

اثرات سرریز نوسانات قیمت گوشت در ایران

محمد کاوسی کلاشمی*^۱، پریسا خلیق خیاوی^۲

تاریخ دریافت: ۹۳/۱۲/۲۸ تاریخ پذیرش: ۹۴/۰۳/۱۴

چکیده

این تحقیق به بررسی اثرات سرریز نوسانات قیمت مصرف‌کننده در بازار گوشت ایران شامل گوشت گوسفند، گوساله و گوشت مرغ با استفاده از الگوی خودتوضیح واریانس ناهمسان شرطی تعمیم یافته (GARCH) در دوره زمانی ۱۳۷۶-۱۳۹۰ می‌پردازد. مهم‌ترین نتایج حاصل نشان می‌دهد که نوسانات قیمت مصرف‌کننده، اثرات سرریز مثبت و معنی‌داری بر نوسان قیمت محصولات مورد مطالعه اعمال می‌نماید. ضمن آنکه نوسانات قیمت محصول در سطح خرده فروشی اثر مثبت و معنی‌داری بر نوسانات خود دارد. وجود اثرات معنی‌داری متقابل بین قیمت مصرف‌کننده در این سه بازار نشانگر این است که هر یک از سه بازار می‌توانند از اطلاعات سایر بازارهای مورد مطالعه استفاده کنند. زمانی که انتظار انتقال نوسانات سایر بازارها را به بازار خود دارند، تأیید اثرات سرریز مثبت و معنی‌دار بیانگر این است که وقوع نوسانات شدید در یک بازار، نوسانات را در سایر بازارها نیز افزایش خواهد داد. به عبارت دیگر انتقال نوسانات قیمت در بازار یک گوشت باعث ایجاد نااطمینانی و ریسک در بازارهای سایر گوشت‌های مورد مطالعه نیز خواهد بود. از این رو تدوین بسته‌های سیاستی مناسب در طرف عرضه و تقاضای بازار این محصولات توصیه می‌شود.

طبقه‌بندی *JEL*: Q11, Q13

واژه‌های کلیدی: شاخص قیمتی گوشت مصرف‌کننده، همگرایی، سرریز نوسانات، مدل GARCH.

۱- استادیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده علوم کشاورزی، دانشگاه گیلان.

۲- دکتری اقتصاد کشاورزی و مدرس دانشگاه، واحد رشت، دانشگاه آزاد اسلامی، رشت، ایران.

*نویسنده‌ی مسئول مقاله: mkavoosi@guilan.ac.ir

پیشگفتار

ارتباط بین قیمت مواد غذایی در سطح خرده فروشی از موضوعات قابل توجه اقتصادی است (اسکندپور و همکاران، ۱۳۹۳). این تحقیق روابط بین قیمت مصرف کننده، در بین سه گروه گوشتی شامل گوشت گوسفند، گوساله و گوشت مرغ را در ایران بررسی می کند. به طور مشخص هدف این تحقیق بررسی اثرات سرریز نوسانات بین قیمت های مصرف کننده برای هر سه گروه گوشتی مورد مطالعه است. وجود اثرات سرریز نوسانات قیمتی معنی دار که نااطمینانی قیمت در سایر بازارها در اثر نااطمینانی قیمت در یک بازار، ایجاد شده است، به مفهوم «Meteor Shows» به کار گرفته می شود، در حالی که وجود نوسانات قیمتی معنی دار در یک بازار که در اثر وجود نااطمینانی قیمت در همان بازار ایجاد شده است، «Heat Waves» پیشنهاد می گردد. نوسانات قیمت یک برآوردی از دامنه تغییرات احتمالی قیمت در آینده است (Weaver and Natcher, 2000). افزایش نوسان قیمت، نشان دهنده عدم قطعیت بیشتر در مورد قیمت های آتی و همچنین افزایش ریسک در بازار است که خود می تواند دقت پیش بینی قیمت های آتی را کاهش دهد. (Binswanger and Rosenzweig, 1986; Saha and Delgado, 1989) نوسانات شدید قیمت کالاها توجه زیادی را در ادبیات اقتصادی سال های اخیر جلب کرده و به عنوان یکی از پدیده های مهم اقتصادی شناخته شده است (Engle, 1982). در این خصوص چگونگی تأثیرپذیری قیمت در بازار یک کالا از نوسان قیمت در سایر بازارها که از آن تحت عنوان «اثرات سرریز^۱» یاد می شود نیز از اهمیت خاصی برخوردار است (Apergis and Rezitis, 2003; Pindyck, 2004).

تاکنون در ایران بررسی اثرات سرریز نوسانات قیمتی چندان مورد توجه قرار نگرفته است ولی مطالعات متعددی در خارج از کشور انجام شده است.

رزیتیس (۲۰۰۳) اثرات سرریز نوسانات قیمت نهاده های کشاورزی، قیمت محصولات کشاورزی و قیمت خرده فروشی مواد غذایی را در بازار محصولات کشاورزی یونان به کمک الگوی GARCH بررسی نموده است. نتایج حاصل از مطالعه نشان داده که نوسانات هر دو قیمت نهاده های کشاورزی و مواد غذایی، اثرات سرریز مثبت و معنی داری بر نوسانات قیمت محصولات کشاورزی دارند. علاوه بر این نوسانات قیمت محصولات کشاورزی معنی دار بوده و اثر مثبتی بر نوسانات خود دارد.

رزیتیس (۲۰۰۳) اثرات سرریز نوسانات قیمت را در بازار گوشت گوسفند، گوساله، خوک و مرغ کشور یونان با استفاده از مدل GARCH تجزیه و تحلیل کرده است. نتایج نشان داده است که

1 Spillover Effect

نوسانات قیمت در هریک از این بازارها اثر مثبت و معنی داری بر بازار دیگر محصولات مورد بررسی داشته و نوسانات شدیدی در بازار این محصولات ایجاد می نماید.

بوگوک و همکاران (۲۰۰۳) اثرات سرریز نوسانات قیمتی زنجیره عرضه گربه ماهی در آمریکا را با استفاده از داده های قیمت ماهانه از سال ۲۰۰۰-۱۹۸۰ برای نهاده های تغذیه ای گربه ماهی و سطوح تولیدکننده، عمده فروشی و گربه ماهی آماده طبخ مطالعه کرده اند. برای این منظور از مدل EGARCH استفاده شده است. نتایج حاصل اثرات سرریز نوسانات قیمتی شدیدی را در زنجیره عرضه تایید کرده است. به طوری که نوسانات از نهاده های تغذیه ای گربه ماهی شامل (ذرت و سویا) به گربه ماهی آماده طبخ، قیمت تولیدکننده و عمده فروشی منتقل شده است.

تروجیلو باررا و همکاران (۲۰۱۱) اثرات سرریز نوسانات قیمت انرژی را به بازارهای کشاورزی در ایالات متحده بررسی کردند. به دلیل نوسانات شدید قیمت نفت خام و اتانول در دوره ۲۰۰۶-۲۰۱۱ مطالعه خود را در این دوره انجام داده و برای تجزیه و تحلیل از مدل GARCH استفاده نمودند. نتایج نشان داد که اثرات سرریز نوسانات قیمت نفت خام به طور قابل توجهی به بازار ذرت و به طور مشابه به بازار اتانول منتقل شده است. همچنین اثرات سرریز نوسانات قیمت در بازار اتانول و ذرت نیز وجود دارد. اما عمدتاً این سرریز از بازار ذرت به بازار اتانول می باشد و ارتباط شدیدی بین بازار ذرت و اتانول وجود دارد.

الوم و همکاران (۲۰۱۰) اثرات سرریز نوسانات قیمت مواد غذایی را بین کشورهای منتخب آسیایی و اقیانوسیه شامل استرالیا، نیوزیلند، کره جنوبی، سنگاپور، هنگ کنگ، تایوان، هندوستان و تایلند بررسی نمودند. برای اینکار از مدل های خانواده GARCH و شاخص های قیمت روزانه برای دوره ۲۰۱۰-۱۹۹۵ استفاده نمودند. نتایج نشان داد که اثرات سرریز قابل توجهی در کل دوره مورد بررسی رخ نداده، ولی سرریز نوسانات مربوط به زیر دوره ۲۰۱۰-۲۰۰۲ به دلیل افزایش شدید قیمت مواد غذایی بین کشورها اتفاق افتاده است.

خلیق خیابوی و همکاران (۱۳۹۳) در پژوهشی با عنوان بررسی اثرات سرریز نوسانات قیمت چای در ایران با استفاده از الگوی خودتوضیح واریانس ناهمسان شرطی تعمیم یافته (GARCH) به بررسی اثرات سرریز قیمت چای ممتاز در دو سطح خرده فروشی و عمده فروشی طی دوره زمانی ۱۳۹۱-۱۳۷۱ پرداختند. نتایج حاصل از پژوهش نشان می دهد که نوسانات قیمت در سطح خرده فروشی اثرات سرریز مثبت و معنی داری بر نوسانات قیمت در سطح عمده فروشی اعمال می نماید. همچنین نوسانات قیمت چای در سطح عمده فروشی و خرده فروشی تاثیر مثبت و معنی داری بر نوسان خود دارند. از سوی دیگر نشان داده شد که قیمت محصول در سطح عمده فروشی در قیاس با قیمت در سطح خرده فروشی از نوسان و بی ثباتی بیشتری برخوردار است.

قهرمان زاده و همکاران (۱۳۹۳)، در پژوهشی با نام سرریز نوسان قیمت در بازار محصولات کشاورزی، مطالعه موردی بازار گوشت گوسفند استان آذربایجان شرقی، به ارزیابی و تحلیل تاثیر سرریز نوسان قیمت در سطوح عمودی بازارهای گوشت گوسفند استان آذربایجان شرقی بین سه سطح نهاده های تولیدی، خرده فروشی و سرمرعه گوشت گوسفند پرداختند. بدین منظور از الگوی خودتوضیحی واریانس ناهمسانی شرطی تعمیم یافته چند متغیره (MV-TGARCH) با استفاده از روش BEKK و داده های قیمت های هفتگی از فرودین ۱۳۷۷ تا اسفند ۱۳۹۰ بهره گیری شد. نتایج نشان داد که بیشترین میزان سرریز نوسان قیمت دوسویه از بازار خرده فروشی گوشت گوسفند به بازار نهاده های تولیدی و کمترین آن از بازار نهاده های تولیدی گوسفند به بازار سرمرعه گوشت صورت می گیرد.

هدف از این تحقیق بررسی اثرات سرریز نوسانات قیمت (در سطح مصرف کننده) در بازار گوشت ایران می باشد. از این رو ضمن بررسی نوسان قیمت خرده فروشی گوشت گوسفند، گوساله و مرغ، میزان و شدت تاثیرپذیری هر یک از قیمت های مورد اشاره از نوسان در سایر قیمت ها مورد توجه قرار گرفته و بررسی و تحلیل خواهد شد. انتظار می رود که یافته های حاصل به پیش بینی بهتر و دقیق تر قیمت در بازار محصولات مورد نظر کمک نماید. این مقاله برای تجزیه و تحلیل اثرات سرریز نوسانات از رهیافتی که توسط انگل و همکاران (۱۹۹۰) ارائه شده است، پیروی می کند. روش آماری به کار گرفته شده برای اندازه گیری نوسانات قیمت الگوی خود توضیح واریانس ناهمسان شرطی تعمیم یافته (GARCH) می باشد که توسط بولرسلو (۱۹۸۶) برای مطالعه نوسانات قیمت آتی سهام و نرخ ارز به کار گرفته شده است. چو (۱۹۸۸) در طرفداری از مدل GARCH استدلال می کند که این الگو قابلیت بررسی ساختارهای متفاوت از واریانس شرطی ناهمسان را دارا می باشد.

مواد و روش ها

در این مطالعه جهت بررسی اثرات سرریز نوسانات قیمت در بازار گوشت ایران از الگوی خود توضیح واریانس ناهمسان شرطی تعمیم یافته (GARCH) استفاده می شود. ابتدا آزمون ایستایی برای سه سری زمانی (شاخص قیمت مصرف کننده گوشت گوسفند، شاخص قیمت مصرف کننده گوشت گوساله و شاخص قیمت مصرف کننده گوشت مرغ) انجام و در صورت ناپایستا بودن و با فرض برقراری سایر شرایط، آزمون همگرایی و برآورد الگوی تصحیح خطا و اثرات سرریز نوسانات قیمت مورد توجه قرار می گیرد.

آزمون ایستایی متغیرها

به کارگیری روش‌های معمول و کلاسیک اقتصادسنجی در داده‌های سری زمانی وقتی که متغیرها نایستا باشند از کارایی و اعتبار لازم برخوردار نبوده و آماره‌های آزمون‌های F و t معتبر نمی‌باشند. برای رفع این مشکل مهم‌ترین بحث در سری‌های زمانی، بررسی ایستایی متغیرها می‌باشد. برای این امر آزمون‌های مختلفی پیشنهاد شده است که هر کدام دارای ویژگی و مزیت خاصی هستند. (گجراتی، ۱۳۸۳)

آزمونی که اخیراً برای بررسی ایستایی شهرت یافته، آزمون ریشه واحد است. آزمون ریشه واحد شامل چندین آزمون برای بررسی ایستایی است که عبارت از آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته^۱ (ADF)، فیلپس پرون (PP)^۲، KPSS^۳ و آزمون ERS^۴ می‌باشد.

تعیین رابطه همگرایی بین متغیرها و تبیین مدل‌های تصحیح خطا

مهم‌ترین بحث پس از بررسی ایستایی متغیرها تعیین رابطه همگرایی بین متغیرهای مدل می‌باشد. در مورد تعیین همگرایی روش یوهانسون جوسیلیوس^۵ (۱۹۹۰) به کار گرفته شد که از طریق روش تابع حداکثر راست‌نمایی^۶ تخمین زده می‌شود. در این روش بایستی درجه ایستایی متغیرها با یکدیگر یکسان بوده و در صورتی که درجه ایستایی متغیرها یکسان نباشد با ملحوظ نمودن یک سری شرایط می‌توان از این روش برای تعیین مقدار بردارهای همگرایی استفاده کرد. مهم‌ترین مزیت این روش این است که صرفاً یک بردار همگرایی بین متغیرهای مدل را نتیجه نمی‌دهد. در حالتی که بیش از یک بردار همگرایی بین متغیرها برقرار باشد، این روش از کارایی لازم برخوردار است. این روش دارای دو آماره آزمون حداکثر مقادیر ویژه (λ_{max}) و آماره اثر (λ_{trace}) بوده که بیان‌کننده تعداد بردارهای همگرایی بین متغیرهای مدل می‌باشند. برای آماره حداکثر مقادیر ویژه (λ_{max}) فرضیه صفر و مقابل به صورت زیر می‌باشد.

$$\begin{cases} H_0 : r = 0 \\ H_1 : r = 1 \end{cases}$$

1 Augmented Dickey – Fuller (ADF)

2 Phillips -Perron.(PP)

3 Kwiatkowski,Phillips, Schmidt& Shin.(KPSS)

4 Elliot-Rothenberg -Stock point optimal.(ERS)

5Johansen & Juselius

6 Maximum Likelihood (ML)

اگر فرضیه صفر که عدم وجود رابطه همگرایی بین متغیرهای مدل می‌باشد، رد گردد؛ نشان‌دهنده این است که حداقل $r=1$ می‌باشد یا به عبارت دیگر حداقل یک بردار همگرایی بین متغیرها برقرار می‌باشد. اگر باز هم فرضیه صفر که وجود حداقل یک بردار همگرایی است رد شود، نشان‌دهنده این است که حداقل ۲ بردار همگرایی بین متغیرها برقرار می‌باشد. لازم است این مراحل تا جایی ادامه یابد که فرضیه صفر پذیرفته شود. بعد از تعیین تعداد بردارهای همگرایی لازم است بردار بهینه که از لحاظ تئوری‌ها و منطق اقتصادی سازگار باشد، از بین بردارهای مورد نظر انتخاب شود (Johansen and Juselius, 1990)

بعد از تایید رابطه همگرایی بین متغیرهای مدل روابط کوتاه مدت با استفاده از مکانیسم بردار تصحیح خطای خودرگرسیون^۱ (ECVAR) برآورد می‌شوند. همچنین آزمون نسبت راست‌نمایی سیمز (۱۹۸۰) برای تعیین تعداد وقفه‌های سیستم ECVAR به کار گرفته می‌شود. مدل ECVAR معادله میانگین را برای فرآیند GARCH تقریب می‌زند. باید خاطر نشان کرد که تمام برآوردهایی که آماره t کمتر از دو دارند، حذف می‌شوند. علاوه بر این تمام معادلات به لحاظ معیارهای اقتصادسنجی از جمله عدم وجود همبستگی سریالی^۲ (LM)، عدم وجود خطای تصریح تابعی و عدم وجود ناهمسانی واریانس مورد بررسی قرار گرفتند.

برآورد نوسانات شرطی: اثرات سرریز قیمت مصرف کننده

مدل‌های MVGARCH توسط بولرسلو (۱۹۸۶) توسعه یافتند که به عنوان نمونه خاصی از فرآیند تصادفی ARMA مطرح گردیده است و برای جزء مربع خطای تصادفی^۳ به کار گرفته می‌شود (تی سی، ۱۹۸۷).

$$\Delta P_t^l = a_0 + \sum_i a_{1i} \Delta p_{t-i}^l + \sum_i a_{2i} \Delta p_{t-i}^b + \sum_i a_{3i} \Delta p_{t-i}^p + \varphi_1 u_{t-1} + \varepsilon_t^l \quad (1)$$

$$\varepsilon_t^l \approx N(0, h_t^l)$$

$$\Delta P_t^b = b_0 + \sum_i b_{1i} \Delta p_{t-i}^b + \sum_i b_{2i} \Delta p_{t-i}^l + \sum_i b_{3i} \Delta p_{t-i}^p + \varphi_2 u_{t-1} + \varepsilon_t^b \quad (2)$$

$$\varepsilon_t^b \approx N(0, h_t^b)$$

1 Error Correction Vector Autoregressive

2 Serial Correlation

3 the squared stochastic error term

$$\Delta P_t^p = c_0 + \sum_i c_{1i} \Delta p_{t-i}^p + \sum_i c_{2i} \Delta p_{t-i}^l + \sum_i c_{3i} \Delta p_{t-i}^b + \varphi_3 u_{t-1} + \varepsilon_t^p \quad (۳)$$

$$\varepsilon_t^p \approx N(0, h_t^p)$$

$$h_t^l = k_0 + k_1 \varepsilon_{t-1}^{l^2} + k_2 h_{t-1}^l + k_3 \varepsilon_{t-1}^b + k_4 \varepsilon_{t-1}^p \quad (۴)$$

$$h_t^b = m_0 + m_1 \varepsilon_{t-1}^{b^2} + m_2 h_{t-1}^b + m_3 \varepsilon_{t-1}^l + m_4 \varepsilon_{t-1}^p \quad (۵)$$

$$h_t^p = n_0 + n_1 \varepsilon_{t-1}^{p^2} + n_2 h_{t-1}^p + n_3 \varepsilon_{t-1}^l + n_4 \varepsilon_{t-1}^b \quad (۶)$$

به طوری که ΔP_t^l ، ΔP_t^b و ΔP_t^p به ترتیب تفاضل مرتبه اول لگاریتم شاخص قیمت مصرف کننده برای گوشت گوسفند، گوساله و مرغ می باشد. φ_1 ، φ_2 و φ_3 به ترتیب ضریب تعدیل شاخص قیمت مصرف کننده برای گوشت گوسفند، گوساله و مرغ می باشد.

u_{t-1} مقدار جزء تصحیح خطای با وقفه است که از بردار همگرایی بلندمدت برای سه شاخص قیمتی مورد مطالعه به دست آمده است. ε^l ، ε^b و ε^p به ترتیب جزء اخلاص تصادفی میانگین قیمت مصرف کننده برای گوشت گوسفند، گوساله و مرغ می باشد و h^l ، h^b و h^p به ترتیب واریانس شرطی قیمت مصرف کننده برای گوشت گوسفند، گوساله و مرغ می باشد. در معادلات واریانس شرطی ۴-۶، ضرایب k_2 ، m_2 و n_2 به ترتیب اثرات سرریز نوسانات قیمت مصرف کننده گوشت گوسفند، گوساله و مرغ را در نوسانات قیمتی بازار این محصولات نشان می دهد که به معنی اثر «heat waves» است.

در معادله h_n^l ، ضرایب k_3 و k_4 به ترتیب اثرات سرریز نوسانات قیمت مصرف کننده از گوشت گوساله و مرغ بر نوسانات قیمت مصرف کننده گوشت گوسفند را نشان می دهد که به مفهوم «meteor showers» است. به همین ترتیب در معادله h_n^b ، ضرایب m_3 و m_4 به ترتیب اثرات سرریز نوسانات قیمت مصرف کننده از گوشت گوسفند و مرغ به قیمت گوشت گوساله را نشان می دهد. در معادله h_n^p ، ضرایب n_3 و n_4 به ترتیب نشان دهنده اثرات سرریز نوسانات قیمت مصرف کننده از گوشت گوسفند و گوساله به قیمت گوشت مرغ می باشد.

مجموع $k_1 + k_2 + k_3 + k_4$ ، $m_1 + m_2 + m_3 + m_4$ و $n_1 + n_2 + n_3 + n_4$ دوام و پایداری را اندازه می‌گیرد (Engle and Bollerslev, 1986; Engle et al., 1990). اگر هر مجموعی کوچک‌تر از یک باشد، مدل GARCH پایدارتر است. به این معنی که دوام و پایداری اثر شوک برای پیش‌بینی در همه افق‌ها بیشتر است. ولی اگر یکی از این مجموع‌ها برابر یک باشد، نوسانات نامحدود است.

نتایج و بحث

در این مطالعه اثرات سرریز نوسانات قیمت مصرف‌کننده بین سه گروه گوشتی شامل گوسفند، گوساله و مرغ در بازار ایران با استفاده از الگوی خود توضیح واریانس ناهمسان شرطی تعمیم یافته (GARCH) بررسی می‌شود. بدین منظور داده‌های ماهانه شاخص قیمت مصرف‌کننده گوشت گوسفند (p^l)، شاخص قیمت مصرف‌کننده گوشت گوساله (p^b) و شاخص قیمت مصرف‌کننده گوشت مرغ (p^p) در ایران طی سال‌های ۱۳۹۰-۱۳۷۶ و بر مبنای سال پایه (۱۳۸۳=۱۰۰) که از دایره شاخص بهای مصرف‌کننده بانک مرکزی اخذ شده است، مورد استفاده قرار گرفته اند. نمودار روند تغییرات شاخص قیمتی این محصولات طی سال‌های ۱۳۹۰-۱۳۷۶ در نمودار ۱ آورده شده است.

پیش فرض آزمون همگرایی بررسی آزمون ایستایی می باشد که ایستایی متغیرهای مورد مطالعه با استفاده از آماره آزمون‌های ریشه واحد ADF، PP، ERS و KPSS و با ملحوظ نمودن عرض از مبدأ و روند زمانی به صورت جدول ۱ می‌باشد.

LP^l ، LP^b و LP^p به ترتیب لگاریتم شاخص قیمت مصرف‌کننده گوشت گوسفند، لگاریتم شاخص قیمت مصرف‌کننده گوساله و لگاریتم شاخص قیمت مصرف‌کننده مرغ در ایران می‌باشد. بعد از بررسی ایستایی متغیرها (تمام سری‌های زمانی مورد بررسی ایستا از مرتبه یک بوده و پیش شرط استفاده از آزمون همگرایی را دارا بودند). آزمون همگرایی یوهانسون انجام شد که نتایج حاصل از این بررسی در جدول ۲ آمده است.

نتایج حاصل از آزمون همگرایی نشان داد که بر اساس هر دو آماره اثر (λ_{trace}) و آماره حداکثر ریشه مشخصه (λ_{max}) رابطه بلندمدت بین لگاریتم شاخص قیمت گوشت گوسفند (LP^l)، شاخص قیمت گوشت گوساله (LP^b) و شاخص قیمت گوشت مرغ (LP^p) وجود دارد. نتایج با ملحوظ نمودن عرض از مبدأ و بدون در نظر گرفتن روند به‌دست آمده است. ضرایب حاصل از نرمال‌سازی بردار همگرایی به‌صورت رابطه ۷ به‌دست آمده است و اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده انحراف معیار می‌باشد.

$$Lp^l = 1.81Lp^b - 0.80Lp^p \quad (7)$$

(0.06) (0.05)

ضرایب برآورد شده کشش بین سه شاخص قیمت را نشان می‌دهد. بنابراین با افزایش (کاهش) یک درصد شاخص قیمت گوشت گوساله، انتظار می‌رود که شاخص قیمت گوشت گوسفند ۱/۸۱٪ افزایش (کاهش) یابد. در حالی که یک درصد افزایش (کاهش) در شاخص قیمت گوشت مرغ منجر به کاهش (افزایش) ۰/۸۰٪ در شاخص قیمت گوشت گوسفند خواهد شد.

برای بررسی اثر کوتاه مدت در مورد قیمت مصرف‌کننده گوشت گوسفند، گوساله و گوشت مرغ که رابطه بلندمدتی با یکدیگر داشتند، از الگوی تصحیح خطای برداری خود رگرسیو استفاده شد که نتایج حاصل از این الگو در جدول ۳ آمده است. ضمن آنکه آزمون نسبت راستنمایی^۱ (LR) سیمز (۱۹۸۰) برای تعیین تعداد وقفه‌ها مورد استفاده قرار گرفت. همچنین تمام معادلات به لحاظ معیارهای اقتصادسنجی عدم وجود همبستگی سریالی^۲ (LM)، عدم وجود خطای تصریح تابعی و عدم وجود ناهمسانی واریانس قابل قبول بودند.

گوسفند، گوشت گوساله و گوشت مرغ می‌باشد. ضریب جزء تصحیح خطا همگی منفی و به لحاظ آماری معنی‌دار می‌باشند.

نتایج تجربی حاصل از برآورد الگوی MVGARCH در جدول ۴ نمایش داده شده است. رهیافت باکس جنکیز انتخاب شده نشان داد که مدل MVGARCH(1,1) برای نمایش قیمت‌های گوشت گوسفند، گوشت گوساله و گوشت مرغ بسیار مناسب می‌باشد. شایان ذکر است انتخاب مرتبه‌های یادشده بر مبنای سطح معنی‌داری آماری می‌باشد.

در جدول ۴ ضرایب k_2 ، m_2 و n_2 به ترتیب اثرات سرریز نوسانات قیمت مصرف‌کننده گوشت گوسفند، گوساله و مرغ را در نوسانات قیمتی بازار این محصولات نشان می‌دهد که به معنی اثر «heat waves» است. نتایج نشان می‌دهد که این ضرایب مثبت و معنی‌دار می‌باشد و نشان می‌دهد که نوسانات قیمت در بازار این محصولات اثر مثبت و معنی‌داری بر نوسانات این بازارها دارند.

ضرایب k_3 و k_4 به ترتیب اثرات سرریز نوسانات قیمت مصرف‌کننده از گوشت گوساله و مرغ بر نوسانات قیمت مصرف‌کننده گوشت گوسفند را نشان می‌دهد که این ضرایب مثبت و معنی‌دار بوده و به مفهوم «meteor showers» است. به همین ترتیب، ضرایب m_3 و m_4 به ترتیب

1 Likelihood Ratio

2 Serial Correlation

اثرات سرریز نوسانات قیمت مصرف کننده از گوشت گوسفند و مرغ به قیمت گوشت گوساله را نشان می‌دهد که این ضرایب نیز مثبت و معنی دار می‌باشند. ضرایب n_3 و n_4 به ترتیب نشان‌دهنده اثرات سرریز نوسانات قیمت مصرف کننده از گوشت گوسفند و گوساله به قیمت گوشت مرغ می‌باشد.

نتیجه‌گیری

در این مقاله اثرات سرریز نوسانات قیمت مصرف کننده در بازار گوشت ایران شامل گوشت گوسفند، گوساله و مرغ، با استفاده از الگوی GARCH انجام گرفت.

نتایج تجربی نشان داد که اثرات معنی داری متقابلی بین قیمت مصرف کننده در بازار گوشت گوسفند، گوساله و گوشت مرغ وجود دارد که نشانگر این است که هر یک از سه بازار می‌توانند از اطلاعات سایر بازارهای مورد مطالعه استفاده کنند، زمانی که انتظار انتقال نوسانات سایر بازارها را به بازار خود دارند.

علاوه بر آن نتایج آماری نشان می‌دهد که نوسانات قیمت مصرف‌کننده، اثرات سرریز مثبت و معنی‌داری بر نوسان قیمت محصولات مورد مطالعه در سطح خرده‌فروشی اعمال می‌نماید. ضمن آنکه نوسانات قیمت محصول در سطح خرده‌فروشی اثر مثبت و معنی‌داری بر نوسانات خود دارد. وجود اثرات سرریز مثبت و معنی‌دار نشان می‌دهد که وقوع نوسانات شدید در یک بازار، نوسانات را در سایر بازارها نیز افزایش خواهد داد. به عبارت دیگر انتقال نوسانات قیمت در بازار یک نوع گوشت باعث ایجاد نااطمینانی و ریسک در بازارهای سایر انواع گوشت‌های مورد مطالعه نیز خواهد بود. با توجه به نتایج حاصل و وابستگی متقابل نوسانات قیمت در بازار انواع گوشت مورد مطالعه، تدوین بسته‌های سیاستی مجزا به منظور کنترل نوسانات قیمت در این بازارها کارایی لازم را نداشته و سیاست‌گذاری جامع برای مدیریت یکپارچه نوسانات قیمت در تمامی بازارها ضرورت دارد.

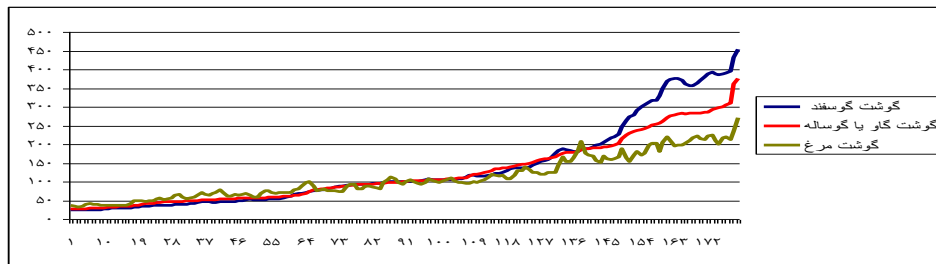
فهرست منابع:

۱. اسکندریور. ب. کاوسی کلاشمی. م. رفیعی. ح. خلیق خیاوی. پ. ۱۳۹۳. قانون قیمت واحد و یکپارچگی در بازارهای جهانی خرما. تحقیقات اقتصاد کشاورزی. شماره ۲۳. ۱۷۴-۱۵۹.
۲. قهرمانزاده. م. اشتیاقی. م. پیش بهار. ا. دشتی. ق. ۱۳۹۳. سرریز نوسان قیمت در بازار محصولات کشاورزی: مطالعه موردی بازار گوشت گوسفند استان آذربایجان شرقی. اقتصاد کشاورزی. شماره ۳۳. ۱۹-۱.
۳. خلیق خیاوی. پ. کاوسی کلاشمی. م. ضیاء الحسام. س. م. ۱۳۹۳. بررسی اثرات سرریز نوسانات قیمت چای در ایران. اولین همایش ملی چای. دانشگاه آزاد اسلامی واحد لاهیجان. ۱۴ اسفند ۱۳۹۲. لاهیجان. ایران
4. Alom. F. Ward. D. Hu. B. 2010. Cross country mean and volatility spillover effects of food prices: evidence for Asia and Pacific. *International Review of Business Research Papers* 6(5). 334 – 355.
5. Buguk. C. Hudson. D. Hanson. T. 2003. Price volatility spillover in agricultural markets: an examination of U.S. catfish markets. *Journal of Agricultural and Resource Economics*. 28(1). 86-99.
6. Berndt. E. K. Hall. H. B. Hall. R. E. Hausman. J. A. 1974. Estimation and inference in nonlinear structural models. *Annals of Economic and Social Measurement*. 4. 653-666.
7. Bettendorf. L. Verboven. F. 2000. Incomplete transmission of coffee bean prices: evidence from The Netherlands. *European Review of Agricultural Economics*. 27. 1-16.
8. Binswanger. H. P. Rosenzweig. M. 1986. Behavioral and material determinates of production relations in agriculture. *Journal of Development Studies*. 22. 503-539.
9. Bollerslev. T. 1986. Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*. 31. 307-327.
10. Bollerslev. T. Wooldridge. J. M. 1992. Quasi-maximum likelihood estimation and inference in dynamic models with time-varying covariance. *Econometric Reviews*. 11. 143-172.
11. Chou. R. 1988. Volatility persistence and stock valuations; some empirical evidence using GARCH. *Journal of Applied Econometrics*. 3. 279-294.

12. Dickey, D. A. Fuller, W. A. 1981. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with unit root. *Econometrica*. 49. 1057–1072.
13. Elliot, G. Rothenberg, T. J. Stock, J. H. 1996. Efficient tests for an autoregressive unit root. *Econometrica*. 64. 813–836.
14. Enders, W. 1995. *Applied Econometric Time Series*. New York: John Wiley.
15. Engle, R. F. Bollerslev, T. 1986. Modeling the persistence of conditional variances. *Econometric Review*. 5. 1–50.
16. Engle, R. F. Ito, T. Lin, W. 1990. Meteor showers or heat waves? Heteroskedastic intra-daily volatility in the foreign exchange market. *Econometrica*. 58. 525–542.
17. Gardner, B. 1981. On the power of macroeconomic linkages to explain events in US agriculture. *American Journal of Agricultural Economics*. 68. 871–878.
18. Goodwin, B. K. Holt, M. T. 1999. Price transmission and asymmetric adjustment in the U.S. beef sector. *American Journal of Agricultural Economics*. 81. 630–637.
19. Johansen, S. Juselius, K. 1990. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. 52. 169–210.
20. Perron, P. 1990. Testing for unit root in a time series with a changing mean. *Journal of Business Economics and Statistics*. 8. 152–162.
21. Reztis, A. 2003. Agricultural price volatility spillover effects: the case of Greece. *European Review of Agricultural Economics*. 30(3). 389-406.
22. Reztis, A. 2003. Volatility spillover effect in Greece consumer meat prices. *Agricultural Economics Review*. 4(1). 29-36.
23. Saha, A. 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: Johns Hopkins University Press.
24. Sims, C. 1980. Macroeconomics and reality. *Econometrica*. 48. 1–48.

25. Trujillo-Barrera. A. Mallory. M. Garcia. P. 2011. Volatility spillovers in the U.S. crude oil, corn, and ethanol markets. Paper presented at the NCCC-134 Conference on Applied Commodity Price Analysis, Forecasting, and Market Risk Management. St. Louis. Missouri. April 18-19.
26. Tsay. R. 1987. Conditional heteroskedastic time series models. *Journal of the American Statistical Association*. 82. 590-604.
27. Varangis. P. N. 1992. On the interactions between the variances of money supply, agricultural prices and industrial prices. *Greek Economic Review*. 14. 129-149.
28. Weaver. R. D. Natcher. W. 2000. Has market reform exposed farmers to greater price volatility? In: *Farm Economics. Cooperative Extension Service, US Department of Agriculture. College Station, PA: Pennsylvania State University.*
29. Zanas. G. P. 1998. Inflation, agricultural prices and economic convergence in Greece. *European Review of Agricultural Economics*. 25. 19-29.

پیوست‌ها



نمودار ۱- روند تغییرات شاخص قیمت مصرف کننده گوشت گوسفند، گوساله و مرغ در ایران طی سال‌های ۱۳۷۶-۱۳۹۰

جدول ۱- نتایج آزمون ایستایی لگاریتم شاخص قیمت مصرف کننده گوشت گوسفند، گوساله و مرغ طی سال‌های ۱۳۷۶-۱۳۹۰

KPSS		ERS		PP		ADF		متغیر
تفاضل مرتبه اول	سطح	تفاضل مرتبه اول	سطح	تفاضل مرتبه اول	سطح	تفاضل مرتبه اول	سطح	
۰/۰۷	۱/۷۲***	۰/۰۰۳***	۶۵/۴۳	-۵/۶۰***	-۱/۵۷	-۸/۷۸***	-۱/۷۳	LP ^۱
۰/۰۷	۱/۷۲***	۰/۰۰۳***	۶۵/۴۳	-۸/۳۱***	-۲/۲۱	-۸/۳۱***	-۲/۶۲	LP ^۲
۰/۱۳	۱/۶۸***	۰/۷۷***	۷/۵۸	-۱۸/۹۶***	-۰/۲۳	-۴/۷۶***	-۱/۰۶	LP ^۳

*** معنی داری در سطح ۱٪

ماخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۲- نتایج آزمون همگرایی یوهانسون میان شاخص قیمت مصرف کننده گوشت گوسفند، گوساله و مرغ طی سال‌های ۱۳۷۶-۱۳۹۰

حداکثر ریشه مشخصه			آماره اثر		
مقادیر بحرانی در سطح ۵ درصد	مقادیر λ_{max}	فرضیه صفر	مقادیر بحرانی در سطح ۵ درصد	مقادیر λ_{trace}	فرضیه صفر
۲۱/۱۳	۲۷/۳۴**	نبود رابطه	۲۹/۷۹	۴۲/۲۱**	نبود رابطه بلند مدت
۱۴/۲۶	۱۰/۶۰	حداکثر یک رابطه	۱۵/۴۹	۱۴/۸۷	حداکثر یک رابطه
۳/۸۴	۴/۲۶**	حداکثر دو رابطه	۳/۸۴	۴/۲۶**	حداکثر دو رابطه

*** معنی داری در سطح ۵٪

ماخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۳- نتایج برآورد الگوی تصحیح خطای برداری خود رگرسیو (ECVAR)

ضرایب	Δp^l	Δp^b	Δp^p
Δp^l_{t-1}	۱/۰۹**	۰/۲۵**	-۰/۲۱**
Δp^l_{t-2}	-۰/۴۶**	-۰/۱۴**	۰/۳۵**
Δp^b_{t-1}	-۰/۴۰**	۰/۱۰**	۰/۵۲**
Δp^b_{t-2}	۰/۳۵**	۰/۳۱**	-۱/۸۳**
Δp^p_{t-1}	۰/۰۴**	۰/۰۴**	۰/۱۳**
Δp^p_{t-2}	-۰/۰۲**	۰/۰۰۸**	-۰/۲۲**
c	۱/۰۵**	۰/۹۴**	۳/۰۹**
ec_{t-1}	-۰/۰۲**	-۰/۰۲**	-۰/۰۸**

** معنی داری در سطح ۰.۵٪

ماخذ: یافته های تحقیق

جدول ۴- نتایج برآورد الگوی MVGARCH

$P_p =$ معادلات گوشت مرغ		$P_b =$ معادلات گوشت گوساله		$P_L =$ معادلات گوشت گوسفند	
برآوردها	ضرایب	برآوردها	ضرایب	برآوردها	ضرایب
-۰/۱۴۲**	c_{11}	۰/۲۹۳***	b_{11}	۰/۱۷۰***	a_{11}
۰/۰۲۰**	c_{12}	۰/۰۵۱***	b_{12}	۰/۱۴۳**	a_{12}
۰/۰۷۵***	c_{21}	۰/۰۶۸**	b_{21}	۰/۱۳۱**	a_{21}
۰/۰۹۰**	c_{22}	۰/۰۳۱**	b_{22}	۰/۰۹۱***	a_{22}
-۰/۰۵۶**	c_{31}	-۰/۰۲۹**	b_{31}	-۰/۰۸۸**	a_{31}
۰/۰۴۲**	c_{32}	-۰/۰۱۸**	b_{32}	۰/۰۷۹**	a_{32}
-۰/۴۳**	φ_3	-۰/۰۴۳**	φ_2	۰/۰۶۸**	φ_1
۰/۰۰۰۲**	n_0	۰/۰۰۰۷**	m_0	۰/۰۰۰۹**	k_0
۰/۰۵۲**	n_1	۰/۰۳۶**	m_1	۰/۰۱۴**	k_1
۰/۰۷۱**	n_2	۰/۰۴۶**	m_2	۰/۰۸۲**	k_2
۰/۰۱۴**	n_3	۰/۰۴۸**	m_3	۰/۰۶۵**	k_3
۰/۰۵۱**	n_4	۰/۰۴۶**	m_4	۰/۰۸۸**	k_4

** معنی داری در سطح ۰.۵٪

ماخذ: یافته های تحقیق

