و ۶)وM-TAR (مدلهای ۵ و ۹) به ترتیب Φ_μ, Φ^*_μ نامیده شده‌اند(همان منبع). نحوه توزیع Φ_μ, Φ^*_μ تحت تأثیر سه فاکتور اصلی است: الف) تعداد وقفه‌ها در معادلهٔ ۱۰، ب) تعداد متغیرها و ج) نوع متغیرهای موجود در رابطهٔ همگرایی. مقادیر بحرانی مناسب برای Φ_μ, Φ^*_μرا اندرس و سیکلوس و اندرس و گرانجر محاسبه و جدولبندی کرده‌اند.

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

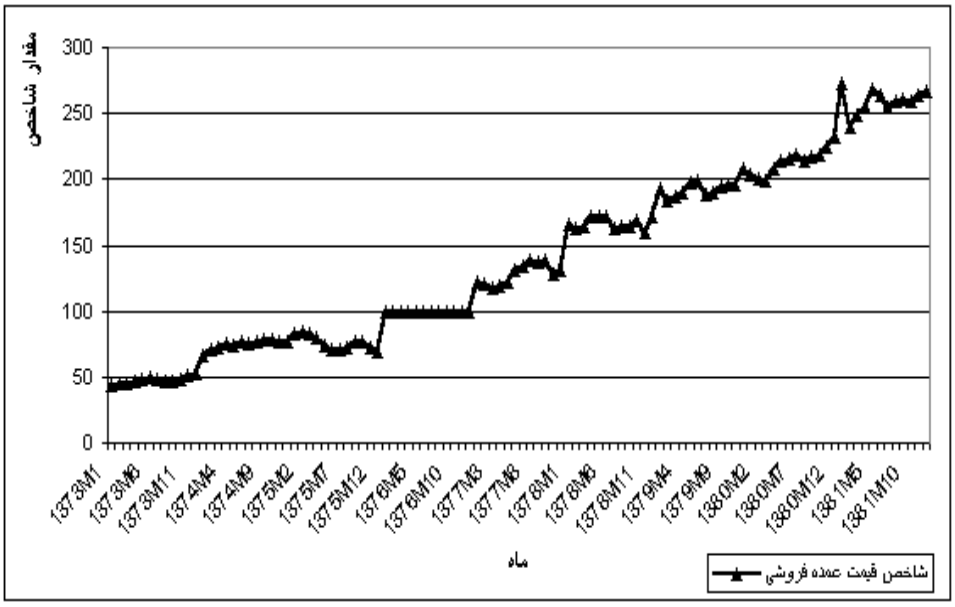
تمرکز مطالعه حاضر روی رفتار انتقال قیمت در بازار گوشت قرمز ایران در سطوح خرده‌فروشی و عمده‌فروشی است؛ زیرا از یک طرف کالای گوشت سهم هزینه‌ای بالایی در سبد مصرفی مصرف‌کنندگان دارد و از طرف دیگر این صنعت در سالهای اخیر دستخوش تحولات زیاد(مانند ورود گوشتهای آلوده به بازار و واردات گوشت مرغ) شده است. آمار و اطلاعات به کار رفته در این تجزیه و تحلیل، داده‌های ماهانهٔ شاخصهای قیمتی خرده فروشی 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

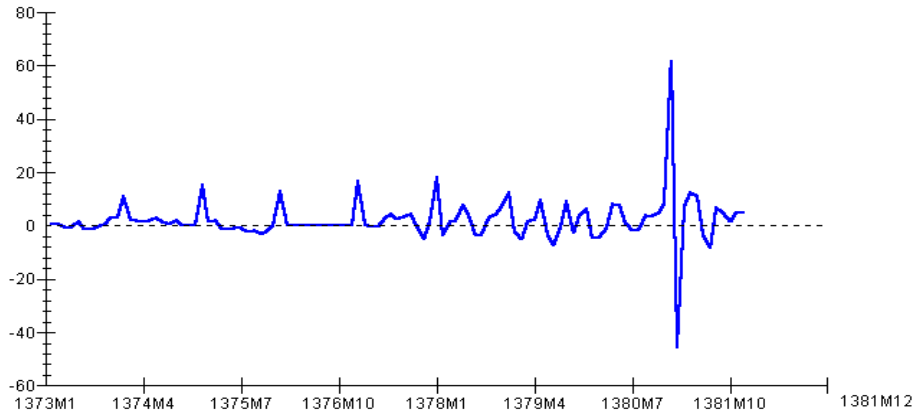
نمودارهای ۱ و ۲ به ترتیب روند حرکت شاخص ماهانه قیمت خرده‌فروشی و عمده‌فروشی گوشت را در ایران طی سالهای ۱۳۷۳-۸۱ نمایان می‌کند. همان‌طوری‌که ملاحظه می‌شود، شاخص قیمتهای خرده‌فروشی و عمده‌فروشی گوشت تا اواخر سال ۱۳۸۰ روندی تقریباً منظم داشته است به این صورت که در فروردین ماه هر سال این صنعت با یک افزایش قیمت در سطح عمده فروشی 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 اندازهٔ مدت و سرعت افزایش آن نبوده است. نمودارهای ۳ و ۴ به روشنی این امر را نشان می‌دهند.



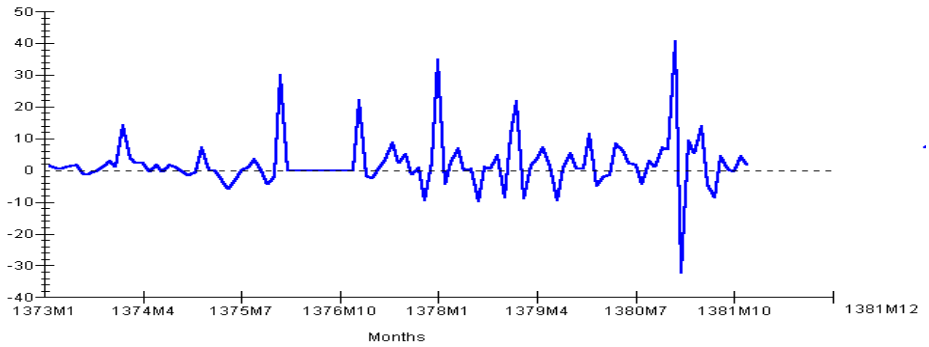
نمودار ۱. روند حرکت شاخص ماهانه قیمت خرده‌فروشی گوشت در ایران طی سالهای۱۳۷۳-۸۱



نمودار۲. روند حرکت شاخص‌ماهانه‌قیمت‌عمده‌فروشی‌گوشت‌ایران‌درطی سالهای۱۳۷۳-۸۱



نمودار۳. روند تغییرات نرخ رشد شاخص ماهانه قیمت خرده‌فروشی گوشت ایران در سالهای۱۳۷۳-۸۱



نمودار٤. روند تغییرات نرخ رشد شاخص ماهانه قیمت عمده‌فروشی گوشت ایران در سالهای۱۳۷۳-۸۱

الف) آزمون پایایی

برای آزمون پایایی سریهای شاخص قیمت خرده فروشی و عمده فروشی گوشت از آزمون ریشه واحد دیکی -فولر[1] (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 براورد شده برای تفاضل مرتبهٔ اول سریهای قیمت خرده‌فروشی و عمده‌فروشی گوشت به

1.Augmented Dickey - Fuller (ADF)

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[1] درجه یک $[I(1)]$ سریهای قیمت خرده و عمده‌فروشی، آزمون کویات‌کوسکی و همکارانش (Kwiatkowski & et al., 1992) نیز به کار گرفته شده است. مقادیر براوردی 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 مرتبهٔ 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 $I(1)$ می‌باشندکه نمودارهای ۱ تا ۴ نیز تأییدکننده این مطلبند.

جدول ۱. نتایج آزمون ریشه واحد دیکی ـ 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) براورد همگرایی آستانه‌ای

انتقال قیمت در بازار گوشت مستلزم وجود رابطهٔ درازمدت بین قیمتهای خرده‌فروشی و عمده‌فروشی گوشت بعد از محو آثار زودگذر عوامل اثرگذار بر بخش تولید و مصرف کالاست. مطابق روش‌همگرایی انگل ـ گرانجر، رابطه‌تعادلی‌درازمدت(باآماره‌t درداخل‌پرانتز) بین‌قیمتهای‌خرده‌فروشی(RPI_t)وعمده‌فروشی(WPI_t)گوشت‌به صورت‌زیربراوردشده‌است:

1. integration

$$RPI_t = 6.0078 + 0.94909 WPI_t + \hat{\mu}_t \quad (۱۰)$$
$$(2.9301) \qquad (42.987)$$

مطابق‌روش‌انگل- گرانجر،اجزای باقیمانده مدل ۱۰برای‌براورد در مدل ۲ به کار گرفته شده است. نتایج براورد این مدل در جدول ۲ بیان شده است. مقدار آمارهٔ t محاسباتی برای فرضیهٔ عدم مبنی بر $\rho_1 = 0$ مساوی ۱/۹۷۵۲- می‌باشد، که مقایسه آن با مقادیر بحرانی آزمون انگل ـ گرانجر در سطح احتمالی ۵ درصد (t= - ۱/۹۵) (Enders & Granger, 1998,419) نشاندهنده همگرا بودن شاخص قیمت خرده‌فروشی با عمده‌فروشی است.

کمیت آماره LM گزارش شده برای مدل انگل-گرانجر در جدول ۲ (۱۱/۱۰۰۷) حاکی از آن است که باقیمانده‌های معادلهٔ ۲ همبستگی معنیداری با هم ندارند. همچنین مقدار آمارهٔ Whit (۰/۸۰۶) نبود ناهمسانی واریانس را نشان می‌دهد.

جدول ۲. نتایج براورد انتقال قیمت در بازار گوشت ایران

مدل / آماره/ضرایب	انگل ـ گرانجر	آستانه‌ای	آستانه‌ای ـ گشتاوری
ρ_1	-۰/۱۱۱۸۴ (-۱/۹۷۵)[1]	-۰/۰۹۱۲ (-۱/۲۸۵)	-۰/۰۸۹۹ (-۱/۲۶۷)
ρ_2	-	-۰/۱۵۰۵ (-۱/۶۰۱)	-۰/۱۵۲۵۷ (-۱/۶۲۵)
AIC	-۳۲۲/۳۴۵۸	-۳۱۲/۹۷۰۰	-۳۱۲/۹۵۴
SBC	-۳۲۵/۰۰۹۳	-۳۱۶/۹۰۷	-۳۱۶/۸۹۲
Φ_u[2]	-	۴/۱۲۹	-
Φ_u^*	-	-	۴/۱۶۱
آماره Wald	-	۰/۲۶۵ (۰/۶۰۷)	۰/۲۶۶ (۰/۵۸۶)
آماره LM	۱۱/۱۰۰۷ (۰/۵۲)	۹/۸۳۴ (۰/۶۳)	۹/۴۷۰۸ (۰/۶۳۹)
آماره Ramsey's Reset	۱/۱۸۴۷ (۰/۲۷۶)	۳/۵۰۳ (۰/۰۶۱)	۳/۵۸۶۵ (۰/۰۸۵)
آماره Whit	۰/۸۰۵۹۸ (۰/۲۶۹)	۰/۳۴۶۹ (۰/۵۵۶)	۰/۳۲۸ (۰/۵۶۷)
آماره Jarque-Bera	۵۰۱/۲۵۹۴ (۰/۰۰۱)	۴۳۹/۳۰۷ (۰/۰۰۱)	۴۳۹/۷۰۷۵ (۰/۰۰۱)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

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

۲. مقادیربحرانی‌برای Φ_u با ۱۰۶ مشاهده‌ووقفه‌اول‌درسطح معنیداری۱، ۵ و۱ درصد به ترتیب ۵/۵۵، ۷/۶۶ و ۹/۱ است. مقدار متناظر برای Φ_u^* به ترتیب ۴/۹۸ ، ۶/۰۷ و ۸/۵۶ می‌باشد (Enders & Siklos, 2001).

در ادامه، مدل TAR مطابق معادلهٔ ۸ با طول وقفه متفاوت به صورت غیرخطی و با استفاده از روش حداکثر راستنمایی(ML) براورد گردید. مطابق روش انگل ـ گرانجر، طول وقفه $\{\Delta\mu_{t-1}\}$ برای مدل با استفاده از AIC و SBC از درجهٔ یک تعیین گردید. مقدار محاسبه‌شده برای آماره اندرس، یعنی $\Phi_\mu = ۴/۱۲۹$، کمتر از مقدار بحرانی است، لذا فرضیهٔ عدم مبنی بر $\rho_1 = \rho_2 = 0$ را نمی‌توان رد کرد و این امر نشان می‌دهد که قادر به آزمون فرضیهٔ 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 می‌باشد (Abdulai, 2002).

حال با توجه به شرایط بالا، مدل M-TAR مطابق معادلهٔ ۱۱ به صورت غیرخطی براورد 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) نشاندهنده آن است که فرضیه عدم دال بر $\rho_1 = \rho_2 = 0$ را نمی‌توان 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 می‌توان گفت که رابطه تعادلی درازمدت بین سریهای قیمت خرده‌فروشی و عمده‌فروشی گوشت از رفتار آستانه‌ای (TAR) و آستانه‌ای ـ گشتاوری (M-TAR) تبعیت نمی‌کند. به عبارت دیگر مدلهای TAR و M –TAR مبین ماهیت تعادلی سریهای قیمت خرده‌فروشی و عمده‌فروشی در بازار گوشت ایران نیستند. در حالی که رهیافت دو مرحله‌ای انگل ـ گرانجر وجود یک رابطه تعادلی درازمدت بین سریهای قیمت مذکور را در دو سطح مختلف بازار گوشت ایران نمایان می‌کند. برای اطمینان از وجود رابطه تعادلی درازمدت بین سریهای قیمت خرده‌فروشی و عمده‌فروشی 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 می‌دهد[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	ارزش‌بحرانی‌درسطح 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: یافته‌های تحقیق.

* maximum value test statistic
** trace test statistic

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

$$RPI_t = \underset{(17.644)}{0.0869} + \underset{(1.053)}{0.00518} WPI_t \qquad (۱۱)$$

بنابراین، روش انگل - گرانجر و جوهانسن وجود رابطه تعادلی درازمدت را بین قیمتهای خرده‌فروشی و عمده‌فروشی در بازار گوشت ایران تأیید می‌کند و با توجه به نتایج مدلهای TAR و M-TAR، برای بررسی انتقال نامتقارن قیمت گوشت از رهیافت وان کرامون و همکاران (۲۰۰۳)، به نحوی که در بخش بعدی بحث می‌شود، استفاده شده است.

ج) مدل تصحیح خطای نامتقارن

در اکثر مطالعات فرض می‌شود که قیمتهای عمده‌فروشی موجد تغییرات قیمتهای خرده‌فروشی است (Goodwin & Harper,2000; Kinnucan & Forker, 1987) ولی در مطالعه حاضر این فرض مورد آزمون قرار گرفته است. برای این منظور روش علیت گرانجر[1] به کار گرفته شده که نتایج آن در جدول ۴ گزارش گردیده است.

1. Granger causality test

جدول ٤. نتایج آزمون علیت گرانجر

فرضیه عدم	تعدادمشاهدات	تعدادوقفه	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:

$$\Delta RPI_t = c + \sum_{n=0}^{K} a_n \Delta RPI_{t-n} + \sum_{n=1}^{L} \beta_n \Delta WPI_{t-n} + \lambda^{+} ECT_{t-1}^{+} + \lambda^{-} ECT_{t-1}^{-} + \varepsilon_t \qquad (۱۲)$$

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 هوی‌ساید 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 نحوهٔ تعدیل قیمتهای خرده‌فروشی را به منظور ایجاد تعادل در بازار گوشت منعکس می‌کند. این ضرایب براورد 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. همان طور که ملاحظه شد، قیمتهای خرده‌فروشی گوشت

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 ـ 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 منظورایجادیک‌تعادل درازمدت با هم همگرایی دارند؛ به طوری که قیمتهای خرده‌فروشی در هرماه تقریباً ۱۲ درصدازانحرافات‌ایجاد شده درتعادل‌درازمدت این بازار را تعدیل خواهد کرد.

جدول ۵. نتایج براورد مدلهای تصحیح خطای متقارن و نامتقارن

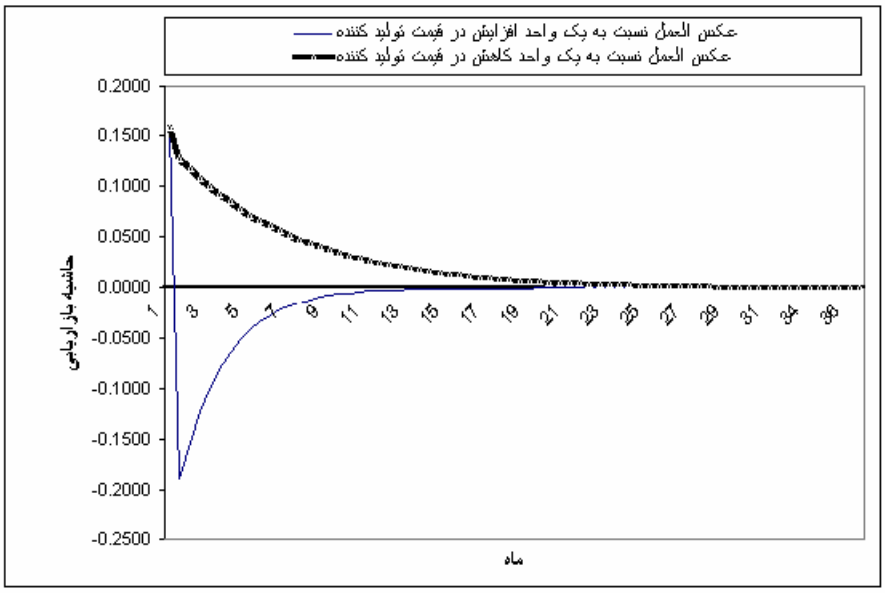
متغیرها	مدل تصحیح خطای نامتقارن		مدل تصحیح خطای متقارن	
	آماره t	ضرایب براورد شده	آماره t	ضرایب براورد شده
عرض از مبدأ	۰/۶۱۲۷	۰/۵۶۴	۱/۶۹۶	۰/۹۶۳۷
ΔRPI_{t-1}	-۲-۱۷۴	-۰/۱۳۱۲	-۲/۱۴۲	-۰/۱۲۸۲
ΔRPI_{t-2}	-۱/۵۵۴	-۰/۰۹۰۶	-۱/۵۲۵	-۰/۰۸۸۳
ΔWPI_t	۱۳/۷۱۹	۰/۸۴۱	۱۳/۷۶۷	۰/۸۳۸۴
ECT_{t-1}^{+}	-۰/۸۸۸۶	-۰/۰۷۹۱	—	—
ECT_{t-1}^{-}	-۱/۷۱۰۷	-۰/۱۹۲۸	—	—
ECT_{t-1}	—	—	-۲/۱۳۹۳	-۰/۱۱۷۶
R^{-2}	—	۰/۶۹۶	—	۰/۶۹۷۸
AIC	—	-۳۱۶/۱۳۵۵	—	-۳۱۵/۲۹۷
SBC	—	-۳۲۴/۰۳۹۷	—	-۳۲۱/۸۸۳
$LM(\chi_4^2)$	—	۹/۶۷(۰/۷۴۵)	—	۹/۸۸(۰/۶۲۶)
$ARCH(\chi_4^1)$	—	۳/۰۵۷۷(۰/۵۴۸)	—	۳/۲۵۷(۰/۶۲۸)

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 کـه یـک واحـد افزایش در قیمت عمده‌فروشی گوشت (شوک منفی وارد بر حاشیه بازاریابی گوشت) منجر بـه افزایش ۰/۸۴۱ واحدی قیمت خرده‌فروشی گوشت و کاهش ۰/۱۵۹ واحدی حاشـیه بازاریـابی گوشت شده است. این کاهش بازاریابی، همزمان با رشد پیوسته قیمت عمده‌فروشی 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 می‌گردد.

اما کاهش در قیمت عمـده‌فروشـی (شـوک مثبـت وارد بـر حاشـیه بازاریـابی) موجـب خواهد شد قیمت خرده‌فروشـی حـدود ۰/۸۴۱ واحـد کـاهش یابـد و حاشـیه بازاریـابی ۰/۱۵۹ واحدافزایش پیداکند. این‌افزایش‌حاشیه بازاریابی‌گوشت‌در هردوره‌ماهانه ۰/۰۷۹ واحـدتعـدیل می‌شود که با این روند تقریباً در طول ۲۴ ماه بازار به سطح تعادل خود بر می‌گردد (نمودار ۵).



نمودار۵. واکنش‌نامتقارن‌حاشیه بازاریابی به‌یک‌واحدافزایش‌وکاهش درقیمت تولیدکننده

این نتایج نشان می‌دهد سطح قیمت خرده‌فروشی گوشـت زمـانی تمایـل بـه برگشـت بـه حالت تعادلی خود دارد که یک شوک قیمتی منفی بر حاشیه بازاریـابی وارد گـردد. ایـن یافتـه

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 سریهای زمانی داده‌های قیمت، استفاده کرده است.

مدلهای خودتوزیعی آستانه‌ای (TAR) و خودتوزیعی آستانه‌ای ـ 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 براورد 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 انحرافها 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 خرده فروشان شوکهای قیمتی عمده فروشان 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 وتوضیح 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*، جلد۲.

۳. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، آمارنامهٔ 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.

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 Economies 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 rigicity, *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 Economies*, 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.