اقتصاد کشاورزی / جلد ۸/ شماره ۱/ صفحه‌های ۱۹-۱

سرریز نوسان قیمت در بازار محصولات کشاورزی: مطالعه موردی بازار گوشت گوسفند استان آذربایجان شرقی

محمد قهرمان‌زاده، محدثه اشتیاقی، اسماعیل پیش‌بهار، قادر دشتی[۱]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۱/۱۰/۰۹ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۳/۰۲/۲۷

چکیده

هدف از این بررسی، ارزیابی و تحلیل تاثیر سرریز نوسان قیمت در سطوح عمودی بازارهای گوشت گوسفند استان آذربایجان شرقی، بین سه سطح نهاده‌های تولیدی، خرده‌فروشی و سرمزرعه گوشت گوسفند می‌باشد. بدین منظور از الگوی خودتوضیحی واریانس ناهمسانی شرطی تعمیم‌یافته آستانه‌ایی چندمتغیره (MV-TGARCH) با استفاده از روش BEKK و داده‌های قیمت‌های هفتگی از فروردین ۱۳۷۷ تا اسفند ۱۳۹۰ بهره‌گیری شد. نتایج نشان داد که بیشترین میزان سرریز نوسان قیمت دوسویه از بازار خرده‌فروشی گوشت گوسفند به بازار نهاده‌های تولیدی و کمترین آن از بازار نهاده‌های تولیدی گوسفند به بازار سرمزرعه گوشت گوسفند صورت می‌گیرد. بنابراین عامل‌های تقاضای محصول بیش از عامل‌های عرضه (نهاده‌های تولیدی) آن باعث ایجاد نوسان‌ها در بازار گوشت گوسفند می‌شوند، لذا کنترل نوسان‌ها قیمت خرده‌فروشی می‌تواند به مدیریت خطر (ریسک) قیمت در بازار گوشت گوسفند کمک کند. از این‌رو تمرکز بر روی عامل‌های طرف تقاضای گوسفند به منظور کنترل نوسان‌های قیمتی در این بازار توصیه می‌شود.

طبقه‌بندی JEL: Q14 C58 C32

واژه‌های کلیدی: گوشت گوسفند، مدل MV-TGARCH، سرریز نوسان قیمت، روش BEKK

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

[۱] به‌ترتیب دانشیار، دانشجوی دکتری، دانشیاران گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه تبریز.
Email: ghahremanzadeh@tabrizu.ac.ir

مقدمه

یکی از ویژگی‌های محصولات کشاورزی نوسان پیوسته قیمت آن‌ها است. در اقتصاد کشورهای درحال توسعه و پیشرفته پایداری نسبی قیمت‌ها بسیار اهمیت دارد. ولی امکان تثبیت قیمت‌های محصولات کشاورزی به طور طبیعی بعید بوده و به طور معمول با اعمال سیاست‌های قیمتی برقرار می‌شود (ابونوری و مجاوریان، ۱۳۸۱). عامل‌های بسیاری وجود دارد که می‌تواند منجر به نوسان قیمت‌ها در بخش کشاورزی شوند، از مهم‌ترین این عامل‌ها می‌توان به تغییرات فصلی در عرضه تولیدات، تغییرات دوره‌ای (سیکلی) در عرضه به دلیل طبیعت خاص تعادل در بازار کالاهای کشاورزی، انتقال نوسان قیمت‌های جهانی به بازار داخلی محصولات کشاورزی و نوسان ناشی از روند عمومی قیمت‌ها اشاره کرد (نجفی و حاج رحیمی، ۱۳۷۹). نوسان قیمت در بازارهای کشاورزی از جمله بازار گوشت گوسفند می‌تواند تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان را از پیش‌بینی دقیق و بهینه قیمت‌های بازار باز دارد. بنابراین تصمیم‌گیری‌ها در چنین شرایطی در آینده چندان سودمند واقع نمی‌شود و در نتیجه باعث کاهش رفاه مصرف‌کننده و تولیدکننده خواهد شد (بینس وانگر و روزنس ویگ، ۱۹۸۶ و ساها و دلگادو، ۱۹۸۹).

نوسان قیمت[1] برآوردی از دامنه‌ای است که قیمت‌ها می‌توانند در آینده تغییر یابند (ویور و ناچر، ۲۰۰۰). افزایش در نوسان قیمت بیانگر نبود قطعیت قیمت‌های آینده است، چراکه دامنه‌ای که قیمت‌ها می‌توانند در آن قرار گیرند، گسترده‌تر شده است. نوسان قیمت پیشتر توسط اقتصاددانان به عنوان یک پدیده مهم اقتصادی به رسمیت شناخته شده است. اثرات سرریز[2] نوسان قیمت بیان می‌کند که نوسان قیمت در یک بازار می‌تواند بر نوسان قیمت در یک یا چند بازار مرتبط دیگر تأثیر داشته باشند (ژانگ و همکاران، ۲۰۰۸). برای مثال، میزان نوسان قیمت در بازار نهاده‌های تولیدی گوشت گوسفند، علاوه بر اینکه تحت تأثیر نوسان دوره‌های پیش خود می‌باشد، تحت تأثیر نوسان قیمت در دیگر بازارهای مرتبط گوشت گوسفند مانند بازار خرده‌فروشی و سرمزرعه نیز قرار می‌گیرد. اگر نوسان قیمت بازارهای گوشت گوسفند از راه کانال‌های بازار سرریز کند، تغییرات سیاست در کشاورزی معطوف به بازار نهاده‌های دام که نوسان قیمت را تغییر می‌دهند، بر روی نوسان قیمت گوشت گوسفند از راه زنجیره‌های عمودی بازار اثر می‌گذارد. این سرریزها نیازمند این هستند که در مباحث سیاست‌گذاری‌های عمومی مورد توجه قرار گیرند

[1] Price Volatility
[2] Spillover

(بوگوک و همکاران، ۲۰۰۳). بررسی رفتار قیمت‌ها در بازار گوشت گوسفند گویای آن است که به عنوان مثال در طی سال‌های ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۰ قیمت سرمزرعه گوشت گوسفند با افزایش ۸۳ درصدی از ۳۳۲۰۳ ریال به ۶۰۷۲۷ ریال، قیمت خرده‌فروشی با افزایش ۱۰۴ درصدی از ۶۹۳۰۰ ریال به ۱۴۱۳۳۸ ریال و میانگین قیمت خوراک دام با افزایش ۸۳ درصدی از ۲۷۶۷ ریال به ۴۲۷۵ ریال رسیده است. در این میان ضریب تغییرات[1] (CV) قیمت سرمزرعه و خرده‌فروشی گوشت گوسفند و خوراک دام به ترتیب ۷/۲ درصد، ۶/۹ درصد و ۷/۶ درصد می‌باشد. بنابراین ملاحظه می‌شود بازار گوشت گوسفند علاوه بر رشد بالای قیمت‌ها دارای نوسان قیمتی قابل توجهی نیز می‌باشد.

پیش از این نیز بررسی‌هایی در زمینه اثرات سرریز نوسان قیمت‌ها در بازار محصولات کشاورزی صورت گرفته است. از جمله آپرجیس و رزیتیس (۲۰۰۳) با استفاده از شاخص‌های قیمت ماهانه سرمزرعه، خرده‌فروشی و نهاده‌های تولیدی برای دوره ۹۹-۱۹۸۵ نشان دادند نوسان قیمت‌های محصولات کشاورزی متأثر از اثرات سرریز نوسان قیمت‌های نهاده‌های کشاورزی، قیمت‌های خرده‌فروشی مواد غذایی و هم‌چنین نوسان خود می‌باشند. بوگوک و همکاران (۲۰۰۳) به بررسی اثرات سرریز نوسان قیمت در زنجیره عرضه «گربه ماهی» آمریکا پرداختند. نتایج به دست آمده، مؤید اثرات سرریز نوسان قیمتی شدیدی در زنجیره عرضه می‌باشد، به طوری که نوسان از نهاده‌های ذرت و سویا به قیمت گربه‌ماهی آماده پخت منتقل می‌شود. رزیتیس (۲۰۰۳) اثرات سرریز نوسان قیمت در بازار گوشت گوسفند، خوک و مرغ کشور یونان را بررسی نمود. نتایج نشان داده است که نوسان قیمت در هر یک از این بازارها اثر مثبت و معنی‌داری بر بازار دیگر محصولات مورد بررسی داشته و نوسان شدیدی در بازار این محصولات ایجاد می‌نماید. ایومی و سرکر (۲۰۱۰) به بررسی سرریز قیمت در اتحادیه گمرکی آفریقایی جنوبی پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که اثر معنی‌داری در سرریز قیمت در درون اتحادیه گمرگی آفریقایی جنوبی وجود دارد. به‌علاوه یافته‌ها بیان می‌کند، سرریز قیمت تأثیر زیادتری بر روی مصرف‌کننده نسبت به تولیدکننده دارد. رزیتیس و استاورپولوز (۲۰۱۰) به بررسی سرریز قیمت تولیدکننده-مصرف‌کننده برای چهار بازار شامل گوشت گاو، گوشت خوک، گوشت گوسفند و گوشت مرغ در یونان پرداختند. نتایج گویای آن است که در حال حاضر بازار گوشت خوک و مرغ نسبت به بازار گوشت گاو و گوسفند دارای پایداری بالاتری در سرریز قیمت می‌باشد. بنابر مطالب یاد شده

[1] ضریب تغییرات (Coefficient Variation) به صورت درصد تقسیم انحراف استاندارد به میانگین محاسبه شده است.

ملاحظه می‌شود بحث نوسان قیمت و سرریز آن‌ها چه در سطح عمودی بازار و چه در سطح افقی بازار در کشورهای دیگر نیز از جمله مباحث مهم اقتصاد کشاورزی تلقی شده و نتایج حکایت از معنی‌دار بودن این اثر سرریز نوسان قیمت‌ها در بازارهای کشاورزی جهان دارد.

در ایران نیز کشاورزیان و همکاران (۱۳۸۹) به بررسی اثر سرریز نرخ دلار امریکا بر روی قیمت نفت خام پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که سرریز نوسان از بازار نفت به ارز وجود نداشته، در صورتی که نوسان از بازار ارز به بازار نفت سرریز شده است. قهرمان‌زاده و فلسفیان (۱۳۹۱) به بررسی سرریز نوسان قیمت در بازار گوشت گوساله استان تهران پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که نوسان قیمت عمده‌فروشی گوشت گوساله زنده بیش از نوسان قیمتی بازارهای نهاده‌های تولیدی و خرده‌فروشی تحت تأثیر نوسان دیگر بازارها قرار می‌گیرد. مقدسی و همکاران (۱۳۹۱) به بررسی اثر سرریز نوسان قیمت محصولات کشاورزی ایران در صنعت گوشت مرغ پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که نوسان قیمت نهاده‌ها و محصول (در سطح خرده‌فروشی) اثر سرریز مثبت و معنی‌داری بر نوسان قیمت محصول (در سطح تولیدکننده) اعمال می‌کند. بررسی پژوهش‌های انجام شده در زمینه اثر سرریز نوسان قیمت در بازارهای مختلف نشان می‌دهد که نوسان قیمت در یک بازار، بازارهای دیگر را هم تحت تأثیر قرار می‌دهد. هم‌چنین اغلب، بازاری که بیشترین اثر سرریز را دارد شناسایی و پس از آن بازاری که موجب ایجاد بیشترین ناپایداری قیمت شده را مشخص کرده‌اند.

بنابر پیشینه بیان شده در کشور دیده می‌شود، بررسی‌های مختلفی در کشور درباره وضعیت دامپروری و مرغداری از جنبه‌های گوناگون انجام می‌شود. اما به رغم تلاش‌ها در زمینه مسائل اقتصادی صنعت گوشت قرمز و مرغداری کشور، بررسی لازم در مورد نوسان قیمت گوشت گوسفند در کشور به ویژه رفتار آستانه‌ای اثر سرریز نوسان قیمت در بازارهای کشاورزی صورت نگرفته است و بیشتر بررسی‌ها در زمینه انتقال قیمت و پیوستگی بازارها و حاشیه بازاریابی گوشت قرمز و گوشت مرغ می‌باشد. شمار معدودی بررسی در مورد بحث سرریز نوسانات در بازارهای غیرکشاورزی صورت گرفته است. در این زمینه، هدف از این بررسی، ارزیابی و تحلیل اثر سرریز نوسان قیمت در سطوح عمودی بازار یعنی بین سه سطح نهاده‌های تولیدی، سرمزرعه و خرده-فروشی گوشت گوسفند در استان آذربایجان شرقی می‌باشد.

روش تحقیق

الگوسازی نااطمینانی در سری‌های زمانی قیمت گوشت در قالب الگوهای خودتوضیحی واریانس ناهمسان شرطی (ARCH) با بررسی انگل (۱۹۸۲) مورد توجه قرار گرفت. به دنبال آن الگوهای ARCH بسیاری مورد توجه قرار گرفتند که بیشترشان الگوهای ARCH تک‌متغیره بودند. سپس تعمیم آن به الگوهای GARCH و در ادامه برای حالت چندمتغیره، الگوهای خودتوضیحی واریانس ناهمسانی شرطی چندمتغیره[1] (MV-GARCH) مورد توجه قرار گرفت. این الگو به صورت زیر بیان می‌شود (سیلونیون و ترسویرتا[2]، ۲۰۰۸).

$$Y_t = \quad + \Gamma Y_{t-i} + \quad _t \qquad (۱)$$

$$\varepsilon_t | I_{t-1} \approx N(0, H_t) \qquad (۲)$$

که در آن Y_t، یک بردار $n\times n$ از متغیرهای مورد نظر که به عنوان مثال در این بررسی ۳×۳ در زمان t و Γ یک ماتریس $n\times n$ (در این بررسی ۳×۳) از ضرایب الگو می‌باشد. عناصر قطری ماتریس Γ، اثرات گذشته خود متغیرهای قیمت بوده، در حالی‌که عناصر غیرقطری ماتریس، روابط قیمتی بین بازارها را نشان می‌دهد. t یک بردار $n\times 1$ از خطاهای تصادفی بازارها در زمان t بوده که دارای ماتریس واریانس-کوواریانس H_t می‌باشد که در آن قطر اصلی بیانگر واریانس شرطی بازارها می‌باشند. I_{t-1}، اطلاعات بازار در زمان t-1 می‌باشد. یکی از روش‌های برآورد الگو MV-GARCH رهیافت بولرسلو و همکاران (۱۹۸۸) می‌باشد که به مدل نصف بردار یا Vech(q,p) معروف است. آنان پیشنهاد کردند که H_t یک تابع خطی از مربعات وقفه خطاها و اثرات متقابل خطاها به صورت زیر می‌باشد (جوشی[3]، ۲۰۱۱):

$$Vech(H_t) = Vech(C) + \sum_{j=1}^{q} A_j Vech(\varepsilon_{t-j}\varepsilon_{t-j}') + \sum_{j=1}^{p} B_j Vech\left(H_{t-j}\right)_t \qquad (۳)$$

که در آن، $_t$ بردار اجزای اخلال مدل است. هم‌چنین Vech(0) عملگری است که بخش پایین مثلثی یک ماتریس دلخواه مانند H_t را در یک ستون مرتب می‌کند و c یک بردار $N(N+1)/2\times 1$ از مقادیر ثابت و A_i، ماتریس $N(N+1)/2\times N(N+1)/2$ بعدی از ضرایب اثرات *ARCH* و B_j، ماتریس $N(N+1)/2\times N(N+1)/2$ بعدی از ضرایب *GARCH* مدل هستند. این الگو دارای

[1] Multivariate Threshold Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (MV-GARCH)

[2] Silvennoinen & Terasvirta

[3] Joshi

نارسایی‌هایی می‌باشد. نخست حتی در صورت کوچک بودن بعد مدل، یعنی N، تعداد پارامترهایی که باید برآورد شوند، خیلی زیاد است. دوم این‌که تنها شرط کافی برای مثبت و مشخص بودن ماتریس کوواریانس شرطی H_t برقرار است و شرط لازم وجود ندارد. بنابراین، برآورد همگی امکان‌پذیر نخواهد بود. لذا برای رفع این نارسایی، فرض شده است که در رابطه (۳) ماتریس‌های A_i و B_j ماتریس‌هایی قطری هستند. در این حالت رسیدن به یک ماتریس کوواریانس مشخص و مثبت امکان‌پذیر خواهد بود (سیلونیون و ترسویرتا، ۲۰۰۸). الگو به دست آمده از فرض یاد شده را الگوقطری نصف بردار ،Diagonal-Vech(q,p) می‌نامند. برآورد این مدل ساده به نظر می‌رسد؛ زیرا تعداد پارامترهای برآوردی $(p+q+1)N(N+1)/2$ است.

در سال ۱۹۹۱ کلاس دیگری از الگو Vech(q,p) توسط بابا و همکاران (BEKK) معرفی شد که به الگو Diagonal-BEKK مشهور شد. ویژگی جالب این الگو این است که با اعمال چند محدودیت، ماتریس کوواریانس شرطی، مثبت و مشخص می‌شود (زایو و دیزی، ۲۰۱۰). این الگو به بررسی ارتباط بین نوسان چند دسته متغیرها می‌پردازد. به عنوان مثال در این روش می‌توان بررسی کرد که آیا نوسان بازار سرمزرعه بر نوسان بازار خرده‌فروشی مؤثر است و آیا نوسان و تکانه (شوک)، از بازاری به بازار دیگر منتقل می‌شود یا خیر. این ویژگی‌های روش BEKK آن را از دیگر روش‌های برآورد MV-GARCH جدا می‌سازد و به همین دلیل نیز در این بررسی از این روش بهره گرفته خواهد شد که در ادامه این الگو توضیح داده می‌شود. فرض کنید که مدلMultivariate GARCH به شکل زیر باشد (جوشی، ۲۰۱۱):

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_i \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_i h_{t-1} + \upsilon \quad , \varepsilon_t \approx N(0, H_t) \qquad (۴)$$

که در آن، h_t، تابع واریانس شرطی بوده که تابعی از مقدار وقفه‌های خود و وقفه‌های اجزای اخلال و H_t ماتریس واریانس-کوواریانس می‌باشد، که تابعی از وقفه‌های کوواریانس و وقفه‌های ضرب متقاطع اجزای اخلال است. این مقدار دارای میانگین صفر و به صورت نرمال توزیع شده است. انگل و کرونر (۱۹۹۵) یک الگوسازی جدیدی برای H_t (یعنی مدل BEKK) به شکل زیر ارائه کردند:

$$H_t = C'C + A' \varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-1}' A + B' H_{t-j} B \qquad (۵)$$

که در آن، ماتریس C مقادیر ثابت، A ماتریس ضرایب ARCH و B ماتریس ضرایب GARCH است. این ماتریس، مثبت معین است. مهم‌ترین ویژگی این روش، عمومی بودن آن است و همچنین از دیگر مشخصه‌های آن این است که واریانس-کوواریانس شرطی سری‌های زمانی هم

دیگر را متأثر می‌کنند و از سوی دیگر لازم نیست مانند روش VECH ضرایب زیادی را برآورد کرد. لازم به یادآوری است، الگوهای BEKK شکل خاصی از الگوهای VECH هستند، اما ضرایب الگو BEKK، برخلاف الگو VECH، به طور مستقیم تأثیر وقفه‌ها را روی عناصر H_t نشان نمی‌دهند. با وجود اعمال محدودیت‌های مختلف بر روی الگوهای BEKK، به طور معمول زیاد بودن ضرایب همچنان یک نارسایی اساسی می‌باشد.

نگ و کرونر (۱۹۹۹) با توسعه الگو BEKK اجازه دادند که بتوان اثر نامتقارن نوسان قیمتی، یعنی تکانه‌های منفی و مثبت نوسان قیمت‌ها را نشان داد. یعنی بتوان اثرات خبرهای بد و خوب را بر روی نوسان قیمت جداگانه بررسی کرد. بنابراین می‌توان اثر متفاوت رویدادهای خوب و بد و تکانه‌های مثبت و منفی را بر نوسان قیمت‌ها الگوسازی کرد. در آن صورت ماتریس واریانس-کوواریانس (۵) به صورت زیر خواهد بود (جوشی، ۲۰۱۱):

$$H_t = C'C + A'\varepsilon_{t-1}\varepsilon_{t-1}'A + B'H_{t-j}B + D'\xi_{t-1}\xi_{t-1}'D \qquad (۶)$$

در رابطه (۶)، ξ_{t-1} پایه ε_{t-1} تعریف می‌شود بدین صورت که $\xi_{t-1} = \varepsilon_{t-1}$ است اگر ε_{t-1} منفی باشد و در غیر این صورت $\xi_{t-1} = 0$ می‌باشد. اجزای این ماتریس به این شرح می‌باشند: C، یک ماتریس مثلثی پایین از مقادیر ثابت و A، یک ماتریس n×n که اثرات ARCH یا به عبارت دیگر اثرات تکانه‌های گذشته قیمت‌ها را نشان می‌دهد. عناصر قطر اصلی این ماتریس، α_{ii}، بیانگر اثرات ARCH خود بازار i و عناصر غیرقطری α_{ij} بیانگر اثرات سرریز تکانه‌های قیمتی بازار i در بازار j می‌باشد. همچنین B، یک ماتریس n×n که اثرات GARCH یا به عبارت دیگر اثرات نوسان گذشته قیمت‌ها را نشان می‌دهد. عناصر قطر اصلی b_{ii}، بیانگر اثرات GARCH خود بازار i (به عبارت دیگر از نوسان گذشته قیمت خود بازار i) و عناصر غیرقطری، b_{ij}، نشان‌دهنده اثر سرریز نوسان قیمت بازار i به بازار j می‌باشد. D، ماتریس n×n بوده که عناصر قطر اصلی آن اثرات تکانه‌های منفی یا به عبارت دیگر اثرات خبر بد را نشان می‌دهد و عناصر غیرقطری d_{ij}، واکنش بازار i را نسبت به خبر بد بازار j نشان می‌دهد. در حقیقت d_{ij} واکنش‌های نامتقارن بین بازاری بوده و اثرات آستانه‌ای را نشان می‌دهد.

الگوی BEKK را می‌توان با استفاده از روش حداکثر راستنمایی (ML) برآورد کرد. تابع لگاریتم حداکثر راستنمایی توزیع مشترک برابر با همه‌ی توابع لگاریتمی راستنمایی توزیع‌های نرمال چندمتغیره می‌باشد که شکل جبری آن در رابطه (۷) بیان شده است (زایو و دیزی، ۲۰۱۰).

$$L = \sum_{i=1}^{T} L_t \rightarrow L_t = \frac{k}{2}\ln(2\pi) - \frac{1}{2}\ln\left|H_t\right| - \frac{1}{2}\varepsilon_t' H_t^{-1}\varepsilon_t \qquad (۷)$$

که در آن L، تابع راستنمایی، K تعداد بازارها و T تعداد مشاهده‌ها می‌باشد.

آمار و داده‌های مورد استفاده و متغیرهای این بررسی بدین شرح می‌باشند: قیمت هفتگی گوسفند زنده درب کشتارگاه‌ها و میادین فروش دام که در حقیقت (متغیر) قیمت سرمزرعه گوشت گوسفند را شامل می‌شود، گوشت گوسفند آماده پخت که همان (متغیر) قیمت خرده‌فروشی گوشت گوسفند بوده و قیمت نهاده‌های تولیدی گوشت گوسفند شامل قیمت‌های نهاده‌های جو، کنسانتره، علوفه، کاه، سبوس و تفاله‌چغندر بوده است. در زمینه قیمت نهاده‌ها (سطح نهاده‌های تولیدی) قابل یادآوری است از آنجا که سهم عمده هزینه‌های متغیر گوسفند پرواری مربوط به نهاده‌های تولیدی یاد شده می‌باشد، تنها این بخش از نهاده‌ها در محاسبه شاخص قیمت نهاده‌ها مدنظر قرار گرفت. لذا، یک شاخص قیمت مربوط به قیمت نهاده‌های تولیدی یادشده به صورت یک میانگین‌گیری وزنی از قیمت‌ها با توجه به سهم هزینه‌ای (وزن) هر یک از اقلام عمده خوراک دام یادشده به دست آمده است. چگونگی محاسبه آن در زیر بیان شده است:

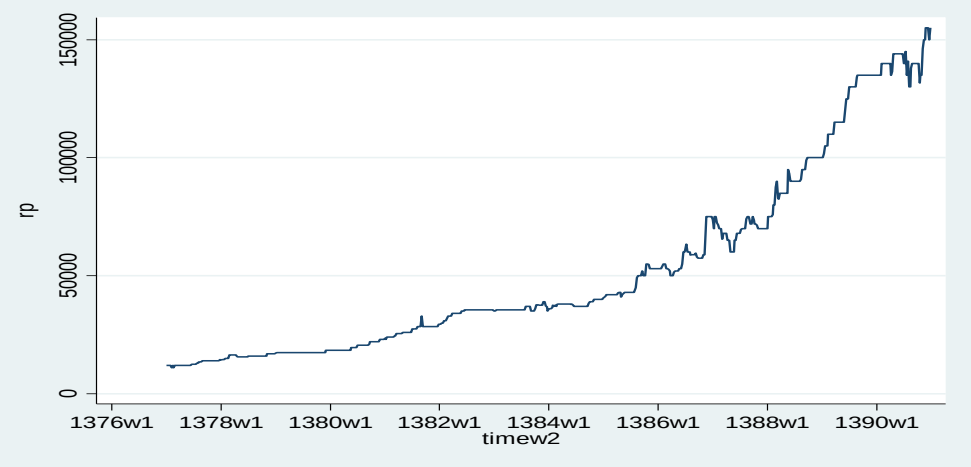
$$\mathrm{IP_t} = \alpha_1 p_{1,t} + \alpha_2 p_{2,t} + \alpha_3 p_{3,t} + \alpha_4 p_{4,t} + \alpha_5 p_{5,t} + \alpha_6 p_{6,t} \qquad (۸)$$

که در آن، $\mathrm{IP_t}$ شاخص قیمت نهاده‌های تولیدی در هفته tام، α_1 سهم هزینه‌ای نهاده‌های جو، $P_{1,t}$ قیمت جو در هفته tام برحسب کیلوگرم ریال، α_2 سهم هزینه‌ای نهاده‌های کنسانتره، $P_{2,t}$ قیمت کنسانتره در هفته tام برحسب کیلوگرم ریال، α_3 سهم هزینه‌ای نهاده‌های علوفه، $P_{3,t}$ قیمت علوفه در هفته tام برحسب کیلوگرم ریال، α_4 سهم هزینه‌ای نهاده‌های کاه، $P_{4,t}$ قیمت کاه در هفته tام برحسب کیلوگرم ریال، α_5 سهم هزینه‌ای نهاده‌های سبوس، $P_{5,t}$ قیمت سبوس در هفته tام برحسب کیلوگرم ریال، α_6 سهم هزینه‌ای نهاده‌های تفاله‌چغندر و $P_{6,t}$ قیمت تفاله‌چغندر در هفته tام برحسب کیلوگرم ریال می‌باشد. پارامترهای سهم هزینه‌ای α_i از گزارش تجزیه قیمت یک گیلوگرم گوشت گوسفند از معاونت امور دام سازمان جهاد کشاورزی استان آذربایجان شرقی به دست آمده است. همه‌ی داده‌های یادشده به صورت هفتگی از فروردین ۱۳۷۷ تا اسفند ۱۳۹۰ از سازمان جهاد کشاورزی و شرکت پشتیبانی امور دام استان آذربایجان شرقی گردآوری شده است.

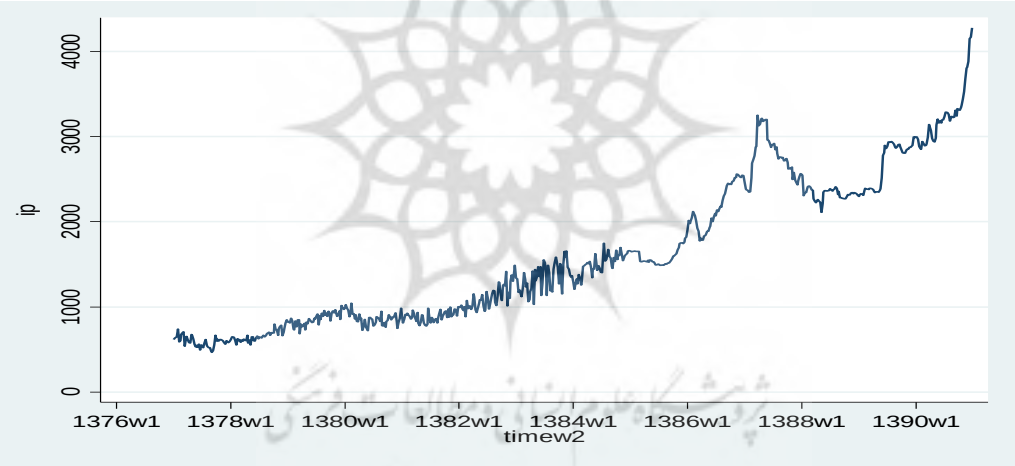
نتایج و بحث

از آنجا که ترسیم نمودار قیمت‌ها در برابر زمان به طور معمول نخستین مرحله در تجزیه و تحلیل سری زمانی است. شکل‌های (۱)، (۲) و (۳) به‌ترتیب، نمودار قیمت هفتگی گوشت گوسفند زنده (سرمزرعه)، قیمت گوشت گوسفند (خرده‌فروشی) و قیمت نهاده‌های تولیدی گوشت گوسفند در طول دوره‌های زمانی ۹۰-۱۳۷۷ ترسیم شده است. نخستین نکته قابل استناد آن است که همه این سری‌های زمانی در طول زمان روند افزایشی داشته‌اند. تنها قیمت نهاده‌های تولیدی از سال ۱۳۸۸، پس از یک سیر افزایشی زیاد یک سیر کاهشی داشته، اما در کل روند افزایشی را نشان می‌دهد. در نتیجه روشن است که میانگین آن‌ها در طول زمان ثابت نبوده و ناایستا بودن سری‌های قیمت‌ها قابل انتظار است. اگرچه این روند افزایشی قیمت‌ها چندان یکنواخت نیست ولی همانندی بسیاری در روند تغییرات قیمت گوشت گوسفند زنده (سرمزرعه) و قیمت گوشت گوسفند (خرده‌فروشی) وجود دارد. لذا دیده می‌شود، میانگین، واریانس و کواریانس‌های سری‌های زمانی مورد بررسی در این پژوهش، دست کم به‌طور مشهودی در طی زمان ثابت به نظر نمی‌رسد و احتمال دارد که ناایستا باشند. البته این امکان وجود دارد که یک متغیر سری زمانی در عین حالی که دارای روند زمانی است در حول این روند ایستا باشد. اما این مسأله بایستی با اقتصادسنجی و آزمون‌های مربوطه مورد سنجش قرار گیرد، که در ادامه تحقیق نتایج آن‌ها بیان خواهد شد.

شکل (۱) نمودار سری زمانی قیمت هفتگی گوشت گوسفند زنده (سرمزرعه) در استان آذربایجان شرقی در دوره زمانی ۹۰-۱۳۷۷



شکل(۲) نمودار سری زمانی قیمت هفتگی خرده‌فروشی گوشت گوسفند در استان آذربایجان شرقی در دوره زمانی ۹۰-۱۳۷۷



شکل(۳) نمودار سری زمانی قیمت هفتگی نهاده‌های تولیدی گوشت گوسفند در استان آذربایجان شرقی در دوره زمانی ۹۰-۱۳۷۷

در ادامه، وضعیت ایستایی متغیرهای مورد نظر با آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF) و آزمون فیلیپس و پرون (PP) با در نظر گرفتن عرض از مبدأ و روند زمانی مورد بررسی قرار گرفت که نتایج در جدول (۱) آمده است.

جدول (۱) نتایج آزمون ایستایی لگاریتم سری‌های قیمت مورد نظر

متغیر	آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF)		آزمون فیلیپس و پرون (PP)	
	سطح	تفاضل مرتبه اول	سطح	تفاضل مرتبه اول
لگاریتم قیمت سرمزرعه (LnFP)	-۳/۲۱	-۷/۴۷**	-۳/۳۶	-۲۸/۳۰**
لگاریتم قیمت خرده‌فروشی (LnRP)	-۲/۶۳	-۲۶/۳۰**	-۲/۷۶	-۵۳/۸۱**
لگاریتم قیمت نهاده‌های تولیدی (LnIP)	-۲/۵۷	-۲۱/۱۴**	-۲/۷۸	-۳۰/۴۵**

منبع: یافته‌های تحقیق

مقادیر بحرانی با عرض از مبدأ و روند برای آزمون در سطح متغیر و با عرض از مبدأ و بدون روند برای تفاضل مرتبه اول متغیر **: معنی‌داری در سطح ۵ درصد

لازم به یادآوری است که برای تعیین تعداد بهینه وقفه از معیار آکائیک (AIC) به شرط دارا بودن ویژگی‌های نوفه سفید[1] اجزای اخلال معادله، استفاده شد. بنابر جدول (۱)، سری‌های زمانی لگاریتم قیمت سرمزرعه، قیمت خرده‌فروشی و قیمت نهاده‌های تولیدی در سطح داده‌ها ناایستا بوده که با یک‌بار تفاضل‌گیری ایستا می‌شوند، به عبارت دیگر سری‌های قیمت مورد نظر جمعی از درجه اول، I(۱)، می‌باشد. بنابراین سری‌های زمانی یاد شده شرط لازم برای انجام آزمون هم‌جمعی جوهانسون را دارند. بدین منظور از آزمون هم‌جمعی جوهانسون جوسیلیوس (۱۹۹۰) استفاده شده است که نتایج آن در جدول (۲) ارایه شده است. نتایج به دست آمده از آزمون هم‌جمعی نشان داد که یک رابطه هم‌جمعی بلندمدت بین سری‌های قیمت وجود دارد.

جدول (۲) نتایج آزمون هم‌جمعی جوهانسون جوسیلیوس برای قیمت‌های گوشت گوسفند و نهاده‌های تولیدی

فرضیه صفر	مقدار حداکثر ریشه مشخصه	ارزش بحرانی در سطح ۵٪	مقدار آماره اثر	ارزش بحرانی در سطح ۵٪
عدم وجود بردار	۲۲/۱۴*	۲۱/۱۴	۳۳/۱۵*	۲۹/۶۸
حداقل یک بردار	۱۰/۶۰	۱۴/۲۶	۷/۰۵	۱۵/۴۱
حداقل دو بردار	۰/۰۳	۳/۷۶	۰/۰۳	۳/۸۴

منبع: یافته‌های تحقیق

در ادامه برای شناسایی میانگین اثرات سرریز نوسان قیمت بین سه بازار سرمزرعه گوشت گوسفند، خرده‌فروشی گوشت گوسفند و نهاده‌های تولیدی از آزمون علیت گرنجر بهره گرفته شده است. به منظور تصمیم‌گیری برای آزمون علیت گرنجری بین سه سری قیمت سرمزرعه،

[1] White Noise

قیمت خرده‌فروشی و قیمت نهاده‌های تولیدی، آزمون والد نیز پس از برآورد مدل انجام گرفته است که در جدول (۳) گزارش شده است. نتایج نشان می‌دهد که یک رابطه یک‌سویه از قیمت سرمزرعه به قیمت خرده‌فروشی گوشت گوسفند وجود دارد. این بدان معنی است که قیمت سرمزرعه علیت گرنجری قیمت خرده‌فروشی گوشت گوسفند می‌باشد. جهت علیت گرنجر، جهت وجود میانگین اثرات سرریز قیمت‌ها را مشخص می‌کند، در نتیجه میانگین اثرات سرریز نوسان قیمت تنها از سوی بازار سرمزرعه به سمت بازار خرده‌فروشی گوشت گوسفند از لحاظ آماری معنی‌دار می‌باشد که این رابطه یک سویه است. به عبارت دیگر میانگین اثرات سرریز نوسان قیمت سرمزرعه گوشت گوسفند یا به عبارت دیگر اثر خوشه‌ای نوسان قیمت‌ها سرمزرعه بر روی قیمت‌های خرده‌فروشی اثرات معنی‌داری دارد.

جدول (۳) نتایج آزمون والد برای قیمت‌های گوشت گوسفند و نهاده‌های تولیدی

آزمون والد	معادله اول		معادله دوم		معادله سوم	
	LnRP	LnIP	LnFP	LnIP	LnFP	LnRP
آماره کای‌دو	۲/۲۲	۰/۶۹	۱۹/۸۰	۰/۶۴	۱/۶۲	۰/۵۹
سطح احتمال	۰/۳۲۹	۰/۷۰۸	۰/۰۰۰	.۰/۷۲۵	.۰/۴۴۴	.۰/۷۴۴

منبع: یافته‌های تحقیق

پس از اینکه وجود رابطه هم‌جمعی بین سه متغیر تأیید شد، لازم است که وجود واریانس ناهمسان شرطی، یعنی اثرات ARCH، در سه سری قیمت خرده و عمده‌فروشی گوشت گوسفند و نهاده‌های تولیدی شناسایی شود. بدین منظور از آزمون LM انگل (۱۹۸۲) بهره‌گیری شد. بدین منظور، در آغاز مکانیزم تصحیح-خطا برداری[1] (VECM) که روابط پویایی کوتاه‌مدت را شرح می‌دهد، مورد برازش واقع شد. در واقع الگو VECM جایگزینی برای معادلات میانگین شرطی در فرایند MV-TGARCH می‌باشد. نتایج معادله‌های برآورد شده در جدول (۴) گزارش شده است. بنابر این جدول، همه‌ی ضرایب تصحیح خطا (ec_{t-1}) مطابق انتظارهای نظری و از لحاظ آماری معنی‌دار بوده و بر پایه مقادیر آزمون لجانگ- باکس (Q) محاسبه شده، الگو دارای عدم خودهمبستگی می‌باشد. پس از برآورد مدل، آزمون LM برای سنجش وجود رفتار واریانس ناهمسانی شرطی خطی (ARCH) در معادله‌ها، مورد برازش واقع شد که در جدول (۵) ارایه شده است. نتایج

[1]Vector Error Correction Modeling (VECM)

گویای وجود رفتار واریانس ناهمسانی شرطی در سری‌های قیمت دارد که بیانگر آن است که اثرات خوشه‌ای نوسان قیمت‌ها بین سه معادله تحت بررسی وجود دارد.

در ادامه آزمون غیرخطی بودن اثرات ARCH، ارائه شده توسط نگ و انگل (۱۹۹۳) انجام گرفت که نتایج در جدول (۶) گزارش شده است. بنابر جدول (۶)، اثر علامت تکانه‌ها وابسته بودن اندازه تکانه‌های قیمتی به تکانه‌های مثبت و منفی از لحاظ آماری در سطح احتمال ۱۰ درصد معنی‌دار می‌باشند. نتایج گویای آن است که رفتار واریانس ناهمسانی قیمت‌ها از فرآیند غیرخطی پیروی می‌کند، لذا برای الگوسازی نوسان قیمت‌ها بایستی از مدل‌های غیرخطی استفاده کرد.

جدول (۴) نتایج برآورد معادله میانگین شرطی متغیرهای قیمت‌های گوشت گوسفند و نهاده‌های تولیدی

ضرایب	$\Delta L\ nFP_t$	$\Delta L\ nRP_t$	$\Delta L\ nIP_t$
	-۰/۰۰۱ (۰/۰۰۱)	-۰/۰۰۳ (۰/۰۰۱)	۰/۰۰۱(۰/۰۰۱)
ec_{t-1}	۰/۰۳۰(۰/۰۰۱)	-۰/۰۲۱(۰/۰۰۱)	۰/۰۵۰(۰/۰۰۱)
$\Delta L\ nFP_t$	-	۰/۲۷۸ (۰/۰۰۱)	-۳/۲۱۰ (۰/۰۰۱)
$\Delta L\ nFP_{t-1}$	-۰/۰۲۳ (۰/۰۰۱)	۰/۰۱۱ (۰/۳۸۲)	-۰/۰۸۴ (۰/۰۰۱)
$\Delta L\ nFP_{t-2}$	۰/۰۴۲ (۰/۰۰۱)	۰/۰۱۰ (۰/۲۵۵)	۰/۱۰۳ (۰/۰۰۱)
$\Delta L\ nRP_t$	۰/۳۰۴(۰/۰۰۱)	-	۲/۴۶۰ (۰/۰۰۱)
$\Delta L\ nRP_{t-1}$	۰/۰۰۱ (۰/۰۱۱)	-۰/۲۰۶ (۰/۰۰۱)	۰/۳۵۷ (۰/۰۰۱)
$\Delta L\ nRP_{t-2}$	۰/۱۴۶ (۰/۰۰۱)	۰/۱۹۰ (۰/۰۰۱)	۰/۱۱۶ (۰/۰۰۱)
$\Delta L\ nIP_t$	-/۳۳۰ (۰/۰۰۱)	۰/۰۴۰ (۰/۰۰۱)	-
$\Delta L\ nIP_{t\ 1}$	-۰/۱۹۰ (۰/۰۰۱)	-۰/۰۴۰ (۰/۰۰۱)	-۰/۴۹۰ (۰/۰۰۱)
$\Delta L\ nIP_{t-2}$	-۰/۱۲۰ (۰/۰۰۱)	-۰/۰۱۱ (۰/۰۰۵)	-۰/۳۲۰ (۰/۰۰۱)

		آماره Q	سطح احتمال
معادله میانگین قیمت خرده‌فروشی	Ljung-Box(6)	۵/۱۹۸	۰/۵۱۸
	Ljung-Box(12)	۱۰/۶۸۷	۰/۵۵۶
	Ljung-Box(52)	۴۳/۴۲۸	۰/۷۹۵
معادله میانگین قیمت سرمزرعه	Ljung-Box(6)	۳/۸۶۹	۰/۶۹۴
	Ljung-Box(12)	۱۲/۰۸۸	۰/۴۳۸
	Ljung-Box(52)	۴۳/۶۹	۰/۷۸۷
معادله میانگین قیمت نهاده‌های تولیدی	Ljung-Box(6)	۱/۲۷۲	۰/۲۵۹
	Ljung-Box(12)	۹/۵۴۸	۰/۴۸۰
	Ljung-Box(52)	۲۷/۹۱۲	۰/۵۷۵

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول (۵) نتایج آزمون LM برای آزمون وجود اثر ARCH برای معادله‌های میانگین شرطی

	معادله nFP_t لگ L	معادله nRP_t لگ L	معادله nIP_t لگ L
آماره کای‌دو	۱۳/۱۷	۵۲/۶۶۳	۳۴/۶۶۶
سطح احتمال	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول (۶) آزمون غیرخطی بودن رفتار ARCH برای قیمت‌های گوشت گوسفند و نهاده‌های تولیدی

	نوع آزمون	اثر علامت تکانه‌ها	وابسته بودن تکانه منفی به اندازه تکانه‌ها	وابسته بودن تکانه مثبت به اندازه تکانه‌ها
متغیر	فرضیه عدم/ مقدار آماره	عدم وجود اثر علامت	تکانه منفی به اندازه تکانه-ها بستگی ندارد.	تکانه مثبت به اندازه تکانه‌ها بستگی ندارد.
قیمت سرمزرعه گوشت گوسفند	آماره F	۳/۹۵	۹/۰۰	۱۳/۹۱
	سطح احتمال	۰/۰۴۷	۰/۰۰۲	۰/۰۰۰
قیمت خرده‌فروشی گوشت گوسفند	آماره F	۵/۵۸	۱۷/۵۱	۱۳/۶۰
	سطح احتمال	۰/۰۱۸	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
قیمت نهاده‌های تولیدی	آماره F	۰/۰۲	۶/۲۶	۳/۰۰
	سطح احتمال	۰/۰۸۸	۰/۰۱۲	۰/۰۸۳

منبع: یافته‌های تحقیق

برای الگوسازی رفتار نوسان قیمت‌ها و بررسی اثرات سرریز نوسان قیمت در بازارهای گوشت گوسفند، مدل GARCH آستانه‌ای به صورت سه متغیره (MV-TGARCH) به روش BEKK مورد برازش قرار گرفت. نتایج اولیه عناصر ماتریس C، A، B و D (رابطه ۶) در جدول (۷) آمده است. عناصر قطری ماتریس A، اثرات ARCH یا اثرات تکانه‌های گذشته قیمت و عناصر قطری ماتریس B، اثرات GARCH یا اثرات نوسان گذشته قیمت بازار i بر روی واریانس شرطی را اندازه می‌گیرد. برآورد ضرایب قطری ماتریس A نشان می‌دهد که همه این عناصر یعنی پارامترهای a_{11} تا a_{33} از لحاظ آماری در سطح احتمال ۱ درصد معنی‌دار هستند. اثر ARCH یا همان اثرات تکانه‌های گذشته قیمت‌ها در بازار سرمزرعه گوشت گوسفند برابر با a_{11}=۰/۴۱۴، بازار خرده‌فروشی آن برابر با a_{22}=۰/۵۰۱ و بازار نهاده‌های تولیدی برابر با a_{33}=۰/۶۸۰ می‌باشد که بازار نهاده‌های تولیدی بیشترین تأثیر را از تکانه‌های گذشته خودش و بازار سرمزرعه گوشت گوسفند کمترین تأثیر را می‌گیرد. همچنین تمامی عناصر قطری برآورد شده ماتریس B یعنی پارامترهای b_{11} تا b_{33} از نظر آماری در سطح احتمال ۱ درصد معنی‌دار می‌باشند. میزان نوسان خوشه‌ای یا به

عبارت دیگر نوسان دوره گذشته به ترتیب در بازار سرمزرعه گوشت گوسفند برابر با ۰/۶۶۳، خرده‌فروشی گوشت گوسفند برابر با ۰/۳۶۰ و نهاده‌های تولیدی برابر ۰/۳۳۰ بوده که در مقایسه با تکانه‌های قیمتی گذشته (a_{ii}) بیشترین تأثیر را بر روی واریانس شرطی قیمت‌ها دارند.

جدول (۷) نتایج برآورد مدل BEKK-TGARCH

معادله / پارامترها	$LnFP_t$ (i=1)	$LnRP_t$ (i=2)	$LnIP_t$ (i=3)
c_{i1}	۰/۰۱۱ (۰/۰۰۱)	۰/۰۰۴ (۰/۰۰۱)	-۰/۰۰۶ (۰/۰۰۱)
c_{i2}	۰	۰/۰۱۷ (۰/۰۰۱)	۰/۰۵۰ (۰/۰۰۱)
c_{i3}	۰	۰	۰/۰۰۰ (۰/۹۰۸)
a_{i1}	۰/۴۱۴ (۰/۰۰۱)	۰/۱۱۴ (۰/۰۰۱)	۰/۰۱۱ (۰/۰۱۶)
a_{i2}	-۰/۱۹۶ (۰/۰۰۱)	۰/۵۰۱ (۰/۰۰۱)	-۰/۲۴۰ (۰/۰۰۱)
a_{i3}	۰/۰۰۰ (۰/۹۸۸)	-۰/۹۱۰ (۰/۰۰۱)	۰/۶۸۰ (۰/۰۰۱)
b_{i1}	۰/۶۶۳ (۰/۰۰۱)	-۰/۰۳۳ (۰/۰۰۱)	-۰/۰۱۷ (۰/۰۰۱)
b_{i2}	۰/۰۶۰ (۰/۰۰۱)	۰/۳۶۰ (۰/۰۰۱)	۰/۱۱۷ (۰/۰۰۱)
b_{i3}	-۰/۹۳۵ (۰/۰۰۱)	۱/۱۷۱ (۰/۰۰۱)	۰/۳۳۰ (۰/۰۰۱)
d_{i1}	۰/۴۷۲ (۰/۰۰۱)	-۰/۳۲۸ (۰/۰۰۱)	۰/۰۱۷ (۰/۱۸۰)
d_{i2}	-۰/۵۱۸ (۰/۰۰۱)	۰/۸۵۳ (۰/۰۰۱)	-۰/۲۶۵ (۰/۰۰۱)
d_{i3}	-۲/۲۳۰ (۰/۰۰۱)	۲/۹۵۴ (۰/۰۰۱)	-۰/۸۷۴ (۰/۰۰۱)

* مقادیر درون پارانتز، سطح احتمال می‌باشند.

منبع: یافته‌های تحقیق

عناصر غیرقطری ماتریس A و B، اثرات سرریز تکانه‌های قیمت و سرریز نوسان قیمت در بین سه بازار گوشت گوسفند را نشان می‌دهند. پارامترهای a_{12} و a_{21} و a_{23} و a_{32} که به ترتیب نشان‌دهنده ضرایب انتقال تکانه‌های دوسویه بین بازار سرمزرعه و خرده‌فروشی گوشت گوسفند و بازار خرده‌فروشی گوشت گوسفند و نهاده‌های تولیدی گوسفند هستند از لحاظ آماری در سطح ۱ درصد معنی‌دار می‌باشند. این نتایج تکانه دوسویه نشان‌دهنده ارتباط قوی بین بازارهای گوشت گوسفند می‌باشد. با توجه به جدول (۷)، اثر سرریز تکانه‌ها از بازار خرده‌فروشی گوشت گوسفند به بازار نهاده‌های تولیدی (a_{23}) بیشترین اثر سرریز و همچنین پارامتر a_{31} یعنی سرریز تکانه قیمتی از بازار نهاده‌های تولیدی گوسفند به بازار سرمزرعه گوشت گوسفند از لحاظ آماری در سطح ۱ درصد معنی‌دار می‌باشد. پارامترهای b_{12} و b_{21} ، b_{13} و b_{31} و b_{23} و b_{32} که به ترتیب نشان‌دهنده ضرایب نوسانات قیمت دوسویه بین بازار سرمزرعه گوشت گوسفند و خرده‌فروشی گوشت گوسفند، بازار سرمزرعه گوشت گوسفند و نهاده‌های تولیدی گوسفند و بازار خرده‌فروشی

گوشت گوسفند و نهاده‌های تولیدی گوسفند هستند از لحاظ آماری در سطح ۱ درصد معنی‌دار می‌باشند. بدین مفهوم که سرریز نوسان قیمت در تمام بازارهای گوشت گوسفند حالت دوسویه دارد. همچنین بیشترین اثر سرریز نوسان قیمت دوسویه از سوی بازار خرده‌فروشی گوشت گوسفند به سوی بازار نهاده‌های تولیدی (b_{23}) بوده و کمترین اثر سرریز نوسان قیمت دوسویه از بازار نهاده‌های تولیدی به بازار سرمزرعه گوشت گوسفند (b_{31}) می‌باشد.

ماتریس D بیانگر نامتقارن بودن اثرگذاری تکانه‌های مثبت و منفی نوسان قیمت‌ها در بازارهای گوشت گوسفند می‌باشد. در این ماتریس که عناصر قطر اصلی آن نشان‌دهنده اثرات تکانه‌های منفی یا به عبارت دیگر اثرات اخبار بد بر نوسان قیمت می‌باشد که شامل پارامترهای d_{11} تا d_{33} هستند که از لحاظ آماری در سطح ۱ درصد معنی‌دار می‌باشند. یعنی اثرگذاری اخبار منفی نسبت به اخبار مثبت بر میزان نوسان قیمت شدیدتر می‌باشد. به عبارت دیگر، بروز اخبار منفی همچون محدودیت واردات نهاده‌های تولید، افزایش واردات گوشت قرمز، افزایش نرخ ارز و یا هر خبر بدی که باعث ایجاد بدبینی نسبت به وضعیت آتی اقتصاد شود، نسبت به اخبار خوب تاثیر بیشتری بر ریسک قیمت بازار گوشت گوسفند دارد. همچنین بیشترین اثر نامتقارن تکانه منفی در بازار نهاده‌های تولیدی (d_{33}) و کمترین تاثیر نامتقارن شوک منفی در بازار سرمزرعه گوشت گوسفند (d_{11}) می‌باشد.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

نتایج برآورد معادله‌های واریانس شرطی گویای آن است که بیشترین تاثیر سرریز نوسان قیمت دوسویه در بین سه بازار مورد بررسی، مربوط به سرریز نوسان قیمت از بازار خرده‌فروشی به بازار نهاده‌های تولیدی می‌باشد و همچنین کمترین میزان سرریز نوسان قیمت دوسویه از بازار نهاده‌های تولیدی به بازار سرمزرعه می‌باشد. بنابر نتایج به دست آمده، اثر ARCH یا اثر تکانه‌های گذشته قیمت در بازار نهاده‌های تولیدی بیشترین تأثیر و در بازار سرمزرعه کمترین تأثیر را دارد. هم‌چنین نتایج گویای آن است که بازار نهاده‌های تولیدی ناپایدارتر بوده و بخشی از نوسان آن ناشی از نوسان بازار خرده‌فروشی بوده است. براین پایه پیشنهاد می‌شود که برای برقراری ثبات و پایداری در بازار نهاده‌های تولیدی به ایجاد تثبیت قیمت‌ها در بازار خرده‌فروشی هم توجه شود و عامل‌هایی که باعث ناپایداری بیشتر بازار خرده‌فروشی می‌شوند شناسایی و در جهت کنترل و هدایت آن به سمت پایداری بیشتر اقدام کنند. به عبارت دیگر، نظر به اینکه دولت به دنبال ایجاد پایداری قیمت گوشت گوسفند و اجرای سیاست تنظیم بازار در سطح خرده‌فروشی است،

می‌بایستی در اجرای سیاست‌های تثبیتی به عامل‌هایی طرف عرضه (یعنی سطح نهاده‌های تولیدی) نیز دقت کافی داشته باشد.

یافته‌های تحقیق نشان داد که اثرات سرریز بازار خرده‌فروشی بیشتر از اثرات سرریز بازار نهاده‌های تولیدی است. یعنی عوامل طرف تقاضا محصول بیشتر از عامل‌های طرف عرضه محصول باعث ایجاد نوسان و ناپایداری قیمت‌ها در بازار گوشت گوسفند می‌شود. در کل اثرات سرریز نوسان قیمتی بازار خرده‌فروشی و سرمزرعه گوشت گوسفند به سوی بازار نهاده‌های تولیدی بیشتر از اثرات سرریز نوسان قیمت بازار نهاده‌های تولیدی بر دو بازار دیگر است. لذا در صورت توجه دولت و سیاست‌گذاران به ایجاد پایداری قیمت بیشتر برای پرورش‌دهندگان گوسفند پرواری و حمایت از آنان، بایستی شرکت پشتیبانی امور دام با همکاری وزارت جهاد کشاورزی و بانک کشاورزی به طراحی یک برنامه مدیریت خطر (ریسک) جامع که می‌تواند شامل رونق هر چه بیشتر بازار بورس کشاورزی و بیمه محصولات باشد، اقدام کند. با توجه به اینکه بازار نهاده‌های تولیدی علاوه بر اینکه به نوسان خود بستگی دارد، به نوسان بازار خرده‌فروشی نیز بستگی دارد لذا ضرورت دارد دولت برای مدیریت نوسان قیمت در بازارها، این وابستگی را در برنامه‌ریزی‌های خود مدنظر داشته باشد. در نهایت این که ملاحظه شد، اخبار منفی مانند کنترل واردات نهاده‌های تولیدی، محدودیت‌های وارداتی و تغییرات نرخ ارز تاثیر معنی‌داری بر نوسان قیمتی دارد، لذا لازم است، دولت در راستای کاهش بروز اخبار منفی اقدام‌ها و سیاست‌های مؤثری طراحی کرده و تا حد ممکن مانع از شکل‌گیری اخبار منفی در کشور شود. زیرا بروز اجبار منفی در مقایسه با اخبار خوب تاثیر بیشتری بر افزایش خطر (ریسک) قیمت‌ها داشته و در نتیجه نبود اطمینان به وضعیت آتی فعالیت پرواربندی گوسفند افزایش یافته و کاهش امنیت سرمایه‌گذاری در این بخش را موجب شود.

منابع

ابونوری، ا. و مجاوریان، م. (۱۳۸۱). تحلیل قانون یک قیمتی در بازار محصولات زراعی ایران، پژوهش‌نامه بازرگانی، (۲۵): ۸۵-۱۲۶.

قهرمان‌زاده، م. و فلسفیان، آ. ۱۳۹۱. اثرات سرریز نوسان قیمت در بازار گوشت گوساله استان تهران. نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی، جلد ۲۶، شماره ۱: ۴۰-۳۱.

کشاورزیان، م. زمانی، م. و پناهی‌نژاد، ه. (۱۳۸۹). اثر سرریز نرخ دلار امریکا بر روی نفت خام. فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی، ۷(۲۷): ۱۳۱-۱۵۴.

مقدسی، ر. خلیق خیاوی، پ.، یوسفی، ه. و اسکندرپور، ب. (۱۳۹۱). اثرات سرریز نوسانات قیمت محصولات کشاورزی ایران (مطالعه موردی بازار مرغ)، هشتمین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران، دانشگاه شیراز.

نجفی، ب. و حاجی رحیمی، و. (۱۳۷۹). نوسانات قیمت محصولات کشاورزی: عوامل ایجادکننده و عواقب رفاهی، مجموعه مقالات سومین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران، مشهد.

Apergis, N. and Rezitis, A. (2003). Agricultural price volatility spillover effects: the case of Greece, European Review of Agricultural Economics, (30): 389-406.

Baba, Y., Engle, R. F., Kraft, D. F. and Kroner K. F. (1991). Multivariate simultaneous generalized ARCH. University of California and San Diego: Department of Economics, Discussion Paper.

Binswanger, H.P. and Rosenzweig, M. (1986). Behavioral and material determinates of production relations in agriculturet Journal of Development studies, (22): 503-539.

Bollerslev, T., Engle, R. F. and Nelson, D. B. (1994). ARCH models. In R.F. Engle and D. Mcfadden, Handbook of econometrics, (4): 2959- 3038.

Bollerslev, T., Engle, R. F. and Wooldridge, J. M. (1988). A capital asset pricing model with time-varying covariance, The Journal of Political Economy, (96): 116-131.

Buguk, C., Hudson, D. and Hanson, T. (2003). Price volatility spillover in agricultural markets: an examination of U.S. catfish markets, Journal of Agricultural Economics, (28): 86-99.

Engle, R. F. (1982). Autoregressive conditional heteroscedadticity with estimates of the variance of UK inflation, Econometrica, (50): 987- 1008.

Engle, F. R. and Kroner, K. F. 1995. Multivariate simultaneous generalized GARCH, Econometric Theory, (11): 122-150.

Joshi, P. (2011). Return and volatility spillovers among Asian stock markets, SAGE Journals, (4): 1-8.

Kroner, K. and Ng, V. (1998). Modeling asymmetric comovements of asset returns, Review of Financial Studies, (11): 817-844.

Natcher, W. and Weaver, R. (2000). The transmission of price volatility in the beef markets: a multivariate approach, American Agricultural Economics Association, (2): 21511.

Oyewumi, O. and Sarker, R. (2010). Volatility spillover in a customs union: the case of South Africa sheep import from Namibia. African Association of Agricultural Economists (AAAE), (3): 96196.

Rezitis, A. 2003. Volatility spillover effects in Greek consumer meat prices, Agricultural Economics Review, (4): 29-36.

Rezitis, A. and Stavropoulos, K. (2010). Modeling price volatility in the Greek meat market, Ninth Annual European Economics and Finance Society Conference (EEFS).

Saha, A. and Delgado, C. (1989). The nature and implications for market interventions of seasonal food price variability. In D. Sahn (ed.), seasonal variability in third world agriculture: The consequences for food security, Baltimore, MD: John Hopkins University Press.

Silvennoinen, A. & Terasvirta, T. (2008). Multivariate GARCH models, Working Paper Series in Economics and Finance, (669): 1-25.

Xiao, L. & Gurjeet, D. (2010). Volatility spillover and time-varying conditional correlation between the European and US stock markets, Global Economy and Finance Journal, (3): 148-164.

Zhang, Y. J., Fan, Y., Tsai, H. T. and Wei, Y. M. (2008). Spillover effect of US dollar exchange rate on oil prices, Journal of Policy Modeling, (30): 973-985.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی