نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی
جلد ۲۷، شماره ۲، تابستان ۱۳۹۲، ص. ۱۵۵-۱۴۴

Journal of Agricultural Economics and Development
Vol. 27, No. 2, Suumer 2013, p. 144-155

انتقال عمودی قیمت در بازار تخم‌مرغ ایران: کاربرد الگو تصحیح- خطای برداری آستانه‌ای دو رژیمه

زهرا رسولی[۱] - محمد قهرمان زاده[۲*]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۲/۳/۲۶
تاریخ پذیرش:۱۳۹۲/۶/۱۰

چکیده

مطالعه‌ی حاضر تعدیلات غیرخطی و مکانیزم انتقال قیمت بین سطوح عمده‌فروشی و خرده‌فروشی در بازار تخم‌مرغ ایران را در قالب مدل TVECM دورژیمه‌ی هانسن و سئو (۲۰۰۲) مورد بررسی قرار داده است. مطابق نتایج آزمونهای ریشه‌واحد هر دو سری قیمت عمده‌فروشی و خرده‌فروشی تخم‌مرغ دارای انباشتگی درجه اول بوده و نتایج آزمون همجمعی یوهانسن مبین آن است که در بلندمدت سریهای قیمت در دو انتهای زنجیره‌ی بازاریابی تخم‌مرغ کاملاً همجمع‌اند، یعنی هر گونه تغییر بوجود آمده در یکی از قیمتها به صورت کامل به دیگری منتقل می‌گردد. در گام بعدی نتایج آزمون SupLM هانسن و سئو (۲۰۰۲) تعدیل آستانه‌ای قیمتهای عمده‌فروشی و خرده‌فروشی تخم مرغ به سمت تعادل بلندمدت را تأیید نمود. بررسی مدل TVECM تخمین زده شده نشان می‌دهد که ضریب تصحیح خطا در هر دو رژیم برای قیمت خرده‌فروشی معنی‌دار بوده و مقدار آن در رژیم دوم یعنی وقتی حاشیه‌های بازاریابی بیشتراست، نسبت به رژیم اول بزرگتر است. این در حالی است که این ضریب برای قیمت عمده‌فروشی در هر دو رژیم غیر معنی‌دار است؛ مبین اینکه وقتی انحرافی نسبت به تعادل بلندمدت رخ می‌دهد عمده‌فروشان تمایل چندانی به نشان دادن واکنش ندارند ولی خرده‌فروشان هم نسبت به انحرافات افزایشی از تعادل بلندمدت و هم نسبت به انحرافات کاهشی از تعادل بلندمدت عکس‌العمل نشان می‌دهند. همچنین میزان عکس‌العمل آنها نسبت به انحرافات افزایشی به مراتب بیشتر می‌باشد. پویایی‌های کوتاه‌مدت در هر دو رژیم تقریباً مشابه است؛ اگر چه سرعت تعدیل در رژیم دوم، بالاتر می‌باشد.

واژه‌های کلیدی: انتقال نامتقارن قیمت، رهیافت هانسن و سئو، مدل تصحیح خطای برداری آستانه‌ای، بازار تخم‌مرغ، ایران

مقدمه

قیمت محصولات کشاورزی نقش تعیین‌کننده‌ای در اقتصاد کشاورزی کشورها دارد و یکی از مهمترین ابزارهای تخصیص منابع در اقتصاد ملی است (۴). مطالعات متعدد انجام گرفته در اکثر نقاط جهان بی‌شک بیانگر این واقعیت است که قیمت محصولات کشاورزی در قیاس با قیمت سایر کالاها از نوسانات بیشتر و شدیدتری برخوردار است (۲). چنانچه این نوسانات قیمت منجر به انتقال نامتقارن گردد، تغییرات قیمتی در سطوح متفاوت بازار حائز اهمیت بالاتری نسبت به حالت انتقال متقارن قیمت خواهد بود و توجه بیشتری را می‌طلبد. در ادبیات اقتصاد کشاورزی دلایل متعددی برای انتقال نامتقارن قیمت و تأثیر آن بر رفاه تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان ذکر شده است از جمله می‌توان به ساختار بازارهای غیررقابتی و استفاده از قدرت بازاری، وجود هزینه های تعدیل، لیست هزینه‌ها، انجام امور مربوط به انبارداری، داده‌های نامتقارن و نیز سیاستهای مداخله‌ی دولت در بازار مانند سیاست کنترل قیمت اشاره نمود (۲۵). به عبارتی اگر تغییرات قیمت کاملاً بین سطوح بازار منتقل نشود، به مفهوم انتقال نامتقارن آن بوده که این خود منجر به افزایش حاشیه‌های بازاریابی می‌گردد. زیاد بودن حاشیه‌های بازاریابی موجب نارضایتی تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان می‌گردد.

انتقال نامتقارن قیمت‌ها یکی از مهمترین عوامل گسترش حاشیه‌های بازاریابی یک کالاست. به‌ویژه در مرحله‌ی فراوری کالاهای کشاورزی، معمولاً بازار به شکل رقابتی عمل نمی‌کند و فرآوری‌کنندگان از قدرت بازاری خود برای کسب سود بیشتر بهره می‌جویند (۵). موضوع حاشیه‌های بازاریابی و انتقال قیمت در طول زنجیره‌ی غذایی، توجه اقتصاددانان کشاورزی زیادی را به خود جلب کرده است. در دو دهه‌ی اخیر تعداد مطالعات در این زمینه در پاسخ به تغییرات سریع در بازارها که می‌تواند منجر به مفاهیم سیاسی و رفاهی بالقوه‌ی[۳] مهم گردد، به شدت افزایش یافته است (۱۲). در حقیقت،

۱ و ۲ – دانشجوی دکتری و استادیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تبریز
(*- نویسنده مسئول: Email: Ghahremanzadeh@Tabrizu.ac.ir)

3- Potentially important welfare and policy implications

یکی از مسائل مهمی که سطح رفاه تولیدکنندگان، عوامل بازاریابی و مصرف‌کنندگان محصولات کشاورزی را تحت تأثیر قرار می‌دهد، چگونگی انتقال قیمت در سطوح مختلف بازار است. بنابراین تجزیه و تحلیل قیمت محصولات کشاورزی نه تنها از نظر اقتصادی بلکه از نظر سیاسی نیز دارای اهمیت فراوان است و مورد توجه بسیاری از اقتصاددانان دنیا قرار گرفته است (۵). بنابر تئوری اقتصاد، انتقال نامتقارن قیمت شاهدی بر شکست بازار بوده و دخالت دولت در اقتصاد را موجب می شود، لذا بایستی در اهداف سیاسی مورد توجه قرار گیرد (۹).

محصولات دامی و طیور به دلیل اهمیت آن در ارزش افزوده‌ی بخش کشاورزی، رشد اقتصادی کشور و ضرورت تأمین نیاز پروتئین مصرف‌کنندگان جایگاه ویژه‌ای در اقتصاد ملی دارند. از جمله تخم مرغ یکی از منابع سرشار پروتئین است که تولید و مصرف آن روز به روز در جامعه افزایش می‌یابد به طوریکه تولید این محصول در ایران طی دوره‌زمانی ۸۹-۱۳۷۱ از ۳۹۰ هزارتن به بالغ بر ۷۶۰ هزارتن افزایش یافته است (۷). نوسانات قیمت گوشت مرغ و تخم‌مرغ و نهاده‌های آنها یکی از چالشهای اساسی این صنعت است که هرساله تعادل بازار این مواد غذایی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. در حدود ۷۰ درصد از قیمت‌های خرده‌فروشی تخم‌مرغ را هزینه‌های تولید تشکیل می‌دهد و ۳۰ درصد آن مربوط به سود عمده‌فروشان و خرده‌فروشان تخم مرغ می‌باشد (۷). ۷۶ درصد ظرفیت‌های تولید تخم‌مرغ در هفت استان کشور یعنی استانهای تهران، آذربایجان شرقی، خراسان رضوی، اصفهان، قزوین، قم و فارس متمرکز شده است (۸). بنابراین نوسانهای قیمتی ناشی از اختلاف مکانی بین مراکز تولید و مصرف تخم‌مرغ در کشور به وجود می‌آید. افزون بر این، مقدار مصرف تخم‌مرغ، روندی فصلی دارد و مصرف این کالا در ماه‌های سرد سال نسبت به دیگر ماه‌های سال بیشتر است که بر نوسانات قیمت تخم‌مرغ می‌افزاید. این نوسانها نیز درآمد تولیدکنندگان و امنیت غذایی مصرف‌کنندگان تخم‌مرغ را تهدید می‌کند، در حالی که حاشیه‌ی بازار تخم‌مرغ و سودآوری فعالیتهای بازاریابی و واسطه‌گری در بازار این کالا، روندی رو به رشد دارد و واسطه‌های بازاریابی تخم‌مرغ، فقط حمل‌ونقل این کالا را انجام می‌دهند و دیگر فعالیتهای بازاریابی، مانند بسته‌بندی این کالا در مرغداریها انجام می‌شود. از سوی دیگر مرغداران، دارای توانایی‌های لازم برای حضور مؤثر در بازار نیستند. تولیدکنندگان اطلاعات کافی درباره‌ی مقدار و قیمت تخم‌مرغ در دیگر مناطق کشور ندارند. همچنین نمی‌توانند هزینه‌های جمع‌آوری اطلاعات و حمل‌ونقل محصول تا مراکز فروش و انجام فعالیتهای بازاریابی را بپردازند. در چنین محیطی، عوامل بازاریابی تخم مرغ، تأثیر چشمگیری بر چگونگی انتقال قیمت‌ها و هزینه‌های بازاریابی این کالا دارند (۵).

مطالعات زیادی در رابطه با انتقال قیمت در داخل و خارج کشور انجام شده است جفری (۱۳) مدلهای آستانه‌ای TAR و M-TAR را برای بررسی مکانیزم انتقال قیمت بین سطوح حراجی و خرده‌فروشی در بازار ماهی فرانسه بکار برد. نتایج به وضوح حاکی از نامتقارن بودن انتقال قیمت می‌باشد. باکوکس و فرتو (۱۰)، انتقال قیمت در بازارهای گوشت گاو و گوشت خوک مجارستان را بررسی نموده و نشان دادند که انتقال قیمت در بازار گوشت گاو در کوتاه‌مدت و بلندمدت متقارن است در حالیکه بازار گوشت خوک دارای رفتار نامتقارن می‌باشد. بن کابیا و گیل (۱۱) از مدل آستانه‌ای سه رژیمه برای بررسی چگونگی انتقال قیمت در بازار گوشت گوسفند اسپانیا بهره گرفتند. نتایج مطالعه‌ی آنها نشان داد که فقط تولیدکنندگان نسبت به انحراف از تعادل بلندمدت واکنش نشان می‌دهند و مصرف‌کنندگان تحت تأثیر عدم تعادلها قرار نمی‌گیرند. مک لارن (۲۴) انتقال نامتقارن قیمت محصولات کشاورزی در سطح بین‌المللی را با استفاده از قیمت فوب صادرات و قیمت تولیدکننده مورد بررسی قرار داد. نتایج حاکی از انتقال سریعتر کاهش قیمت جهانی یا قیمت فوب صادرات به سطح قیمت تولیدکننده یا سرمزرعه نسبت به افزایش قیمت می‌باشد. به عبارت دیگر کاهش قیمتهای جهانی تقریباً به طور کامل به قیمت سرمزرعه منتقل می‌شود ولی انتقال افزایش قیمت به طور کامل صورت نمی‌گیرد.

مواد و روش‌ها

پرسش اصلی در این پژوهش، بررسی عدم تقارن در مکانیسم انتقال قیمت بین کانالهای بازاریابی عمده‌فروشی و خرده‌فروشی بازار تخم‌مرغ ایران است. برای دستیابی به این هدف، از تکنیک‌های همجمعی استفاده می‌شود. در مرحله‌ی نخست، فرض صفر همجمعی خطی در برابر فرض آلترناتیو عدم وجود همجمعی خطی، با استفاده از تکنیک همجمعی یوهانسن (۱۷) و یوهانسن و جوسلیوس (۱۹) بررسی می‌گردد. در صورت تأیید وجود همجمعی خطی از مرحله‌ی اول، در مرحله‌ی دوم فرض صفر همجمعی خطی در برابر فرض آلترناتیو همجمعی آستانه‌ای با استفاده از تکنیک همجمعی آستانه‌ای هانسن و سئو (۱۶) آزمون می‌گردد. لازم به ذکر است که اگر وجود همجمعی خطی از مرحله اول تأیید نگردد، بایستی فرض صفر عدم وجود همجمعی خطی در برابر فرض آلترناتیو همجمعی آستانه‌ای بررسی گردد که برای این منظور سئو (۳۰) آزمونی را بسط داده است. در بخش بعدی تکنیک همجمعی خطی و آستانه‌ای به اختصار توضیح داده می‌شود.

همجمعی خطی چندمتغیره

یوهانسن (۱۷) و یوهانسن و جوسلیوس (۱۹) آزمون همجمعی خطی چندمتغیره را برپایه‌ی مدل خودرگرسیون برداری نامقید

(VAR) به شکل الگوی تصحیح خطا بر اساس رابطه‌ی زیر معرفی نمودند:

$$\Delta P_t = \Pi P_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta P_{t-i} + \Phi D_t + \varepsilon_t \qquad (۱)$$

که در آن، P_t شامل n متغیر می‌باشد که همگی I(1) می‌باشند و Π، Γ_i و Φ ماتریسهای پارامترها می‌باشند که بایستی تخمین زده شوند. D_t بردار مؤلفه‌های قطعی (مقدار ثابت، روند و متغیرهای موهومی) و ε_t بردار جملات خطای تصادفی‌اند که از فرایندهای نوفه‌ی سفید نرمال تبعیت می‌کنند.

معادله‌ی ۱ بیان می‌کند که هرگز نمی‌تواند بین یک متغیر دارای روند تصادفی، I(1)، و یک متغیر بدون روند تصادفی، I(0)، رابطه‌ای وجود داشته باشد. لذا اگر $\Pi P_{t-1} \sim I(0)$ باشد، Π ماتریس صفر خواهد بود مگر اینکه یک ترکیب خطی از متغیرهای P_t یافت شود که پایا باشد (۲۸). لذا تمرکز روش یوهانسن روی ماتریس Π و مرتبه‌اش می‌باشد. مرتبه این ماتریس (r) تعداد ترکیبات خطی پایا در P_t یا به بیان دیگر تعداد روابط همجمعی در سیستم را نشان می‌دهد. هرجا که r مساوی صفر است هیچ رابطه همجمعی وجود ندارد و هیچ یک از ترکیبهای خطی متغیرها پایا نیست، لذا مدل فقط یک مدل VAR با داده‌های تفاضلی می‌باشد. در حالت حدی دیگر اگر r=K باشد سریهای قیمتی اولیه به احتمال بسیار زیاد پایا هستند. به هر جهت، مورد مطلوب وقتی است که 0<r<K می‌باشد، در این حالت همجمعی بین تعدادی از سریها وجود دارد یعنی r بردار همجمعی یا r ترکیب خطی پایا وجود دارد (۲۷). ماتریس Π می‌تواند به دو ماتریس β و α تجزیه شود؛ (یعنی $\Pi=\alpha\beta$) که مرتبه هر دو ماتریس، k×r می‌باشد. ماتریس β شامل ضرایب بلندمدت بردارهای همجمعی است و گاهاً ماتریس همجمعی نامیده می‌شود و ماتریس α، ماتریس ضرایب تعدیل[1] و شبیه جمله تصحیح خطا (ECT) می‌باشد که تأثیر r رابطه همجمعی را روی k متغیر نشان می‌دهد. یوهانسن دو آماره را برای آزمون مرتبه ماتریسهای Π ارائه داد که هر دو آزمون بر پایه نسبت درستنمایی‌اند[2]. آماره اول و متداولتر آماره آزمون اثر[3] است و آماره دوم آزمون حداکثر مقدار مشخصه[4] است (۲۱). در هر مورد، آزمون از r=0 شروع می‌شود و اگر فرضیه صفر رد شود، بصورت تکراری با افزایش r روند ادامه می‌یابد، تا جاییکه فرضیه صفر پذیرفته شود. بر پایه چندین شبیه‌سازی، لوتکپول و همکاران (۲۳) اظهارکردند که آزمون اثر عموماً مرجح می‌باشد.

1- Adjustment coefficients
2- Likelihood ratio
3- Trace test
4- Maximum eigenvalue test

همجمعی آستانه‌ای چندمتغیره

الگوهای همجمعی آستانه‌ای نخستین بار توسط بالک و فومبای (۱۱) برای حالت تک‌متغیره معرفی شد و سپس الگوی تصحیح خطای برداری آستانه‌ای چند متغیره توسط لو و زیوت (۲۲) ایجاد گردید، در حالیکه مبدأ اولیه‌ی مدل آنها الگوی خودرگرسیونی خودالقای[5] معرفی شده توسط تانگ (۳۲ و ۳۳) می‌باشد (۲۹).

روش بالک و فومبای (۱۱) به عنوان ابزاری برای ترکیب فروض همجمعی و غیرخطی بودن معرفی گردید. بویژه اینکه این مدل، تعدیل غیر خطی نسبت به تعادل بلندمدت را اجازه می‌دهد (۱۶). تعدیل نسبت به تعادل ممکن است فقط هنگامی صورت گیرد که انحراف از تعادل از یک حد آستانه‌ای ویژه‌ای عبور کند. از جنبه‌ی تئوری اقتصادی فرض خطی بودن ممکن است در حضور هزینه‌های مبادله (۱۱) یا سیاستهای خاصی (۲۲) اعتبار نداشته باشد؛ چراکه این عوامل ممکن است بازار را وقتی که انحرافات از یک آستانه‌ی ویژه عبور کردند، تحت تأثیر قرار دهند. در واقع همجمعی آستانه‌ای بیان می‌کند که وقتی انحراف از یک مقدار آستانه‌ای گذشت، قیمتها به سمت تعادل بلندمدت خود تعدیل خواهند شد (۲۸).

بالک و فومبای (۱۱) از وقفه‌های متغیر وابسته به عنوان متغیر آستانه‌ای استفاده کردند و کاربرد آزمونهای تک‌متغیره‌ی هانسن (۱۴) و تسای (۳۴) را برای تخمین پیشنهاد کردند. این مورد فقط وقتی که بردار همجمعی معلوم باشد اعتبار دارد. همجمعی آستانه‌ای بعداً به مدلهای چندمتغیره (TVECM) بسط داده شده‌اند. لو و زیوت (۲۲) الگوی TVECM را در حالتی که بردار همجمعی معلوم باشد معرفی نمودند که در این روش از آزمونهای تسای (۳۵) و بسط چندمتغیره‌ی آزمون هانسن (۱۴) استفاده می‌شود. اما هانسن و سئو (۱۶) الگوی TVECM را به حالتی که بردار همجمعی ناشناخته است، تعمیم دادند (۱۶).

در روش هانسن و سئو (۱۶) از روش حداکثر راستنمایی (MLE) برای برآورد مدل آستانه‌ای استفاده می‌شود، الگوریتم پیشنهادی آنها شامل جستجوی شبکه‌ای مشترک[6] برای مقدار آستانه و بردار همجمعی می باشد که مقدار آستانه و بردار همجمعی را همزمان تخمین می‌زند.[7] همچنین آزمونی را برای بررسی وجود اثر آستانه‌ای ایجاد نمودند. فرض صفر این آزمون عدم وجود آستانه می‌باشد، بنابراین مدل تحت فرض صفر، به VECM خطی متداول

5- Self-Exciting Autoregressive model
6- Joint grid search
۷- این الگوریتم دارای روابط پیچیده‌ای است که برخی از آنها در متنی که متعاقباً ارائه می‌شود، حذف شده‌اند. این روابط به صورت مفصل‌تری در خود مقاله‌ی هانسن و سئو ارائه شده است و برای ممانعت از اطاله‌ی کلام از تکرار مجدد آنها در اینجا خوداری می‌شود. علاقمندان در صورت نیاز می‌توانند به مقاله‌ی مذکور مراجعه نمایند.

تبدیل می‌شود. لذا تخمین نسبتاً آسان خواهد بود چرا که به رگرسیون مرتبه‌ی تقلیل یافته تبدیل می‌گردد. این امر بیانگر این است که آزمون وجود اثر آستانه‌ای می‌تواند بر اساس ضریب لاگرانژ، که فقط نیازمند تخمین مدل تحت فرض صفر است، انجام گردد. البته از آنجا که پارامتر آستانه‌ای تحت فرض صفر نامشخص می‌باشد، از آزمون sup LM استفاده می‌گردد.

بر اساس هانسن و سئو (۱۶) مدل همجمعی آستانه‌ای دورژیمه را می‌توان به شکل رابطه‌ی ۴ بیان نمود:

$$\Delta P_t = \begin{cases} A'_1 P_{t-1}(\beta) + u_t, & if \quad w_{t-1} \le \gamma \\ A'_2 P_{t-1}(\beta) + u_t, & if \quad w_{t-1} > \gamma \end{cases} \qquad (۴)$$

$$P_{t-1}(\beta) = (1 \quad w_{t-1}(\beta) \quad \Delta P_{t-1} \Delta P_{t-2} \quad \dots \quad \Delta P_{t-l})'$$

که در آن، $w_t(\beta) = \beta' P_t$ و P_t برداری n-بعدی از سریهای زمانی I(1) می‌باشدکه با یک بردار همجمعی β با بعد n×1 همجمع‌اند؛ لذا $w_t(\beta)$ بیانگر جمله‌ی تصحیح خطای I(0) می‌باشد. γ پارامتر آستانه، $P_{t-1}(\beta)$ تخمین‌زن k×1 و A ماتریس k×n از پارامترهاست به گونه‌ای که k=nl+2 می‌باشد. جمله‌ی خطای u_t بردار دنباله‌ی تفاضل مارتینگل[1] (MDS)[2] با ماتریس کواریانس محدود $\Sigma = E(u_t u'_t)$ می‌باشد.

برای دستیابی به فرض شناسایی بایستی شرط نرمال بودن β تحمیل شود. در چنین شرایطی تخمین پارامترهای مدل با روش MLE و تحت فرض توزیع همانند و مستقل نرمال u_t صورت می‌گیرد. این مدل را می‌توان به صورت رابطه‌ی (۵) بازنویسی نمود:

$$\Delta P_t = A'_1 P_{t-1}(\beta) d_{1t}(\beta,\gamma) + A'_2 P_{t-1}(\beta) d_{2t}(\beta,\gamma) + u_t \qquad (۵)$$

$$d_{1t}(\beta,\gamma) = I\left(w_{t-1}(\beta)\right) \le \gamma$$

$$d_{2t}(\beta,\gamma) = I\left(w_{t-1}(\beta)\right) > \gamma$$

I(.) تابع علامت می‌باشد. مدل آستانه‌ای (۵) دارای دو رژیم می‌باشد که بوسیله‌ی جمله‌ی تصحیح خطا تعریف می‌شوند. ماتریسهای ضرایب A_1 و A_2 پویایی‌های دو رژیم را نشان می‌دهند. این الگو اجازه می‌دهد که تمامی ضرایب بجز β بین دو رژیم تغییر نمایند. البته در کارهای تجربی ممکن است قیدهای بر ضرایب A_1 و A_2 تحمیل گردد. اثر آستانه‌ای تنها زمانی وجود خواهد داشت که $0 < P(w_{t-1} \le \gamma) < 1$ باشد؛ در غیر این صورت، مدل به مدل همجمعی خطی تبدیل می‌شود. این محدودیت با فرض رابطه‌ی زیر اعمال می‌گردد:

$$\pi_0 \le P(w_{t-1} \le \gamma) \le 1 - \pi_0$$

که در آن $\pi_0 > 0$ پارامتر حاشیه کنارگذاری می‌باشد.[3]

تخمین رابطه‌ی ۵ از طریق حداکثر راستنمایی تحت فرض جملات خطای نرمال مستقل و همانند توزیع شده می‌باشد که هانسن و سئو (۱۶) یک الگوریتم تخمین چهار مرحله‌ای را برای زمانی که تعداد متغیرها ۲ می‌باشد، ارائه نموده‌اند و در مطالعه‌ی حاضر نیز از این الگوریتم استفاده می‌شود. در این الگوریتم به منظور یافتن آستانه و بردار همجمعی از روش جستجوی شبکه‌ای استفاده می‌شود. برای اجرای جستجوی شبکه‌ای نیاز است که ناحیه‌ای که در آن جستجو صورت می‌گیرد، انتخاب شود. این ناحیه مطابق پیشنهاد هانسن و سئو (۲۰۰۲) بر اساس برآوردهای سازگار $\tilde{\beta}$ حاصل از مدل خطی کالیبره می‌شود. سپس $\tilde{w}_{t-1} = w_{t-1}(\tilde{\beta})$ قرار داده می‌شود و بازه‌ی $[\gamma_L,\gamma_U]$ مبین ناحیه‌ی جستجو می‌باشد که حمایت تجربی $\tilde{w}_{t-1}$ به همراه دارد. همچنین بازه‌ی $[\beta_L,\beta_U]$ مبین فاصله‌ی اطمینان برای β است که از برآورد خطی $\tilde{\beta}$ بدست می‌آید و فضای جستجو برای β خواهد بود. جستجوی شبکه‌ای نسبت به (β,γ) همه‌ی جفتهای (β,γ) را در فضای $[\gamma_L,\gamma_U]$ و $[\beta_L,\beta_U]$ مشروط به $\pi_0 \le n^{-1}\sum_{t=1}^{n} 1(x'_t\beta \le \gamma) \le 1 - \pi_0$ (برای اعمال قید (۳)) شامل خواهد بود. در مرحله‌ی بعد بایستی همجمعی آستانه‌ای مورد آزمون قرار گیرد. در واقع در این مورد فرض صفر همجمعی آستانه‌ای و فرض مقابل همجمعی خطی می‌باشد. البته اگر در مواردی وجود همجمعی خطی از طریق آزمون یوهانسن اثبات نگردید، می‌توان از آزمون سئو (۳۰) استفاده نمود که فرض عدم وجود همجمعی را در مقابل همجمعی آستانه‌ای در یک مدل Band- TVCEM در نظر می‌گیرد.

هانسن و سئو (۱۶) جهت آزمون همجمعی آستانه‌ای آماره‌ای مشابه آماره‌ی ضریب لاگرانژ پیشنهاد نمودند که در مقابل ناهمسانی واریانس مقاوم است[4]. این آماره از رابطه‌ی زیر بدست می‌آید:

$$LM(\beta,\gamma) = vec\left(\hat{A}_1(\beta,\gamma) - \hat{A}_2(\beta,\gamma)\right)' \left(\hat{V}_1(\beta,\gamma) + \hat{V}_2(\beta,\gamma)\right)^{-1} \times vec\left(\hat{A}_1(\beta,\gamma) - \hat{A}_2(\beta,\gamma)\right) \qquad (۶)$$

$\hat{A}_1(\beta,\gamma)$ و $\hat{A}_2(\beta,\gamma)$ پارامترهای تخمین زده شده در رژیم‌های اول و دوم در معادله‌ی ۵ و $\hat{V}_1(\beta,\gamma)$ و $\hat{V}_2(\beta,\gamma)$

1- Martingale Difference Sequence

۲- یک سری زمانی تصادفی MDS است اگر در شرایط زیر صدق نماید:
ها. t برای تمام $E(Xt|Ft-1)=0$ و $E|Xt|<\infty$

۳- معمولاً بخشی از مشاهدات از هر دو انتهای مشاهدات مرتب شده کنار گذاشته می‌شوند که حداقل تعدادی از مشاهدات در هر رژیم قرار گیرد. این پارامتر حاشیه کنارگذاری معمولاً عددی بین ۰/۰۵ و ۰/۱۵ می باشد. یعنی برای مثال ۵٪ داده‌ها از بالا و پایین مشاهدات مرتب شده کنار گذاشته می‌شود.

4- The hetroskedasticity-robust LM-like statistic

تخمین‌زنهای ماتریس کواریانس ایکر- وایت[1] برای $vec\hat{A}_1(\beta,\gamma)$ و $vec\hat{A}_2(\beta,\gamma)$ می‌باشند. اگر β و γ معلوم باشد به آسانی با استفاده از رابطه‌ی ۶ می‌توان آزمون غیرخطی بودن را انجام داد. اما اگر β و γ نامعلوم باشند بایستی از رابطه‌ی ۶ در حالتیکه مقدار آن از تخمینهای نقطه‌ای تحت فرض صفر بدست‌آمده است، استفاده نمود. در این حالت تحت فرض صفر تخمین β (یعنی $\tilde{\beta}$) قابل دستیابی است اما تخمینی برای γ وجود ندارد. برای حل این مشکل هانسن و سئو (۱۶) آماره‌ی Sup LM را به شکل زیر پیشنهاد نمودند:

$$SupLM = \sup_{\gamma_L \le \gamma \le \gamma_U} \mathrm{LM}\left(\tilde{\beta}, \gamma\right) \qquad (۷)$$

برای این آزمون ناحیه‌ی جستجوی $[\gamma_L, \gamma_U]$ به گونه‌ای تنظیم شده است که γ_L، π_0 درصد و γ_U، $(1-\pi_0)$ درصد از $\tilde{w}_{t-1}$ می‌باشد. برای انجام آزمون نباید π_0 خیلی نزدیک به صفر باشد که این مسأله باعث کاهش توان آزمون می‌شود. توزیع مجانبی آزمون sup LM مشابه یافته‌های هانسن (۱۴) برای آزمون وجود آستانه در داده‌های پایاست و دارای مقادیر استاندارد نمی‌باشند، بلکه باید مقادیر بحرانی شبیه‌سازی شوند. در کل هانسن و سئو (۱۶) دو روش را برای شبیه‌سازی توزیع نمونه‌ای پیشنهاد دادند: الگوریتم بوت استراپ تخمین‌زن ثابت[2] هانسن (۱۴ و ۱۵) و الگوریتم بوت استراپ پارامتریک باقیمانده[3] (۱۶) که در این مطالعه هر دو روش مورد استفاده قرار می‌گیرند. چنانچه نتیجه‌ی آزمون (۷) مؤید وجود رفتار آستانه‌ای در تعدیل قیمتها باشد، در مرحله‌ی آخر مدل TVECM دو رژیمه به علت تحلیل انتقال نامتقارن قیمتها مورد برازش قرار می‌گیرد.

بخش بعدی مقاله شامل کاربرد روشهای بیان شده‌ی فوق برای بازار تخم‌مرغ در ایران می‌باشد. داده‌های مورد استفاده در این مطالعه داده‌های روزانه‌ی قیمت‌های خرده‌فروشی و عمده‌فروشی تخم‌مرغ از اول فروردین ۱۳۹۰ تا ۳۱ تیر ۱۳۹۱ می‌باشد که از شرکت پشتیبانی امور دام کشور اخذ گردیده است.

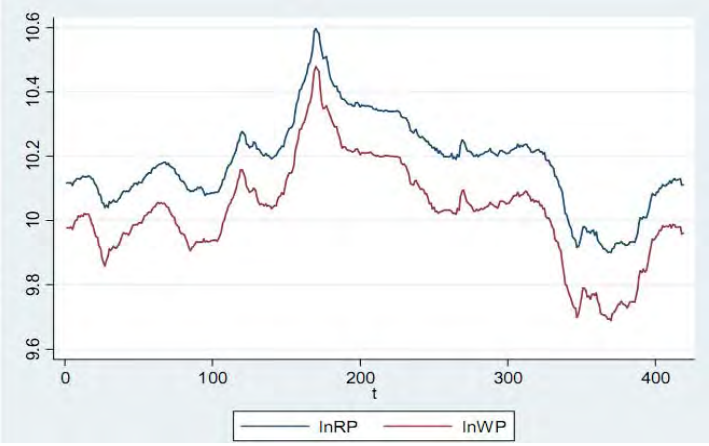
نتایج و بحث

به منظور تبیین نموداری رفتار لگاریتم سریهای قیمت تخم‌مرغ، نمودار لگاریتم قیمت روزانه‌ی عمده‌فروشی (lnWP) و خرده‌فروشی (lnRP) تخم‌مرغ کشور در دوره‌ی زمانی اول فروردین ۱۳۹۰ تا ۳۱ تیر ۱۳۹۱ در شکل ۱ ارائه شده است. همانطور که این نمودارها هم گویای آن است سریهای قیمت مذکور دارای رفتار و نوسانات مشابهی در طول زمان می‌باشند که می‌تواند بیانگر همجمعی آنها باشد.

برای بررسی وضعیت پایایی، آزمونهای ریشه واحد ADF، PP و Zivot-Andrews و آزمون پایایی KPSS بر روی سریهای قیمت عمده‌فروشی و خرده‌فروشی تخم‌مرغ کشور اعمال شد. به این علت که در آزمونهای همجمعی وجود ریشه واحد بایستی دقیقاً تعیین شود از آزمونهای مختلف موجود در ادبیات استفاده شده است تا رد یا پذیرش وجود ریشه واحد از ضریب اطمینان بالایی برخوردار باشد. این آزمونها هر یک دارای ویژگیهای متمایزی هستند که همراستا بودن نتایج حاصل از آنها مؤید اطمینان‌بخشی تصمیم گرفته شده مبنی بر انباشتگی سریها خواهد بود. نتایج این آزمونها در جدول ۱ ارائه شده است. با توجه به نتایج این جدول هر دو سری قیمت دارای انباشتگی مرتبه اول (I(1)) می‌باشند، لذا می‌توان آزمون همجمعی را در رابطه با آنها انجام داد. در گام بعدی آزمون علیت تودا و یاماموتو (۳۱) برای سریهای قیمت خرده‌فروشی و عمده‌فروشی تخم‌مرغ انجام شد که نتایج آن به صورت جدول ۲ می‌باشد. به این دلیل از آزمون علیت گرنجر استفاده نشده است که این آزمون در صورتی قابل استفاده است که داده‌ها ایستا باشند. آزمون علیت تودا و یاماموتو تا حدودی شبیه روش گرنجر است با این تفاوت که به تعداد وقفه‌های وارد شده در مدل VAR مثلاً p به اندازه‌ی درجه انباشتگی مثلاً d اضافه می‌شود و مدل VAR(p+d) برآورد شده و آزمون فرضیه فقط بر روی p وقفه‌ی اول صورت می‌گیرد. بر اساس نتایج جدول ۲ جهت علیت از قیمت عمده‌فروشی تخم‌مرغ به قیمت خرده‌فروشی تخم‌مرغ است.

برای تخمین رابطه‌ی همجمعی بین سریهای قیمت تخم‌مرغ از آزمون همجمعی یوهانسن استفاده شد. مرحله‌ی اول در آزمون یوهانسن تعیین وقفه‌ی بهینه می‌باشد تعداد وقفه‌ی بهینه بر اساس آماره‌ی شوارتز- بیزین (SBIC)، ۲ بدست آمد. لذا در تخمین مرتبه‌ی همجمعی با استفاده از آماره‌ی اثر یوهانسن، وقفه‌ی دوم متغیرها مورد استفاده قرار گرفت. در رابطه با لزوم وارد کردن متغیرهای قطعی، یوهانسن (۱۸) پیشنهاد می‌کند که این مسأله را به صورت توأم با تعیین رتبه ماتریس همجمعی مورد آزمون قرار گیرد. بر این اساس هر پنج حالت ممکن برآورد شد. بررسی نتایج نشان داد که الگوی دوم یعنی مدل با عرض از مبدأ مقید و بدون روند مناسب‌ترین الگو برای داده‌های مورد بررسی می‌باشد که نتایج مربوط به این حالت در جدول ۳ ارائه شده است. همانطور که از جدول ۳ ملاحظه می‌شود فرض r=0 بر اساس آماره‌ی اثر رد می‌شود، لذا در مرحله‌ی دوم فرض r=1 آزمون می‌شود که این فرض در سطوح ۱ و ۵ درصد پذیرفته می‌شود.

1- Eicker-White
2- Fixed regressor bootstrap algorithm
3- Parametric residual bootstrap algorithm



شکل۱- نمودار لگاریتم سریهای زمانی قیمت روزانه‌ی عمده‌فروشی (lnWP) و خرده‌فروشی (lnRP) تخم‌مرغ کشور در دوره‌ی زمانی ۱۳۹۰:۱:۱ تا ۱۳۹۱:٤:۳۱

جدول۱- نتایج آزمون ریشه واحد

نوع آزمون ریشه واحد	سطح		تفاضل مرتبه اول		نتیجه
	آماره	مقدار بحرانی(۵٪)	آماره	مقدار بحرانی(۵٪)	
		قیمت عمده‌فروشی			
ADF	-۲/۲۷۵*	-۳/۴۲۴	-۴/۵۸۴	-۱/۹۵۰	I(1)
PP	-۱/۵۷۲*	-۳/۴۲۳	-۱۱/۵۹۴	-۱/۹۵۰	I(1)
KPSS	۰/۹۹۹*	۰/۱۴۶	۰/۱۴۶	۰/۴۶۳	I(1)
Zivot- Andrews**	-۳/۲۱۵*	۵/۰۸	-۷/۱۹۹	-۴/۸۰	I(1)
		قیمت خرده‌فروشی			
ADF	-۱/۷۴۴*	-۳/۴۲۳	-۷/۹۷۵	-۱/۹۵۰	I(1)
PP	-۱/۲۰۹*	-۳/۴۲۳	-۱۲/۱۱۱	-۱/۹۵۰	I(1)
KPSS	۲/۵۲*	۰/۱۴۶	۰/۳۹۲	۰/۴۶۳	I(1)
Zivot- Andrews***	-۳/۶۰۹*	-۵/۵۷	-۹/۱۶۱	-۴/۸۰	I(1)

* وجود ریشه واحد در سطح ۵ درصد. ** شکست ساختاری در مشاهده ۱۴۱ام معنی‌دار است.*** شکست ساختاری در مشاهده ۱۴۹ام معنی‌دار است

جدول۲- نتایج آزمون علیت تودا و یاماموتو

معادله	فرضیه آزمون	آماره خی دو	Prob > chi2
lnRP	L1.lnWP=L2.lnWP=0	۳۶/۱۳	۰/۰۰۰
lnWP	L1.lnRP=L2.lnRP=0	۰/۰۴	۰/۹۸۱۳

جدول ۳- نتایج آزمون اثر برای تعیین مرتبه‌ی ماتریس همجمعی یوهانسن

حداکثر مرتبه	آماره اثر	مقدار بحرانی ۵ درصد	مقدار بحرانی ۱ درصد
۰	۳۵/۰۷۷	۱۹/۹۶	۲۴/۶۰
۱	۴/۱۶۱**	۹/۴۲	۱۲/۹۷

در ادامه مدل VECM بر اساس روش MLE یوهانسن برای الگوی با عرض از مبدأ مقید و بدون روند تخمین زده شد. نتایج این تخمین در جدول ۴ ارائه شده است. مطابق جدول، ملاحظه می‌شود ضریب جزء تصحیح خطا تنها در معادله‌ی خرده‌فروشی معنی‌دار است که بیانگر این حقیقت است که تعدیل قیمت به سمت تعادل بلندمدت تنها در سطح خرده‌فروشی صورت می‌پذیرد و در صورت وارد شدن یک شوک واحد به رابطه‌ی تعادلی بلندمدت، قیمت خرده‌فروشی به اندازه‌ی ۸/۷ درصد در روز تعدیل می‌شود. با توجه به جدول ضریب ECT در معادله لگاریتم قیمت خرده‌فروشی معنی‌دار نیست.

جدول ٤- نتایج برآورد مدل VECM به روش MLE یوهانسن

معادله لگاریتم قیمت خرده‌فروشی			معادله لگاریتم قیمت عمده‌فروشی		
متغیر	ضریب	انحراف معیار	متغیر	ضریب	انحراف معیار
ECT	-۰/۰۸۷	۰/۰۲۳***	ECT	-۰/۰۳۵	۰/۰۲۷
$\Delta \ln RP_{t-1}$	-۰/۰۶۵	۰/۱۱۱	$\Delta \ln RP_{t-1}$	۰/۰۳۹	۰/۱۱۲
$\Delta \ln WP_{t-1}$	۰/۴۲۹	۰/۰۹۳***	$\Delta \ln WP_{t-1}$	۰/۴۷۹	۰/۱۰۳***
c	۰/۰۶۹	۰/۰۱۸***	c	۰/۰۲۸	۰/۰۲۲
بردار همجمعی				(۱ ،۰/۹۳۵۶***) (۰.۰۲۴)[a]	

***، ** و *- به ترتیب بیانگر معنی‌داری در سطح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ می باشند. a : انحراف معیار ضریب همجمعی

بعد از اثبات وجود همجمعی خطی و تأکید مجدد بر این که مدل VECM خطی، قادر به تفکیک اثرات شوکهای مثبت و منفی نمی‌باشد و هنگامی که انحرافی از تعادل بلندمدت رخ می‌دهد، مثبت و منفی بودن این انحراف تأثیری بر سرعت تعدیل نداشته و چنین فرض می‌کند که قیمتها به صورت متقارن منتقل می‌گردند و با توجه به اینکه این امر در واقعیت کمتر رخ می‌دهد، لذا مناسب‌تر است از مدلهای آستانه‌ای که چنین رفتاری را بهتر منعکس می‌نمایند، استفاده شود. با توجه به این مسأله، برای بررسی دقیق‌تر رابطه‌ی تعادلی بلندمدت بین قیمت‌های عمده‌فروشی و خرده‌فروشی تخم‌مرغ، می‌توان فرض صفر همجمعی خطی را در برابر فرض آلترناتیو همجمعی آستانه‌ای، با استفاده از آماره‌ی SupLM هانسن و سئو (۱۶) مورد آزمون قرار داد که نتایج این آزمون در جدول ۵ منعکس شده است.

با توجه به نتایج جدول ۵ چون مقدار آماره آزمون (۱۹/۴۰) از مقدار بحرانی حاصل از شبیه‌سازی بوت‌استراپ (۱۵/۷۶) در سطح ۵ درصد بزرگتر است، فرض صفر وجود همجمعی خطی رد می شود. همچنین بر اساس مقدار بحرانی تخمین‌زن ثابت، فرض صفر وجود همجمعی خطی در سطح ۱۰ درصد رد می شود. بر این اساس یعنی با توجه به پذیرش فرض آلترناتیو وجود همجمعی آستانه‌ای، می‌توان گفت تعدیل قیمت بین دو سطح عمده‌فروشی و خرده‌فروشی سریهای قیمت تخم‌مرغ مورد مطالعه، غیر خطی بوده و مکانیسم انتقال قیمت نامتقارن است. لذا امکان تخمین مدل TVECM (2) مطابق روش پیشنهادی هانسن و سئو (۱۶) وجود دارد. نتایج تخمین این مدل در جدول ۶ ارائه شده است.

مطابق قسمت مواد و روشها، پارامتر آستانه (γ) و ضریب همجمعی (β) از طریق جستجوی شبکه‌ای بدست آمدند که مقادیر آنها در جدول ۵ ارائه شده است. مناسب‌ترین تخمین β و γ وقتی است که لگاریتم راستنمایی منفی‌ترین مقدار را دارا باشد. شکل ۲ و ۳ نمودار لگاریتم راستنمایی منفی متمرکز را به ترتیب برای β و γ به تصویر می‌کشد. همانطور که این نمودارها و نیز جدول ۶ نشان می‌دهد به طورتقریبی مقدار β برابر با ۰/۹۴ و مقدار γ برابر با ۰/۸ برآورد شده است. ضریب همجمعی برآورد شده بسیار نزدیک به یک بوده و با توجه به مقدار β، w_t از رابطه‌ی $w_t = \ln RP_t - 0.94 \ln WP_t$ بدست می‌آید. بنابراین با پارامتر آستانه‌ی مساوی ۰/۸، رژیم اول هنگامی رخ می‌دهد که $\ln RP_t \le 0.94 \ln WP_t + 0.8$ باشد.

جدول ۵- آزمون ضریب لاگرانژ آستانه

آماره‌ی آزمون	۱۹/۳۹۷۰۲
مقدار بحرانی(مجانبی) ۵ درصد تخمین‌زن ثابت	۲۱/۰۰۷۸۹
P-Value	۰/۰۹۰۲
مقدار بحرانی(مجانبی) ۵ درصد بوت استراپ	۱۵/۷۵۶۶۵
P-Value	۰/۰۱۴
تعداد تکرارهای بوت استراپ	۵۰۰۰
تعداد نقاط شبکه‌ای برای آستانه*	۳۰۰
تعداد وقفه‌های خودرگرسیون برداری	۱

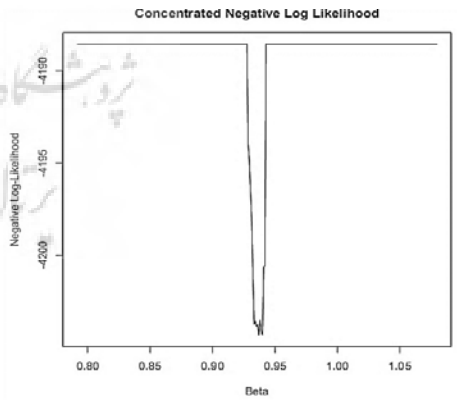
*- بازه‌ی مورد نظر برای آستانه بر ۳۰۰ تعداد نقاط شبکه‌ای برای آستانه تقسیم شده و در هر تکرار بوت استراپ آستانه برابر خواهد بود با مقدار قبلی آستانه + ۱/۳۰۰ بازه.

جدول۶- نتایج برآورد مدل TVECM(2) برای لگاریتم سریهای قیمت عمده و خرده فروشی تخم مرغ

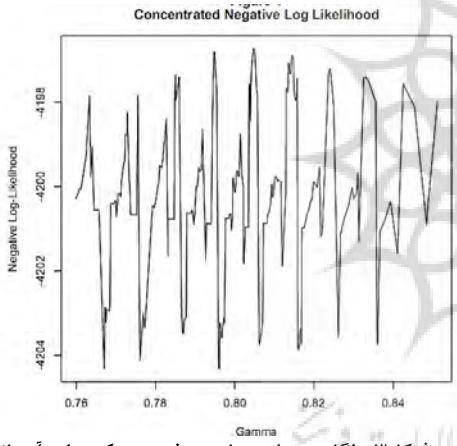
متغیر	lnWP		lnRP	
	رژیم اول	رژیم دوم	رژیم اول	رژیم دوم
ECT	−۰/۰۳۵	−۰/۱۶۹	−۰/۰۸۷ ***	−۰/۲۷۸ ***
	(۰/۰۳۷)	(۰/۱۱۰)	(۰/۰۳۰)	(۰/۰۹۲)
عرض از مبدا	۰/۰۲۷	۰/۱۳۵	۰/۰۶۸***	۰/۲۲۳ ***
	(۰/۰۲۸)	(۰/۰۸۸)	(۰/۰۲۳)	(۰/۰۷۴)
$\Delta \ln RP_{t-1}$	۰/۰۳۷	۰/۰۳۷	۰/۰۵۶	۰/۳۵۴***
	(۰/۱۴۵)	(۰/۱۴۵)	(۰/۱۳۷)	(۰/۱۷۶)
$\Delta \ln WP_{t-1}$	۰/۵۷۶***	−۰/۰۷۳	۰/۴۱۴***	۰/۴۱۸***
	(۰/۱۳۲)	۰/۱۹۴	(۰/۱۱۸)	(۰/۱۳۱)
برآورد آستانه: ۰/۷۹۶		برآورد ضریب همجمعی: ۰/۹۴		
درصد مشاهدات در رژیم اول: ۷۱		درصد مشاهدات در رژیم دوم: ۲۹		
Negative LogLikelihood: −۴۲۰۴/۳۳۱		AIC:−۴۱۷۲/۳۳۱		
آزمون والد برای برابری ضرایب پویا:		۱۶/۵۹۴ (۰/۰۰۲)[a]		
آزمون والد برای برابری ضرایب ECM:		۵/۷۱۶ (۰/۰۵۷)[a]		

اعداد داخل پارانتز انحراف معیار ضرایب هستند و ***، ** و *- به ترتیب بیانگر معنی‌داری در سطح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ می‌باشد. a: اعداد داخل پارانتز سطح احتمال را نشان می‌دهد.

این یک حالت متداول در بازار تخم‌مرغ ایران است و ۷۱ درصد از مشاهدات در این رژیم اصطلاحاً عمومی[1] قرار دارد. رژیم دوم زمانی که $\ln RP_t > 0.94 \ln WP_t + 0.8$ باشد، اتفاق می‌افتد. تنها ۲۹ درصد مشاهدات در این رژیم قرار دارند یعنی این حالت در بازار تخم‌مرغ ایران کمتر از حالت قبل اتفاق می‌افتد و اصطلاحاً رژیم کرانه‌ای[2] نامیده می‌شود، ولی به هر حال درصد آن در این مطالعه نسبتاً بالاست که حاکی از نوسانات نسبتاً زیاد در بازار تخم‌مرغ کشور می‌باشد.



شکل۲- لگاریتم راستنمایی منفی متمرکز برای ضریب β



شکل۳- لگاریتم راستنمایی منفی متمرکز برای آستانه

با توجه به مقدار آستانه‌ی برآورد شده، مقدار حاشیه بازاریابی خرده‌فروشی با استفاده از روش پیشنهادی بن کابیا و گیل (۲۰۰۷) [$\text{retailmargin}=(e^{\gamma}-1)\ln WP(100),\ \gamma=0.8$]، برای میانگین قیمت عمده‌فروشی تخم‌مرغ تقریباً برابر ۱۲۰۰ ریال بر کیلوگرم می‌باشد. با توجه به این یافته، مدل TVECM فرایند انتقال قیمت را به دو رژیم تقسیم می‌نماید که در رژیم اول حاشیه‌ی بازاریابی خرده‌فروشی کمتر از ۱۲۰۰ ریال بر کیلوگرم و در رژیم دوم بیشتر از ۱۲۰۰ ریال بر کیلوگرم می‌باشد. بررسی معنی‌داری ضرایب در معادله‌ی خرده‌فروشی نشان می‌دهد که ضریب جزء تصحیح خطا به عبارت دیگر پارامتر سرعت تعدیل در هر دو رژیم معنی‌دار است. همانطور که ملاحظه می‌شود در رژیم اول که انحرافات کاهشی

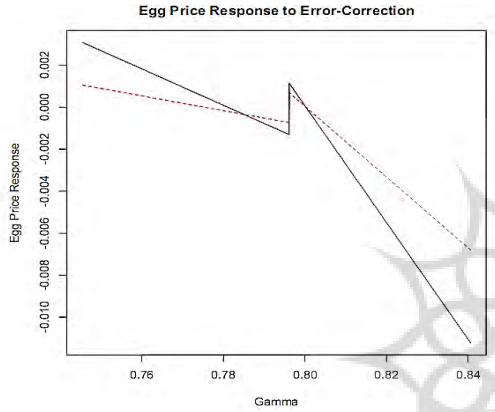
1- Typical
2- Extreme

قیمت از تعادل بلندمدت رخ می‌دهد، روزانه ۸/۷ درصد و در رژیم دوم یعنی انحرافات افزایشی روزانه ۲۸/۷ درصد از انحراف صورت گرفته از تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود. این مطلب بیانگر این واقعیت است که وقتی قیمتهای عمده‌فروشی تا حدی کاهش یابند که حاشیه‌ی بازاریابی بیشتر از ۱۲۰۰ ریال بر کیلوگرم شود، خرده‌فروشان سریعتر از وقتی که قیمتهای عمده‌فروشی افزایش می‌یابند عکس‌العمل نشان داده و قیمتهای خود را تعدیل می‌کنند. به عبارت دیگر سرعت انتقال کاهش قیمت عمده‌فروشی به خرده‌فروشی تقریباً ۳/۷ برابر بیشتر از مورد افزایش قیمت‌ها می‌باشد.

بررسی معنی‌داری ضرایب در معادله‌ی عمده‌فروشی نشان می‌دهد که پارامتر سرعت تعدیل در هر دو رژیم غیرمعنی‌دار است. این موضوع مؤید آن است که وقتی قیمتها افزایش یا کاهش می‌یابند، تعدیل انحرافات قیمتی به سمت تعادل بلندمدت تنها در یک سمت زنجیره‌ی بازار یعنی سمت خرده‌فروشی صورت می‌گیرد. لازم به ذکر است که در رژیم اول یعنی حالت متداول‌تر برای بازار تخم‌مرغ ایران، ضرایب تصحیح خطا و ضرایب پویا کوچکتر از ضرایب متناظر در رژیم دوم می‌باشند. به نظر می‌رسد هنگامی که انحراف از تعادل بلندمدت بزرگتر از مقدار آستانه است، یعنی در رژیم دوم، تعدیل بسیار سریعتر از هنگامی است که انحراف از تعادل بلندمدت کوچکتر از مقدار آستانه است، یعنی در رژیم اول. نتایج مذکور با توجه به نمودارهای شکل ۴ نیز تأیید می‌شود. در این شکل نمودارهای اثر تصحیح خطا بر روی قیمتهای عمده‌فروشی و خرده‌فروشی تخم‌مرغ به تصویر کشیده شده است. به گونه‌ای که مقادیر برآورد شده‌ی لگاریتم قیمت عمده‌فروشی و خرده‌فروشی به صورت تابعی از ECT و با فرض ثابت بودن سایر متغیرها ترسیم شده‌اند. همانطور که از هر دو نمودار می‌توان دریافت در سمت چپ آستانه یعنی در رژیم اول در هر دو نمودار، اثر تصحیح خطا منفی و هموارتر است یعنی شیب آن نسبت به رژیم دوم کمتر است که این نتیجه هم مؤید نتایج فوق‌الذکر می‌باشد و در سمت راست اثر تصحیح خطا همچنان منفی است ولی شیب منفی آن بیشتر می‌باشد. همانطور که قبلاً هم ذکر شده بود ECT مبین انحراف از تعادل بلندمدت می‌باشد. لذا، وقتی این انحراف از ۰/۸ بیشتر است عکس‌العمل بازار تخم‌مرغ سریعتر (یعنی شیب بیشتر نمودارها در رژیم دوم) از وقتی است که این انحراف از ۰/۸ کمتر (یعنی شیب کمتر نمودارها در رژیم اول) است.

همچنین با توجه به نتایج این مطالعه می‌توان گفت که در اثر نوع انتقال نامتقارن قیمت در بازار تخم مرغ، وقتی شوکی در بازار اتفاق می‌افتد که باعث انحراف افزایشی از تعادل بلندمدت، $ECT>0.8$، می‌شود (افزایش قیمت خرده‌فروشی و یا کاهش قیمت عمده فروشی که هر دو باعث افزایش حاشیه‌های بازاریابی می‌شوند) یعنی؛ در رژیم دوم در هر دو سطح عمده‌فروشی و خرده‌فروشی، چون ضریب ECT فقط در معادله‌ی خرده‌فروشی معنی‌دار است، باز هم مانند حالت قبل ابتکار عمل برای تعدیل قیمت به سمت تعادل در دست خرده‌فروشان می‌باشد. بنابراین با قاطعیت می‌توان بیان نمود که در بازار تخم مرغ ایران خرده‌فروشان نقش اساسی داشته و کنترل بازار به عهده‌ی آنان می‌باشد.

عکس‌العمل نشان می‌دهند و عمده‌فروشان نقشی در تعدیل قیمت به سمت تعادل بلندمدت ندارند. از سوی دیگر وقتی شوکی در بازار رخ می‌دهد که باعث انحراف کاهشی از تعادل بلندمدت، $ECT<0.8$، می‌شود (افزایش قیمت عمده‌فروشی و کاهش قیمت خرده‌فروشی که هر دو باعث کاهش هزینه‌های بازاریابی می‌شوند) یعنی؛ در رژیم اول در هر دو سطح عمده‌فروشی و خرده‌فروشی، چون ضریب ECT فقط در معادله‌ی خرده‌فروشی معنی‌دار است، باز هم مانند حالت قبل ابتکار عمل برای تعدیل قیمت به سمت تعادل در دست خرده‌فروشان می‌باشد. بنابراین با قاطعیت می‌توان بیان نمود که در بازار تخم مرغ ایران خرده‌فروشان نقش اساسی داشته و کنترل بازار به عهده‌ی آنان می‌باشد.



شکل ٤- عکس العمل قیمت تخم‌مرغ به تصحیح‌خطا (خط ممتد مربوط به خرده‌فروشی و خط نقطه‌چین مربوط به عمده‌فروشی می‌باشد)

در ادامه برابری ضرایب کوتاه‌مدت که بیانگر تغییرات کوتاه‌مدت قیمتها می‌باشند، از طریق آزمون والد مورد سنجش قرار گرفت. با توجه به جدول ۶ مقدار آماره‌ی این آزمون برابر ۱۶/۵۹۴ تخمین زده شد که در سطح احتمال یک درصد معنی‌دار می‌باشد. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت، تأثیرات پویا در دو رژیم تفاوت معنی‌دار از هم دارند. همچنین برابری ضرایب تصحیح خطا در دو رژیم و در هر دو معادله عمده‌فروشی و خرده‌فروشی به وسیله‌ی آزمون والد بررسی گردید. مطابق جدول ۶ مقدار این آماره برابر ۵/۷۱۸ می‌باشد که در سطح ۱۰ درصد معنی‌دار است. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که سرعت تعدیل قیمتها در دو سطح عمده‌فروشی و خرده‌فروشی در رژیمهای افزایشی و کاهشی متفاوت است. این حکایت از غیرخطی بودن تعدیل قیمتها دارد که قبلاً توسط آزمون Sup LM اثبات شده بود.

جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

مطالعه‌ی حاضر به منظور تبیین مکانیزم انتقال قیمت در بازار

تخم‌مرغ ایران، الگوی همجمعی خطی یوهانسن و نیز الگوی دورژیمه‌ی آستانه‌ای را که قابلیت تفکیک انحرافات افزایشی و کاهشی از تعادل بلندمدت را از هم دارد، مورد استفاده قرار داده است. مدل اخیر به روش حداکثر راستنمایی و بر طبق رهیافت هانسن و سئو (۱۶) تخمین زده شد. برای آزمون غیرخطی بودن تعدیل قیمتها آماره‌ی Sup LM به کار گرفته شد که نتایج حاصله در جهت تأیید تعدیل آستانه‌ای قیمتهای عمده‌فروشی و خرده‌فروشی تخم مرغ می‌باشد. با توجه به VECM در بلندمدت قیمتها در دو انتهای زنجیره‌ی بازاریابی کاملاً همجمعند، یعنی هر گونه تغییر بوجود آمده در یکی از قیمتها به صورت کامل به دیگری منتقل می‌گردد. همچنین بررسی مدل TVECM نشان داد که ضریب تصحیح خطا در هر دو رژیم برای قیمت خرده‌فروشی معنی‌دار بوده در حالیکه این ضریب برای قیمت عمده‌فروشی غیر معنی‌دار است. مقدار ECT در رژیم دوم نسبت به رژیم اول بزرگتر است هر چند این ضرایب در معادله‌ی مربوط به قیمت عمده‌فروشی معنی‌دار نیستند، یعنی زمانی که انحرافی نسبت به تعادل بلندمدت رخ می‌دهد عمده‌فروشان چندان تمایلی به واکنش نشان دادن ندارند. این در حالی است که خرده‌فروشان هم نسبت به انحرافات افزایشی و هم نسبت به انحرافات کاهشی از تعادل بلندمدت عکس‌العمل نشان می‌دهند و این در حالی است که میزان عکس‌العمل آنها نسبت به انحرافات افزایشی به مراتب بیشتر، حدود ۳/۶ برابر، می‌باشد. پس در مجموع می‌توان بیان داشت که انتقال قیمت در بازار تخم مرغ ایران نامتقارن است.

از طرفی همانگونه که در قسمت نتایج بیان گردید، ابتکار عمل در بازار تخم‌مرغ ایران در دوره‌ی مورد مطالعه در دست خرده‌فروشان بوده است. این نتیجه و نیز انتقال نامتقارن قیمت مبین اثرات رفاهی عمده‌ای بر تمام گروه‌ها در طول زنجیره‌ی بازار می‌باشد. به عنوان مثال فرض کنید قیمت در سطح خرده‌فروشی بنا به دلایلی افزایش یابد که این باعث دور شدن از تعادل بلندمدت و افزایش حاشیه‌های بازاریابی می‌شود که این مسئله ضرر رفاهی تولیدکنندگان (به دلیل افزایش حاشیه‌های بازاریابی) و مصرف‌کنندگان (به دلیل افزایش قیمت) را به همراه خواهد داشت و چون بر اساس نتایج مطالعه حاضر عمده‌فروشان نقشی در تعدیل قیمت ندارند نمی‌توانند فوراً قیمت را افزایش داده و از شکاف قیمتی موجود بکاهند و تنها خرده‌فروشان هستند که در بلندمدت این تعدیل را (شاید به دلیل فشار دولت یا سازمان حمایت از تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان) با سرعت روزانه ۲۸/۷ درصد انحراف انجام می‌دهند تا مدت زمان کافی سپری نشده همچنان تولیدکننده و مصرف‌کننده متضرر خواهند بود و رفاه این دو گروه به خرده‌فروشان منتقل خواهد شد. این نوع انتقال رفاه بیانگر ناکارایی موجود در بازار است. از این رو یکی از دلایل ناکارآمدی موجود در بازار تخم‌مرغ را می‌توان به قدرت بازاری خرده‌فروشان نسبت به تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان نسبت داد. لذا می‌توان سیاستها را به سمتی هدایت کرد که قدرت این دو گروه و بویژه تولیدکنندگان را در بازار افزایش دهد. از این جمله می‌توان به ایجاد تعاونی‌های مؤثر برای افزایش قدرت چانه‌زنی آنها اشاره نمود. البته در پایان بایستی توجه داشت جهت برطرف ساختن انتقال نامتقارن قیمت لازم است تحقیقات بیشتر و دقیق‌تری در جهت کشف علل انتقال نامتقارن قیمت به عمل آورد.

منابع

۱- اردی بازار ه. و مقدسی ر. ۱۳۸۸. شناسایی منابع نوسان قیمت تولیدکننده‌ی محصولات کشاورزی (مطالعه‌ی موردی گوشت گوساله و ماکیان). مجله علمی- پژوهشی علوم کشاورزی دانشگاه آزاد اسلامی واحد تبریز، ۳(۱۱): ۸۳ تا ۹۷.

۲- حسینی ص. و دوراندیش الف. ۱۳۸۵. الگوی انتقال قیمت پسته ایران در بازار جهانی. مجله علوم کشاورزی ایران، جلد ۲، شماره ۳۷، ص ۱-۹.

۳- حسینی ص. و سرایی شاد ز. ۱۳۸۸. انتقال قیمت در بازار قزل آلای پرورشی در استان فارس. مجله تحقیقات اقتصاد کشاورزی، جلد۱، شماره ۴،ص ۱۲۵-۱۳۴.

۴- حسینی ص. و نیکوکار الف. ۱۳۸۵. انتقال نامتقارن قیمت و اثر آن بر حاشیه بازار در صنعت گوشت مرغ ایران. مجله علوم کشاورزی ایران، جلد ۲ شماره ۳۷، ص ۲-۳۷.

۵- حسینی ص، نیکوکار الف. و دوراندیش الف. ۱۳۸۹. الگوی انتقال قیمت در بازار تخم‌مرغ ایران. مجله اقتصاد کشاورزی، جلد ۴، شماره‌ی ۳، ص ۱۵۲-۱۳۵.

۶- حسینی ص. و قهرمان‌زاده م. ۱۳۸۵. تعدیل نامتقارن و انتقال قیمت در بازار گوشت قرمز ایران، مجله اقتصاد کشاورزی و توسعه، شماره ۵۳، ص ۱-۲۲.

۷- دانشور کاخکی م. و حیدری کمال آبادی ر. ۱۳۹۰. بررسی اثر هدفمندی یارانه‌ها بر انتقال قیمت در بازار تخم مرغ ایران. نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی (علوم و صنایع کشاورزی) جلد ۲۵، شماره ۴، ص ۵۱۷-۵۲۶.

۸- مرکز آمار ایران. ۱۳۹۰. چکیده نتایج سرشماری از مرغداری‌های پرورش مرغ تخمگذار.معاونت برنامه‌ریزی و نظارت راهبردی ریاست جمهوری.
9- Aguiar D.R.D. and Santana J. A. 2002. Asymmetry in Farm to Retail Price Transmission: Evidence from Brazil. Agribusiness, 18(1): 37-48.
10- Bakucs L.Z. and Ferto I. 2006. Marketing margins and price transmission on the Hungarian beef market. Food Economics - Acta Agricultural Scandinavica Vol. 3:151 - 160.
11- Balke, N.S. and Fomby, T.S. 1997. Threshold cointegration. International Economic Review 38: 627-645.
12- Ben Kaabia, M., Gil, J. M. 2007. Asymmetric price transmission in the Spanish lamb sector, European Review of Agricultural Economics, 34, 53–80.
13- Jaffry, S. 2006. Asymmetric Price Transmission: A case Study of the French hake value chain. Marine Resource Economics, Volume 19, pp. 511–523
14- Hansen, B. E. 1996, Inference when a nuisance parameter is not identified under the null hypothesis. Econometrica 64(2), 413–430.
15- Hansen, B.E., 2000b. Testing for structural change in conditional models. Journal of Econometrics 97, 93–115.
16- Hansen, B.E. and Seo, B. 2002. Testing for two-regime threshold cointegration in vector error correction models. Journal of Econometrics 110: 293-318.
17- Johansen S. 1988. Statistical analysis of cointegration vectors. Journal of Economic Dynamics and Control, Volume 12, 231-254.
18- Johansen S. 1992. Determination of cointegration rank in the presence of linear trend. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Volume, 54, 383-397.
19- Johansen S & Juselius K. 1990. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration: With application to the demand for money. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Volume, 52, 2, 169-210.
20- Kwiatkowski, D., Phillips, P., Schmidt, P. and Shin, Y. 1992. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of unit root. Journal of Econometrics 54: 159-178.
21- Liu Q & Wang HH. 2003. Market integration test for Pacific egg markets. American Agricultural Economics Association Annual Meeting, Montreal, Canada, July 27-30.
22- Lo, C. and Zivot, E. 2001. Threshold cointegration and nonlinear adjustments to the Law of One Price. Macroeconomic Dynamics 5: 533-576.
23- Lutkepohl, H., Saikkonen, P. & Trenkler, C. 2001. Maximum eigenvalue versus trace tests for the cointegrating rank of a VAR process, Econometrics Journal 4: 287-310.
24- McLarern A. 2013. Asymmetry in price transmission in agricultural markets. Working papers series, 13-04-1
25- Meyer J. and S. von Cramon-Taubadel. 2004. Asymmetric price transmission: a survey. Journal of Agricultural Economics, 55(3):581{611,
26- Morshed A.K.M. M, Ahn SK & M Lee. 2006. Price convergence among Indian cities: A cointegration approach. Journal of Asian Economics, Volume 17, 1030-1043.
27- Niquidet K & Manely B. 2008. Regional log market integration in New Zealand. Resource Economics and Policy Analysis.
28- Nolte S, Natanelov V, Buysse J & Huylenbroeck GV. 2012. Price Transmission in the German Sugar Market. Contributed paper prepared for presentation at the 56th AARES annual conference, Fremantle, Western Australia, February7-10.
29- Rapsomanikis, G. and D. Hallam .2006. Threshold cointegration in the sugar-ethanol-oil price system in Brazil: evidence from nonlinear vector error correction models, FAO commodity and trade policy research working paper No.22
30- Seo, M. 2006. Bootstrap testing for the null of no cointegration in a threshold vector error correction model, Journal of Econometrics 134, 129–150.
31- Toda H. Y. and Yamamoto T. 1995. Statistical Inference in Vector Auto-regressions with Possibly Integrated Processes , Journal of Econometrics 66, pp. 259 – 285,
32- Tong, H. 1978. 'On a threshold model', Pattern Recognition and Signal processing pp. 101–141.
33- Tong, H. 1983. Threshold Models in Non-linear Time Series Analysis. Lecture Notes in Statistics, No.

21, Springer.
34- Tsay, R.S .1989. “Testing and Modeling Threshold Autoregressive Processes”, Journal of the American Statistical Association, 84(405), 231-240.
35- Tsay, R. 1998. Testing and modeling multivariate threshold models. Journal of the American Statistical Association 93(1): 1188-1202.
36- Zivot, E. and Andrews, K. 1992. Further evidence on the great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. Journal of Business and Economic Statistics, 10 (10), pp. 251–70.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی