تحقیقات اقتصاد و توسعه کشاورزی ایران، دوره ۴۶، شماره ۱، بهار ۱۳۹۴، ص (۲۰-۱۳)

انتقال عمودی قیمت و تعدیلات غیر خطی قیمت‌ها در بازار گوشت گوساله (مورد مطالعه: استان آذربایجان شرقی)

محمد قهرمان‌زاده[1*]، فاطمه یاوری[2]، قادر دشتی[3]

۱. استادیار گروه اقتصاد کشاورزی دانشکدهٔ کشاورزی، دانشگاه تبریز

۲. کارشناس ارشد اقتصاد کشاورزی دانشکدهٔ کشاورزی، دانشگاه تبریز

۳. دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی دانشکدهٔ کشاورزی، دانشگاه تبریز

(تاریخ دریافت: ۹۲/۲/۴- تاریخ تصویب: ۹۲/۷/۶)

چکیده

مطالعهٔ حاضر چگونگی انتقال قیمت بین سطوح خرده‌فروشی و سرمزرعهٔ گوشت گوساله را در استان آذربایجان‌شرقی با استفاده از قیمت‌های هفتگی در دورهٔ زمانی فروردین ۱۳۷۷ تا اسفند ۱۳۹۰ بررسی می‌کند. در این زمینه، به‌منظور بهره‌بردن از مزایای مدل‌های چندمتغیره، مدل TVECM دورژیمهٔ هانسن و سئو (۲۰۰۲) برای بررسی مکانیزم انتقال قیمت با برآوردگرهای حداکثر راستنمایی محاسبه شد. مطابق نتایج آزمون ریشه واحد ADF و PP، هر دو سری قیمت خرده‌فروشی و سرمزرعه انباشته از درجهٔ یک هستند و نتایج آزمون همجمعی یوهانسن مبین همجمعی بین دو سری قیمت است. در گام بعدی، نتایج آزمون Sup-LM هانسن و سئو (۲۰۰۲) وجود رابطهٔ همجمعی غیر خطی بین دو متغیر را اثبات کرد. درنهایت، مطابق نتایج برآورد ضرایب تصحیح خطا در مدل TVECM دورژیمه، انتقال قیمت تقارن نداشت و هر دو قیمت سرمزرعه و خرده‌فروشی، به شوک‌های مثبت واکنش بیشتری نشان می‌دهند. به‌ویژه خرده‌فروشان سریع‌تر از دامداران قیمت را در اثر افزایش قیمت دیگری بالا می‌برند، درحالی‌که دامداران هنگام کاهش قیمت در یک سمت بازار سریع‌تر واکنش نشان می‌دهند.

واژه‌های کلیدی: انتقال قیمت، تعدیلات غیر خطی، رهیافت هانسن و سئو، مدل تصحیح- خطایی آستانه‌ای.

مقدمه

یکی از عواملی که سبب افزایش حاشیهٔ بازاریابی یک کالا می‌شود و بر رفاه تولیدکنندگان، عوامل بازاریابی و مصرف‌کنندگان آن تأثیر می‌گذارد، انتقال نامتقارن قیمت است. بحث انتقال نامتقارن قیمت به‌دلیل ارائهٔ اطلاعات سیاستی مهم در زمینهٔ ساختار کالاها، کارایی بازار و به‌ویژه توزیع رفاه در جامعه، بسیار حائز اهمیت است. انتقال نامتقارن قیمت می‌تواند موجب ازدست‌رفتن رفاه بخشی از افراد جامعه شود، زیرا با این شرایط مصرف‌کنندگان از کاهش قیمت‌های تولیدکنندگان به آن اندازه که باید نفع نمی‌برند و تولیدکنندگان نیز به آن میزان که باید، از افزایش قیمت خرده‌فروشی منتفع نمی‌شوند؛ به بیان دیگر، توزیع رفاه با شرایط انتقال نامتقارن، متفاوت از شرایطی است که قیمت‌ها به‌صورت متقارن منتقل می‌شوند. در این راستا، Peltzman (2000) با یافتن مدارکی دال بر انتقال نامتقارن قیمت در بین بیش از دوسوم تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان ایالات متحده، انتقال نامتقارن قیمت را به‌عنوان یک قانون و نه یک استثنا بیان می‌کند و صحت تئوری اقتصاد کلاسیک را رد می‌کند که از ارائهٔ تحلیل برای توجیه این موقعیت ناتوان است

* نویسندهٔ مسئول: تلفن: ۰۹۱۴۱۱۹۲۸۸۳ Email: Ghahremanzadeh@Tabrizu.ac.ir

(Meyer & Von Cramon- Taubadel, 2002). براین‌اساس، در سال‌های اخیر به بحث انتقال قیمت در مطالعات اقتصادی به‌شدت توجه شد و بسیاری از اقتصاددانان کشاورزی (Goodwin & Piggott, 2001; Meyer, 2003; Ben- Kaabia et al., 2005; Hassouneh et al., 2009; Falsafian et al., 2010) نیز به فرایند انتقال قیمت در ساختار بازارهای مرتبط و از مزرعه به خرده‌فروشی توجه نشان دادند.

در بین اقلام گروه خوراکی‌ها و آشامیدنی‌ها، بیشترین سهم هزینه‌ای خانوارهای ایرانی با ۲۶/۳ درصد متعلق به گروه کالایی گوشت است و گوشت قرمز با ۶۲/۴ درصد بیشترین سهم هزینه‌ای را در بین اقلام گروه کالایی گوشت دارد. در این میان، گوشت گوساله با سهم بیش از ۴۵ درصد از تولید گوشت قرمز، اهمیت زیادی در تأمین امنیت غذایی افراد جامعه و تولیدکنندگان بخش کشاورزی دارد، اما برخی نارسایی‌ها در بازار این کالا مشاهده می‌شود. تغییر قیمت نهاده‌های تولید و تغییر هزینه‌های فرآوری و بازاریابی درطول سال، ناپایداری بازار گوشت گوساله و نوسانات قیمتی را به‌دنبال دارد که بر تصمیمات تولیدکنندگان، فرآوری‌کنندگان و مصرف‌کنندگان و همچنین حاشیهٔ بازار این کالا تأثیر می‌گذارد. با توجه به تعداد کم صنایع فرآوری در بازار مواد غذایی ایران، به‌ویژه گوشت گاو، وجود بازارهای غیر رقابتی و در نتیجهٔ آن، انتقال نامتقارن قیمت در این صنایع محتمل و مورد پرسش است که در صورت نبودن تقارن در انتقال قیمت‌ها، نوسان‌های قیمت به افزایش حاشیهٔ بازار منجر می‌شود. آمار شرکت سهامی پشتیبانی امور دام کشور نشان می‌دهد در استان آذربایجان شرقی در سال ۱۳۹۰ حاشیهٔ بازار هر کیلوگرم گوشت گاو ۷۰۵۷۰ ریال است و مصرف‌کنندگان به‌طور متوسط ۱۱۲۰۰۰ ریال برای هر کیلوگرم گوشت گاو پرداخت کردند، درحالی‌که تولیدکنندگان ۳۷ درصد قیمت خرده‌فروشی را دریافت کردند. همواره زیادبودن حاشیهٔ بازار این مادهٔ غذایی، موجب نارضایتی مصرف‌کنندگان و تولیدکنندگان شده است؛ بنابراین بررسی انتقال قیمت در بازار گوشت گوساله به‌دلیل سهم بالا در تولید گوشت قرمز و مصرف آن توسط خانوارهای ایرانی، اهمیت ویژه‌ای دارد.

استان آذربایجان شرقی با تولید ۵۲ هزار تن، رتبهٔ دوم تولید گوشت قرمز را در کشور به‌دست آورد که ۴۵/۸۷ درصد این مقدار مربوط به تولید گوشت گوساله است. تولید سرانه و مصرف سرانهٔ گوشت قرمز برای استان آذربایجان شرقی، به‌ترتیب ۱۶/۵۸ و ۱۳/۸۸ کیلوگرم در سال ۱۳۸۹ بود که ۳۵ و ۳۴/۷۶ درصد بیشتر از میانگین تولید و مصرف سرانهٔ این محصول در کشور است (Ministry of Jihad- Agriculture, 2011). با توجه به اهمیت گوشت گوساله در بخش تولید و مصرف استان آذربایجان شرقی و تأثیر بسزای آن بر رفاه خانوارها، این تحقیق به تبیین الگوی انتقال قیمت در بازار گوشت گوسالهٔ این استان می‌پردازد و چگونگی و میزان انتقال قیمت و نحوهٔ تعدیل آن را بین سطوح خرده‌فروشی و سرمزرعه بررسی می‌کند.

پیش از این نیز مطالعاتی در این زمینه صورت گرفت. Ben-Kaabia & Gil(2007) از مدل TVECM سه‌رژیمه برای بررسی چگونگی انتقال قیمت گوشت گوسفند در اسپانیا استفاده کردند. نتایج نشان داد در بلندمدت انتقال قیمت به صورت کامل صورت می‌گیرد، ولی نتایج تابع واکنش آنی غیر خطی بیانگر انتقال نامتقارن قیمت در کوتاه‌مدت بود. Hassouneh et al. (2009) از مدل تصحیح خطای برداری سئویچ- رژیم (RSVECM: Regime-Switching Vector Error Correction Model) برای بررسی انتقال قیمت در بخش گوشت گوسالهٔ اسپانیا استفاده کرد. نتایج این مدل نشان داد فقط تولیدکنندگان انحرافات از تعادل بلندمدت را تعدیل می‌کنند و مصرف‌کنندگان از این نامتعادلی تأثیر نمی‌گیرند. Falsafian et. al. (2010) با استفاده از مدل TVECM، انتقال قیمت را در بازار گوشت گوسفند ایران تجزیه و تحلیل کردند. نتایج این مدل نشان داد در سطح خرده‌فروشی و سرمزرعه، انحراف مثبت از تعادل بلندمدت سریع‌تر از انحرافات منفی تعدیل می‌شود.

Hosseini & Dourandish (2006) با استفاده از دو الگوی دوشکافهٔ (Variable-Splitting Technique) ولفارم نشان دادند انتقال قیمت بین دو سطح سرمزرعه و قیمت‌های صادراتی محصول پسته در دورهٔ زمانی ۱۳۸۱-۱۳۸۵ نامتقارن است. Hosseini & Ghahremanzadeh (2006) با به‌کارگیری مدل‌های تصحیح خطای نامتقارن و روش‌های همجمعی آستانه‌ای، نامتقارنی در بازار گوشت قرمز ایران را در دورهٔ زمانی ۱۳۷۳-۱۳۸۱ به اثبات رساندند. Nikoukar et al. (2010) برای بررسی انتقال قیمت در بازار گوشت گوسالهٔ ایران از مدل تصحیح خطای نامتقارن استفاده کردند. نتایج بیانگر انتقال نامتقارن قیمت بین سطوح گاوداری و کشتارگاه و انتقال متقارن بین کشتارگاه و خرده‌فروشی بود.

همان‌طورکه بیان شد، در مطالعات داخل کشور بیشتر از مدل‌های TAR، M-TAR و ECM به‌صورت تک‌متغیره استفاده شد و به تکنیک‌های چندمتغیره‌ای مانند TVECM و به‌تبع آن آزمون تعدیلات غیر خطی قیمت‌ها از قبیل روش‌های

Hansen & Seo (2002) و Lo & Zivot (2001) توجه نشد. درحالی‌که بررسی سیستمی (چندمتغیره)، مکانیزم کاملی از فرایند کار است و از این‌رو در ادبیات موضوع جدید به کاربرد روش‌های چندمتغیره مانند TVECM تأکید می‌شود. در این راستا، هدف از مطالعهٔ حاضر بررسی چگونگی انتقال قیمت و نحوهٔ تعدیلات قیمت در بازار گوشت گوسالهٔ استان آذربایجان شرقی است. به‌این‌منظور از مدل‌های چندمتغیرهٔ آستانه‌ای جدید بهره گرفته می‌شود که این امر همراه با نوآوری است و می‌تواند به پرشدن خلأ تحقیقاتی کشور کمک کند.

مواد و روش‌ها

اکثر مطالعات گذشته برای آزمون انتقال نامتقارن قیمت از روش Wolffarm (1971) استفاده کردند که بعدها توسط Houck (1977) و Ward (1982) تکامل یافت. Von Cramon-Taubadel & Fahlbusch (1994) نشان دادند این روش با مفهوم همجمعی سازگاری ندارد و فقط قابلیت آزمون انتقال قیمت را برای سری‌های ایستا دارد. آن‌ها با استفاده از مدل تصحیح خطا، الگویی برای تجمیع همجمعی آستانه‌ای و انتقال نامتقارن قیمت بیان کردند که این مدل بعدها توسط Von Cramon-Taubadel & Loy (1996) و Von Cramon-Taubadel (1998) توسعه یافت. تکنیک‌های همجمعی برای بررسی وجود تعادل بلندمدت بین قیمت‌ها به‌شکل گسترده‌ای در ادبیات اقتصادی استفاده شد. در این روش‌ها، فرض می‌شود تعدیلات به سمت تعادل بلندمدت در سراسر دورهٔ زمانی اتفاق می‌افتد، اما وجود هزینه‌های مبادله و دیگر عوامل نقص بازار ممکن است مانع تعدیلات پیوسته شود. درواقع، تعدیلات فقط زمانی صورت می‌گیرد که انحراف از تعادل بلندمدت بیشتر از یک مقدار آستانه باشد. در این راستا، Balk & Fomby (1997) رهیافت همجمعی آستانه‌ای را مطرح کردند.

هرچند Balk & Fomby (1997) روش مناسبی برای مدل‌سازی رفتار آستانه‌ای به‌وجود آوردند، روش آن‌ها فقط روی رفتار اجزای اخلال رابطهٔ همجمعی به‌صورت تک‌متغیره تمرکز دارد و قادر به بررسی رفتار آستانه‌ای در مجموعه‌های چندمتغیره نیست. از این‌رو، Lo & Zivot (2001) مدل تصحیح خطای برداری آستانه‌ای (TVECM) را با یک بردار همجمعی مشخص برای مدل‌سازی ارتباطات همجمعی آستانه‌ای چندمتغیره معرفی کردند. همچنین، Hansen & Seo (2002) برای آزمون انتقال نامتقارن قیمت، مدل دومتغیرهٔ تصحیح خطای برداری آستانه‌ای با یک آستانه ((TVECM(2)) و بردار همجمعی نامشخص را استفاده کردند که درون مدل TVECM برآورد می‌شود و برای تخمین آن روش حداکثر درستنمایی را به‌کار بردند (Chang, 2003). این تحقیق نیز با توجه به مزایای مدل TVECM از جمله تخمین تعدیل ناپیوسته، تعدیلات غیر خطی به تعادل بلندمدت و همچنین سرعت‌های تعدیل نامتقارن، رهیافت Hansen & Seo (2002) را به‌منظور بررسی چگونگی انتقال قیمت در بازار گوشت گوسالهٔ استان آذربایجان شرقی برگزیده است.

برای تبیین رهیافت Hansen & Seo (2002)، فرض می‌شود $x_t = (RP_t, FP_t)'$ بردار لگاریتم قیمت‌های گوشت گوساله در سطوح سرمزرعه (FP_t) و خرده‌فروشی (RP_t) است که توسط بردار همجمعی $\beta = (1, -\beta_1)'$ همگرا شد. در اینجا، β_1 ضریب همجمعی نامیده می‌شود. براین‌اساس، می‌توان مدل TVECM دورژیمهٔ Hansen & Seo (2002) را به شکل معادلهٔ ۱ نشان داد.

$$\Delta x_t = \begin{cases} A_1' x_{t-1}(\beta) + u_t & if\ Z_{t-1}(\beta) \le \gamma \\ A_2' x_{t-1}(\beta) + u_t & if\ Z_{t-1}(\beta) > \gamma \end{cases} \quad (۱)$$

که در آن $x_{t-1}(\beta) = [1\ Z_{t-1}(\beta) \Delta x_{t-1} \Delta x_{t-2} \dots \Delta x_{t-k}]'$، $Z_{t-1}(\beta)$ جملهٔ تصحیح خطاست، γ متغیر آستانه و u_t اجزای اخلال با توزیع گوسین و با ماتریس واریانس-کواریانس Σ است. می‌توان معادلهٔ ۱ را به‌شکل زیر بازنویسی کرد:

$$\Delta x_t = A_l' x_{t-1}(\beta) d_{lt}(\beta, \gamma) + A_u' x_{t-1}(\beta) d_{ut}(\beta, \gamma) + u_t \quad (۲)$$

$$d_{lt}(\beta, \gamma) = I(Z_{t-1}(\beta) \le \gamma)$$

$$d_{ut}(\beta, \gamma) = I(Z_{t-1}(\beta) > \gamma)$$

در اینجا، $I(\cdot)$ شاخص هوی‌ساید (Heaviside) است و تأثیرات آستانه‌ای فقط زمانی وجود دارد که $0 < Pr(Z_{t-1}(\beta) < \gamma) < 1$ باشد، زیرا مدل در غیر این‌صورت به مدل همجمعی خطی تبدیل می‌شود. Hansen & Seo (2002) این محدودیت مرزی را به‌صورت زیر تعمیم دادند:

$$\pi_0 \le Pr(Z_{t-1}(\beta) \le \gamma) \le 1 - \pi_0 \qquad \pi_0 > 0 \quad (۳)$$

که در آن π_0 پارامتر کنارگذاری حاشیه (Trimming Parameter) است و معمولاً بین $0/05 \le \pi_0 \le 0/15$ انتخاب می‌شود.

Hansen & Seo (2002) به‌منظور برآورد مدل TVECM دورژیمه، روش حداکثر راستنمایی را به‌کار برد و به‌منظور یافتن متغیر آستانه و بردار همجمعی از روش جست‌وجوی

شبکه‌ای دوبعدی (Two Dimension Grid Search) استفاده کردند. آن‌ها برای آزمون همجمعی آستانه‌ای یا همان آزمون غیر خطی‌بودن روشی متفاوت بر مبنای آمارهٔ ضریب لاگرانژ (LM: Lagrange Multiple) را به‌شکل زیر پیشنهاد کردند:

(۴)

$$LM(\beta,\gamma) = vec(\hat{A}_1(\beta,\gamma) - \hat{A}_2(\beta,\gamma))'(\hat{V}_1(\beta,\gamma) + \hat{V}_2(\beta,\gamma))^{-1} \times vec(\hat{A}_1(\beta,\gamma) - \hat{A}_2(\beta,\gamma))$$

$\hat{A}_1(\beta,\gamma)$ و $\hat{A}_2(\beta,\gamma)$ پارامترهای تخمین‌زده‌شده در رژیم‌های اول و دوم در معادلهٔ ۴، $\hat{V}_1(\beta,\gamma)$ و $\hat{V}_2(\beta,\gamma)$ برآوردگرهای ماتریس کواریانس ایکر- وایت (Eicker- White) برای $vec\,\hat{A}_1(\beta,\gamma)$ و $vec\,\hat{A}_2(\beta,\gamma)$ است.

اگر (β,γ) معلوم باشد، $LM(\beta,\gamma)$ به‌عنوان آمارهٔ آزمون استفاده می‌شود، ولی اگر (β,γ) مجهول باشد، می‌توان از تخمین‌های تحت فرض صفر استفاده کرد. از آنجاکه مقدار آستانه (γ_L) تحت فرض صفر وجود ندارد، مسئلهٔ دیویس (Davis problem) پیش می‌آید، یعنی تخمینی برای γ تحت فرض صفر وجود ندارد؛ بنابراین از آمارهٔ Sup-LM به‌شکل زیر استفاده می‌شود:

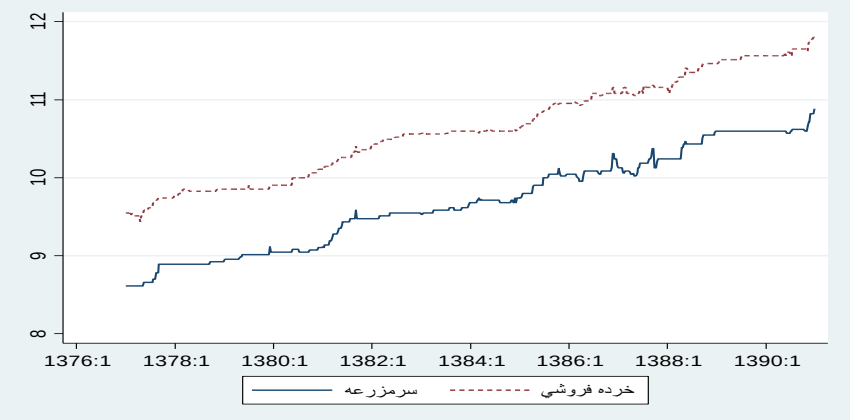
$$Sup\,LM = SupLM(\tilde{\beta},\gamma) \qquad \gamma_L \le \gamma \le \gamma_U \qquad (۵)$$

در این معادله، $\tilde{\beta}$ تخمین β تحت فرض صفر، γ_L، مقدار π_0 درصد از $Z_{t-1}(\tilde{\beta})$ و γ_U، مقدار $(1-\pi_0)$ درصد از $Z_{t-1}(\tilde{\beta})$ است. از آنجاکه مقادیر بحرانی Sup-LM حالت استاندارد (توزیع χ^2) ندارند باید مقادیر بحرانی Sup-LM شبیه‌سازی شوند. برای این منظور می‌توان از روش پیشنهادی Hansen & Seo (2002) از طریق الگوریتم خودراه‌انداز (Bootstrapping) مقادیر بحرانی مجانبی و سطح احتمال آن را شبیه‌سازی کرد (Chang, 2003). در مطالعهٔ حاضر نیز این مقادیر از طریق شبیه‌سازی با ۱۰۰۰ تکرار به‌دست آمدند. درنهایت، پس از آزمون غیر خطی بودن، در صورت ردنشدن فرضیهٔ صفر، می‌توان مکانیزم انتقال قیمت در بازار گوشت گوسالهٔ استان را به‌صورت مدل TVECM دورژیمه الگوسازی کرد.

در مطالعهٔ حاضر، آمار و اطلاعات مربوط به سری‌های زمانی قیمت گوشت گوساله در سطوح خرده‌فروشی و سرمزرعه به صورت هفتگی از فروردین ۱۳۷۷ تا اسفند ۱۳۹۰ از شرکت پشتیبانی امور دام کشور و سازمان جهاد کشاورزی استان آذربایجان شرقی تهیه شد.

نتایج و بحث

ابتدا به‌منظور تبیین رفتاری سری‌های قیمت، نمودار سری لگاریتم قیمت‌های دو سطح خرده‌فروشی (RP) و سرمزرعهٔ (FP) گوشت گوسالهٔ استان آذربایجان شرقی در دورهٔ زمانی ۱۳۹۰:۵۲-۱۳۷۷:۱ در نمودار ۱ ارائه می‌شود. همان‌طورکه مشاهده می‌شود هر دو سری قیمت خرده‌فروشی و سرمزرعهٔ گوشت گوساله روند صعودی در طول زمان دارند و رفتار و نوسانات مشابهی را در طول زمان نشان می‌دهند که می‌تواند بیانگر همجمعی دو متغیر باشد.



نمودار ۱. سری زمانی لگاریتم قیمت هفتگی گوشت گوساله در سطوح سرمزرعه و خرده‌فروشی استان آذربایجان شرقی در دورهٔ زمانی ۱۳۹۰:۵۲- ۱۳۷۷:۱

به‌منظور تعیین درجهٔ انباشتگی متغیرها، از دو آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته (ADF) و فیلیپس پرون (PP) استفاده شد. نتایج این آزمون‌ها در سطح و تفاضل اول در جدول ۱ ارائه می‌شود. هر دو آزمون‌ها مؤید وجود ریشهٔ واحد در سطح داده‌ها هستند و نتایج بیانگر ایستایی در تفاضل مرتبهٔ اول متغیرهاست؛ به‌عبارت دیگر، سری زمانی قیمت‌های سرمزرعه و خرده‌فروشی گوشت گوساله در استان آذربایجان شرقی انباشته از درجهٔ یک هستند.

جدول ۱. آزمون ایستایی متغیرها در سطح و تفاضل مرتبهٔ اول

	در سطح		تفاضل اول	
سری‌های قیمت	ADF	pp	ADF	PP
(FP) لگاریتم قیمت سرمزرعه	-۰/۳۱۶۸	-۰/۳۲۱۳	-۱۲/۲۰۵۵**	-۲۳/۹۳۸۵**
(RP) لگاریتم قیمت خرده‌فروشی	-۰/۸۰۶۰	۰/۵۸۹۷	-۴/۳۱۹۷**	-۲۹/۴۹۹۷**

** معنی‌داری در سطح احتمال ۵ درصد

در ادامه، برای آزمون وجود رابطهٔ تعادلی بلندمدت بین قیمت‌های سرمزرعه و خرده‌فروشی از آزمون یوهانسن استفاده شد که نتایج آن در جدول ۲ ارائه می‌شود. طول وقفهٔ بهینه با معیار اطلاعات آکائیک برابر با یک است. هر دو آماره اثر و حداکثر مقدار ویژهٔ فرض صفر مبنی بر نداشتن همجمعی را در سطح احتمال ۵ درصد رد کرد، ولی فرض صفر وجود حداکثر یک بردار همجمعی را می‌پذیرند. درنتیجه، رابطهٔ بلندمدت خطی بین لگاریتم قیمت‌های خرده‌فروشی و سرمزرعه وجود دارد.

جدول ۲. نتایج آزمون همجمعی یوهانسن بین سری‌های قیمت گوشت گوساله

فرضیهٔ صفر	آمارهٔ اثر	مقادیر بحرانی در ۰/۰۵	آمارهٔ حداکثر مقدار ویژه	مقادیر بحرانی در ۰/۰۵
نبودن بردار همجمعی	۳۳/۲۵۶۴**	۱۵/۴۹۴۷	۳۳/۲۱۰۶**	۱۴/۲۶۴۶
حداکثر یک بردار همجمعی	۰/۰۴۵۸	۳/۸۴۱۵	۰/۰۴۵۸	۳/۸۴۱۵

** معنی‌داری در سطح احتمال ۵ درصد

با اثبات وجود رابطهٔ تعادلی بلندمدت بین دو سری قیمت می‌توان وجود فرایند تعدیلات غیر خطی قیمت‌ها را آزمون کرد. به‌این‌منظور با استفاده از آزمون Sup-LM پیشنهادشده توسط Hansen & Seo (2002)، فرض صفر VECM در برابر فرض مقابل TVECM دورژیمه سنجیده می‌شود. مقدار آمارهٔ Sup-LM برابر با ۲۰/۸۴۱۸ برآورد شد که از مقدار بحرانی به دست‌آمده توسط شبیه‌سازی با ۱۰۰۰ تکرار در سطح احتمال ۵ درصد (۱۷/۷۸۶۹) بزرگ‌تر است و فرض خطی‌بودن با احتمال ۰/۰۰۹ رد می‌شود. براین‌اساس، سری‌های قیمت سرمزرعه و خرده‌فروشی گوشت گوساله دارای همجمعی آستانه‌ای است؛ بنابراین تعدیلات قیمت بین این دو سطح به صورت غیر خطی‌اند. درنتیجه، می‌توان انتقال قیمت در بازار گوشت گوسالهٔ استان آذربایجان‌شرقی را با مدل تصحیح خطای برداری آستانه‌ای توصیف کرد.

پس از اثبات وجود رفتار غیر خطی در تعدیلات قیمت‌ها، مدل TVECM دورژیمه از طریق روش ML برازش شد. در این قسمت، برای مقایسهٔ نتایج مدل VECM خطی به همراه نتایج مدل TVECM(2) در جدول ۳ ارائه شد. این مدل توسط روش حداکثر راستنمایی یوهانسن تخمین زده می‌شود و تعداد وقفهٔ مناسب آن توسط معیار AIC برابر یک انتخاب شد. طبق ضرایب تصحیح خطا در مدل VECM در صورت واردشدن شوکی واحد به رابطهٔ تعادلی بلندمدت، قیمت خرده‌فروشی به اندازهٔ ۲/۵- درصد و قیمت سرمزرعه تقریباً ۶/۴ درصد در هر هفته تعدیل می‌شود. مدل VECM خطی، قادر به تفکیک آثار شوک‌های مثبت و منفی نیست و برای هر دوی این شوک‌ها یک ضریب تعدیل برآورد می‌کند؛ به‌عبارت دیگر، نتایج مدل VECM بیانگر این است که قیمت‌ها به‌صورت متقارن منتقل می‌شوند. با توجه به اینکه در واقعیت این اتفاق رخ نمی‌دهد،

مدل‌های آستانه‌ای بهتر می‌توانند رفتار قیمت‌ها را منعکس کنند.

در کنار ارائهٔ نتایج مدل VECM خطی، نتایج برآورد حداکثر راستنمایی مدل VECM آستانه‌ای (TVECM) در جدول ۳ نشان داده می‌شود. همان‌طورکه مشاهده می‌شود، ضریب همجمعی برابر با ۱/۰۲۹۵ برآورد شد که نزدیک به عدد یک است و بازگوکنندهٔ قانون قیمت واحد است. البته این مسئله باید به‌صورت آماری سنجیده شود. با توجه به تخمین بردار همجمعی، می‌توان جزء تصحیح خطای معادلهٔ همجمعی دو سری لگاریتم قیمت خرده‌فروشی و سرمزرعه را به‌صورت $ECT_t = RP_{t-1} - 1/0295\ P_{t-1}$ بیان کرد که ECT، جزء تصحیح خطا یا انحراف از رابطهٔ تعادلی بلندمدت بین دو متغیر است. با توجه به مقدار آستانهٔ برآوردشده توسط الگوریتم جست‌وجوی شبکه‌ای دوبعدی (۰/۴۸۹۵) و میانگین قیمت‌ها، مقدار حاشیهٔ بازاریابی خرده‌فروشی ۲۵۴۲۰ ریال در هر کیلوگرم است. درنتیجه، رژیم اول زمانی اتفاق می‌افتد که $RP_{t-1} - 1/0295\ FP_{t-1} \leq 0/4895$ است و حاشیهٔ بازاریابی خرده‌فروشی کمتر از ۲۵۴۲۰ ریال بر کیلوگرم است. این رژیم تنها ۱۵/۱۵ درصد از مشاهدات را در خود گنجانده است و دراصطلاح آن را رژیم کرانه‌ای (Extreme) می‌نامند. رژیم دوم هنگامی اتفاق می‌افتد که $RP_{t-1} - 1/0295\ FP_{t-1} > 0/4895$ و حاشیهٔ بازاریابی بیشتر از ۲۵۴۲۰ ریال بر کیلوگرم باشد و در این تحقیق ۸۴/۸۴ درصد مشاهدات را داراست و رژیم عمومی (Typical) نامیده می‌شود.

جدول ۳. نتایج مدل‌های VECM خطی و VECM آستانه‌ای برای لگاریتم قیمت‌ها

	مدل VECM		مدل TVECM			
			RP		FP	
	RP	FP	رژیم اول	رژیم دوم	رژیم اول	رژیم دوم
ECT	−۰/۰۲۵۰*	۰/۰۶۴۸***	۰/۰۱۷۶	−۰/۴۸۰۴***	۰/۰۷۸۸**	۰/۳۸۶۳***
	(۰/۰۱۳۹)	(۰/۰۲۳۵)	(۰/۰۱۶۴)	(۰/۰۱۳۳)	(۰/۰۳۶۴)	(۰/۰۱۷۳)
عرض از مبدأ	۰/۰۱۸۸**	−۰/۰۳۶۷**	۰/۰۱۶۶	۰/۰۱۴۶*	−۰/۴۴۸۸**	−۰/۰۲۸۴***
	(۰/۰۰۸۸)	(۰/۰۱۴۷)	(۰/۰۹۴۸)	(۰/۰۰۸۸)	(۰/۲۰۹۱)	(۰/۰۱۱۱)
ΔRP_{t-1}	−۰/۱۲۳۰**	−۰/۰۹۲۷**	−۰/۲۴۲	−۰/۰۸۶۰	۰/۳۵۸۷**	−۰/۰۳۹۵
	(۰/۰۶۰۴)	(۰/۰۴۶۰)	(۰/۱۸۶۰)	(۰/۰۵۷۰)	(۰/۱۷۹۰)	(۰/۰۴۰۷)
ΔFP_{t-1}	۰/۰۲۸۶	۰/۶۰۳۷***	۰/۰۰۶۲	۰/۰۵۷۶	۰/۱۸۷۰	۰/۱۱۵۱**
	(۰/۰۳۹۴)	(۰/۰۴۹۲)	(۰/۰۹۷۳)	(۰/۰۴۵۹)	(۰/۱۵۶۲)	(۰/۰۵۶۱)
−۱/۰۳۲۵ = بردار همجمعی			−۱/۰۲۹۵ = بردار همجمعی		۰/۴۸۹۵ = پارامتر آستانه	
AIC= −۵۷۸۱/۳۷۹			۱۵/۱۵ = درصد مشاهدات در رژیم اول		۸۴/۸۴ = رژیم دوم	
			AIC= −۵۷۹۷/۷۷۱			
			=آزمون والد[a]			
			(۰/۰۳۶۰) ۹/۳۵۷۲ = برابری ضرایب پویا			
			(۰/۰۵۱۶) ۵/۹۳۰۱ = برابری ضرایب EC			

اعداد داخل پرانتز مقادیر انحراف معیار ضرایب‌اند.

*** معنی‌داری در سطح ۱۰ درصد ** معنی‌داری در سطح ۵ درصد *** معنی‌داری در سطح ۱ درصد**

همان‌طورکه در جدول ۳ مشاهده می‌شود، در معادله‌های خرده‌فروشی، ضریب جزء تصحیح خطا یا به‌عبارت دیگر، پارامتر سرعت تعدیل قیمت‌ها فقط در رژیم دوم که رژیم افزایشی است معنی‌دار است و خرده‌فروشان فقط زمانی‌که حاشیهٔ بازاریابی از مقدار ۲۵۴۲۰ ریال بر کیلوگرم بیشتر باشد، دست به تعدیل قیمت‌ها می‌زنند و هنگامی‌که شوکی افزایشی به قیمت‌های سرمزرعه وارد می‌شود، خرده‌فروشان در هر هفته ۴۸ درصد از این شوک‌ها را به مصرف‌کنندگان منتقل می‌کنند.

بررسی ضرایب تصحیح خطا در معادلهٔ سرمزرعه نشان می‌دهد این ضرایب در هر دو رژیم معنی‌دار است و درصورت افزایش در قیمت خرده‌فروشی، قیمت سرمزرعه هر هفته ۳۹ درصد این افزایش را انتقال می‌دهد و اگر شوک قیمتی منفی باشد قیمت سرمزرعه ۷/۸ درصد در هر هفته تعدیل می‌شود. شایان ذکر است ضرایب تصحیح خطا در رژیم دوم، برای هر

دو معادله‌های خرده‌فروشی و سرمزرعه بسیار بزرگ‌تر از ضرایب متناظر آن‌ها در رژیم اول هستند. از این‌رو، هنگامی که انحراف از تعادل بلندمدت از میزان آستانه کمتر است تعدیلات بسیار آهسته‌تر از زمانی صورت می‌گیرد که این انحراف بزرگ‌تر از آستانه است. همچنین در رژیم افزایشی، ضریب تصحیح خطا در معادلهٔ خرده‌فروشی (۰/۴۸-) بزرگ‌تر از ضریب آن در معادلهٔ سرمزرعه (۰/۳۹) است و این حقیقت را بیان می‌کند که هنگام افزایش قیمت‌ها، خرده‌فروشان بسیار سریع‌تر از دامداران قیمت‌ها را افزایش می‌دهند و این بیانگر واکنش‌پذیری بیشتر قیمت‌های خرده‌فروشی است.

در ادامه، برابری ضرایب پویای کوتاه‌مدت که بیانگر تغییرات کوتاه‌مدت قیمت‌هاست از طریق آزمون والد سنجیده می‌شود. مقدار آمارهٔ این آزمون برابر با ۹/۳۶ برآورد شد که از لحاظ آماری در سطح احتمال ۵ درصد معنی‌دار است؛ بنابراین می‌توان نتیجه گرفت تأثیرات پویایی کوتاه‌مدت متغیرها، به عبارت دیگر تغییرات دوره‌های گذشتهٔ قیمت‌ها، برای هر دو معادله‌های خرده‌فروشی و سرمزرعه در دو رژیم تفاوت معنی‌داری را نشان می‌دهد. همچنین، برابری ضرایب تصحیح خطا (پارامترهای سرعت تعدیلات) در هر دو رژیم و برای هر دو معادلهٔ سرمزرعه و خرده‌فروشی با آزمون والد بررسی شد. مطابق با جدول ۳ مقدار آمارهٔ این آزمون برابر با ۵/۹۳ است که در سطح احتمال ۱۰ درصد معنی‌دار است؛ بنابراین می‌توان نتیجه گرفت سرعت تعدیل قیمت‌ها در هر دو سطح سرمزرعه و خرده‌فروشی گوشت گوساله در رژیم‌های افزایشی و کاهشی متفاوت است. این یافته بیانگر تعدیلات آستانه‌ای قیمت‌هاست که پیش از این توسط آزمون Sup-LM به اثبات رسیده بود. درحقیقت، این نتایج تأییدکنندهٔ همدیگرند که در یک راستا قرار دارند.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

انتقال نامتقارن قیمت یکی از عوامل گسترش حاشیهٔ بازاریابی است و بر رفاه همهٔ گروه‌ها درطول زنجیرهٔ بازار تأثیر می‌گذارد. از این‌رو، مطالعهٔ حاضر به بررسی چگونگی انتقال قیمت بین سطوح خرده‌فروشی و سرمزرعهٔ گوشت گوسالهٔ استان آذربایجان شرقی با استفاده از روش‌های نوین اقتصادسنجی، پرداخته است. به‌این‌منظور، الگوی انتقال قیمت در بازار گوشت گوسالهٔ استان آذربایجان شرقی با استفاده از مدل TVECM دورژیمه Hansen & Seo (2002) استفاده شد که قابلیت نشان دادن تعدیلات بلندمدت را در کنار پویایی کوتاه‌مدت دارد. طبق نتایج آزمون Sup-LM، تعدیلات در بازار گوشت گوسالهٔ استان آذربایجان شرقی آستانه‌ای است و با بررسی نتایج مدل TVECM ملاحظه می‌شود که در رژیم اول یعنی هنگامی‌که کاهشی در قیمت‌های سرمزرعه رخ می‌دهد، خرده‌فروشان به سختی اقدام به کاهش قیمت‌های خود می‌کنند. درحالی‌که با افزایش قیمت سرمزرعه، خرده‌فروشان به‌سرعت قیمت‌های خود را بالا می‌برند. دامداران نیز به شوک‌های افزایشی قیمت بسیار سریع‌تر از شوک‌های کاهشی آن واکنش نشان می‌دهند. نکتهٔ دیگر این است که ضریب تصحیح خطای خرده‌فروشی در رژیم افزایشی به مراتب بزرگ‌تر از ضریب تصحیح خطای سرمزرعه در این رژیم است؛ به‌عبارت دیگر، خرده‌فروشان هنگام افزایش قیمت‌ها واکنش بیشتری نشان می‌دهند و سود بیشتری کسب می‌کنند، درحالی‌که دامداران در رژیم کاهشی بیشترین تعدیل را صورت می‌دهند. درنهایت، می‌توان گفت انتقال قیمت در بازار گوشت گوسالهٔ استان آذربایجان شرقی نامتقارن است و رفتار غیر خطی دارد.

همان‌طورکه نتایج این تحقیق نشان داد، انتقال قیمت در بازار گوشت گوسالهٔ استان آذربایجان شرقی نامتقارن است که بیانگر وجود ناکارآمدی در این بازار است. یکی از دلایل بروز این ناکارآمدی، وجود اطلاعات نامتقارن است و خرده‌فروشان به‌دلیل نداشتن اطلاعات کافی دربارهٔ تغییرات قیمت در طول زنجیرهٔ عرضه، قیمت خرده‌فروشی را با سرعت کمتری از کاهش قیمت‌های سرمزرعه کاهش می‌دهند؛ بنابراین برای جلوگیری از انتقال نامتقارن اطلاعات، ایجاد نهادهای اطلاع‌رسانی بازار ضروری است که قیمت نهاده‌ها، هزینه‌های تولید، فرآوری و بازاریابی و همچنین مقدار تولید گوشت گوساله را در مناطق مختلف کشور در دسترس همگان قرار دهند و دامداران را در بازاریابی گوشت گوساله توانمند سازند. یافته‌های تحقیق مؤید آن است که هنگام افزایش قیمت در یک سمت بازار (سرمزرعه یا خرده‌فروشی)، خرده‌فروشان سریع‌تر از دامداران قیمت‌های خود را افزایش می‌دهند، درحالی‌که دامداران هنگام کاهش قیمت‌ها اقدام به کاهش قیمت می‌کنند. درنتیجه، تولیدکنندگان این محصول قدرت چانه‌زنی پایینی دارند که به زیان آن‌ها هنگام افزایش قیمت نهاده‌ها و کاهش سود آن‌ها هنگام افزایش قیمت محصول در سطح خرده‌فروشی منجر می‌شوند. ایجاد نهادهای مؤثر- مانند تعاونی‌های تولید و بازاریابی گوشت گاو در سطح تولیدکنندگان- می‌تواند با کاهش قدرت کشتارگاه‌ها و واسطه‌های بازاریابی، حاشیهٔ بازار این کالا را کاهش دهد. از

این‌رو، توصیه می‌شود دولت و همچنین بخش در زمینهٔ ایجاد یا تقویت این نهادهای جدید برنامه‌ریزی‌های موثرتر و سرمایه‌گذاری‌های کافی انجام دهند و همچنین می‌تواند اعضای این تعاونی‌ها را به سرمایه‌گذاری در تجهیز، نوسازی و ساخت کشتارگاه تشویق کند.

REFERENCES

Balk, N. S. & Fomby, T.B. 1997. Threshold cointegration. International Economic Review, 38: 627-45.

Ben-Kaabia, J. & Gil, M. 2007. Asymmetric price transmission in the Spanish lamb sector. European Review of Agricultural Economics, 34: 53-80.

Ben-Kaabia, J., Gil, J.M. & Ameur, M. 2005. Vertical integration and non-linear price adjustments: the Spanish poultry sector. Agribusiness, 21(2): 253-271.

Chang, P.J. Threshold cointegration and threshold dynamics. Ph. D dissertation, Iowa State University of US, 2003.

Falsafian, A., Yazdani, S & Moghaddasi, R. 2010. Analyzing vertical price transmission in the Iran Mutton Market. World Applied Sciences Journal, 10(7): 791-796.

Goodwin, B.K. & Piggott, N.E. 2001. Spatial market integration in the presence of threshold effects. American Journal of Agricultural Economics. 83, 170-302.

Hansen, B. E. & Seo, B. 2002. Testing for two-regime threshold cointegration in vector error-correction models. Journal of Econometrics 110, 293 – 318.

Hassouneh, I., Serra, T. & Gil, M. 2009. Price transmission in the Spanish bovine sector: the BSE effect. Agricultural Economics, 41: 33-42.

Hosseini, S. & Dourandish, A. 2006. Analyzing model of Iranian Pistachio Price Transmission pattern in the World Market. Iranian Journal of Agricultural Science, 37-2(1). (In Farsi).

Hosseini, S. & Ghahremanzadeh, M. 2006. Asymmetric adjustment and price transmission in the Iran's meat market. Agriculture Economics and Development, 2, 1-22. (In Farsi).

Lo, C. & Zivot, E. 2001. Threshold cointegration and nonlinear adjustment to the law of one price. Macroeconomic Dynamics, 5: 533-576.

Meyer J. & Von Cramon-Taubadel, S. 2002. Asymmetric price transmission: A Survey. Journal of Agricultural Economics. 55: 581-611.

Meyer J. 2003. Measuring market integration in the presence of transaction costs: A threshold vector error correction approach. Contributed paper selected for presentation at the 25th International conference of Agricultural Economists, 1109-1116.

Ministry of Jihade-Agriculture. (2011). Available in www.agri-jahad.org (In Farsi).

Nikoukar, A., Hosseini, S. & Dourandish, A. (2010). Price transmission model for Iranian beef industry. Journal of Economics and Development, 24 (1), 23-32. (In Farsi).

Peltzman, S. 2000. Price Rise Faster than They Fall. Journal of Political Economy 108, 466-502.

State Livestock Affairs Logistics. (2011). Available in www. Iranslal.com (In Farsi).

Von Cramon-Taubadel, S. & Fahlbusch, S. 1994. Identifying asymmetric price transmission with error correction models. Poster Session EAAE European Seminar in Reading.