اقتصاد کشاورزی / جلد۸/ شماره ۲/ صفحه‌های ۱۱۹-۱۰۳

همگرایی آستانه‌ای و انتقال نامتقارن قیمت: کاربردی برای بازار گوشت گوساله در استان آذربایجان شرقی

فاطمه یاوری، محمد قهرمان‌زاده، قادر دشتی، آزاده فلسفیان[1]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۱/۱۲/۱۵ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۳/۳/۲۵

چکیده

انتقال نامتقارن قیمت با افزایش حاشیه بازار، رفاه تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان را تحت تأثیر قرار داده و کارایی نظام بازاریابی را کاهش می‌دهد. به همین دلیل تجزیه و تحلیل انتقال قیمت هم از نظر اقتصادی و هم از نظر سیاسی دارای اهمیت است. در همین راستا، این پژوهش، چگونگی انتقال قیمت بین سطوح خرده‌فروشی و سرمزرعه گوشت گوساله در استان آذربایجان‌شرقی را با استفاده از قیمت‌های هفتگی در دوره زمانی فروردین ۱۳۷۷ تا اسفند ۱۳۹۰، مورد بررسی قرار داده است. برای این منظور از رهیافت همگرایی آستانه‌ای بهره گیری شده است. نتایج آزمون‌های Sup-F و Sup-LR وجود ارتباط همگرایی غیرخطی بین این دو سطح قیمت را نشان می‌دهد. همچنین تصریح تابعی برای الگوهای تک متغیره بر پایه آزمون Sup-F و برای الگوی چندمتغیره TVAR بر پایه آزمون Sup-LR صورت گرفت که نتایج مؤید مناسب بودن الگوی دو نظامه می‌باشد. نتایج الگوهای TAR وM-TAR دو نظامه، نشان داد که رفتار تعدیل‌ها آستانه‌ای بوده و قیمت‌های خرده‌فروشی با افزایش قیمت‌های سرمزرعه با شتاب بیشتری نسبت به کاهش‌های آن تغییر می‌کنند. نتایج الگو TVAR نیز نشان داد سازوکار انتقال قیمت آستانه‌ای است. همچنین نتایج این الگو بیانگر تأثیرپذیری قیمت‌های سرمزرعه از تغییرات قیمت‌های خرده‌فروشی بوده و با بررسی دوسویه رابطه بین قیمت‌های خرده‌فروشی و سرمزرعه، مزیت به‌کاربردن الگوهای چندمتغیره را اثبات نمود. از آنجا که به نظر می‌رسد انتقال نامتقارن قیمت در بازار این محصول به دلیل وجود ساختار غیر رقابتی در صنعت کشتارگاهی به وجود آمده باشد، پیشنهاد می‌شود با سیاست‌های حمایتی، توان چانه‌زنی تولیدکنندگان افزایش داده شود. همچنین تشکیل تعاونی‌های بازاریابی محصولات کشاورزی متشکل از کشاورزان می‌تواند راه‌حل مناسبی برای رفع این نارسایی باشد.

طبقه‌بندی JEL: C32، C52، Q13

واژه‌های کلیدی: انتقال نامتقارن قیمت، گوشت گوساله، همگرایی آستانه ای، الگو TVAR

[1] به ترتیب، دانش‌آموخته کارشناسی ارشد اقتصاد کشاورزی، استادیار، دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی دانشکده کشاورزی دانشگاه تبریز و استادیار اقتصاد کشاورزی گروه مدیریت کشاورزی دانشگاه آزاد اسلامی واحد تبریز.

Email: Ghahremanzadeh@Tabrizu.ac.ir

Archive of SID

www.SID.ir

مقدمه

فرآیند انتقال قیمت محصولات، با ادغام بازارها به صورت عمودی و افقی به گونه‌ای با کارایی نظام بازاریابی مرتبط بوده و بر رفاه تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان اثر می‌گذارد. بر پایه نظریه‌ی اقتصادی کلاسیک بازارها، به هر دلیلی که قیمت‌ها تغییر کنند، در بازار رقابت کامل، این تغییر با شتاب به سطوح گوناگون بازار منتقل می‌شود و انتقال قیمت متقارن است. آموخته‌های تجربی در عمل نشان داده است که رقابت بازار مواد غذایی، کامل نیست. نتایج بررسی انتقال قیمت در بازارهای کشاورزی (هاسونه و همکاران، ۲۰۰۹؛ بن‌کابیا و همکاران، ۲۰۰۷؛ رسولی و قهرمان‌زاده، ۱۳۹۲؛ احمدی‌شادمهری و احمدی، ۱۳۸۸) بیانگر آن است که حتی برای فرآورده‌های فسادپذیر مانند شیر، گوشت، میوه‌ها و سبزی‌های تازه نیز وقفه‌های زمانی ماهانه در انتقال قیمت‌ها وجود دارد. این پدیده موجب می‌شود که به هنگام افزایش قیمت سرمزرعه، قیمت خرده‌فروشی با شتاب افزایش یابد درحالی‌که با کاهش آن، قیمت خرده‌فروشی کاهش نیافته و اختلاف بین این دو قیمت که به آن حاشیه‌ی بازاریابی گفته می‌شود، افزایش می‌یابد (حسینی و همکاران، ۱۳۸۶ به نقل از تومک و رابینسون، ۲۰۰۳). از دلایل بروز انتقال نامتقارن قیمت می‌توان به هزینه‌های جستجو، کالاهای فاسدشدنی، هزینه‌های منو (فهرست بها) و قدرت انحصاری اشاره نمود (مایر و وان‌کرامون-تاوبادل، ۲۰۰۲).

بر پایه سالنامه آماری استان آذربایجان شرقی در سال ۱۳۹۰، استان آذربایجان شرقی با تولید ۵۲ هزار تن گوشت قرمز، رتبه دوم تولید این محصول در کشور را به‌دست آورده است که ۴۵/۸۷ درصد این میزان مربوط به تولید گوشت گاو می‌باشد. جمعیت گاو و گوساله این استان ۴۸۱۷۶۰ رأس می‌باشد که پس از استان‌های مازندران و اصفهان رتبه سوم کشور را داشته و نزدیک به ۶ درصد جمعیت گاو و گوساله کشور را دربرمی‌گیرد. اما شمار کشتارگاه‌های این استان بسیار محدود بوده که می‌تواند به بروز ساختار غیر رقابتی در این استان منجر شده و بر چگونگی انتقال قیمت‌ها در زنجیره گوشت گوساله این استان تأثیر بگذارد. ازاین‌رو این تحقیق، به تبیین الگوی انتقال قیمت در سطوح عمودی بازار گوشت گوساله این استان پرداخته و چگونگی انتقال قیمت و نحوه تعدیل آن را بین سطوح خرده‌فروشی و سرمزرعه، بررسی می‌نماید.

پیش از این نیز بررسی‌هایی در زمینه مکانیزم انتقال قیمت محصولات کشاورزی صورت گرفته است. به عنوان مثال، جفری (۲۰۰۵) انتقال قیمت در بازار ماهی فرانسه را بین سال‌های ۱۹۸۹

Archive of SID

www.SID.ir

تا ۲۰۰۰، بررسی نمود. وی با استفاده از الگوهای TAR و M-TAR[1] و الگوی تصحیح خطا، عدم تقارن را در زنجیره بازار این محصول به اثبات رساند. فلسفیان و مقدسی (۲۰۰۸) الگوی تعدیل‌های قیمتی بین بازار مرغ تهران با دو شهر قم و قزوین را با استفاده از الگوهای خودتوزیعی آستانه‌ای (TAR)، خودتوزیعی آستانه‌ای-گشتاوری (M-TAR) و الگوی تصحیح خطای نامتقارن بررسی نمودند. نتایج گویای تعدیل‌های غیرخطی و نامتقارن بودن انتقال قیمت هم در مسیر قم-تهران و هم در مسیر قزوین-تهران بود. پری و بالدی (۲۰۱۰) برای بررسی چگونگی انتقال قیمت بین روغن کلزا و موتور دیزلی فسیلی در کشورهای عضو اتحادیه اروپا الگوهای همگرایی آستانه‌ای چندمتغیره را به‌کار بردند. نتایج این بررسی بیانگر انتقال نامتقارن قیمت و آستانه‌ای بودن تعدیل‌ها می‌باشد. سابروای (۲۰۱۱) با استفاده از داده‌های ماهانه سال‌های ۱۹۷۵ تا ۲۰۰۷ چگونگی انتقال قیمت محصول قهوه بین قیمت‌های جهانی و قیمت تولیدکنندگان این محصول را در سه کشور عمده صادرکننده آن (ال-سالوادور، کلمبیا و هند) با استفاده از الگوهای همگرایی آستانه‌ای بررسی نمود. نتایج این بررسی گویای عدم تقارن و آستانه‌ای بودن انتقال قیمت قهوه در این کشورها بوده است.

در داخل کشور نیز، حسینی و قهرمان‌زاده (۱۳۸۵) با به‌کارگیری الگوهای تصحیح خطای نامتقارن و روش‌های همگرایی آستانه‌ای، تعدیل‌های کوتاه‌مدت بازار گوشت قرمز ایران را در دوره زمانی ۸۱-۱۳۷۳ تجزیه و تحلیل کردند. نتایج این تحقیق گویای نامتقارن بودن انتقال قیمت در بازار گوشت قرمز ایران بود. حسینی و همکاران (۱۳۸۷) نحوه انتقال قیمت در ساختار بازار گوشت مرغ استان تهران را با استفاده از داده‌های هفتگی در دوره ۸۴-۱۳۸۱ با بهره‌گیری از الگوی تصحیح خطا بررسی نمودند. احمدی‌شادمهری و احمدی (۱۳۸۸)، با استفاده از الگوی تصحیح خطای وان‌کرامون به بررسی روابط قیمت و انتقال قیمت بین سطوح مصرف‌کننده و تولیدکننده در بازار پنیر ایران پرداختند. حسینی و سرایی‌شاد (۱۳۸۸) به‌وسیله مدل تصحیح خطای نامتقارن وان‌کرامون، انتقال قیمت در بازار آبزیان استان فارس در دوره ۸۷-۱۳۸۵را بررسی نمودند. نیکوکار و همکاران (۱۳۸۹) به بررسی انتقال قیمت در بازار گوشت گاو ایران با استفاده از مدل تصحیح خطای نامتقارن وان‌کرامون-تاوبادل پرداختند. قدمی کوهستانی و همکاران (۱۳۸۹) نیز انتقال

[1] Momentum threshold autoregressive

www.SID.ir

قیمت در بازار عمودی گوشت مرغ ایران، بین سال‌های ۸۸-۱۳۸۱ را با استفاده از الگوی آستانه-ای، مورد بررسی قرار دادند. الگوی آستانه‌ای نشان داد انتقال قیمت در بازار گوشت مرغ ایران نامتقارن است.

همان‌طور که بیان گردید در پژوهش‌های داخلی به ندرت از الگوهای آستانه‌ای و چند متغیره برای بررسی انتقال قیمت استفاده می‌گردد این درحالی است که الگوهای آستانه‌ای با در نظر گرفتن عامل‌های نقص بازار و الگوهای چند متغیره با استفاده از داده‌های کامل، نتایج سودمندتری را ارائه می‌دهد. علاوه بر این پیش از الگوسازی اقتصادسنجی، برای تعیین این‌که آیا سازوکار انتقال قیمت از رفتار آستانه‌ای پیروی می‌نماید یا خیر، از آزمون‌های غیرخطی بودن تعدیل‌ها استفاده می‌گردد که این آزمون‌ها در بیشتر بررسی‌های صورت گرفته در داخل کشور نادیده گرفته شده است. از این‌رو در این تحقیق با استفاده از روش‌های همگرایی آستانه‌ای تک‌متغیره و چندمتغیره و همچنین به‌کاربردن آزمون‌های غیرخطی برای بازار گوشت گوساله در استان آذربایجان شرقی صورت می‌پذیرد.

روش تحقیق

در میان روش‌های آزمون انتقال قیمت، سه روش هوک، تصحیح خطا و الگوهای آستانه‌ای بیشترین کاربرد را داشته‌اند. در روش‌های هوک و تصحیح خطا فرض می‌شود تعدیل‌ها به سوی تعادل بلندمدت در سراسر دوره زمانی اتفاق می‌افتد اما وجود هزینه‌های مبادله و دیگر عامل‌های نقص بازار ممکن است مانع تعدیل‌های پیوسته شود. درواقع تعدیل‌ها تنها هنگامی که انحراف از تعادل بلندمدت بیشتر از یک مقدار آستانه باشد صورت می‌گیرد (بالک و فومبی، ۱۹۹۷). در این راستا، بالک و فومبی (۱۹۹۷) توجه خود را روی این حقیقت که خطاهای تعادل می‌توانند رفتار آستانه‌ای داشته باشند، متمرکز نمودند. در الگوی آنها خطای تعادل از فرآیند خودتوضیحی آستانه‌ای که یک فرآیند ((میانگین بازگشتی در خارج از باند))[1] و فرایند ((ریشه واحد در داخل باند)) است، پیروی می‌کند. برابر روش بالک و فومبی رابطه (۱) به عنوان معادله همگرایی در نظر گرفته می‌شود:

$$RP_t + aFP_t = Z_t \quad , \quad Z_t = \rho^i Z_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (۱)$$

[1] Mean-reverting in the outer regimes

www.SID.ir

که در آن FP_t و RP_t متغیرهای موردنظر مانند قیمت گوشت گوساله در سطوح سرمزرعه و خرده‌فروشی می‌باشند. سپس متغیر Z_{t-1} به عنوان متغیر آستانه مدنظر قرار می‌گیرد و بنا بر آن می‌توان الگوی خودتوضیحی Z_t را که در رابطه (۱) بیان گردیده است به صورت الگوی خودتوضیحی آستانه‌ای (TAR) به شکل رابطه (۲) نشان داد:

$$\begin{cases} \rho^i = 1 & if \ |Z_{t-1}| \le \theta \\ \rho^i = \rho \ , |\rho| < 1 & if \ |Z_{t-1}| > \theta \end{cases} \qquad (۲)$$

در رابطه (۲) متغیر θ نشان‌دهنده آستانه بحرانی است که الگو را به دو نظام تقسیم می‌کند (بالک و فومبی، ۱۹۹۷).[۱]

اندرس و سیلکو (۲۰۰۱) با الهام‌گیری از رهیافت بالک و فومبی (۱۹۹۷)، الگوی خودتوضیحی آستانه‌ای گشتاوری (M-TAR) را معرفی نمودند که در آن متغیر آستانه‌ای به جای Z_{t-d} از بین تغییرات آن یعنی ΔZ_{t-d}، انتخاب می‌شود. مدل M-TAR با عرض از مبدأ غیر صفر و آستانه‌های نامتقارن به صورت رابطه (۳) می‌باشد.

$$Z_t = \begin{cases} \mu^{(1)} + \rho^{(1)}(l) Z_{t-1} + \varepsilon_t^{(1)}, & Z_{t-d} < \theta^{(1)} \\ \mu^{(2)} + \rho^{(2)}(l) Z_{t-1} + \varepsilon_t^{(2)}, & \theta^{(1)} \le Z_{t-d} \le \theta^{(2)} \\ \quad \dots & \theta^{(\dots)} \le Z_{t-d} \le \theta^{(\dots)} \\ \mu^{(m)} + \rho^{(m)}(l) Z_{t-1} + \varepsilon_t^{(m)}, & Z_{t-d} \ge \theta^{(m-1)} \end{cases} \qquad (۳)$$

که در آن $\rho^{(i)}(l)$ چندجمله‌ای وقفه، m تعداد نظام، $\mu^{(i)}$ عرض از مبدأ و $\varepsilon_t^{(i)}$ اجزاء اخلال تصادفی با میانگین صفر و انحراف معیار $\sigma^{(i)}$ است. عدد صحیح d، تأخیر در فرایند تصحیح خطا را نشان می‌دهد و بیانگر این حقیقت است که مسئولان اقتصادی ممکن است با تأخیر به انحراف‌ها از تعادل بلندمدت واکنش نشان دهند. اندرس و سیلکو (۲۰۰۱) نشان دادند این الگو هنگامی که تعدیل‌ها نامتقارن بوده و سرعت تعدیل‌ها در یک نظام بیشتر از سرعت در نظام دیگر باشد، مناسب است (چانگ، ۲۰۰۳).

فرض ضمنی در به‌کارگرفتن مدل‌های TAR و M-TAR آن است که رابطه همگرایی متغیرهای موردنظر از رفتار آستانه‌ای پیروی می‌کنند. اما در عمل می‌بایست وجود رابطه همگرایی آستانه‌ای

[۱] می‌توان مدل TAR بیان شده در رابطه (۲) را با قرار دادن عرض از مبدأ غیر صفر و آستانه‌های نامتقارن، بازنویسی نمود.

Archive of SID

www.SID.ir

یا به عبارت دیگر، رفتار آستانه‌ای انتقال قیمت‌ها مورد سنجش قرار گیرد. بالک و فومبی (۱۹۹۷) برای آزمون وجود رابطه همگرایی آستانه‌ای یک رهیافت دو مرحله‌ای پیشنهاد نمودند. در این رهیافت ابتدا وجود همگرایی بین متغیرهای قیمت موردنظر مانند قیمت‌های خرده‌فروشی و سرمزرعه گوشت گوساله با به‌کارگیری روش‌های انگل-گرنجر و یا یوهانسن آزمون می‌گردد. پس از تأیید وجود همگرایی خطی بین سری‌های قیمت موردنظر، وجود رفتار آستانه‌ای مورد سنجش قرار می‌گیرد. چندین روش برای آزمون اینکه آیا تعدیل‌ها به تعادل بلندمدت خطی بوده و یا رفتار غیرخطی و آستانه‌ای از خود نشان می‌دهند، وجود دارد. هانسن (۱۹۹۹) برای این منظور روشی بر پایه فرضیه‌های آشیانه‌ای[1] معرفی نمود. در روش هانسن معادله خود توضیحی آستانه ایی چند نظامه TAR(m)، به صورت رابطه (۴) درنظر گرفته می‌شود:

$$Z_t = \delta^{(j)} + \rho^{(j)} Z_{t-1} + \eta_t^{(j)}, \quad j = 1, 2, \ldots, m \qquad (۴)$$

سپس یک الگوی خودتوضیحی خطی(TAR(۱)) به عنوان الگوی مقید معادله فوق با اعمال محدودیت‌های $\delta^{(j)} = \delta$ و $\rho^{(j)} = \rho$ در نظر گرفته می‌شود. پس از برآورد هر دو الگو، مجموع مربعات باقیمانده‌ی آنها محاسبه گردیده، آزمون غیرخطی‌بودن با فرض صفر TAR(۱) در برابر فرضیه مقابل TAR(m) سنجیده می‌شود. برای این منظور هانسن (۱۹۹۹) آزمون Sup-F را به صورت رابطه (۵) تعریف نمود:

$$Sup - F_{1,m} = T\left[\frac{S_1 - S_m}{S_m}\right] \qquad (۵)$$

که در آن S_1 و S_m مجموع مربعات باقیمانده از برآورد الگو TAR(۱) و TAR(m) بوده و T، تعداد مشاهده‌ها می‌باشد.

از آنجایی‌که متغیرهای آستانه تحت فرض صفر مبنی بر خطی بودن الگو تعریف نشده‌اند، توزیع‌های مجانبی آزمون‌های Sup-F استاندارد نیستند، لذا نمی‌توان از جدول استاندارد F به عنوان مقادیر بحرانی آن استفاده نمود. لذا بایستی مقادیر بحرانی آزمون Sup-F را شبیه‌سازی نمود. هانسن برای حل این نارسایی که به آن مسئله دیویس[2] می‌گویند، استفاده از الگوریتم بوت‌استراپ[3] (خودپردازی و یا خودگردان‌سازی) را برای استخراج سطوح احتمال[4] پیشنهاد نمود. در نهایت پس از شبیه‌سازی مقادیر بحرانی و مقایسه آن با مقدار آماره Sup-F محاسبه شده،

[1] Nested Hypothesis
[2] Davis Problem
[3] Bootstrap
[4] P- Values

Archive of SID

www.SID.ir

چنانچه فرضیه عدم از لحاظ آماری رد شود؛ می‌توان نتیجه گرفت، مکانیزم انتقال قیمت به صورت غیرخطی رفتار می‌کند. به عبارت دیگر وجود رفتار آستانه‌ای در تعدیل‌های قیمت‌ها تأیید می‌گردد. همچنین برای تعیین تعداد نظام مناسب در الگو TAR با همین روش الگو مقید TAR(۲) در مقابل الگو TAR(۳) آزمون می‌گردد (چانگ، ۲۰۰۳) (عموماً تعداد نظام در الگوهای آستانه‌ای از سه عدد تجاوز نمی‌کند). این پژوهش نیز مستثنی از این قاعده نبوده و از آزمون Sup-F بهره گرفته و مقادیر بحرانی آن برابر رهیافت هانسن (۱۹۹۹) شبیه‌سازی خواهد نمود.

اگرچه بالک و فومبی (۱۹۹۷) روش مناسبی برای الگوسازی رفتار آستانه‌ای به وجود آوردند، اما روش آنان تنها روی رفتار اجزاء اخلال رابطه همگرایی به صورت تک متغیره تمرکز دارد و قادر به بررسی رفتار آستانه‌ای در مجموعه‌های چندمتغیره نمی‌باشد. این درحالی است‌که الگوسازی چندمتغیره مکانیزم کاملی از تحلیل رفتار آستانه‌ای انتقال قیمت‌ها می‌باشد. بدین منظور در این تحقیق برای الگوسازی رفتار آستانه‌ای چندمتغیره از روش خودتوضیحی برداری آستانه‌ای[1] (TVAR) لو و زیوت (۲۰۰۱) نیز بهره گرفته خواهد شد.

لو و زیووت (۲۰۰۱) برای الگوسازی ارتباطات همگرایی آستانه‌ای چندمتغیره یک الگوی خودتوضیح برداری آستانه‌ای را که توسط تی‌سی (۱۹۹۸) ابداع گردید معرفی نمودند که به شکل رابطه (۶) می‌باشد:

$$
\begin{aligned}
P_t = &\left[A_0^{(1)} + \sum_{i=1}^{k} A_i^{(1)} P_{t-i} + \varepsilon_t^{(1)} \right] I_{1t}\left(Z_{t-d} \le c^{(1)} \right) \\
&+ \left[A_0^{(2)} + \sum_{i=1}^{k} A_i^{(2)} P_{t-i} + \varepsilon_t^{(2)} \right] I_{2t}\left(c^{(1)} < Z_{t-d} \le c^{(2)} \right) \\
&+ \left[A_0^{(\dots)} + \sum_{i=1}^{k} A_i^{(\dots)} P_{t-i} + \varepsilon_t^{(\dots)} \right] I_{\dots t}\left(c^{(\dots)} < Z_{t-d} \le c^{(\dots)} \right) \\
&+ \left[A_0^{(m)} + \sum_{i=1}^{k} A_i^{(m)} P_{t-i} + \varepsilon_t^{(m)} \right] I_{mt}\left(Z_{t-d} \le c^{(m-1)} \right)
\end{aligned}
\qquad (۶)
$$

که در آن $\varepsilon_t^{(j)}$ یک بردار دو متغیره که به صورت نوفه سفید می‌باشند، P_t یک بردار ۲×۱ شامل دو متغیر برای مثال سری‌های قیمت خرده‌فروشی و سرمزرعه گوشت گوساله، k وقفه‌های خودتوضیحی، $A_0^{(j)}$ بردار ۲×۱ پارامترها و $A_0^{(j)}$ یک ماتریس ۲×۲ برای نظام‌های $j = 1, 2, 3, \dots, m$ می‌باشد Z_{t-d} متغیر آستانه و d پارامتر تأخیر نامیده می‌شود که مثبت بوده و

[1] Threshold Vector Autoregressive

Archive of SID

www.SID.ir

به طور معمول کوچکتر و یا برابر با تعداد وقفه، (k) می‌باشد و I_{jt} تابع شاخص بوده که به شکل زیر تعریف می‌گردد:

$$I_{jt}\left(c^{(j-1)} < Z_{t-d} \le c^{(j)}\right) = \begin{cases} 1, & if\ c^{(j-1)} < Z_{t-d} \le c^{(j)} \\ 0, & otherwise \end{cases}$$

لو و زیوت همچنین روش تک‌متغیره هانسن برای آزمون غیرخطی بودن را گسترش داده و با استفاده از الگوی TVAR ، فرضیه غیرخطی بودن را آزمون نمودند. بدین منظور، فرض صفر الگوی خودتوضیحی برداری (VAR) در مقابل TVAR(m) با استفاده از روش نسبت راستنمایی (sup-LR) آزمون می‌گردد. فرمول ریاضی آزمون sup-LR در رابطه (۷) آمده‌است.

$$Sup - LR_{1,\,m} = T\left(\ln\left(\left|\hat{\Sigma}\right|\right) - \ln\left(\left|\hat{\Sigma}_m(\hat{c},\,\hat{d})\right|\right)\right) \qquad (۷)$$

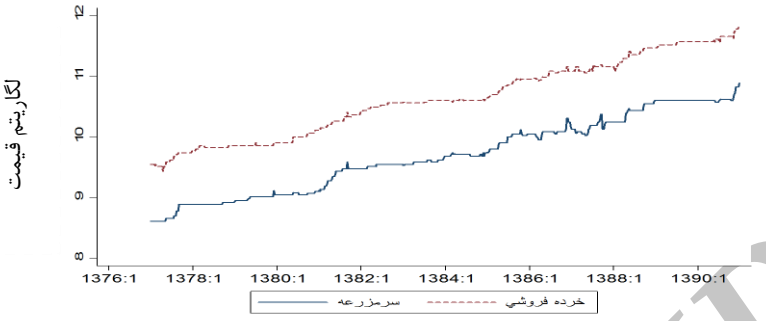
که در آن $\hat{\Sigma}$ و $\hat{\Sigma}_m(\hat{c},\hat{d})$ به ترتیب برآورد ماتریس واریانس-کواریانس در الگوهای VAR و TVAR(m) می‌باشد. در گام بعدی به منظور تعیین تعداد نظام، یک الگوی TVAR(۲) در برابر TVAR(۳) با استفاده از آماره Sup-LR سنجیده می‌شود. به عبارت دیگر، یک الگو دو نظامه در برابر سه نظامه مورد بررسی قرار می‌گیرد. با توجه به وجود مشکل دیویس، توزیع آماره Sup-LR استاندارد نبوده و می‌توان با استفاده از الگوریتم بوت‌استراپ، مقادیر بحرانی آن را شبیه‌سازی نمود که این پژوهش نیز مستثنی از این قاعده نبوده و مقادیر بحرانی شبیه‌سازی خواهند شد.
داده‌های مورد نیاز در این پژوهش، مربوط به سری‌های زمانی قیمت گوشت گوساله در سطوح خرده‌فروشی و سرمزرعه بوده که به صورت هفتگی از فروردین ۱۳۷۷ تا اسفند ۱۳۹۰ از شرکت پشتیبانی امور دام کشور و سازمان جهاد کشاورزی استان آذربایجان شرقی تهیه گردیده‌است.

نتایج و بحث

در ابتدا به منظور تبیین هرچه بهتر رفتار سری‌های زمانی قیمت، نمودار سری لگاریتم قیمت‌های دو سطح خرده‌فروشی و سرمزرعه گوشت گوساله استان آذربایجان شرقی در دوره زمانی ۱۳۷۷:۱-۱۳۹۰:۵۲ در نمودار (۱) ارائه گردیده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود هر دو سری قیمت خرده‌فروشی و سرمزرعه گوشت گوساله دارای روند صعودی در طول زمان بوده و رفتار و نوسان‌های مشابهی را در طول زمان نشان می‌دهند که نخستین مورد بیانگر وجود روند در متغیرها بوده و دومین مورد می‌تواند بیانگر همگرایی دو متغیر قیمت باشد.

Archive of SID

www.SID.ir



نمودار (۱)لگاریتم قیمت هفتگی گوشت گوساله در سطوح سرمزرعه و خرده‌فروشی استان آذربایجان شرقی در دوره زمانی ۱۳۹۰:۵۲-۱۳۷۷:۱

به منظور تعیین درجه انباشتگی متغیرها، از دو آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته و فیلیپس پرون استفاده گردیده است. نتایج به‌دست آمده از این آزمون‌ها در سطح و تفاضل اول در جدول (۱) آمده است. هر دو آزمون‌ها مؤید وجود ریشه واحد در سطح داده‌ها می‌باشند و نتایج بیانگر ایستایی در تفاضل مرتبه اول متغیرها است، به عبارت دیگر، سری زمانی قیمت‌های سرمزرعه و خرده‌فروشی گوشت گوساله در استان آذربایجان شرقی انباشته از درجه یک I](۱)[هستند.

جدول (۱) آزمون ایستایی متغیرها در سطح و تفاضل مرتبه اول

متغیر	سطح داده‌ها		تفاضل مرتبه اول	
	PP	ADF	PP	ADF
قیمت سرمزرعه گوشت گوساله(FP)	-۰/۳۲۱۳	-۰/۳۱۶۸	-۲۳/۹۳۸۵**	-۱۲/۲۰۵۵**
قیمت خرده‌فروشی گوشت گوساله(RP)	۰/۵۸۹۷	-۰/۸۰۶۰	-۲۹/۴۹۹۷**	-۴/۳۱۹۷**

منبع: یافته‌های تحقیق. ** معنی‌داری در سطح احتمال ۵ درصد.

برابر رهیافت بالک و فومبی (۱۹۹۷)، وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین قیمت‌های سرمزرعه و خرده‌فروشی گوشت گوساله با به‌کارگیری آزمون یوهانسن سنجیده شده که نتایج آن در جدول (۲) ارائه گردیده است. هر دو آماره اثر و حداکثر مقدار ویژه، فرض صفر مبنی بر عدم همگرایی را در سطح احتمال ۵ درصد رد کرده ولی فرض صفر وجود حداکثر یک بردار همگرایی را می‌پذیرند. در نتیجه یک رابطه بلندمدت خطی بین لگاریتم قیمت‌های خرده‌فروشی و سرمزرعه وجود دارد.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول (۲) نتایج آزمون همگرایی یوهانسن

فرضیه صفر	آماره اثر	مقادیر بحرانی در ۰/۰۵	آماره حداکثر مقدار ویژه	مقادیر بحرانی در ۰/۰۵
عدم وجود بردار همگرایی	۳۳/۲۵۶۴**	۱۵/۴۹۴۷	۳۳/۲۱۰۶**	۱۴/۲۶۴۶
حداکثر یک بردار همگرایی	۰/۰۴۵۸	۳/۸۴۱۵	۰/۰۴۵۸	۳/۸۴۱۵

منبع: یافته‌های تحقیق. ** معنی‌داری در سطح احتمال ۵ درصد

در این مرحله، ابتدا الگوی خودتوضیحی آستانه‌ای (TAR) دو و سه نظامه برآورد گردید. مقدار آستانه در الگوی TAR(۲) برابر با ۰/۰۵۷۴- و مقادیر آستانه در الگوی TAR(۳) برابر با ۰/۰۵۷۴- و ۰/۰۰۵۸- می‌باشد. پس از تعیین پارامترهای آستانه، آزمون غیرخطی بودن تعدیل‌های قیمت، توسط دو الگوی TAR(۲) و TAR(۳) با به‌کارگیری آزمون Sup-F هانسن (۱۹۹۹) انجام گرفت. مقادیر آماره‌های $Sup\text{-}F_{1,2}$ برای الگوی TAR(۲) و آماره $Sup\text{-}F_{1,3}$ برای الگوی TAR(۳) در جدول (۳) ارائه گردیده‌است. مقادیر بحرانی در سطح ۵ درصد و سطوح احتمال آنها با استفاده از روش بوت‌استراپ با ۱۰۰۰ تکرار شبیه‌سازی به دست آمده است که نتایج مربوطه در جدول (۳) گزارش شده است.

جدول (۳) نتایج آزمون‌های غیرخطی بودن تعدیل‌های قیمت و تصریح الگو

	$Sup\text{-}F_{1,2}$	$Sup\text{-}F_{1,3}$	$Sup\text{-}F_{2,3}$
آماره	۵۷/۰۹۶۱	۷۰/۰۳۴۴	۱۱/۹۹۱۳
مقدار بحرانی (۵٪)	۱۶/۸۴۰۲	۳۴/۹۴۹۵	۱۸/۲۷۴۵
سطح احتمال	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۲۸۴
پارامتر آستانه در TAR_2=0574/0-	پارامترهای آستانه در TAR_3= 0058/0- و ۰/۰۵۷۴-		

منبع: یافته‌های تحقیق

همان‌طور که در جدول (۳) ملاحظه می‌شود هر دو آماره آزمون $Sup\text{-}F_{1,2}$ و $Sup\text{-}F_{1,3}$ از لحاظ آماری در سطح احتمال ۵ درصد معنی‌دار می‌باشند. لذا فرضیه عدم خطی بودن در مقابل الگوهای دو نظامه و سه نظامه رد می‌شود. براین اساس می‌توان نتیجه گرفت رفتار تعدیل‌های قیمت گوشت گوساله در استان آذربایجان شرقی به صورت غیرخطی می‌باشد.

در ادامه به منظور تصریح الگو، آزمون $Sup\text{-}F_{2,3}$ محاسبه گردید که نتایج این آزمون در جدول (۳) به تصویر کشیده شده‌است. مطابق این جدول، مقدار آماره آزمون (۱۱/۹۹) در سطح احتمال ۵ درصد معنی‌دار نبوده و نمی‌توان فرضیه عدم این آزمون مبنی بر TAR دو نظامه را در برابر فرضیه مقابل TAR سه نظامه رد نمود. در نتیجه انتقال قیمت در بازار گوشت گوساله استان آذربایجان شرقی از رفتار خودتوضیحی آستانه‌ای دو نظامه پیروی می‌کند. در نهایت الگوی TAR

Archive of SID

www.SID.ir

و M-TAR دو نظامه مورد برازش قرار گرفت که نتایج برآورد این الگوها در جدول (۴) بیان گردیده‌است.

جدول (۴)نتایج برآورد الگوی TAR و M-TAR برای لگاریتم قیمت‌ها

		TAR		M-TAR	
	ضرایب	آماره	انحراف معیار	آماره	انحراف معیار
نظام اول	عرض از مبدأ	-۰/۰۶۶۴***	۰/۰۱۲۶	-۰/۰۰۸۱*	۰/۰۰۴۲
	ρ_1	۰/۶۶۴۸***	۰/۰۷۹۱۴	۰/۸۵۳۲***	۰/۰۸۲۶
	ρ_2	-۰/۷۴۶۵***	۰/۱۳۱۴	-۰/۲۴۹۲**	۰/۱۰۹۸
	ρ_3	۰/۱۷۵۳*	۰/۰۹۶۰	۰/۱۴۹۸	۰/۰۹۳۰
نظام دوم	عرض از مبدأ	-۰/۰۰۰۷	۰/۰۰۰۹	-۰/۰۰۰۴	۰/۰۰۰۹
	ρ_1	۰/۹۳۸۴***	۰/۰۱۷۵	۰/۹۳۵۳***	۰/۰۱۶۶
	آستانه= -۰/۰۶۹۶۸			آستانه= -۰/۰۰۳۱	
	درصد مشاهده‌ها در نظام اول= ۱۱/۲			درصد مشاهده‌ها در نظام اول= ۱۱/۸۹	
	درصد مشاهده‌ها در نظام دوم= ۸۸/۸			درصد مشاهده‌ها در نظام دوم= ۸۸/۱۱	
	AIC= -۵۵۴۹			AIC= -۵۵۱۹	

منبع: یافته‌های تحقیق. علامت‌های ***، ** و * به ترتیب معنی‌داری در سطوح احتمال ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ را نشان می‌دهد.

طول وقفه مناسب برای این الگوها توسط معیار داده‌های آکائیک گزینش شده است. همان‌طور که ملاحظه می‌شود هنگامی‌که انحراف از تعادل بلندمدت کوچکتر از میزان آستانه باشد سه وقفه یعنی سه هفته طول می‌کشد تا الگو به رابطه تعادلی بلندمدت بازگردد ولی هنگامی‌که این انحراف از مقدار آستانه تجاوز کند، تنها یک هفته طول می‌کشد تا قیمت‌ها به رابطه تعادلی خود بازگردند. به عبارتی انتقال قیمت در زنجیره‌های بازار گوشت گوساله استان آذربایجان شرقی از نظر شتاب، نامتقارن است. همچنین مقدار آماره آکائیک برای الگوی TAR کمتر از مقدار این آماره برای الگوی M-TAR می‌باشد که می‌توان نتیجه گرفت که الگوی TAR برای این تحقیق مناسب‌تر از الگوی M-TAR است.

در الگوهای تک‌متغیره TAR و M-TAR در این پژوهش، تنها قیمت خرده‌فروشی تابعی از قیمت سرمزرعه درنظر گرفته شده است به عبارتی فرض بر این است که فقط مصرف‌کنندگان تحت تأثیر تغییرات قیمت تولیدکنندگان قرار می‌گیرند اما در عمل ممکن است تغییرات قیمت در طرف تقاضا نیز بر قیمت‌های گوشت گوساله در سمت عرضه اثرگذار باشد. به همین منظور در این مطالعه آزمون علیت تودا و یاماماتو (۱۹۹۵) برای دو سری قیمت خرده‌فروشی و سرمزرعه گوشت گوساله مورد استفاده قرار گرفت. بر پایه آماره آکائیک وقفه دو برای هر دو متغیر سرمزرعه و خرده‌فروشی انتخاب گردید. نتایج این آزمون در جدول (۵) بیان شده است. بنابر این جدول

Archive of SID

www.SID.ir

هر دو فرضیه علیت در سطح ۵ درصد رد شده و بیانگر وجود علیت دوطرفه بین قیمت‌های خرده‌فروشی و سرمزرعه گوشت گوساله در استان آذربایجان شرقی می‌باشد از این‌رو الگوهای تک‌متغیره نمی‌تواند به خوبی مکانیزم انتقال قیمت در این بازار را تبیین نماید و استفاده از الگوهای چندمتغیره که اثر هر دو متغیر را به صورت هم‌زمان بر روی هم بررسی می‌نماید، بهتر می‌تواند الگوی انتقال قیمت در این بازار را به تصویر بکشد. بدین منظور اقدام به برآورد الگو TVAR پیشنهادی لو و زیوت (۲۰۰۱) گردید که نتایج در ادامه آمده‌است.

جدول (۵) نتایج آزمون علیت تودا و یاماماتو

فرضیه عدم	آماره کای‌دو	سطح احتمال
قیمت سرمزرعه علیت گرنجری قیمت خرده‌فروشی نیست	۱۹/۷۰	۰/۰۰۰۱
قیمت خرده‌فروشی علیت گرنجری قیمت سرمزرعه نیست	۶/۳۷	۰/۰۴۱۳

منبع: یافته‌های تحقیق

در این قسمت ابتدا به منظور انجام آزمون غیرخطی بودن (VAR) در مقابل الگوی TVAR دو و سه نظامه، هر دو الگوی TVAR دو و سه نظامه برآورد شده و مقادیر آستانه آن‌ها تعیین گردیده است. سپس با استفاده از مقادیر الگوهای برآوردشده مقادیر آزمون‌های $Sup\text{-}LR_{1,2}$ و $Sup\text{-}LR_{1,3}$ محاسبه شد که این آزمون‌ها فرض صفر مبنی بر خطی بودن تعدیل‌ها را به ترتیب در مقابل الگوهای TVAR دو و سه نظامه مورد سنجش قرار می‌دهند. در این آزمون‌ها نیز مقادیر بحرانی و سطح احتمال به پیروی از رهیافت لو و زیوت (۲۰۰۱) توسط فرآیند بوت‌استراپ با ۱۰۰۰ تکرار شبیه‌سازی، محاسبه شده است. این دو آزمون، فرض صفر مبنی بر خطی بودن تعدیل‌ها را در سطح احتمال ۵ درصد رد می‌کنند. به عبارت دیگر، نتایج این دو آزمون مؤید آستانه‌ای بودن تعدیل‌های قیمت‌ها در بازار گوشت گوساله استان آذربایجان شرقی می‌باشند.

جدول (۶) نتایج آزمون غیرخطی بودن تعدیل‌های قیمت و برازش الگو

	$Sup\text{-}LR_{1,2}$	$Sup\text{-}LR_{1,3}$	$Sup\text{-}LR_{2,3}$
آماره	۴۹/۱۴۸۶	۷۴/۰۸۹۹	۲۴/۹۴۱۳
مقدار بحرانی (۵٪)	۴۰/۲۰۳۳	۷۰/۶۲۲۴	---
سطح احتمال	۰/۰۲۱۰	۰/۰۴۰۰	۰/۴۶۴۰
پارامتر آستانه در مدل $TVAR_2$= ۱۰/۶۲۱۳۳	پارامترهای آستانه در الگو $TVAR_3$= ۱۰/۳۲۵۴۸ و ۱۰/۶۲۱۳۳		

منبع: یافته‌های تحقیق

Archive of SID

www.SID.ir

پس از اثبات غیرخطی بودن تعدیل‌های قیمت، اقدام به تعیین تعداد نظام مناسب در الگوی TVAR گردید. بدین منظور، یک الگوی TVAR دو نظامه در مقابل الگوی TVAR سه نظامه با به‌کارگیری آماره آزمون$Sup\text{-}LR_{2,3}$ مورد سنجش قرار گرفت که نتایج مربوطه در جدول (۶) آمده است. برابر آماره آزمون $Sup\text{-}LR_{2,3}$ نمی‌توان فرض صفر TVAR دو نظامه را در مقابل فرض TVAR سه نظامه رد نمود در نتیجه می‌توان عنوان نمود که مکانیسم انتقال قیمت در بازار گوشت گوساله استان آذربایجان شرقی از یک الگوی TVAR دو نظامه پیروی می‌نماید. در نهایت الگوی TVAR دو نظامه مورد برازش قرار گرفت که نتایج مربوطه در جدول (۷) ارائه شده است. به منظور مقایسه ابتدا در جدول (۷) نتایج برآورد یک الگوی VAR خطی نشان داده شده و سپس نتایج برآورد الگوی آستانه‌ای TVAR ارائه گردیده است.

جدول (۷) نتایج برآورد الگوهای VAR خطی و VAR آستانه‌ای

	VAR		TVAR			
			FP		RP	
	FP	RP	نظام اول	نظام دوم	نظام اول	نظام دوم
عرض	-۰/۰۳۸۷**	-۰/۰۱۶۸	۰/۰۱۲۰	-۰/۰۰۶۵	۰/۰۲۸۵	۰/۰۴۷۱
از مبدأ	(۰/۰۱۶۴)	(۰/۰۱۲۷)	(۰/۰۳۰۲)	(۰/۰۴۷۲)	(۰/۰۲۳۸)	(۰/۰۳۷۲)
RP_{t-1}	-۰/۰۲۸۰	۰/۸۵۱۹***	-۰/۰۱۱۹	۰/۰۲۵۷	۰/۷۶۸۸***	۰/۹۱۰۰***
	(۰/۰۵۱۴)	(۰/۰۳۹۹)	(۰/۰۸۱۱)	(۰/۰۶۵۴)	(۰/۰۶۳۹)	(۰/۰۵۱۵)
RP_{t-2}	۰/۰۹۲۹*	۰/۱۲۳۲***	۰/۰۳۹۹	۰/۱۰۷۸*	۰/۲۲۳۵***	۰/۰۴۵۱
	(۰/۰۵۱۳)	(۰/۰۳۹۸)	(۰/۰۸۱۴)	(۰/۰۶۴۷)	(۰/۰۶۴۱)	(۰/۰۵۱۰)
FP_{t-1}	۰/۹۹۳۵***	۰/۰۵۴۴*	۰/۷۶۲۸***	۱/۰۵۶۸***	-۰/۰۱۲۶	۰/۰۸۸۴**
	(۰/۰۴۰۲)	(۰/۰۳۱۲)	(۰/۰۷۳۳)	(۰/۰۴۷۴)	(۰/۰۵۷۷)	(۰/۰۳۷۴)
FP_{t-2}	-۰/۰۶۰۴	-۰/۰۲۸۶	۰/۲۰۵۵***	-۰/۲۰۱۶***	۰/۰۱۸۳	-۰/۰۴۳۶
	(۰/۰۴۰۳)	(۰/۰۳۱۳)	(۰/۰۷۳۱)	(۰/۰۴۷۷)	(۰/۰۵۷۶)	(۰/۰۳۷۶)
AIC = -۱۱۵۷۴/۸		AIC = -۱۱۶۰۱/۹۵	متغیر آستانه= ۱۰/۶۲۱۳			
			درصدمشاهده‌ها در نظام اول=۵۷/۲		نظام دوم=۴۲/۸	

منبع: یافته‌های تحقیق

اعداد داخل پرانتز مقادیر انحراف معیار ضرایب را نشان می‌دهند و علامت‌های *** ، ** و * به ترتیب بیانگر معنی‌داری در سطوح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ می‌باشد.

Archive of SID

www.SID.ir

بنابر جدول (۷) ملاحظه می‌شود که در الگوی VAR، برای معادله خرده‌فروشی (RP)، علاوه بر وقفه‌های اول و دوم خود قیمت خرده‌فروشی، وقفه اول متغیر قیمت سرمزرعه نیز از لحاظ آماری معنی‌دار می‌باشد. به عبارت دیگر در صورت تغییر در قیمت سرمزرعه، قیمت خرده‌فروشی نیز در همان هفته اول تغییر می‌کند. در الگوی TVAR نیز معادله خرده‌فروشی در نظام دوم، همین رفتار را از خود نشان می‌دهد و قیمت خرده‌فروشی به وقفه‌های اول و دوم خود و همچنین به وقفه اول متغیر قیمت سرمزرعه وابسته می‌باشد. اما در الگوی TVAR معادله خرده‌فروشی در نظام اول رفتار متفاوتی را نشان می‌دهد. در این نظام قیمت خرده‌فروشی تنها به تغییرات قیمت خود در وقفه‌های اول و دوم یعنی هفته‌های اول و دوم واکنش نشان می‌دهد و تغییرات قیمت سرمزرعه از لحاظ آماری تأثیر معنی‌داری بر قیمت خرده‌فروشی نمی‌گذارد که این تفاوت رفتار در دو نظام به روشنی وجود تعدیل‌های غیرخطی قیمت‌ها را نشان می‌دهد. به عبارت دیگر در نظام اول، قیمت خرده‌فروشی تنها به تغییرات گذشته خود واکنش نشان می‌دهد درحالی‌که در نظام دوم علاوه بر قیمت خود، به تغییرات قیمت سرمزرعه گوشت گوساله در هفته گذشته نیز واکنش نشان می‌دهد. علاوه بر این ضرایب متغیرها در نظام دوم بیشتر از نظام اول می‌باشد یعنی اثرگذاری رفتار گذشته قیمت‌ها در نظام می‌گیرد.

در معادله قیمت سرمزرعه (FP) نیز تقریباً همین روال ادامه دارد. در نظام دوم الگوی TVAR، قیمت سرمزرعه علاوه بر وقفه‌های اول و دوم خود به وقفه دوم قیمت خرده‌فروشی واکنش نشان می‌دهد؛ این در حالی است‌که در نظام اول متغیر قیمت خرده‌فروشی تأثیر معنی‌داری بر روی قیمت سرمزرعه ندارد و معادله قیمت سرمزرعه در نظام اول به یک الگوی خودتوضیحی ساده تبدیل می‌شود. درنتیجه می‌توان بیان نمود هنگامی‌که انحراف از تعادل بلندمدت کوچک‌تر از مقدار آستانه (۱۰/۶۲۱۳) باشد، نه از سمت خرده‌فروشان و نه از سمت دامداران تعدیلی صورت نمی‌گیرد و تنها هنگامی‌که قیمت‌های خرده‌فروشی و سرمزرعه در نظام دوم قرار می‌گیرند مسئولان تعدیل قیمت‌ها را آغاز می‌نمایند و یا بازار شروع به تعدیل قیمت‌ها می‌کند.

مقایسه نتایج به‌دست آمده از برآورد الگوی انتقال قیمت در بازارگوشت گوساله استان آذربایجان شرقی با بررسی‌های انجام شده در بازار کالاهای گوشتی نشان می‌دهد که انتقال غیرخطی و باوقفه تغییرات قیمت در بازار این کالاها امری معمول است. برای مثال؛ قدمی کوهستانی و همکاران (۱۳۸۹) در مطالعه خود در بازار مرغ ایران نشان دادند که اگر قیمت مرغ زنده در مرغداری کمتر از ۶۱ ریال افزایش یابد و یا کمتر از ۹۲ ریال کاهش یابد قیمت خرده‌فروشی

Archive of SID

www.SID.ir

گوشت مرغ تغییر نمی‌کند. بن‌کابیا و همکاران (۲۰۰۵) در پژوهش خود نشان دادند که به هنگام کاهش قیمت‌ها کم‌تر از ۵/۸ ٪ و افزایش قیمت کم‌تر از ۰/۷٪، قیمت‌های خرده‌فروشی و سرمزرعه تغییر نمی‌کنند. فلسفیان و همکاران (۲۰۱۰) نیز با برآورد متغیر آستانه معادل ۰/۱۳۱ و حاشیه بازاریابی برابر با ۲۶۲۰ ریال نشان دادند که تعدیل قیمت‌ها هنگامی که حاشیه بازار کمتر از ۲۶۲۰ باشد آهسته‌تر از هنگامی است که حاشیه بازاریابی بیشتر از این مقدار باشد.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

با توجه به اهمیت موضوع انتقال نامتقارن قیمت بر روی رفاه تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان، این تحقیق به بررسی چگونگی انتقال قیمت در بازار گوشت گوساله استان آذربایجان شرقی پرداخته است. بدین منظور از روش‌های همگرایی آستانه‌ای تک متغیره TAR و M-TAR و چندمتغیره TVAR استفاده گردید. نتایج پژوهش گویای آستانه‌ای بودن تعدیل‌ها به سمت تعادل بلندمدت می‌باشد. همچنین تفاوت تعداد وقفه‌ها در نظام اول و دوم گویای انتقال نامتقارن قیمت در زنجیره بازار این کالا است. به عبارت دیگر هنگامی که قیمت‌های سرمزرعه افزایش می‌یابد خرده‌فروشان سریع‌تر قیمت‌های خود را بالا برده و به هنگام کاهش قیمت‌های سرمزرعه دیرتر اقدام به کاهش قیمت‌های خود می‌نمایند. از آنجا که قیمت‌های سرمزرعه نیز ممکن است متأثر از قیمت‌های خرده‌فروشی باشد، آزمون علیت تودا و یاماماتو به‌کارگرفته شد که نتایج آن، بیانگر وجود رابطه دوسویه بین قیمت‌های خرده‌فروشی و سرمزرعه بوده و گویای لزوم استفاده از الگو-های چندمتغیره برای بررسی کاراتر و جامع‌تر فرایند انتقال قیمت در این تحقیق می‌باشد. به همین منظور الگوی خودتوضیحی برداری آستانه‌ای (TVAR) استفاده گردید که نتایج آن نشان داد در نظام اول که انحراف از تعادل بلندمدت کمتر از مقدار آستانه (۱۰/۶۲۱۳) می‌باشد نه خرده‌فروشان و نه دامداران اقدام به تعدیل قیمت‌های خود نمی‌کنند و هنگامی‌که این انحراف از میزان آستانه تجاوز می‌کند هر دو گروه اقدام به تعدیل قیمت‌ها و بازگشتن به رابطه تعادلی بلندمدت خود می‌نمایند. از طرف دیگر تعدیل‌ها افزایش قیمت‌ها سریع‌تر از کاهش قیمت‌ها در سطح خرده‌فروشی گوشت گوساله رخ می‌دهند.

در نهایت می‌توان بیان نمود که انتقال قیمت بین سطوح سرمزرعه و خرده‌فروشی گوشت گوساله استان آذربایجان شرقی نامتقارن بوده و در صورت افزایش قیمت‌ها، قیمت پرداختی مصرف-کنندگان افزایش می‌یابد در حالی‌که به هنگام کاهش قیمت تمام شده فرآورده، مصرف‌کنندگان

Archive of SID

www.SID.ir

از کاهش قیمت کم‌تری بهره‌مند می‌شوند. درنتیجه سطح رفاه مصرف‌کنندگان این کالا کاهش می‌یابد. از دلایل وجود انتقال نامتقارن قیمت در بازار گوشت گاو کشور و استان آذربایجان شرقی می‌توان به قدرت بازاری کشتارگاه‌ها و همچنین اطلاعات نامتقارن اشاره نمود. تشکیل تعاونی‌های تولید و بازاریابی گوشت گاو در سطح تولیدکنندگان و یا ایجاد نهادهای اطلاع‌رسانی بازار می‌تواند به بهبود سازوکار بازار این کالا کمک کند. این نهادها می‌تواند قیمت نهاده‌ها، هزینه‌های تولید، فراوری و بازاریابی و همچنین میزان تولید گوشت گاو را در دسترس همگان قرار داده، دامداران را از صرفه‌های ناشی از مقیاس بهره‌مند وآن‌ها را در بازاریابی گوشت گاو توانمند می‌سازد.

منابع

احمدی شادمهری، م. و احمدی، م. (۱۳۸۸). بررسی رابطه بین قیمت‌های تولیدکننده و مصرف‌کننده (مطالعه موردی بخشی از محصولات لبنی در ایران). مجله دانش و توسعه (علمی- پژوهشی). (۲۸): ۹۴-۷۷.

حسینی، س. ص. سلامی، ح. و نیکوکار، آ. (۱۳۸۷). الگوی انتقال قیمت در ساختار بازار گوشت مرغ ایران. مجله اقتصاد کشاورزی. جلد ۲، (۱): ۱-۲۱.

حسینی، س. ص. و سرایی‌شاد، ز. (۱۳۸۸). انتقل قیمت در بازار قزل‌آلای پرورشی در استان فارس. مجله تحقیقات کشاورزی. جلد ۱، (۴): ۱۲۵-۱۳۴.

حسینی، س. ص. و قهرمان‌زاده، م. (۱۳۸۵). تعدیل نامتقارن و انتقال قیمت در بازار گوشت قرمز ایران. مجله اقتصاد کشاورزی و توسعه، جلد ۱۴، (۵۳): ۱-۲۲.

رسولی، ز. و قهرمان‌زاده، م. (۱۳۹۲). انتقال عمودی قیمت در بازار تخم مرغ ایران: کاربرد الگو تصحیح خطای برداری آستانه‌ای دو نظامه. نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی. جلد ۲۷، (۲): ۱۵۵-۱۴۴.

قدمی کوهستانی، م. نیکوکار، آ. و دوراندیش، آ. (۱۳۸۹). الگوی آستانه‌ای انتقال قیمت در بازار گوشت مرغ ایران. نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی (علوم و صنایع کشاورزی). جلد ۲۴، (۳): ۳۸۴-۳۹۲.

مرکز آمار ایران. (۱۳۹۰). سالنامه آماری استان آذربایجان شرقی.

نیکوکار، آ. حسینی، س. ص. و دوراندیش، آ. (۱۳۸۹). الگوی انتقال قیمت در صنعت گوشت گاو ایران. مجله اقتصاد و توسعه کشاورزی. جلد ۲۴، (۱): ۲۳-۳۲.

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

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

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

Archive of SID

www.SID.ir

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

Falsafian, A. and Moghaddasi, R. (2008). Spatial Integration and Asymmetric price Transmission in selected Iranian Chicken Markets. European Association of Agricultural Economists, International Congress, Belgium, number 44163.

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

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

Jaffry, S. (2005). Asymmetric Price Transmission: A Case Study of the French Hake Value Chain. Marine Resource Economics, 19: 511-523.

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

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

Peri, M. and Baldi, L. (2010). Vegetable oil market and biofuel policy: An asymmetric cointegration approach. Energy Economics, 32:687-693.

Subervie, J. (2011). Producer price adjustment to commodity price shocks: An application of threshold cointegration. Economic Modeling , 28:2239-2246.

Toda, H. Y., and Yamamoto, T. (1995). Statistical Inference in Vector Auto Regressions with Possibly Integrated Processes. Journal of Econometrics, 66 (1-2): 225–50.

Tomek, W.G. and Robinson, K.L. (2003). Marketing margins for farm products in agricultural product prices. Chapter 6, Pp. 107-127.

Archive of SID

www.SID.ir