نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی (علوم و صنایع کشاورزی)
جلد ۲۶، شماره ۱، بهار ۱۳۹۱، ص. ۴۰-۳۱

Journal of Agricultural Economics and Development
Vol. 26, No. 1, Spring 2012, p. 31-40

اثرات سرریز نوسان قیمت در بازار گوشت گوساله استان تهران

محمد قهرمان زاده [۱*] - آزاده فلسفیان [۲]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۰/۳/۲۳
تاریخ پذیرش: ۱۳۹۱/۱/۳۰

چکیده

اثرات سرریز نوسان قیمت نشان‌گر آن است که نوسان قیمت در بازارهای متفاوت می‌توانند به‌طور متقابل بر روی هم تاثیر داشته باشند. هدف از مطالعه حاضر، سنجش و تحلیل اثرات سرریز نوسان قیمت در سطوح عمودی شامل سطح نهاده‌های تولیدی، سطح عمده‌فروشی و سطح خرده‌فروشی بازار گوشت گوساله استان تهران می‌باشد. بدین منظور از الگوی خودتوضیحی واریانس ناهمسانی شرطی تعمیم‌یافته چندمتغیره (MVGARCH) با استفاده از سری‌های قیمت ماهانه فروردین ۱۳۷۶ تا فروردین ۱۳۸۷بهره گرفته شد. نتایج کار حکایت از آن دارد که نوسانات قیمت عمده‌فروشی گوشت گوساله زنده بیش از نوسانات قیمتی بازارهای نهاده‌های تولیدی و خرده‌فروشی تحت تاثیر نوسانات سایر بازارها قرار دارد. از طرف دیگر، نوسانات قیمت عمده‌فروشی گوشت گوساله حساسیت بیشتری نسبت به نوسانات قیمت خرده‌فروشی گوشت گوساله در مقایسه با نوسانات قیمت نهاده‌های خوراکی دارد.

واژه‌های کلیدی: اثر سرریز، نوسان قیمت، سطوح عمدی بازار، گوشت گوساله، الگوی MVGARCH

طبقه‌بندی JEL: C32، Q14، Q18

مقدمه

در کشور ایران در طی چند سال اخیر قیمت نهاده‌های تولیدی، قیمت عمده‌فروشی و خرده‌فروشی محصول در بازار گوشت گوساله با درجات متفاوتی از نوسانات قیمت و در نتیجه ریسک قیمت مواجه بوده است. مسائلی از قبیل تغییرات نرخ تورم، سیاست‌های مختلف اتخاذ شده از سوی دولت به‌منظور حمایت از مصرف‌کنندگان و تولیدکنندگان، تغییرات شرایط آب و هوایی، تغییرات در بازار نهاده‌ها، تقاضای فصلی مصرف‌کنندگان و سیاست‌های تجارت بین‌الملل از جمله عوامل افزایش این نوسانات در قیمت‌های نهاده‌ها و محصولات در بازار گوشت گوساله کشور در طول این سال‌ها بوده است. ارتباط قیمت‌ها بین سطوح متفاوت بازارهای نهاده‌های تولیدی، عمده‌فروشی و خرده‌فروشی گوشت گوساله همانند سایر محصولات کشاورزی به لحاظ تاثیر قابل توجه آن در بسیاری از سیاست‌ها و تحلیل‌های بازار کالا از مباحث مهم اقتصادی به شمار می‌رود (۴). یکی از موضوعات مهم در بحث روابط قیمت در سطوح عمودی (یا افقی) بازار، درجه نوسان قیمت[۳] در سطوح متفاوت بازار و میزان تاثیرگذاری نوسان قیمت یک سطح بازار بر سطوح دیگر بازار می‌باشد. اگر نوسان قیمت در طول کانال‌های بازار انتقال یابد در آن صورت تغییرات سیاستی به‌عنوان مثال در بازار نهاده‌های تولیدی مانند علوفه‌ی خوراکی دام که منجر به تغییر نوسانات قیمت آن گردد، بر نوسان قیمت در طول زنجیره عمودی بازار یعنی سطوح تولیدکننده و خرده‌فروشی گوشت گوساله اثرگذار خواهد بود.

نوسان قیمت گوشت گوساله (و نهاده تولیدی) دلالت بر دامنه‌ای دارد که در این دامنه قیمت‌های گوشت گوساله (و نهاده تولیدی) می‌توانند در آینده نوسان داشته باشند (۱۷). یک افزایش در نوسان قیمت بیانگر بیشترشدن عدم‌حتمیت در رابطه با قیمت آتی است، زیرا دامنه‌ای که قیمت‌ها در آینده می‌تواند در آن قرار گیرد، بزرگتر شده است. در نتیجه تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان به جهت افزایش ریسک قیمت متضرر و ناراضی خواهند بود. به‌طور خاص افزایش نوسان قیمت می‌تواند دقت تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان را در پیش‌بینی قیمت آتی کالاها مانند گوشت گوساله و نهاده‌های تولیدی آن کاهش داده و در نتیجه باعث کاهش رفاه هر دوی مصرف‌کننده و تولیدکننده شود (۷ و ۱۶).

۱-استادیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی دانشگاه تبریز
(*- نویسنده مسئول: Email: ghahremanzadeh@tabrizu.ac.ir)
۲- استادیار اقتصاد کشاورزی، گروه ترویج و آموزش کشاورزی، واحد تبریز، دانشگاه آزاد اسلامی، تبریز

3- Price volatility

Archive of SID
www.SID.ir

اثرات سرریز نوسان قیمت[1] نشان‌گر آن است که نوسان قیمت در بازارهای متفاوت می‌تواند به طور متقابل بر روی هم تاثیر داشته باشند (۲۰). به عبارت دیگر نوسانات قیمت از یک بازار می‌تواند به بازارهای دیگر سرایت کند. به‌طور مثال، مقدار نوسان قیمت در بازار گوشت گوساله زنده، به عنوان سطح عمده‌فروشی، نه تنها ممکن است توسط نوسانات دوره‌های گذشته خودش تحت تاثیر قرار گیرد بلکه متاثر از نوسانات قیمت در سایر بازارهای عمودی مرتبط مانند بازار گوشت گوساله در سطح خرده‌فروشی یا بازار نهاده‌های تولیدی این محصول نیز باشد. در این راستا، مطالعه حاضر سعی دارد اثرات سرریز نوسان قیمت را در سطوح عمودی بازار گوشت گوساله استان تهران، یعنی سطح نهاده‌های تولیدی، سطح عمده‌فروشی و سطح خرده‌فروشی گوشت گوساله مورد بررسی قرار دهد. به‌طور خاص، این تحقیق میزان نوسان (ریسک) قیمت نهاده‌های خوراکی (سطح نهاده)، قیمت گوشت گوساله زنده (سطح عمده‌فروشی) و قیمت گوشت گوساله آماده طبخ (سطح خرده‌فروشی) را مورد ارزیابی قرار داده و همچنین توضیح می‌دهد که در طول زنجیره عرضه گوشت گوساله، نوسان قیمت در یک سطح بازار با چه درجه‌ای، نوسان قیمت در سطوح دیگر بازار را تحت تاثیر قرار می‌دهد. به‌عنوان مثال، آیا نوسان قیمت نهاده‌های خوراکی به بازار گوشت گوساله زنده و گوشت گوساله آماده طبخ انتقال می‌یابد؟ دستیابی به این اطلاعات می‌تواند قدرت کشاورزان و نهادهای مربوطه را در پیش‌بینی قیمت‌ها و نوسانات آن‌ها تحت تاثیر قرار دهد و همچنین به تصمیم‌گیرندگان نه تنها در تدوین برنامه‌های حمایت درآمدی و قیمتی سرمزرعه محصول، بلکه در تعیین راهبردهای مناسب برای مدیریت و کاهش خطرات احتمالی حاصل از نوسان قیمت کمک نماید.

پیش از این نیز برخی از مطالعات به بررسی نوسانات قیمت در بازارمحصولات کشاورزی پرداخته‌اند. به عنوان مثال، کساوان و همکاران (۱۱) نیز نوسانات قیمت در روابط قیمتی دام را در سطوح خرده‌فروشی و سرمزرعه مورد تحلیل قرار داده و به وجود ثبات در نوسانات قیمت پی‌بردند. ناچر و ویور (۱۳) انتقال نوسانات قیمت در سطوح عمودی بازارهای گوشت گوساله را با استفاده از رهیافت سری‌های زمانی چند متغیره تحلیل نمودند. یانگ و همکاران (۱۸) اثرات سیاست آزادسازی کشاورزی سال ۱۹۹۶را بر نوسانات قیمت کالاهای کشاورزی بررسی کردند. نتایج نشان داد که سیاست آزادسازی کشاورزی باعث افزایش نوسانات قیمت برای سه محصول عمده غلات (ذرت، سویا و گندم) شد ولی باعث کاهش نوسانات قیمت در رابطه با محصول پنبه شده است. کیم و چاواس (۱۲) اثرات برنامه حمایت قیمتی دولت را بر نوسانات قیمت در بازار شیر خشک آمریکا بررسی نمودند. بوگوک و همکاران (۹) نیز با استفاده از مدل خودتوضیحی با واریانس شرطی تعمیم‌یافته نمایی[2]، اثر سرریز نوسان قیمت در زنجیر عرضه ماهی آمریکا را براساس داده‌های ماهانه قیمت در سه سطح نهاده‌های خوراکی (ذرت و سویا)، سطح مزرعه و سطح عمده‌فروشی مورد آزمون قرار دادند. نتایج حاصله بر وجود قدرتمند اثر سرریز نوسان قیمت از نهاده‌های خوراکی به قیمت‌های سرمزرعه و عمده‌فروشی ماهی تاکید دارد. رزیتیس (۱۴) اثر سرریز نوسان قیمت بین قیمت‌های مصرف‌کننده گوشت‌های بره، گوساله، خوک و مرغ را در یونان در قالب مدل GARCH بررسی کرد. نتایج بر وجود اثر معنی دار نوسانات بین این چهار گروه گوشت تاکید داشته است. آپرجیس و رزیتیس (۵) اثر سرریز نوسانات بین قیمت‌های نسبی موادغذایی و زیرساخت‌های اقتصاد کلان یعنی نرخ ارز، تعادل پول و تورم را از طریق مدل GARCH مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان داد که اثر نوسانات مثبت و معنی‌دار زیرساخت‌های اقتصادکلان، میزان نوسانات قیمت‌های نسبی مواد غذایی را تحت‌تاثیر قرار می‌دهد. همچنین این محققین در مطالعه‌ای دیگر (۴) اثر سرریز نوسان قیمت در سه سطح نهاده‌های کشاورزی، سطح ستانده کشاورزی و سطح خرده‌فروشی موادغذایی را در یونان مورد بررسی قرار دادند. ایشان با استفاده از مدل GARCH چندمتغیره نشان دادند که اولاً نوسانات قیمت نهاده‌های کشاورزی و خرده‌فروشی موادغذایی اثر مثبت و معنی‌داری بر نوسانات قیمت محصولات کشاورزی دارد. ثانیاً نوسانات قیمت محصولات کشاورزی بیشتر از نوسانات قیمت نهاده‌ها و قیمت خرده‌فروشی مواد غذایی است.

رزیتیس و استاورپولوز (۵) به‌منظور برآورد تابع عکس‌العمل در بازار گوشت خوک یونان، اقدام به برآورد قیمت انتظاری و نوسان قیمت در سطوح نهاده‌های تولیدی، تولیدکننده و خرده‌فروشی نمودند. برای این منظور از مدل‌های متفاوت متقارن، نامتقارن و غیرخطی GARCH استفاده کردند. نتایج نشان داد که میزان نوسان قیمت تولیدکننده به عنوان یکی از عوامل ریسکی مهم و قیمت نهاده‌های تولیدی به‌عنوان یک عامل هزینه‌ای مهم در تابع عکس‌العمل قلم‌داد می‌شود. در داخل کشور نیز تلاش‌هایی برای بررسی نوسانات قیمتی محصولات کشاورزی صورت گرفته است. به‌عنوان مثال، مقدسی و بخشی (۲) با استفاده از روش سنتی تحلیل هارمونیک اقدام به بررسی نوسانات فصلی قیمت سیب‌زمینی و پیاز نمودند. مقدسی و اردی‌بازار (۳) به بررسی منابع نوسان قیمت تولیدکننده داخلی محصولات کشاورزی با استفاده از رهیافت لیفرت پرداخته‌اند و نشان دادند که مهم‌ترین منابع نوسان، قیمت‌های جهانی و نرخ‌های تعرفه می‌باشند.

1- Price volatility spillover effects

2- Exponential Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (EGACH)

Archive of SID

www.SID.ir

مواد و روش‌ها

مدل واریانس شرطی خودتوضیحی (ARCH) در ابتدا جهت سنجش و اندازه‌گیری سطح نوسان یک متغیر تصادفی ارائه شد و امروزه به عنوان یک الگوی پایه‌ای برای بررسی هر نوع اثر سرریز نوسان بکار گرفته می‌شود (۲۰). مدل واریانس شرطی خودتوضیحی تعمیم‌یافته [GARCH(p,q)] که توسط بوللرسلو (۱۹۸۶) ارائه گردید، براساس مدل ARCH(p,q) انگل (۱۹۸۲) طرح‌ریزی شده است و معادله‌ی پایه‌ای آن را می‌توان به‌صورت زیر بیان نمود:

$$y_t = x_t'\gamma + \varepsilon_t \quad , \quad \varepsilon_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, h_t) \qquad (۱)$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i \varepsilon^2{}_{t-i} + \sum_{j=1}^{q} \beta_j h_{t-j} \qquad (۲)$$

که در آن، y_t، متغیر وابسته مانند قیمت نهاده‌های خوراکی یا قیمت گوشت گوساله زنده و یا قیمت خرده‌فروشی گوشت گوساله، x_t، یک بردار ستونی از متغیرهای توضیحی مربوطه، γ ، یک بردار ستونی از ضرایب، ε_t، اجزای اخلال مدل، h_t، واریانس ε_t با اطلاعات معین Ω در زمان t-1 (واریانس شرطی)، α_i و β_j، ضرایب معادله واریانس شرطی که دارای مقادیر غیرمنفی می‌باشند، p و q، تعداد وقفه بهینه متغیرهای مربوطه است.

معادله (۱) را معادله میانگین شرطی و معادله (۲) را معادله واریانس شرطی GARCH می‌نامند. براساس معادله (۲)، واریانس شرطی h_t به‌صورت یک تابع خطی از مقادیر نوسانات گذشته خود (h_{t-j}) و مربعات خطاهای گذشته (ε^2_{t-1}) معادله میانگین شرطی تصریح می‌گردد. از آنجا که انتظار می‌رود واریانس مقدار مثبتی باشد، لذا ضرایب α_i و β_j همیشه مثبت هستند. همچنین، ایستایی واریانس با اعمال محدودیت $\sum\alpha_i + \sum\beta_j < 1$ محفوظ می‌گردد (۱۵). چنانکه در معادله واریانس شرطی مجموع ضرایب برابر با یک باشد، یعنی $\sum\alpha_i + \sum\beta_j = 1$، آنگاه تصریح GARCH بسمت فرایند GARCH ادغام‌شده[1] (IGARCH) خواهد رفت که بر این دلالت می‌کند که شوک‌های جاری به صورت نامحدودی در شرطی کردن واریانس آینده اصرار دارند و بسیار آرام از بین خواهند رفت.

همان طوری که عنوان گردید در مطالعه حاضر اثرات سرریز نوسان‌های قیمت در سطوح عمودی بازار، یعنی نهاده‌های خوراکی دام (P^i)، عمده‌فروشی گوساله زنده (P^w) و خرده‌فروشی گوشت گوساله آماده طبخ (P^r) مورد بررسی واقع می‌گردد. بدین منظور می‌بایستی از یک الگوی چند متغیره که با بسط معادلات (۱) و (۲) به‌صورت برداری حاصل می‌گردد، بهره گرفت (۴، ۵، ۹، ۱۴ و ۲۰). لذا می‌توان یک الگوی GARCH چندمتغیره[2] (MVGARCH) را به‌عنوان مثال از درجه یک، MVGARCH(1,1)، به شکل معادلات (۳) تا (۸) جهت آزمون اثر سرریز نوسان قیمت متغیرهای مورد نظر ایجاد نمود.

$$\Delta P_t^i = a_1 + \sum_j \alpha_{1j}\Delta P_{t-j}^i + \sum_g \alpha_{1g}\Delta P_{t-g}^w + \sum_s \alpha_{1s}\Delta P_{t-s}^r + \varphi_1 EC_{t-1}^i + e_t^i \qquad (۳)$$

$$\Delta P_t^r = a_2 + \sum_j \alpha_{2j}\Delta P_{t-j}^i + \sum_g \alpha_{2g}\Delta P_{t-g}^w + \sum_s \alpha_{2s}\Delta P_{t-s}^r + \varphi_2 EC_{t-1}^r + e_t^r \qquad (۴)$$

$$\Delta P_t^w = a_3 + \sum_j \alpha_{3j}\Delta P_{t-j}^i + \sum_g \alpha_{3g}\Delta P_{t-g}^w + \sum_s \alpha_{3s}\Delta P_{t-s}^r + \varphi_3 EC_{t-1}^w + e_t^w \qquad (۵)$$

$$h_t^i = \beta_{11} + \beta_{12} e_{t-1}^{i\,2} + \beta_{13} h_{t-1}^i + \beta_{14} h_t^w + \beta_{15} h_t^r \qquad (۶)$$

$$h_t^r = \beta_{21} + \beta_{22} e_{t-1}^{r\,2} + \beta_{23} h_{t-1}^r + \beta_{24} h_t^w + \beta_{25} h_t^i \qquad (۷)$$

$$h_t^w = \beta_{31} + \beta_{32} e_{t-1}^{w\,2} + \beta_{33} h_{t-1}^w + \beta_{34} h_t^r + \beta_{35} h_t^i \qquad (۸)$$

در آن، (۳) تا (۵)، معادلات میانگین‌های شرطی بوده که به‌صورت یک مکانیسم خودتوضیحی خطا-تصحیح[3] برداری (VECM) می‌باشند که در آن‌ها متغیرهای EC_{t-1}^i، EC_{t-1}^r و EC_{t-1}^w وقفه‌های اول اجزای خطا تصحیح بوده که از بردار همجمعی[4] متغیرهای قیمت نهاده‌های خوراکی دام، قیمت گوشت گوساله زنده و قیمت گوشت گوساله آماده طبخ به‌دست می‌آیند. e_t^i، e_t^r و e_t^w اجزای اخلال معادلات میانگین شرطی با خصوصیات نوفه سفید[5] [$e_t^k \sim N(0, h_t^k)$] می‌باشند. h_t^i، h_t^r و h_t^w نیز به‌ترتیب واریانس‌های شرطی قیمت نهاده‌های خوراکی دام، قیمت گوشت

1- Integrated GARCH
2- Multivariable Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedastic models (MVGARCH)
3- Autoregressive Vector Error – Correction Model (VECM)
4- Cointegration
5- White noise

Archive of SID

www.SID.ir

گوساله زنده و قیمت خرده‌فروشی گوشت گوساله در زمان t بوده و α_i، α_g، α_s، φ_k و β_{kl} ضرایب مدل بوده که بایستی برآورد گردند.

در معادلات (۶) تا (۸) ملاحظه می‌گردد که مقدار واریانس شرطی، یعنی ریسک قیمت، یک سطح بازار تحت تاثیر ریسک‌های قیمت سطوح دیگر بازار می‌باشد. چگونگی این تاثیرپذیری توسط ضرایب β_{14} و β_{15} در معادله (۶)، ضرایب β_{24} و β_{25} در معادله (۷) و ضرایب β_{34} و β_{35} در معادله (۸) بیان می‌شوند. این ضرایب در حقیقت میزان اثرات سرریز نوسان قیمت‌های سایر سطوح بازار را بر سطح دیگر بازار نشان می‌دهند و به‌طور ویژه چنانکه بتوان بیان نمود که این ضرایب از لحاظ آماری معنی‌دار می‌باشد، در آن‌صورت می‌توان عنوان نمود که اثر سرریز نوسان قیمت از بازار iام به بازار دیگر وجود دارد. به‌عنوان مثال، در معادله ۷ ضرایب β_{14} و β_{15} اثرات سرریز نوسان قیمت از سطح عمده‌فروشی گوساله زنده و سطح خرده‌فروشی گوشت گوساله را به سطح قیمت نهاده‌های خوراکی دام نشان می‌دهند. همچنین در معادلات (۶) تا (۸) ضرایب β_{13}، β_{23} و β_{33}، اثر نوسانات قیمتی دوره گذشته را به‌ترتیب برای قیمت‌های نهاده‌های خوراکی دام، گوشت گوساله زنده و گوشت گوساله نمایان می‌کنند. معیار ثبات[1] مدل از طریق مجموع ضرایب $\beta_{12}+\beta_{13}+\beta_{14}+\beta_{15}$ در معادله ۶، $\beta_{22}+\beta_{23}+\beta_{24}+\beta_{25}$ در معادله ۷ و $\beta_{32}+\beta_{33}+\beta_{34}+\beta_{35}$ در معادله ۸ اندازه‌گیری می‌گردد. اگر مجموع این ضرایب کمتر از یک باشد، مدل GARCH معتبر بوده و در آن صورت مدل دارای یک ثبات قوی است؛ یعنی شوک‌ها ثابت بوده و برای پیش‌بینی دوره‌های مختلف حاضر اهمیت می‌باشند. برخلاف این، اگر مجموع این ضرایب برابر با یک باشد، آنگاه این نوسان‌ها نامحدود می‌باشند (۱۴).

البته پارامترهای مدل MVGARCH را می‌توان با استفاده از تکنیک حداکثر درستنمایی و مطابق الگوریتم BHHH (۱۲) برآورد نمود. با فرض نرمال بودن واریانس شرطی، این مدل بوسیله حداکثرسازی تابع لگاریتم-درستنمایی زیر به‌طور مشترک برآورد می‌گردد:

$$L(\Theta)=-\frac{1}{2}\sum_{t=1}^{T}\left(\ln|W_t|+\hat{e}_t W_{t-1}\hat{e}_t\right) \qquad (۹)$$

که در آن، Θ، بردار پارامترهای مدل که می‌بایستی برآورد گردند، T، تعداد مشاهدات، $\hat{e}$، بردار 3×1 اجزای اخلال (در مطالعه حاضر) و W، ماتریس واریانس-کواریانس شرطی 3×3 (در مطالعه حاضر) است.

در این مطالعه، داده‌های مورد نیاز شامل قیمت ماهانه گوشت گوساله در سطح خرده‌فروشی، قیمت گوساله زنده‌پرواری در سطح عمده‌فروشی (تولیدکننده) و قیمت نهاده‌های خوراکی شامل ذرت، تفاله چغندر، کاه، گندم، سبوس گندم، کنسانتره دامی، جو، یونجه خشک و کنجاله در استان تهران بوده که طی دوره زمانی فروردین ۱۳۷۶ تا فروردین ۱۳۸۷ از بانک اطلاعاتی شرکت پشتیبانی امور دام کشور جمع‌آوری شده است. از آنجا که سهم عمده هزینه‌های متغیر پرورش گوساله گوشتی مربوط به نهاده‌های خوراکی آن می‌باشد، تنها این بخش از نهاده‌ها مدنظر قرار گرفت. لذا یک شاخص قیمت مربوط به قیمت نهاده‌های خوراکی به صورت جمعی‌سازی با توجه به قیمت و سهم هزینه‌ای هر یک از اقلام عمده خوراک دام به‌دست آمد.

نتایج و بحث

- نتایج آزمون‌های ایستایی و همجمعی

جهت برآورد مدل GARCH ابتدا وضعیت ایستایی متغیرهای لگاریتم شاخص قیمت نهاده‌های خوراکی (P^i)، لگاریتم قیمت گوشت گوساله زنده (P^w) و لگاریتم قیمت خرده‌فروشی گوشت گوساله (P^r) از طریق آزمون ریشه واحد دیکی – فولر تعمیم‌یافته (۱۹۸۱) مورد بررسی قرار گرفت. لازم به ذکر است که برای تعیین تعداد بهینه وقفه از معیار اطلاعات آکائیک (AIC) به شرط دارابودن خصوصیات نوفه سفید اجزای اخلال معادله استفاده شد. همان‌طور که مشاهده می‌شود در سطح داده‌ها نمی‌توان فرضیه عدم مبنی بر وجود ریشه واحد را رد نمود ولی با یک مرتبه تفاضل‌گیری این فرضیه برای تمامی متغیرها قویاً رد می‌شود. لذا می‌توان نتیجه گرفت که هر سه متغیر قیمت هم‌انباشته[2] از درجه یک [I(1)] می‌باشند و بر این اساس امکان همجمع بودن این سه متغیر تداعی می‌گردد. امکان وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین این سه متغیر از طریق آزمون یوهانسون[3] (۱۹۹۰) مورد سنجش واقع شد. برای انجام این آزمون لازم بود که ابتدا تعداد بهینه وقفه در مدل VAR تعیین شود. بدین منظور، سه ضابطه آکائیک، شوارتز و نسبت حداکثر راستنمایی[4] مد نظر قرار گرفت. نتایج محاسبه معیار آکائیک بیانگر تعداد وقفه برابر با ۱۲ و معیار شوارتز بیزین برابر با ۱ می‌باشد، این در حالی است که معیار نسبت حداکثر راستنمایی تفاوتی بین وقفه‌های ۱ و ۱۲ قائل نمی‌شود. لذا به خاطر ملاحظات تعداد مشاهدات و کاهش درجه آزادی، وقفه ۱ (براساس معیار شوارتز بیزین) انتخاب گردید. از طرف دیگر، بررسی رفتار این سری‌های قیمت در طی سال‌های مورد مطالعه نشان می‌دهد که در فروردین ماه سال ۱۳۸۱ هر سه سری قیمت با یک تغییر شیب مواجه بودند. لذا امکان نیاز به لحاظ نمودن متغیر مجازی مربوط به این مشاهده وجود دارد. بدین منظور، دو متغیر مجازی D_1 و D_2 که اولی برای مشاهدات قبل از این زمان ارزش صفر و برای مشاهدات بعد از این

1- Persistence measurement

2- Integration
3- Johnson
4- Likelihood ratio

Archive of SID

www.SID.ir

زمان ارزش یک را در نظر می‌گیرد و دومی برای مشاهده فروردین سال ۱۳۸۱ ارزش یک و برای بقیه مشاهدات ارزش صفر را در بر می‌گیرد، در نظر گرفته شد. اما قبل از لحاظ کردن این دو متغیر در مدل ابتدا لازم می‌بود که آزمون نسبت راستنمایی (LR) جهت حذف این متغیرهای برون‌زا انجام گیرد که نتایج این آزمون در جدول ۲ گزارش شده است. همان‌طورکه ملاحظه می‌شود براساس این آزمون نمی توان فرض صفر مبنی بر حذف متغیر D_2 را رد نمود ولی فروض صفر مبنی بر حذف متغیر D_1 و نیز حذف هر دو متغیر D_1 و D_2 به‌طور هم‌زمان رد می‌شود. لذا متغیر D_1 در مدل لحاظ گردید.

جدول ۱- نتایج آزمون ریشه واحد و همجمعی یوهانسون برای متغیرهای مورد مطالعه

متغیر	آزمون ریشه واحد: سطح داده‌ها	آزمون ریشه واحد: تفاضل مرتبه اول	آزمون همجمعی یوهانسون: فرض صفر	آزمون همجمعی یوهانسون: آماره اثر	آزمون همجمعی یوهانسون: مقدار حداکثر ریشه مشخصه
P^i	(۱۱)* ۱/۸۲	(۹) -۳/۳۵	عدم وجود بردار	۹۸/۱۰*	۷۶/۷۵*
P^w	-۱/۷۶ (۹)	(۶) -۴/۸۶	حداقل یک بردار	۱۹/۳۶	۱۲/۶۰
P^r	-۱/۷۷ (۶)	(۵) -۵/۳۱	حداقل دو بردار	۷/۷۵	۸/۷۵

*. اعداد داخل پرانتز تعداد بهینه وقفه را نشان می‌دهند.

جدول۲- آزمون LR برای حذف متغیرهای برونزا در مدل

	مقدار آماره LR	سطح احتمال
حذف D_1 و D_2	۱۳/۶۹	۰/۰۳۳
حذف D_1	۸/۸۴	۰/۰۳۱
حذف D_2	۴/۵۶	۰/۲۰۷

ماخذ: یافته های تحقیق

در ادامه آزمون همجمعی یوهانسن برای بررسی رابطه تعادلی بلندمدت بین این سه متغیر انجام شد. نتایج دو آزمون اثر[1] و حداکثر ریشه مشخصه[2] در جدول ۲ آمده است. بر اساس نتایج هر دو آزمون یک رابطه همجمعی بلندمدت بین سری‌های قیمت در سطح احتمال پنج درصد وجود دارد.

- نتایج آزمون سنجش وجود اثر ARCH در قیمت ها

پس از اینکه وجود رابطه همجمعی بین سه متغیر P^i، P^w و P^r تائید شد، لازم می‌بود که وجود واریانس ناهمسان شرطی، یعنی اثرات ARCH، در سری‌های قیمت نهاده‌های خوراکی و قیمت عمده‌فروشی گوشت گوساله زنده و قیمت خرده‌فروشی گوشت گوساله شناسایی گردد. بدین منظور از آزمون LM انگل (۱۹۸۲) بهره گرفته شد. بدین شکل که ابتدا مکانیزم تصحیح – خطای برداری (VECM) که روابط پویایی کوتاه‌مدت را شرح می‌دهد، مورد برازش واقع شد. در واقع مدل VECM جایگزینی برای معادلات میانگین شرطی در فرایند GARCH، (یعنی معادلات ۳ تا ۵) می‌باشد. نتایج نهایی معادلات تخمین‌زده شده در جدول ۳ گزارش شده است. براساس یافته‌های آزمون‌های تشخیصی ملاحظه می‌گردد که معادلات VECM برآورد شده مطابق نتایج آزمون LM، دارای عدم خودهمبستگی سریالی، مطابق نتایج آزمون رمزی (RESET)، دارای عدم خطای تصریح و مطابق نتایج آزمون وایت (HE)، دارای عدم‌ناهمسانی واریانس در سطح احتمال یک درصد می‌باشد.

همچنین، تمامی ضرایب تصحیح خطا (ECt-1) مطابق انتظارات تئوریکی و از لحاظ آماری معنی‌دار می‌باشند. پس از برآورد مدل، آزمون LM جهت سنجش وجود رفتار واریانس ناهمسانی شرطی [ARCH(q)] در معادلات در وقفه‌های (q) ۱ و ۱۲ (وقفه فصلی) مورد برازش واقع شد که مقادیر آماره‌های ARCH(1) و ARCH(12) به همراه سطح احتمال آن‌ها (داخل پارانتز) در دو ردیف آخر جدول ۳ منعکس شده است. این نتایج حکایت از وجود رفتار واریانس ناهمسانی شرطی در سری‌های قیمت دارد که بیانگر آن است که اثرات خوشه‌ای نوسانات قیمت‌ها بین سه معادله تحت بررسی وجود دارد که در ادامه مورد بحث واقع شده‌اند.

- نتایج برآورد معادلات نوسانات شرطی متغیرهای قیمت

در این قسمت، مدل MVGARCH(p,q) مطابق معادلات (۳) تا (۸) مورد برازش قرار گرفت. جهت تعیین تعداد وقفه‌های بهینه (p,q) از رهیافت باکس–جنکینز بهره گرفته شد و در نهایت مدل MVGARCH(1,1) به عنوان مدل مناسب شناسایی گردید. این مدل به روش BHHH مورد برازش واقع شد که نتایج مربوطه در جدول (۴) منعکس شده است.

قسمت‌های بالا و پایین جدول (۴) به‌ترتیب نتایج برآورد معادلات میانگین شرطی و واریانس شرطی را نمایان می‌کند. مطابق نتایج برآورد ضرایب خطا–تصحیح (ECt-1) ملاحظه می‌شود سرعت تعدیل قیمت‌ها و بازگشت به تعادل در هر سطح بازار مناسب می‌باشد به‌طوری‌که در بازارهای خرده‌فروشی و نهاده‌های تولیدی در هر ماه ۲۰ درصد و در بازار عمده‌فروشی در هر ماه ۳۰ درصد از میزان انحرافات قیمتی ایجاد شده در دوره قبلی تعدیل می‌گردد.

1- Trace test statistic
2- Maximum Eigen value test statistic

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۳- نتایج برآورد مدل تصحیح - خطای برداری و آزمون وجود واریانس ناهمسانی شرطی (ARCH)

معادله ΔP^i		معادله ΔP^w		معادله ΔP^r	
متغیر	مقدار ضریب	متغیر	مقدار ضریب	متغیر	مقدار ضریب
ΔP^w_{t-2}	-۰/۳۵ (۰/۰۰۱)	ΔP^w_{t-1}	-۰/۱۳ (۰/۰۴۲)	ΔP^w_{t-1}	-۰/۱۵ (۰/۰۱۱)
ΔP^r_{t-1}	۰/۵۲ (۰/۰۰۱)	ΔP^w_{t-2}	-۰/۱۲ (۰/۰۸۹)	ΔP^r_{t-2}	-۰/۱۳ (۰/۰۳۱)
ΔP^r_{t-2}	۰/۷۹ (۰/۰۰۱)	ΔP^w_{t-4}	-۰/۱۷ (۰/۰۰۵)	ΔP^r_{t-3}	-۰/۲۴ (۰/۰۰۰)
ΔP^r_{t-3}	۰/۲۶ (۰/۰۰۲)	ΔP^w_{t-10}	-۰/۱۳ (۰/۰۲۹)	ΔP^r_{t-8}	۰/۲۱ (۰/۰۳۶)
ΔP^r_{t-12}	۰/۲۹ (۰/۰۰۱)	ΔP^w_{t-11}	-۰/۱۳ (۰/۰۵۰)	ΔP^r_{t-10}	-۰/۱۴ (۰/۰۲۰)
ΔP^i_{t-1}	۰/۱۷ (۰/۰۷۴)	ΔP^w_{t-12}	۰/۴۲ (۰/۰۰)	ΔP^r_{t-12}	۰/۴۸ (۰/۰۰۰)
D_1	-۰/۰۳ (۰/۰۰۴)	ΔP^w_{t-19}	-۰/۸۹ (۰/۱۰۰)	ΔP^i_{t-2}	-۰/۲۳ (۰/۰۰۰)
EC_{t-1}	۰/۰۲ (۰/۰۰۴)	ΔP^r_{t-12}	۰/۴۶ (۰/۰۱۳)	ΔP^i_{t-7}	-۰/۱۶ (۰/۰۰۸)
		ΔP^i_{t-2}	-۰/۴۱ (۰/۰۰۳)	D_1	۰/۳۶ (۰/۰۰۰)
		ΔP^i_{t-12}	-۰/۲۰ (۰/۰۷۹)	EC_{t-1}	-۰/۲۸ (-۰/۰۰۱)
		D_1	۰/۰۳۸ (۰/۰۰۵)		
		EC_{t-1}	۰/۰۳ (۰/۰۱۹)		

نتایج آزمون‌های کنترل تشخیصی اجزای اخلال

نوع آزمون/معادله	معادله ΔP^i	معادله ΔP^w	معادله ΔP^r
R^2	۰/۴۶	۰/۷۹	۰/۸۰
LM	۰/۰۷ (۰/۷۹۰)	۰/۰۸ (۰/۶۷۴)	۰/۰۴ (۰/۸۴۵)
RESET	۰/۰۰۴ (۰/۹۵۴)	۰/۷۵ (۰/۴۴۳)	۱/۸۶ (۰/۱۷۲)
HE	۱/۰۵ (۰/۳۱۰)	۱/۹ (۰/۱۷)	۱/۸۲ (۰/۱۷۷)
ARCH(1)	۳/۹۲ (۰/۰۴۸)	۴/۳۴ (۰/۰۳۷)	۴/۵۲ (۰/۰۳۴)
ARCH(12)	۲۵/۷ (۰/۰۱۸)	۲۳/۳ (۰/۰۲۵)	۲۴/۷ (۰/۰۱۶)

ماخذ: یافته‌های تحقیق

اعداد داخل پارانتز مقادیر سطح احتمال را نشان می‌دهند.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ٤- نتایج برآورد مدل MVGARCH(1,1) برای متغیرهای قیمت مورد نظر

معادلات میانگین شرطی

معادله ΔP^i		معادله ΔP^w		معادله ΔP^r	
متغیر	مقدار ضریب	متغیر	مقدار ضریب	متغیر	مقدار ضریب
ΔP^w_{t-2}	۰/۳۳	ΔP^w_{t-1}	−۰/۱۱	ΔP^w_{t-1}	−۰/۱۳
	(۰/۰۰۱)		(۰/۰۳۴)		(۰/۰۲۰)
ΔP^r_{t-1}	۰/۴۶	ΔP^w_{t-2}	−۰/۰۹	ΔP^r_{t-2}	−۰/۱۴
	(۰/۰۷۸)		(۰/۱۸۸)		(۰/۰۰۰)
ΔP^r_{t-2}	۰/۷۴	ΔP^w_{t-4}	−۰/۱۶	ΔP^r_{t-3}	−۰/۱۵
	(۰/۰۱۲)		(۰/۰۰۲)		(۰/۰۰۰)
ΔP^r_{t-3}	۰/۲۶	ΔP^w_{t-10}	−۰/۰۹	ΔP^r_{t-8}	۰/۲۳
	(۰/۰۰۰)		(۰/۰۷۴)		(۰/۰۲۰)
ΔP^r_{t-12}	۰/۱۷	ΔP^w_{t-11}	−۰/۱۱	ΔP^r_{t-10}	−۰/۱۱
	(۰/۰۴۴)		(۰/۰۵۲)		(۰/۰۲۲)
ΔP^i_{t-1}	۰/۱۸	ΔP^w_{t-12}	۰/۳۴	ΔP^r_{t-12}	۰/۵۶
	(۰/۰۲۰)		(۰/۰۰۳)		(۰/۰۲۹)
D_1	۰/۰۱	ΔP^r_{t-12}	۰/۵۹۴	ΔP^i_{t-2}	−۰/۱۲
	(۰/۰۸۴)		(۰/۰۰۰)		(۰/۰۲۲)
EC_{t-1}	۰/۰۲	ΔP^i_{t-2}	−۰/۳۴	ΔP^i_{t-7}	−۰/۱۴
	(۰/۰۰۹)		(۰/۰۲۰)		(۰/۰۰۸)
		ΔP^i_{t-12}	−۰/۱۸	D_1	۰/۰۲
			(۰/۰۸۰)		(۰/۰۱۵)
		D_1	۰/۰۳	EC_{t-1}	−۰/۰۲
			(۰/۰۵۶)		(۰/۰۱۳)
		EC_{t-1}	۰/۰۳		
			(۰/۰۱۵)		

معادلات واریانس شرطی

معادله h^i_t		معادله h^w_t		معادله h^r_t	
متغیر	مقدار ضریب	متغیر	مقدار ضریب	متغیر	مقدار ضریب
عرض از مبدا	۰/۰۰۱	عرض از مبدا	۳/۰۱	عرض از مبدا	۰/۰۰۰۴
	(۰/۸۹۳)		(۰/۰۰۳)		(۰/۰۲۹)
$e^{i\ 2}_{t-1}$	۰/۳۷	$e^{w\ 2}_{t-1}$	−۰/۳۱	$e^{r\ 2}_{t-1}$	−۰/۲۶
	(۰/۰۲)		(۰/۰۸۳)		(۰/۰۰۱)
h^i_{t-1}	−۰/۱۶	h^w_{t-1}	۰/۷۴	h^r_{t-1}	۰/۷۱
	(۰/۰۰۰)		(۰/۰۰۱)		(۰/۰۱۸)
h^w_{t-1}	۰/۰۴۷	h^i_{t-1}	۰/۱۸	h^w_{t-1}	۰/۰۴۱
	(۰/۰۳۷)		(۰/۰۱۷)		(۰/۰۸۱)
h^r_{t-1}	۰/۰۲۱	h^r_{t-1}	۰/۲۴	h^i_{t-1}	۰/۰۲
	(۰/۰۵۱)		(۰/۰۰۱)		(۰/۰۳۱)

ماخذ: یافته‌های تحقیق — اعداد داخل پارانتز مقادیر سطح احتمال را نشان می‌دهند.

به عبارت دیگر، چنانکه یک شوک قیمتی (کاهش یا افزایش قیمت) به بازارهای مدنظر وارد گردد، بازارهای خرده‌فروشی و نهاده‌های تولیدی بعداز ۵ ماه و بازار عمده‌فروشی بعد از ۴ ماه به سطح تعادل خود می‌رسند. نتایج نشان می‌دهد که در معادله واریانس شرطی h^i_t، یعنی ریسک قیمت نهاده‌های خوراکی، متغیرهای h^w_{t-1} و h^r_{t-1} و در معادله واریانس شرطی قیمت خرده‌فروشی گوشت گوساله، h^r_t، متغیرهای h^w_{t-1} و h^i_{t-1} دارای علامت مثبت و از لحاظ آماری

Archive of SID

www.SID.ir

معنی‌دار می‌باشند. بر این اساس می‌توان نتیجه گرفت که نوسان قیمت در بازارهای عمده‌فروشی گوشت گوساله زنده و خرده‌فروشی گوشت گوساله اثر معنی‌داری بر نوسان قیمت نهاده‌های خوراکی دارند. همین‌طور، نوسان قیمت گوشت گوساله در سطح خرده‌فروشی متاثر از نوسانات قیمت گوشت گوساله در بازار عمده‌فروشی آن و بازار نهاده‌های خوراکی می‌باشد. اما ضرایب این متغیرها کوچک هستند که حکایت از آن دارند که اثر سرریز نوسانات قیمتی بازار عمده‌فروشی گوشت گوساله زنده (۰/۰۴۷) و بازار خرده‌فروشی گوشت گوساله (۰/۰۲۱) بر بازار نهاده‌های خوراکی ضعیف می‌باشد. همچنین اثرسرریز نوسانات قیمتی بازار نهاده‌های خوراکی (۰/۰۲) و عمده‌فروشی (۰/۰۴۱) بر بازار خرده‌فروشی گوشت گوساله از لحاظ آماری معنی‌دار ولی از نظر مقداری کوچک هستند که بیانگر اثرگذاری نوسانات قیمتی عمده‌فروشی و نهاده‌های خوراکی بر بازار خرده‌فروشی گوشت گوساله می‌باشد.

از طرف دیگر، معنی‌داری متغیرهای h_{t-1}^{i} و h_{t-1}^{r} به‌ترتیب در این معادلات واریانس شرطی قیمت نهاده‌های خوراکی و خرده‌فروشی گوشت گوساله حکایت از آن دارند که هر دو بازار نهاده‌های خوراکی و خرده‌فروشی گوشت گوساله متاثر از میزان نوسانات قیمتی دوره گذشته خود می‌باشند. به‌عبارت دیگر، میزان ریسک قیمت این بازارها در دوره گذشته بر مقدار ریسک فعلی آن اثرگذار بوده و این اثرگذاری به مراتب بیش از اثرات سرریز نوسان قیمتی سایر بازارها می‌باشند. معیار ثبات در بازار نهاده‌های خوراکی و خرده‌فروشی گوشت گوساله به ترتیب ۰/۲۸۴ و ۰/۴۹ است که قطعاً کمتر از عدد یک می‌باشد. در نتیجه مدل MVGARCH برای قیمت این کالاها در سطوح مربوطه ایستا است. به عبارت دیگر، شوک قیمتی در بازار نهاده‌های خوراکی و بازار خرده‌فروشی گوشت گوساله، واریانس آینده را برای مدت زمان طولانی شرطی نمی‌کند.

نتایج برآورد معادله واریانس شرطی قیمت عمده‌فروشی گوشت گوساله، h_t^w، نشان می‌دهد که ضرایب متغیرهای h_{t-1}^{i} و h_{t-1}^{r} دارای مقادیر عددی بزرگ و از لحاظ آماری معنی‌دار می‌باشند که دلالت بر وجود اثرات سرریز شدید نوسانات از هر دو بازار نهاده‌های خوراکی و خرده‌فروشی گوشت گوساله بر بازار عمده‌فروشی گوساله زنده دارد. می بایست توجه نمود که اثر سرریز نوسانات از بازار خرده‌فروشی گوشت گوساله به بازار عمده‌فروشی (۰/۲۴) شدیدتر از اثر سرریز نوسانات از بازار نهاده به بازار عمده‌فروشی گوساله زنده (۰/۱۸) است. این مساله بر آن تاکید دارد که نوسانات قیمت عمده‌فروشی گوشت گوساله حساسیت بیشتری نسبت به نوسانات قیمت خرده‌فروشی گوشت گوساله دارد تا به نوسانات قیمت نهاده‌های خوراکی. معنی‌داری ضریب متغیر h_{t-1}^{w} بیانگر آن است که نوسانات قیمتی شکل گرفته در خود سطح عمده‌فروشی گوشت گوساله در دوره گذشته به نوبه خود در میزان ریسک فعلی قیمت گوشت گوساله اثر معنی‌داری دارد، البته بیشتر از اثرات سرریز نوسانات قیمتی نهاده‌ها و خرده‌فروشی گوشت گوساله می‌باشد. مقدار ثبات مدل نیز نزدیک عدد یک (۰/۸۵) بوده، اما کمتر از آن می‌باشد که دلالت بر ایستا بودن مدل MVGARCH دارد، اما درجه ثبات نوسانات بالا است. بنابراین شوک‌های وارده به قیمت‌های عمده‌فروشی گوشت گوساله برای مدت طولانی در شرطی کرده واریانس آینده قیمت‌ها باقی می‌مانند.

نتیجه‌گیری

براساس یافته‌های مطالعه حاضر ملاحظه می‌گردد که نوسانات بازارهای نهاده‌های خوراکی، عمده‌فروشی گوساله زنده و خرده‌فروشی گوشت گوساله از همدیگر تاثیر می‌گیرند. لذا هر نوع عدم ثبات در یکی از سطوح بازار باعث ایجاد بی‌ثباتی در سایر سطوح بازار گوشت گوساله استان تهران می‌گردد. در نتیجه سیاست‌ها و اتفاقاتی که نوسانات قیمتی یک سطح بازار مانند نهاده‌های خوراکی مثلاً به سبب سیاست حذف یارانه‌های تولیدی، افزایش می‌دهند به‌طور معنی‌داری نوساناتی قیمتی بازارهای عمودی مرتبط (عمده‌فروشی و خرده‌فروشی محصول) را تحت تاثیر قرار می‌دهد. از طرف دیگر، نتایج حاصله نیاز بالقوه برای مدیریت اثرات سرریز قیمت را برای زنجیره عرضه غذا نشان می‌دهد. ملاحظه گردید قیمت‌های عمده‌فروشی گوشت گوساله زنده به‌طور معنی‌داری از نوسانات قیمت در بازار خرده‌فروشی گوشت گوساله و بازار نهاده‌های تولیدی متاثر می‌گردد. لذا توصیه می‌شود جهت ایجاد ثبات قیمتی بیشتر برای پرورش‌دهندگان گوساله گوشتی یک برنامه مدیریت ریسک جامع که در برگیرنده هر دو ریسک قیمت گوشت گوساله زنده و ریسک قیمت نهاده‌های تولیدی باشد، از سوی صندوق بیمه محصولات کشاورزی و وزارت جهادکشاورزی در قالب رونق بیشتر بازار بورس کشاورزی و بیمه محصولات به اجرا درآید.

همچنین با مقایسه دو سطح بازار نهاده‌های خوراکی و بازار خرده‌فروشی گوشت گوساله ملاحظه می‌شود که اثرات سرریز نوسانات قیمتی سایر بازارها بر بازار نهاده‌های خوراکی به‌طوری نسبی قوی‌تر از بازار خرده‌فروشی است. نتایج کار حکایت از آن دارد که نوسانات قیمت عمده‌فروشی گوشت گوساله زنده یا به عبارت دیگر قیمت تولیدکننده بیش از نوسانات قیمتی بازارهای نهاده‌های تولیدی و خرده‌فروشی تحت تاثیر نوسانات سایر بازارها قرار دارد. از طرف دیگر نوسانات قیمت عمده‌فروشی گوشت گوساله حساسیت بیشتری نسبت به نوسانات قیمت خرده‌فروشی گوشت گوساله دارد تا به نوسانات قیمت نهاده‌های خوراکی. بر این اساس می‌توان نتیجه گرفت که فاکتورهای تقاضای مصرف‌کننده نسبت به فاکتورهای هزینه تولید،

Archive of SID

www.SID.ir

نوسانات قیمت عمده‌فروشی گوشت گوساله را شدیدتر تحت تاثیر قرار می‌دهند. به عبارت دیگر، نوسانات قیمت عمده‌فروشی گوشت گوساله به تغییرات در عوامل تاثیرگذار در بازار خرده‌فروشی مانند ترجیحات مصرف‌کنندگان، تقاضای فصلی، ناپایداری قیمت‌ها، کارای (عدم کارایی) کانال‌های بازاریابی بیشتر عکس‌العمل نشان می‌دهند تا به تغییرات فاکتورهای موثر بر بازار نهاده‌های خوراکی از قبیل هزینه نهاده‌ها، یارانه برای نهاده‌های تولیدی، برنامه‌های دولت و اعتبارت و غیره. یعنی عوامل طرف تقاضا بیش از عوامل طرف عرضه باعث ایجاد ناپایداری قیمت‌ها در سطح عمده‌فروشی گوشت می‌گردند. بنابراین، در راستای سیاست‌ها و برنامه‌های کاهش ریسک قیمت و ایجاد ثبات درآمد تولیدکنندگان گوشت گوساله توصیه می‌شود که برنامه‌ریزان و تصیمیم‌گیران ذیربط، مدیریت عوامل طرف تقاضای محصول را بیش از عوامل طرف عرضه مد نظر قرار دهند.

منابع

۱- شرکت پشتیبانی امور دام کشور. بانک اطلاعاتی قیمت برخی از فرآورده‌ها و نهاده‌های دام و طیور (۸۷-۱۳۷۷). دفتر برنامه‌ریزی، بودجه و تشکیلات، وزارت جهاد کشاورزی.

۲- مقدسی ر. و بخشی ع. ۱۳۸۷. تحلیل هارمونیک نوسانات قیمت محصولات کشاورزی (مطالعه موردی پیاز و سیب زمینی. پژوهش‌نامه بازرگانی، ۱۲(۴۷)، صفحه ۲۰۵-۲۳۳.

۳- مقدسی ر. و اردی‌بازار ه. ۱۳۸۸. شناسایی منابع نوسان قیمت تولید کننده محصولات کشاورزی (مطالعه موردی گوشت گوساله و ماکیان). علوم کشاورزی، ۳(۱۱)، صفحه۸۳-۹۷.

4- Apergis N. and Rezitis A. 2003. Agricultural price volatility spillover effects: the case of Greece. European Review of Agricultural Economics, Vol. 30, No. 3, P: 389-406.

5- Apergis N. and Rezitis A. 2003. Food price volatility and macroeconomic factor volatility: 'heat wave' or 'meteor showers? Applied Economics Letters, Vol. 10, P: 155-160.

6- Berndt E. K., Hall H. B., Hall R. E. and Hausman J. A. 1974. Estimation and inference in nonlinear structural models. Annals of Ecocomics and Social Measurments, Vol. 4, P: 653-666.

7- Binswanger H.P. and Rosenzweig M. 1986. Behavioral and material determinates of production relations in agriculture. Journal of Development Studies, Vol. 22, P: 503-539.

8- Bollerslev T., 1986. Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. Journal of Econometrics, Vol. 31, P: 307-327.

9- 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, Vol. 28, No. 1, P: 86-99.

10- Dickey D. A. and Fuller W. A. 1981. Likelihood ratio statistics for auto regressive time series with unit root, Econometrica, Vol. 49, P: 1057-1072.

11- Kesavan T., Aradhyula S. V. and Johnson S. R. 1992. Dynamics and price volatility in farm-retail livestock price relationship. Journal of Agricultural and Resource Economics, vol. 17, P: 348-361.

12- Kim K. and Chavas J. P. 2002. A dynamic analysis of the effects of a price support program on price dynamics and price volatility. Journal of Agricultural and Resource Economics, Vol. 27, No. 2, P: 495-514.

13- Natcher W. and Weaver R. D. 1999. Transmission of price volatility in beef markets: a multivariate approach. Presented in the annual meeting of the American Agricultural Association, Nashville, TN.

14- Rezitis A. 2003. Volatility spillover effects in Greek consumer meat prices. Agricultural Economics Review, Vol. 4, No. 1, P: 29-36.

15- Rezitis A. N. and Stavropoulos K. S. 2009. Modeling Pork Supply Response and Price Volatility: The Case of Greece. Journal of Agricultural and Applied Economics, 41(1):145–162

16- 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.

17- Weaver R. D. and Natcher W. 2000. Has market reform exposed farmer to greater price volatility? In: Farm Economics. Cooperative Extension Service, U. S. Department of Agriculture. College Station. PA: Pennsylvania state university.

18- Yang J., Haigh M. S. and Leatham D. J. 2001. Agricultural liberalization policy and commodity price volatility: a GARCH application. Applied Economics Letters, Vol. 8, P: 593-598.

Archive of SID

www.SID.ir

19- Johanson S. and Juselius K. 1990. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with application to the demand for money. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Vol. 52, P: 169-210.
20- 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: 973–991.

Archive of SID

www.SID.ir