اثرات سرریز نوسانات قیمت محصولات کشاورزی ایران (مطالعه موردی بازار مرغ)

رضا مقدسی[1]، پریسا خلیق خیاوی[2] ، هانیه یوسفی[2] و بهروز اسکندرپور[3]

چکیده

این تحقیق به بررسی اثرات سرریز قیمت نهاده ها و محصول (در سطوح تولید کننده و خرده فروشی) در بازار مرغ ایران با استفاده از الگوی خود توضیح واریانس ناهمسان شرطی تعمیم یافته (GARCH) در دوره ۱۳۸۹-۱۳۷۶ می پردازد.

مهمترین نتایج حاصل نشان می دهد که نوسانات قیمت نهاده ها و محصول (در سطح خرده فروشی) اثرات سرریز مثبت و معنی داری بر نوسان قیمت محصول (در سطح تولید کننده) اعمال می نماید. ضمن آنکه نوسانات قیمت محصول در سطح تولیدکننده اثر مثبت و معنی داری بر نوسانات خود دارد. همچنین نشان داده شد که قیمت محصول در سطح تولیدکننده در غیاث با قیمت نهاده ها و قیمت محصول در سطح خرده فروشی از نوسان و بی ثباتی بیشتری برخوردار است.

براساس نتایج بدست آمده و تأئید اثرات سرریز پیشنهاد می گردد در تنظیم بازار گوشت مرغ، توجه خاص به قیمت و نوسان آن در بازار نهادهای مرتبط (جوجه یکروزه، ذرت و ...) معطوف گردد.

طبقه بندی JEL: Q11, Q13

واژه‌های کلیدی: قیمت‌های کشاورزی، نوسانات، مدل GARCH

مقدمه

ارتباط بین قیمت نهاده های کشاورزی، قیمت محصولات کشاورزی و قیمت مواد غذایی در سطح خرده فروشی از موضوعات قابل توجه اقتصادی است. نهاده های کشاورزی به محصولات غذایی خام تبدیل می شوند و محصولات غذایی خام نیز همراه با بسته بندی و سایر خدمات، فرآوری شده و به محصولات غذایی نهایی تبدیل می شوند. آگاهی در مورد روابط بین قیمت نهاده، ستانده و مواد غذایی در سطح خرده فروشی برای بسیاری از سیاستهای معاصر و تجزیه و تحلیل بازار کالا مهم می باشد. بطوریکه اطلاعات مفیدی در این خصوص از جمله کارایی قیمت گذاری[2]، جذب سیگنالهای بازار[3] و انعطاف ناپذیری ساختاری قیمتها[4] فراهم می کند.

مطالعات مختلفی در ارتباط با بازارهای بین المللی کالاهای کشاورزی انجام گرفته که بر انتقال قیمت سطح مزرعه به مصرف کننده نهایی تاکید داشته اند. (Goodwin and Holt, 1999; Bettendorf and Verboven, 2000). این مطالعات بطور کلی از یک

به ترتب دانشیار[1] و [2]دانشجوی دکتری گروه اقتصاد کشاورزی، واحد علوم و تحقیقات تهران، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران و [3]عضو هیئت علمی دانشگاه پیام نور و دانشجوی دکتری r.moghaddasi@srbiau.ac.ir

2 Pricing efficiency
3 Assimilation of market signals
4 Structural rigidities of prices

چارچوب سری زمانی برای بررسی چگونگی انتقال قیمت بین سطوح مختلف بازار استفاده می کنند. یکی دیگر از مسائل مهم در زمینه قیمت گذاری کشاورزی، میزان نوسان قیمت ها در بازارهای نهاده و محصولات می باشد. (Weaver and Natcher, 2000).

افزایش نوسان قیمت، نشان دهنده عدم قطعیت بیشتر در مورد قیمتهای 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 سالهای 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 بازار نهاده مرتبط، که از آن تحت عنوان «اثرات سرریز[1]» 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[2] (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 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[3] (۲۰۰۳) اثرات سر ریز نوسانات قیمتی زنجیره عرضه گربه ماهی در امریکا را با استفاده از داده های قیمت ماهانه از سال ۲۰۰۰-۱۹۸۰ برای نهاده های تغذیه ای گربه ماهی و سطوح تولید کننده، 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 تائید کرده است. بطوریکه 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[4] (۲۰۱۱) اثرات سرریز نوسانات قیمت انرژی را به بازارهای کشاورزی در ایالات متحده بررسی کردند. بدلیل نوسانات شدید قیمت نفت خام و اتانول در دوره ۲۰۱۱-۲۰۰۶ 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 بطور قابل توجهی به بازار ذرت و بطور مشابه به بازار اتانول منتقل شده است. همچنین اثرات سریز نوسانات قیمت در بازار اتانول و ذرت نیز وجود دارد اما عمدتا این سرریز از بازار ذرت به بازار اتانول می باشد و ارتباط شدیدی بین بازار ذرت و اتانول وجود دارد.

1 Spillover Effect
2 Rezitis
3 Buguk et al.
4 Trujillo-Barrera et al.

الوم و همکاران[1] (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 مدلهای خانواده GARCH و شاخصهای 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 بدلیل افزایش شدید قیمت مواد غذایی بین کشورها اتفاق افتاده است.

هدف از این تحقیق بررسی اثرات سر ریز نوسانات قیمت نهاده ها و محصول (در سطوح تولید کننده و مصرف کننده) در بازار مرغ ایران می باشد. از این رو ضمن بررسی نوسان قیمت نهاده ها و محصول، میزان و شدت تأثیرپذیری 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 یافته های حاصل به پیش بینی بهتر و دقیق تر قیمت در بازار محصول مورد نظر کمک نماید. این مقاله برای تجزیه و تحلیل اثرات سر ریز نوسانات از رهیافتی که توسط انگل و همکاران (۱۹۹۰) ارائه شده است، پیروی می کند. روش آماری بکار 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 بکار 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.

۲- روش تحقیق و متدولوژی

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

۲-۱ آزمون ایستایی متغیرها

بکارگیری روش‌های معمول و کلاسیک اقتصادسنجی در داده‌های سری زمانی وقتی که متغیرها نا ایستا باشند از کارایی و اعتبار لازم برخوردار نبوده و آماره‌های آزمون‌های F و t معتبر نمی باشند. برای رفع این مشکل مهم ترین 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 اخیرا برای بررسی ایستایی شهرت یافته، آزمون ریشه واحد است. آزمون ریشه واحد شامل چندین آزمون برای بررسی ایستایی است که عبارتند از: آزمون دیکی ـ فولر تعمیم یافته[2] (ADF)، فیلیپس پرون[3]، KPSS[4] و آزمون ERS[5] که با توجه به کاربرد گسترده آزمون ADF و PP در مطالعات اقتصادی در اینجا فقط دو آزمون KPSS و ERS توضیح داده می شوند:

1 Alom et al.
1 Augmented Dickey – Fuller (ADF)
2 Phillips -Perron.(PP)
3 Kwiatkowski,Phillips, Schmidt& Shin.(KPSS)
4 Elliot-Rothenberg -Stock point optimal.(ERS)

۲-۱-۱ آزمون KPSS

آزمون KPSS (۱۹۹۲) با سایر آزمونهای ریشه واحد متفاوت است این تفاوت نیز به فرضیه صفر این آزمون بر می گردد در این آزمون بر خلاف سایر آزمون های ریشه واحد فرضیه صفر دلالت بر ایستایی متغیر سری زمانی مربوطه دارد و فرضیه مقابل نیز به وجود ریشه واحد و نا ایستایی متغیر مورد نظر تاکید دارد. شاخص آماری KPSS بر مقادیر باقی مانده رگرسیون حداقل مربعات معمولی Y_t روی متغیرهای برونزای X_t استوار است.

$$y_t = x_t'\delta + U_t \qquad (۱)$$

آزمون LM بصورت زیر تعریف می شود:

$$LM = \sum_t S_{(t)^2} \Big/ (T^2 f_0) \qquad (۲)$$

که f_0 یک برآوردگر طیف باقی مانده در فراوانی صفر و $S_{(t)}$ نیز تابع تراکمی باقی مانده است که بصورت زیر تعریف می شود:

$$S_{(t)} = \sum_{r=1}^{t} \hat{U}_r, \hat{U}_t = y_t - x_t'\hat{\delta}(0) \qquad (۳)$$

این آزمون را برای جملات پسماند معادلاتی که از روش حداقل مربعات معمولی و با روش حداقل مجذورات دو مرحله ای تخمین زده شده اند را می توان اجرا نمود. کاربرد برآوردگر δ که در این محاسبه به کار می رود با برآوردگر δ که در تغییر روند GLS استفاده می شود متفاوت است. برای محاسبه آزمون KPSS باید مجموعه رگرسورهای برونزای X_t تخمین زده شوند که در این روش f_0 نیز برآورد می شود.(کوایات کوسکی و همکاران ،۱۹۹۲)

۲-۱-۲آزمون ERS

نقطه بهینه درآزمون ERS (۱۹۹۶) بر پایه رگرسیون شبه تفاوت تعریف شده در معادله زیر است:

$$d(y_t|a) = d(x_t|a)'\delta(a) + \eta_t \qquad (۴)$$

و باقی مانده فرمول ۴ بصورت زیر تعریف می شود:

$$\hat{\eta}_t(a) = d(y_t|a) - d(x_t|a)'\hat{\delta}(a) \qquad (۵)$$

و برای تابع مجموع مربعات باقی مانده ها داریم:

$$SSR(a) = \sum \hat{\eta}_t^{\,2}(a) \qquad (۶)$$

برای تعیین نقطه بهینه در آزمون ERS طبق فرمول تعریف شده زیر آزمون آماری فرضیه صفر برابر است با $\alpha = 1$ و فرضیه یک عبارت است از: $\alpha = \bar{a}$

$$P_T = (SSR(\bar{a}) - \bar{a}SSR(1))/f_0 \qquad (۷)$$

که در آن f_0 یک برآوردگر طیف باقی مانده در فراوانی صفر است. برای محاسبه آزمون ERS باید مجموعه رگرسورهای برونزای x_t تخمین زده شوند که در این روش f_0 نیز برآورد می شود.

۲-۲ تعیین رابطه همگرایی بین متغیرها و تبیین مدلهای تصحیح خطا

مهم ترین بحث پس از بررسی ایستایی متغیرها تعیین رابطه همگرایی بین متغیرهای مدل می‌باشد. در مورد تعیین همگرایی روش یوهانسون جوسیلیوس[1](۱۹۹۰) بکار گرفته شد که از طریق روش تابع حداکثر راستنمایی[2] تخمین زده می شود. 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 می توان از این روش برای تعیین مقدار بردارهای همگرایی استفاده کرد. مهم ترین مزیت این روش این است که صرفاً یک بردار همگرایی بین متغیرهای مدل را نتیجه نمی دهد. 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 ($\lambda_{\max}$) و آماره اثر (λ_{trace}) بوده که بیان کنندهٔ تعداد بردارهای همگرایی بین متغیرهای مدل می باشند. برای آماره حداکثر مقادیر ویژه $(\lambda_{\max})$ فرضیه صفر و مقابل به صورت زیر می باشد. $\left\{\begin{matrix} H_0 : r = 0 \\ H_1 : r = 1 \end{matrix}\right\}$

اگر فرضیه صفر که عدم وجود رابطه همگرایی بین متغیرهای مدل می باشد رد گردد، نشان دهندهٔ این است که حداقل r=1 می باشد یا به عبارت دیگر حداقل یک بردار همگرایی بین متغیرها برقرار می باشد. اگر باز هم فرضیه صفر که وجود حداقل یک بردار همگرایی است رد شود نشان دهندهٔ این است که حداقل ۲ بردار همگرایی بین متغیرها برقرار می باشد. 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 تئوری ها و منطق اقتصادی سازگار باشد از بین بردارهای مورد نظر انتخاب می شود. (Johansen and Juselius, 1990)

بعد از تأئید رابطه همگرایی بین متغیرهای مدل روابط کوتاه مدت با استفاده از مکانیسم بردار تصحیح خطای خودرگرسیو[3] (ECVAR) برآورد می شوند. همچنین آزمون نسبت راستنمایی سیمز (۱۹۸۰برای تعیین تعداد وقفه های سیستم ECVAR بکار گرفته می شود. مدل ECVAR معادله میانگین را برای فرآیند GARCH تقریب می زند. باید خاطر نشان کرد که تمام برآوردهایی که آماره t کمتر از دو دارند حذف می شوند. علاوه بر این تمام معادلات به لحاظ معیارهای اقتصاد سنجی از جمله عدم وجود همبستگی سریالی[4](LM)، عدم وجود خطای تصریح تابعی و عدم وجود ناهمسانی واریانس مورد بررسی قرار گرفتند.

۲-۳ برآورد نوسانات شرطی: اثرات سر ریز قیمت نهاده ها و محصول (تولید کننده و مصرف کننده)

مدلهای MVGARCH توسط بولرسلو (۱۹۸۶) توسعه یافتند که بعنوان نمونه خاصی از فرآیند تصادفی ARMA مطرح گردیده است و برای جزء مربع خطای تصادفی[5] بکار گرفته می شود. (تی سی، ۱۹۸۷).

$$\Delta P_t^i = a_1 + \sum_i f_{1i}\Delta p_{t-i}^i + \sum_i f_{2i}\Delta p_{t-i}^o + \sum_i f_{3i}\Delta p_{t-i}^r + \varphi_1 ec_{t-1} + e_t^i \qquad (۸)$$

$$\Delta P_t^o = a_2 + \sum_i f_{4i}\Delta p_{t-i}^i + \sum_i f_{5i}\Delta p_{t-i}^o + \sum_i f_{6i}\Delta p_{t-i}^r + \varphi_2 ec_{t-1} + e_t^o \qquad (۹)$$

1Johansen &Juselius
2 Maximum Likelihood (ML)
3 Error Correction Vector Autoregressive
4 Serial Correlation
5 the squared stochastic error term

$$\Delta P_t^r = a_3 + \sum_i f7_{7i}\Delta p_{t-i}^i + \sum_i f_{8i}\Delta p_{t-i}^o + \sum_i f_{9i}\Delta p_{t-i}^r + \varphi_3 ec_{t-1} + e_t^r \quad (۱۰)$$

$$h_t^i = b_1 + b_2 e_{t-1}^{i\ 2} + b_3 h_{t-1}^i + b_4 e_{t-1}^{o\ 2} + b_5 e_{t-1}^{r\ 2} + b_6 h_t^o + b_7 h_t^r \quad (۱۱)$$

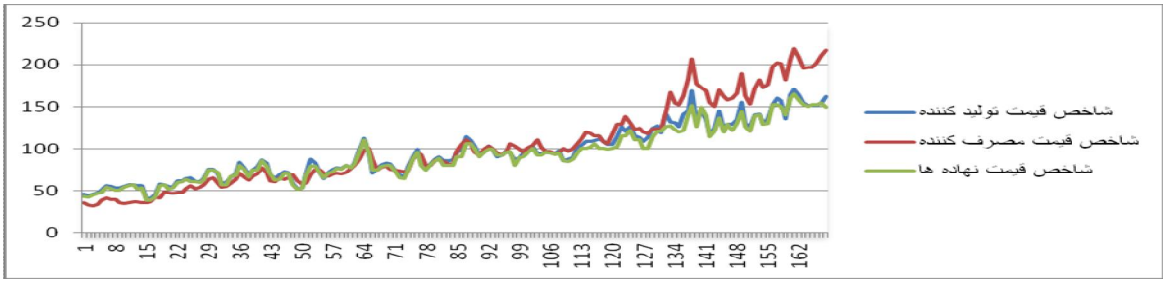
$$h_t^o = b_8 + b_9 e_{t-1}^{o\ 2} + b_{10} h_{t-1}^o + b_{11} e_{t-1}^{i\ 2} + b_{12} e_{t-1}^{r\ 2} + b_{13} h_t^i + b_{14} h_t^r \quad (۱۲)$$

$$h_t^r = b_{15} + b_{16} e_{t-1}^{r\ 2} + b_{17} h_{t-1}^r + b_{18} e_{t-1}^{o\ 2} + b_{19} e_{t-1}^{i\ 2} + b_{20} h_t^o + b_{21} h_t^i \quad (۱۳)$$

بطوریکه ΔP^i، ΔP^o و ΔP^r به ترتیب تفاضل مرتبه اول لگاریتم شاخص قیمت نهاده ها و لگاریتم شاخص قیمت محصول در سطوح تولید کننده و مصرف کننده می باشد. ec_{t-1} مقدار جزء تصحیح خطای با وقفه ست که از بردار همگرایی بلند مدت بدست آمده است. e^i، e^o و e^r به ترتیب جزء اخلال تصادفی میانگین قیمت نهاده ها و قیمت محصول (در سطوح تولید کننده و خرده فروشی) می باشد و h^i، h^o و h^r به ترتیب واریانس شرطی قیمت نهاده ها و قیمت محصول (در سطوح تولید کننده و مصرف کننده) می باشد. به عنوان مثال در معادله h^i، ضرایب b_3، b_6 و b_7 به ترتیب اثرات سرریز قیمت نهاده ها و محصول(در سطوح تولید کننده و مصرف کننده) را نشان می دهد. در مقابل، ضرایب b_4 و b_5 اثرات سرریز نوسانات قیمت محصول در سطوح تولید کننده و مصرف کننده به قیمت نهاده ها را نشان می دهد. مجموع $b_2 + b_3 + b_4 + b_5 + b_6 + b_7$ دوام و پایداری را اندازه می گیرد. (Engle and Boller- slev, 1986; Engle et al., 1990) اگر کوچکتر از یک اما بسیار نزدیک به یک باشد، مدل MVGARCH پایدارتر است به این معنی که دوام و پایداری اثر شوک برای پیش بینی در همه افقها بیشتر است.

۳- نتایج و بحث

در این مطالعه اثرات سرریز قیمت نهاده ها و محصول (در سطوح تولید کننده و خرده فروشی) در بازار مرغ ایران با استفاده از الگوی خود توضیح واریانس ناهمسان شرطی تعمیم یافته (GARCH) بررسی می شود. بدین منظور داده های ماهانه شاخص قیمت نهاده ها (p^i)، شاخص قیمت تولید کننده(p^o) و شاخص قیمت خرده فروشی (p^r) مرغ در ایران طی سالهای ۱۳۸۹-۱۳۷۶ و بر مبنای سال پایه (۱۰۰=۱۳۸۳) که از شرکت پشتیبانی دام اخذ شده است، مورد استفاده قرار گرفته اند. نمودار روند تغییرات شاخص قیمتی این محصول طی سالهای۱۳۸۹- ۱۳۷۶ در نمودار ۱ آورده شده است.



نمودار (۱) روند تغییرات شاخص قیمت نهاده ها و محصول (در سطح تولید کننده و مصرف کننده) مرغ در ایران طی سالهای ۱۳۸۹-۱۳۷۶

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 یک می‌باشد:

جدول(۱) نتایج آزمون ایستایی لگاریتم شاخص قیمت نهاده ها، تولید کننده و مصرف کننده مرغ طی سالهای ۱۳۸۹-۱۳۷۶

متغیر	ADF		PP		ERS		KPSS	
	سطح	تفاضل مرتبه اول	سطح	تفاضل مرتبه اول	سطح	تفاضل مرتبه اول	سطح	تفاضل مرتبه اول
LP^i	-۱/۳۲	-۱۱/۹۳***	-۱/۸۵	-۲۰/۶۰***	۶۵/۸۰	۰/۰۰۳***	۱/۵۶***	۰/۱۴
LP^o	-۰/۵۷	-۴/۹۹***	-۱/۶۲	-۲۱/۰۱***	۸/۵۵	۱/۱۲***	۰/۱۳***	۱/۵۷
LP^r	-۲/۴۷	-۱۰/۳۶***	-۳/۰۰	-۱۴/۹۰***	۷/۵۸	۰/۷۷***	۰/۲۷***	۰/۱۰

ماخذ: یافته های تحقیق *** معنی داری در سطح ۱٪

LP^i، LP^o و LP^r به ترتیب لگاریتم شاخص قیمت نهاده ها، لگاریتم شاخص قیمت تولید کننده و لگاریتم شاخص قیمت مصرف کننده مرغ در ایران می باشد. بعد از بررسی ایستایی متغیر ها (تمام سری های 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.

جدول(۲) نتایج آزمون همگرایی یوهانسون میان شاخص قیمت نهاده ها، تولید کننده و خرده فروشی مرغ طی سالهای ۱۳۸۹-۱۳۷۶

آماره اثر			حداکثر ریشه مشخصه		
فرضیه صفر	مقادیر λ_{trace}	مقادیر بحرانی در سطح ۵ درصد	فرضیه صفر	مقادیر $\lambda_{\max}$	مقادیر بحرانی در سطح ۵ درصد
نبود رابطه بلند مدت	۴۵/۰۵**	۲۹/۷۹	نبود رابطه	۳۰/۳۷**	۲۱/۲۳
حداکثر یک رابطه	۱۴/۶۴	۱۵/۴۹	حداکثر یک رابطه	۱۳/۹۴	۱۴/۲۶
حداکثر دو رابطه	۰/۷۳	۳/۸۴	حداکثر دو رابطه	۰/۷۳	۳/۸۴

ماخذ:یافته های تحقیق ** معنی داری در سطح ۵٪

نتایج حاصل از آزمون همگرایی نشان داد که بر اساس هر دو آماره اثر (λ_{trace}) و آماره حداکثر ریشه مشخصه $(\lambda_{\max})$ یک رابطه بلند مدت بین لگاریتم قیمت نهاده ها (Lp^i)، قیمت تولید کننده (Lp^o) و قیمت خرده فروشی (Lp^r) وجود دارد. نتایج با ملحوظ نمودن عرض از مبدأ و بدون در نظر گرفتن روند بدست آمده است. ضرایب حاصل از نرمال سازی بردار همگرایی بصورت رابطه ۱۴ بدست آمده است و اعداد داخل پرانتز نشاندهنده انحراف معیار می باشد:

$$Lp^i = \underset{(0.093)}{0.536}Lp^o + \underset{(0.063)}{0.306}Lp^r \qquad (۱۴)$$

ضرایب برآورد شده کشش بین سه شاخص قیمت را نشان می دهد. بنابراین با افزایش (کاهش) یک درصد شاخص قیمت تولید کننده، انتظار می رود شاخص قیمت نهاده ها ۰/۵۴ درصد افزایش (کاهش) یابد، در حالیکه یک درصد افزایش (کاهش) در شاخص قیمت خرده فروشی منجر به افزایش (کاهش) ۰/۳۱ درصد در شاخص قیمت نهاده ها خواهد شد.

برای بررسی اثر کوتاه مدت در مورد قیمت نهاده ها، قیمت تولید کننده و قیمت خرده فروشی گوشت مرغ که رابطه بلند مدتی 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[1] (LR) سیمز (۱۹۸۰) برای تعیین تعداد وقفه ها مورد استفاده قرار گرفت. همچنین تمام معادلات به لحاظ معیارهای اقتصاد سنجی عدم وجود همبستگی سریالی[2](LM)، عدم وجود خطای تصریح تابعی و عدم وجود ناهمسانی واریانس قابل قبول بودند.

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

ضرایب	Δp^i	Δp^o	Δp^r
Δp^i_{t-1}	۰/۰۷**	۰/۶۱**	**۰/۱۴****
Δp^i_{t-2}	-۰/۱۶**	۰/۰۳**	**۰/۰۱۷****
Δp^o_{t-1}	۰/۴۳**	۰/۱۷**	**۰/۱۸****
Δp^o_{t-2}	۰/۲۵**	۰/۰۰۰۹**	**-۰/۰۳۱****
Δp^r_{t-1}	۰/۳۱**	۰/۱۸**	**۰/۰۳****
Δp^r_{t-2}	-۰/۲۸**	-۰/۳۶**	**-۰/۲۹****
c	۰/۰۰۹**	۰/۰۰۹**	**۰/۰۱۲****
ec_{t-1}	-۰/۸۷**	-۰/۸۱**	**-۰/۱۰۱****

ماخذ:یافته های تحقیق ** معنی داری در سطح ۵٪

Δp^i، Δp^o و Δp^r به ترتیب تفاضل مرتبه اول لگاریتم شاخص قیمت نهاده ها، تولید کننده و خرده فروشی مرغ می باشد. ضریب جزء تصحیح خطا همگی منفی و به لحاظ آماری معنی دار می باشند.

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 مرغ بسیار مناسب می باشد.

1 Likelihood Ratio
2 Serial Correlation

جدول (۴) نتایج برآورد الگوی MVGARCH

معادلات میانگین شرطی			
ضرایب	Δp^i	Δp^o	Δp^r
C	۰/۰۱۲**	۰/۰۱۳۹**	۰/۰۱۱**
Δp^i_{t-1}	۰/۵۴۰**	۰/۰۴۵**	۰/۱۷۵**
Δp^i_{t-2}	-۰/۶۱۲**	۰/۴۲۶**	۰/۱۴۲**
Δp^o_{t-1}	۰/۵۸۱**	۰/۰۰۰۵**	-۰/۱۶۶**
Δp^o_{t-2}	۰/۳۶۸**	۰/۱۳۹**	۰/۱۸۱**
Δp^r_{t-1}	۰/۰۰۲**	۰/۰۶۴**	۰/۰۲۰۱**
Δp^r_{t-2}	-۰/۱۳۳**	-۰/۲۳۳**	-۰/۲۷۹**

معادلات واریانس شرطی					
h^i		h^o		h^r	
C	۰/۰۱۴**	C	۰/۰۱۳**	C	۰/۰۰۳۳**
$e^{i\ 2}_{t-1}$	۰/۰۰۰۵۴**	$e^{o\ 2}_{t-1}$	۰/۰۰۰۶۹**	$e^{r\ 2}_{t-1}$	۰/۰۰۰۷۲**
h^i_{t-1}	۰/۲۶۱**	h^o_{t-1}	۰/۸۷۱**	h^r_{t-1}	۰/۳۳۶**
$e^{o\ 2}_{t-1}$	۰/۰۰۶۹**	$e^{i\ 2}_{t-1}$	۰/۰۰۲۹**	$e^{i\ 2}_{t-1}$	۰/۰۰۰۹**
$e^{r\ 2}_{t-1}$	۰/۰۰۰۲۵**	$e^{r\ 2}_{t-1}$	۰/۰۰۰۲۹**	$e^{o\ 2}_{t-1}$	۰/۰۰۰۶**
h^o_t	۰/۶۸۰**	h^i_t	۱/۱۲۲**	h^o_t	۰/۳۰۹**
h^r_t	۰/۰۶۸**	h^r_t	۰/۰۶۶**	h^i_t	۰/۲۱۷**

ماخذ:یافته های تحقیق

** معنی داری در سطح ۵٪

نتایج نشان می دهد که در معادلات h^i و h^r، ضرایب سرریز نوسانات یعنی b_4، b_5، b_{18} و b_{19} مثبت و به لحاظ آماری معنی دار هستند. ولی اندازه این ضرایب کوچک است که نشان دهنده سر ریز نوسانات ضعیف از قیمت محصول در سطوح مصرف کننده و تولیدکننده به قیمت نهاده ها است و همچنین از قیمت محصول در سطح تولید کننده و نهاده ها به قیمت محصول در سطح خرده فروشی است. معنی داری آماری ضرایب b_3 و b_{17} حاکی از آن است که قیمت نهاده ها و قیمت محصول در سطح خرده فروشی دارای نوسانات خوشه ای می باشند. اندازه دوام و پایداری در هر دو بازار خرده فروشی و نهاده ها کوچک است و به ترتیب ۰/۳۳۸ و۰/۲۶۲ می باشد که کمتر از یک می باشد و نشان می دهد که مدل MVGARCH برای هر دو قیمت خرده فروشی و نهاده ها پایدار است. نتایج تجربی برای معادله h^o در جدول ۵ نشان می دهد که اندازه ضرایب سرریز نوسانات، b_{11} و b_{12} به لحاظ آماری معنی دار هستند که نشان دهنده اثرات سرریز نوسانات قیمت محصول در سطح خرده فروشی و نهاده ها به قیمت محصول در سطح تولید کننده است. باید توجه داشت که اثرات سرریز نوسانات قیمت نهاده ها به قیمت محصول در سطح تولید کننده (b_{12} = ۰/۰۰۶۹) بزرگتر از

اثرات سرریز نوسانات قیمت محصول در سطح خرده فروشی به قیمت محصول در سطح تولیدکننده (b_{11} = ۰/۰۰۲۹) است. این نشان می دهد که حساسیت نوسانات قیمت محصول در سطح تولید کننده به نوسانات قیمت نهاده ها بیشتر از نوسانات قیمت محصول در سطح خرده فروشی می باشد. این یافته ها به این مفهوم است که عوامل موثر در عرضه مهمتر از عوامل موثر بر تقاضا در تاثیر گذاری بر نوسانات قیمت محصول در سطح تولید کننده هستند. معنی داری آماری ضریب b_{10} نشان می دهد که نوسانات قیمت محصول در سطح تولیدکننده اثر مثبت و معنی داری بر نوسانات خود دارد. اندازه پایداری نزدیک به یک (۰/۸۸۱) اما کمتر از یک نشان می دهد که مدل MVGARCH برای قیمت محصول در سطح تولید کننده نیز پایدار است. بنابراین اثر شوک به قیمت محصول در سطح تولید کننده برای یک مدت طولانی دوام و پایداری دارد.

نتیجه گیری و پیشنهادات

در این مقاله اثرات سرریز نوسانات قیمت نهاده ها و محصول (در سطوح تولید کننده و خرده فروشی) در بازار مرغ ایران با استفاده از الگوی GARCH انجام گرفت. تحقیقات تجربی نشان داد که نوسانات قیمت نهاده و محصول (در سطح خرده فروشی) اثرات سرریز مثبت و معنی داری بر نوسانات قیمت محصول (در سطح تولید کننده) دارند. علاوه بر این، نتایج نشان می دهد که نوسانات قیمت نهاده ها نسبت به نوسانات قیمت محصول در سطح خرده فروشی تاثیر بزرگتری در نوسانات قیمت محصول در سطح تولید کننده دارد که نشان دهنده این واقعیت است که عوامل موثر بر هزینه نسبت به عوامل موثر بر تقاضا در نوسانات قیمت محصول در سطح تولیدکننده تاثیر بیشتری دارد. علاوه بر این، نوسانات قیمت محصول در سطح تولیدکننده تاثیر مثبت و معنی داری بر نوسان خود دارد. بر اساس نتایج تجربی، اثرات سرریز یا چگونگی تاثیرپذیری قیمت در بازار یک کالا از نوسان قیمت در بازار نهاده مرتبط از اهمیت خاصی برخوردار است. زیرا افزایش نوسان قیمت نشان دهنده عدم قطعیت بیشتر در مورد قیمت های آتی و همچنین افزایش ریسک بازار است که منجر به کاهش دقت پیش بینی قیمت های آتی می شود. یافته ها نشان می دهد که قیمت محصول در سطح تولیدکننده، نسبت به قیمت نهاده ها و قیمت محصول در سطح خرده فروشی از نوسانات بیشتری برخوردار است که می تواند ناشی از عدم وجود قراردادهای آتی در بازار محصول در سطح تولید کننده، ماهیت بیولوژیکی فرایند تولید و کشش قیمتی پایین تقاضا در سطح تولید کننده نسبت به سطح خرده فروشی باشد.

لذا براساس نتایج بدست آمده و تأئید وجود اثرات سرریز پیشنهاد می گردد در تنظیم بازار گوشت مرغ، توجه خاصی به قیمت و نوسان آن در بازار نهاده های مرتبط (جوجه یکروزه، ذرت و ...) معطوف گردد.

منابع

Alom, F., Ward, D. and 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.

Buguk, C., Hudson, D., and 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.

Berndt, E. K., Hall, H. B., Hall, R. E. and Hausman, J. A. (1974). Estimation and inference in nonlinear structural models. Annals of Economic and Social Measurement 4: 653–666.

Bettendorf, L. and Verboven, F. (2000). Incomplete transmission of coffee bean prices: evidence from The Netherlands. European Review of Agricultural Economics 27: 1–16.

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

Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. Journal of Econometrics 31: 307–327.

Bollerslev, T. and Wooldridge, J. M. (1992). Quasi-maximum likelihood estimation and inference in dynamic models with time-varying covariances. Econometric Reviews 11: 143–172.

Chou, R. (1988). Volatility persistence and stock valuations; some empirical evidence using GARCH. Journal of Applied Econometrics 3: 279–294.

Dickey, D. A. and Fuller, W. A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with unit root. Econometrica 49: 1057–1072.

Elliot, G., Rothenberg, T. J. and Stock, J. H. (1996). Efficient tests for an autoregressive unit root. Econometrica 64: 813–836.

Enders, W. (1995). Applied Econometric Time Series. New York: John Wiley.

Engle, R. F. and Bollerslev, T. (1986). Modeling the persistence of conditiona variances. Econometric Review 5: 1–50.

Engle, R. F., Ito, T. and Lin, W. (1990). Meteor showers or heat waves? Heteroskedastic intra-daily volatility in the foreign exchange market. Econometrica 58: 525–542.

Gardner, B. (1981). On the power of macroeconomic linkages to explain events in US agriculture. American Journal of Agricultural Economics 63: 871–878.

Goodwin, B. K. and Holt, M. T. (1999). Price transmission and asymmetric adjustment in the U.S. beef sector. American Journal of Agricultural Economics 81: 630–637.

Johansen, S. and 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.

Perron, P. (1990). Testing for unit root in a time series with a changing mean. Journal of Business Economics and Statistics 8: 152–162.

Rezitis, A. (2003). Agricultural price volatility spillover effects: the case of Greece. European Review of Agricultural Economics. 30(3):389-406.

Rezitis, A. (2003). volatility spillover effect in Greece consumer meat prices. Agricultural Economics Review. 4(1): 29-36.

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: Johns Hopkins University Press.

Sims, C. (1980). Macroeconomics and reality. Econometrica 48: 1–48.

Trujillo-Barrera,A., Mallory,M. and 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, 2011.
Tsay, R. (1987). Conditional heteroskedastic time series models. Journal of the American Statistical Association 82: 590–604.
Varangis, P. N. (1992). On the interactions between the variances of money supply, agricultural prices and industrial prices. Greek Economic Review 14: 129–149.
Weaver, R. D. and 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.
Zanias, G. P. (1998). Inflation, agricultural prices and economic convergence in Greece. European Review of Agricultural Economics 25: 19–29.

Spillover Effects of Agricultural Products Price Volatilities in Iran (Case Study: Poultry Market)

Reza Moghaddasi[1] Parisa Khaligh Khiavi[2] Hanieh Yousefi[2] Behruz Eskandarpur[3]

Abstract

This paper investigates volatility spillover effects across input prices, producer and retail levels in poultry market using the Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasitic (GARCH) models for the period between 1997 and 2010. The empirical findings show that the volatility of both agricultural input and retail food prices exerts significant, positive spillover effects on the volatility of agricultural output prices. Moreover, the volatility of agricultural output prices has a significant, positive impact on its own volatility. Agricultural output prices are shown to be more volatile than agricultural input and retail food prices.
So it is suggested that in regulating of poultry meat market, special attention must be paid to price volatility in related input markets (chicken, corn, …)

Keywords: Agricultural prices, Volatility, GARCH process

JEL classification: Q11, Q13

Respectively Associate Professor1, 2phd Candidate, Department of Agricultural Economics, Science and Research Branch, Islamic Azad University, Tehran, IRAN and 3Faculty Member of Payame Noor University & Ph.D Candidate.
Email: r.moghaddasi@srbiau.ac.ir