اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال بیست و پنجم، شمارهٔ ۹۸، تابستان ۱۳۹۶

آثار سرریز نوسان‌های قیمت چای در ایران
(مطالعهٔ موردی شهرستان لاهیجان)

محمد کاوسی کلاشمی[۱]، پریسا خلیق خیاوی[۲]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۴/۶/۲۷ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۲/۲۶

چکیده

بررسی نوسان قیمت خرده فروشی و عمده فروشی، میزان و شدت تأثیرپذیری هر یک از قیمت‌های مورد اشاره از نوسان در سایر قیمت‌ها در بررسی‌های بازاریابی اهمیت دارد. در پژوهش حاضر با استفاده از الگوی خودتوضیح واریانس ناهمسان شرطی تعمیم‌یافته (GARCH) آثار سرریز قیمت چای ممتاز در دو سطح خرده فروشی و عمده فروشی بررسی شد. نتایج نشان داد که نوسان‌های قیمت در سطح خرده‌فروشی آثار سرریز مثبت و معنی‌داری بر نوسان‌های قیمت در سطح عمده‌فروشی دارد. همچنین نوسان‌های قیمت چای در سطح عمده‌فروشی و خرده‌فروشی تأثیر مثبت و معنی داری بر نوسان قیمت در همان سطوح دارد. از سوی دیگر، قیمت محصول در سطح عمده‌فروشی در مقایسه با قیمت در سطح خرده‌فروشی

۱. استادیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده علوم کشاورزی، دانشگاه گیلان (نویسندهٔ مسئول)
e-mail:mkavossi@guilan.ac.ir
۲. دکتری اقتصادکشاورزی و مدرس دانشگاه آزاد اسلامی، واحد رشت

Archive of SID
www.SID.ir

نوسان و بی‌ثباتی بیشتری دارد. براساس نتایج می‌توان گفت که حساسیت نوسان‌های قیمت چای در سطح عمده‌فروشی از نوسان‌های قیمت خرده‌فروشی بیشتر است. از این رو، تدوین برنامه مدیریت جامع ریسک که در برگیرنده ریسک قیمت چای نیز باشد باید از سوی سازمان چای کشور در دستور کار قرار گیرد.

طبقه بندی JEL: Q11, Q13

کلید واژه‌ها:
قیمت عمده‌فروشی، قیمت خرده‌فروشی، الگوی GARCH، حساسیت، پایداری

مقدمه

ارتباط بین قیمت محصولات کشاورزی در سطوح مختلف بازار (سر مزرعه، خرده فروشی و عمده 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، فراوری شده و به محصولات غذایی نهایی تبدیل می شوند. آگاهی در مورد روابط بین قیمت نهاده، ستانده و مواد غذایی در سطح خرده فروشی به منظور برنامه‌ریزی و سیاست‌گذاری صحیح و تجزیه و تحلیل بازار کالا مهم است به طوری که از این طریق، اطلاعات‌سودمندی از جمله‌کارایی قیمت‌گذاری[۳]، جذب سیگنال‌های بازار[۴] و انعطاف‌ناپذیری ساختاری قیمت‌ها[۵] فراهم می‌شود (Alom et al., 2010).

مطالعات‌مختلفی در ارتباط با بازارهای بین‌المللی کالاهای کشاورزی انجام گرفته که بر انتقال قیمت سطح مزرعه به مصرف کننده نهایی تأکید داشته‌اند (Goodwin and Holt, 1999; Bettendorf and Verboven, 2000). این مطالعات به طور کلی از یک چارچوب سری زمانی برای بررسی چگونگی انتقال قیمت بین سطوح مختلف بازار استفاده می‌کنند. یکی دیگر از

3. Pricing efficiency
4. Assimilation of market signals
5. Structural rigidities of prices

Archive of SID
www.SID.ir

مسائل مهم در زمینهٔ قیمت گذاری محصولات کشاورزی، مقدار نوسان قیمت ها در سطوح مختلف بازار است (Weaver and Natcher, 2000).

افزایش نوسان قیمت، نشان دهنده عدم قطعیت بیشتر در مورد قیمت‌های آتی و همچنین افزایش ریسک در بازار است که به کاهش دقت پیش بینی قیمت های آتی منجر می‌شود (Binswanger and Rosenzweig, 1986; Saha and Delgado, 1989).

نوسان شدید قیمت کالاها توجه زیادی را در ادبیات اقتصادی سال‌های اخیر به خود جلب کرده و به عنوان یکی از پدیده های مهم اقتصادی شناخته می‌شود (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[6]» 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، اما مطالعات متعددی در خارج از کشور به شرح زیر انجام شده است:

رزیتیس (Rezitis, 2003a) اثر سرریز نوسان قیمت نهاده های کشاورزی، قیمت محصولات کشاورزی و قیمت خرده فروشی مواد غذایی را در بازار محصولات کشاورزی یونان به کمک الگوی GARCH بررسی کرد. نتایج مطالعه نشان داد که نوسان قیمت نهاده های کشاورزی و مواد غذایی اثر سرریز مثبت و معنی داری بر نوسان قیمت محصولات کشاورزی دارند. علاوه بر این، نوسان قیمت محصولات کشاورزی معنی دار بوده و اثر مثبتی بر نوسانات خود دارد.

رزیتیس در مطالعه‌ای دیگر (Rezitis, 2003b) اثرات سرریز نوسانات قیمت در بازار گوشت گوسفند، گوساله، خوک و مرغ کشور یونان را با استفاده از مدل GARCH تجزیه و تحلیل کرد و نشان داد 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.

6. Spillover Effect

Archive of SID

www.SID.ir

بوگوک و همکاران (Buguk et al., 2003) 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 گربه‌ماهی و سطوح تولید کننده، عمده فروشی و گربه ماهی آماده طبخ مطالعه کردند. برای این منظور از مدل EGARCH استفاده شد. نتایج حاصل اثرات سرریز نوسانات قیمتی شدیدی را در زنجیره عرضه تأیید کرده است به طوری که نوسانات از نهاده‌های تغذیه‌ای گربه ماهی شامل ذرت و سویا به گربه ماهی آماده طبخ، قیمت تولیدکننده و عمده فروشی منتقل شده است.

تروجیلو باررا و همکاران (Trujillo-Barrera et al., 2011) 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 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 به طور قابل توجهی به بازار ذرت و به طور مشابه به بازار اتانول منتقل شده است. همچنین اثرات سریز نوسانات قیمت در بازار اتانول و ذرت نیز وجود دارد، اما به طور عمده این سرریز از بازار ذرت به بازار اتانول است و ارتباط شدیدی بین بازار ذرت و اتانول وجود دارد.

الوم و همکاران (Alom et al., 2010) اثرات سرریز نوسان قیمت مواد غذایی بین کشورهای منتخب آسیایی و اقیانوسیه شامل استرالیا، نیوزیلند، کره جنوبی، هنگ کنگ، تایوان، هندوستان و تایلند را بررسی کردند. برای این منظور، از مدل‌های خانواده GARCH و شاخص‌های قیمت روزانه برای دوره ۲۰۱۰-۱۹۹۵ استفاده شد. 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.

ارزیابی مطالعات پیشین نشان می‌دهد در راستای تحقق اهداف پژوهش باید خانواده الگوی ARCH با توجه به شرایط داده‌ها مورد استفاده قرار گیرد. همچنین در این الگوسازی

Archive of SID

www.SID.ir

روابط موجود بین قیمت‌ها در سطوح مختلف بازار و اثرات سرریز قیمت‌ها مورد توجه قرار می‌گیرد.

شهرستان لاهیجان، مهم‌ترین مرکز کشت و تولید چای ایران به‌شمار می‌رود. از این رو، بازار چای در این شهرستان نقش مهمی در قیمت‌گذاری و ساماندهی بازار این محصول در کشور دارد. هدف پژوهش پیش‌رو، بررسی اثرات سر ریز نوسانات قیمت چای در سطوح خرده فروشی و عمده فروشی در شهرستان لاهیجان است. از این رو، ضمن بررسی نوسان قیمت خرده فروشی و عمده فروشی، میزان و شدت تأثیرپذیری هر یک از قیمت‌های مورد اشاره از نوسان در سایر قیمت ها بررسی و تحلیل می‌شود. انتظار می رود یافته های حاصل به پیش بینی بهتر و دقیق تر قیمت در بازار محصول مورد نظر کمک نماید.

روش تحقیق

این مقاله برای تجزیه و تحلیل اثرات سرریز نوسانات از رهیافت انگل و همکاران (Engle et al., 1990) پیروی می‌کند. روش آماری به کار گرفته شده برای اندازه‌گیری نوسانات قیمت الگوی خود توضیح واریانس ناهمسان شرطی تعمیم یافته (GARCH) است که توسط بولرسلو (Bollerslev, 1986) برای مطالعه نوسانات قیمت آتی سهام و نرخ ارز به کار گرفته شده است. چو (Chou, 1988) در طرفداری از مدل GARCH استدلال می‌کند که این الگو قابلیت بررسی ساختارهای متفاوت از واریانس شرطی ناهمسان را دارا می‌باشد.

در این مطالعه جهت بررسی اثرات سرریز نوسانات قیمت در بازار چای شهرستان لاهیجان از الگوی خود توضیح واریانس ناهمسان شرطی تعمیم یافته (GARCH) استفاده شد. ابتدا آزمون ایستایی برای سه سری زمانی (شاخص قیمت نهاده ها، شاخص قیمت تولید کننده و مصرف کننده) انجام گرفت و در صورت ناایستا بودن و با فرض برقراری سایر شرایط، آزمون همگرایی و برآورد الگوی تصحیح خطا و اثرات سرریز نوسانات قیمت مورد توجه قرار می‌گیرد.

Archive of SID

www.SID.ir

به کارگیری روش‌های معمول و کلاسیک اقتصادسنجی در داده‌های سری زمانی وقتی که متغیرها ناایستا باشند کارایی و اعتبار لازم ندارد و آماره‌های آزمون‌های F و t معتبر نمی‌باشند. برای رفع این مشکل مهم ترین بحث در سری‌های زمانی، بررسی ایستایی متغیرهاست (Engle et al., 1990). برای این امر آزمون‌های مختلفی پیشنهاد شده است که هر کدام دارای ویژگی و مزیت خاصی هستند.

آزمونی که در سال‌های اخیر برای بررسی ایستایی شهرت یافته، آزمون ریشه واحد است. آزمون ریشه واحد شامل چندین آزمون برای بررسی ایستایی است که عبارت‌اند از: آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته[۷] (ADF)، فیلیپس پرون[۸]، KPSS[۹] و آزمون ERS[۱۰] که در این تحقیق نیز مورد استفاده قرار گرفته اند.

مهم‌ترین بحث پس از بررسی ایستایی متغیرها تعیین رابطه همگرایی بین متغیرهای مدل است. در مورد تعیین همگرایی روش یوهانسون جوسیلیوس(Johansen and Juselius, 1990) به کار گرفته شد که از طریق روش تابع حداکثر راست‌نمایی[۱۱] 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 لحاظ یک سری شرایط می توان از این روش برای تعیین مقدار بردارهای همگرایی استفاده کرد. مهم‌ترین مزیت این روش این است که فقط 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}) است که بیان کنندهٔ تعداد بردارهای همگرایی بین متغیرهای مدل می باشند. برای آمارهٔ حداکثر مقادیر ویژه ($\lambda_{\max}$) فرضیه صفر و مقابل به صورت زیر است:

7. Augmented Dickey – Fuller (ADF)
8. Phillips –Perron (PP)
9. Kwiatkowski,Phillips, Schmidt& Shin (KPSS)
10. Elliot-Rothenberg -Stock point optimal(ERS)
11. Maximum Likelihood (ML)

Archive of SID

www.SID.ir

$$\left.\begin{matrix} H_0 : r = 0 \\ H_1 : r = 1 \end{matrix}\right\}$$

اگر فرضیه صفر که عدم وجود رابطه همگرایی بین متغیرهای مدل می باشد رد شود، نشان می‌دهد که حداقل یک بردار همگرایی بین متغیرها برقرار است. اگر باز هم فرضیه صفر که وجود حداقل یک بردار همگرایی است رد شود نشان می‌دهد که حداقل ۲ بردار همگرایی بین متغیرها برقرار می باشد. این مراحل تا جایی ادامه می‌یابد که فرضیه صفر پذیرفته شود. بعد از تعیین تعداد بردارهای همگرایی، بردار بهینه که از لحاظ تئوری ها و منطق اقتصادی سازگار باشد از بین بردارهای مورد نظر انتخاب می‌شود (Johansen and Juselius, 1990).

پس از تأیید رابطه همگرایی بین متغیرهای الگو، روابط کوتاه مدت با استفاده از مکانیسم بردار تصحیح خطای خودرگرسیو[12] (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 فرایند GARCH تقریب می زند. باید خاطر نشان کرد که تمام برآوردهایی که آماره t کمتر از دو دارند حذف می‌شوند (Zhou and et al., 2014). علاوه بر این، تمام معادلات به لحاظ معیارهای اقتصاد سنجی از جمله عدم وجود همبستگی سریالی[13] (LM)، عدم وجود خطای تصریح تابعی و عدم وجود ناهمسانی واریانس مورد بررسی قرار گرفتند.

مدل‌های MVGARCH که توسط بولرسلو (Bollerslev, 1986) توسعه یافتند، به عنوان نمونهٔ خاصی از فرایند تصادفی ARMA مطرح گردیده است و برای جزء مربع خطای تصادفی[14] به کار گرفته می‌شود (Tsay, 1987).

$$\Delta P_t^h = a_1 + \sum_i f_{1i} \Delta p_{t-i}^h + \sum_i f_{2i} \Delta p_{t-i}^r + \varphi_1 ec_{t-1} + e_t^h \qquad (۱)$$

$$\Delta P_t^r = a_2 + \sum_i f3_{7i} \Delta p_{t-i}^h + \sum_i f_{4i} \Delta p_{t-i}^r + \varphi_2 ec_{t-1} + e_t^r \qquad (۲)$$

$$h_t^h = b_1 + b_2 {e_{t-1}^h}^2 + b_3 h_{t-1}^h + b_4 {e_{t-1}^r}^2 + b_5 h_t^r \qquad (۳)$$

12. Error Correction Vector Autoregressive
13. Serial Correlation
14. the squared stochastic error term

Archive of SID

www.SID.ir

$$h_t^r = b_6 + b_7 {e_{t-1}^r}^2 + b_8 h_{t-1}^r + b_9 {e_{t-1}^h}^2 + b_{10} h_t^h \qquad (۴)$$

به طوری که ΔP^h و ΔP^r به ترتیب تفاضل مرتبهٔ اول لگاریتم شاخص قیمت در سطح عمده فروشی و خرده فروشی، ec_{t-1} مقدار جزء تصحیح خطای با وقفه که از بردار همگرایی بلند مدت به دست آمده است، e^h و e^r به ترتیب جزء اخلال تصادفی میانگین قیمت عمده فروشی و قیمت خرده فروشی و h^h و h^r به ترتیب واریانس شرطی قیمت عمده فروشی و خرده فروشی را نشان می‌دهند. به عنوان مثال در معادله h^h، ضرایب b_3 و b_5 به ترتیب اثرات سرریز قیمت عمده فروشی و خرده فروشی و ضریب b_4 اثرات سرریز نوسانات قیمت خرده‌فروشی به قیمت عمده‌فروشی را نشان می‌دهد. مجموع ضرایب $b_2 + b_3 + b_4 + b_5$ دوام و پایداری سطوح قیمت را اندازه می‌گیرد (Engle and Boller-slev, 1986; Engle et al., 1990). اگر مقدار این ضریب کوچک‌تر از یک یا بسیار نزدیک به یک باشد، مدل MVGARCH پایدارتر است به این معنی که شوک‌ها پایدار بوده و وجود آنها در پیش‌بینی تمام افق‌های زمانی حائز اهمیت می‌باشد.

به منظور انجام این پژوهش، داده‌های سالانه قیمت عمده فروشی (ph) و خرده فروشی (pr) چای در سطح شهرستان لاهیجان طی سال‌های ۱۳۹۱-۱۳۷۱ مورد استفاده قرار گرفت. سری‌های زمانی مورد استفاده از شرکت های فراوری چای اخذ شد. در راستای برازش الگوها نیز از نرم افزار Eviews 8 استفاده شد.

نتایج و بحث

در مطالعهٔ حاضر، اثرات سرریز قیمت عمده فروشی و خرده فروشی در بازار چای شهرستان لاهیجان با استفاده از الگوی خود توضیح واریانس ناهمسان شرطی تعمیم یافته (GARCH) بررسی می شود.

Archive of SID

www.SID.ir

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

جدول ۱. آزمون ایستایی شاخص قیمت عمده فروشی و خرده فروشی چای

متغیر	ADF		PP		ERS		KPSS	
	سطح	تفاضل اول	سطح	تفاضل اول	سطح	تفاضل اول	سطح	تفاضل اول
LP^h	-۲/۴۴	-۸/۴۴***	-۳/۱۱	-۹/۷۰***	۹/۵۶	۰/۰۰۳***	۰/۱۱***	۰/۰۷
LP^r	-۲/۴۷	-۸/۳۱***	-۳/۰۱	-۹/۷۴***	۷/۵۸	۰/۷۷***	۰/۱۱***	۰/۰۸

مأخذ: یافته‌های تحقیق *** معنی داری در سطح ۱٪

متغیرهای LP^h و LP^r به ترتیب لگاریتم قیمت عمده فروشی و لگاریتم قیمت خرده فروشی چای در شهرستان لاهیجان می باشد. بعد از بررسی ایستایی متغیرها با توجه به رهیافت فمبای (Fomby, 1998) (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 قیمت عمده فروشی و خرده فروشی چای

آماره اثر			حداکثر ریشه مشخصه		
فرضیه صفر	λ_{trace}	مقادیر بحرانی	فرضیه صفر	$\lambda_{\max}$	مقادیر بحرانی
نبود رابطه	۲۹/۷۴**	۱۵/۴۹	نبود رابطه	۲۲/۴۲**	۱۴/۲۶
حداکثر یک رابطه	۷/۳۲**	۳/۸۴	حداکثر یک رابطه	۷/۳۲**	۳/۸۴

مأخذ: یافته‌های تحقیق ** معنی داری در سطح ۵٪

نتایج حاصل از آزمون همگرایی در جدول ۲ نشان داد که بر اساس هر دو آماره اثر (λ_{trace}) و آماره حداکثر ریشه مشخصه ($\lambda_{\max}$) رابطه بلندمدت بین لگاریتم قیمت عمده فروشی (Lp^h) و قیمت خرده فروشی (Lp^r) وجود دارد. نتایج با لحاظ نمودن عرض از مبدأ و بدون در نظر گرفتن روند به دست آمد. ضرایب حاصل از نرمال سازی بردار همگرایی به صورت رابطه ۵ به دست آمده است و عدد داخل پرانتز نشاندهنده انحراف معیار می باشد:

Archive of SID

www.SID.ir

$$Lp^{r} = \underset{(۰/۰۵۶)}{۰/۳۱۵} Lp^{h} \qquad (۵)$$

ضرایب برآورد شده کشش بین دو شاخص قیمت را نشان می دهد. بنابراین با افزایش (کاهش) یک درصد شاخص قیمت خرده فروشی، انتظار می رود شاخص قیمت عمده فروشی ۰/۳۱۵ درصد افزایش (کاهش) یابد.

برای بررسی اثر کوتاه مدت در مورد قیمت عمده فروشی و قیمت خرده فروشی چای 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[15] (LR) سیمز (Sims, 1980) برای تعیین تعداد وقفه‌ها مورد استفاده قرار گرفت. همچنین تمام معادلات به لحاظ معیارهای اقتصادسنجی عدم وجود همبستگی سریالی[16] (LM)، عدم وجود خطای تصریح تابعی و عدم وجود ناهمسانی واریانس قابل قبول بودند.

جدول۳. نتایج برآورد الگوی تصحیح خطای برداری خود رگرسیو (ECVAR)

متغیر	Δp^{h}	Δp^{r}
Δp^{h}_{t-1}	−۰/۶۷**	−۰/۱۲**
Δp^{h}_{t-2}	۰/۱۷**	−۰/۲۲**
Δp^{r}_{t-1}	۰/۴۴**	−۰/۰۲**
Δp^{r}_{t-2}	۰/۱۵**	۰/۴۲**
c	۰/۰۱۰**	۰/۰۱۶**
ec_{t-1}	−۰/۰۱۷**	−۰/۱۱**

مأخذ: یافته‌های تحقیق ** معنی داری در سطح ۵٪

در جدول فوق، Δp^{h}_{t-1} و Δp^{h}_{t-2} به ترتیب وقفه اول و دوم تفاضل لگاریتم قیمت عمده‌فروشی چای، Δp^{r}_{t-1} و Δp^{r}_{t-2} به ترتیب وقفه اول و دوم تفاضل لگاریتم قیمت خرده‌فروشی چای، c ضریب ثابت و ect-1 جزء تصحیح خطاست. ضریب جزء تصحیح خطا منفی و به لحاظ آماری معنی دار می باشند.

15. Likelihood Ratio
16 .Serial Correlation

Archive of SID

www.SID.ir

نتایج تجربی حاصل از برآورد الگوی MVGARCH در جدول ۴ نمایش داده شده است. رهیافت باکس جنکیز انتخاب شده نشان می‌دهد که الگوی MVGARCH(1,1) برای نمایش قیمت‌های چای بسیار مناسب است.

جدول ۴. نتایج برآورد الگوی MVGARCH

معادلات میانگین شرطی

متغیر	Δp^h	Δp^r
C	۰/۲۲**	۰/۱۲**
Δp^h_{t-1}	-۰/۲۵**	-۰/۵۵**
Δp^h_{t-2}	۰/۸۲**	۰/۱۶**
Δp^r_{t-1}	۰/۲۱**	۰/۱۶**
Δp^r_{t-2}	۰/۱۰**	-۰/۴۶**

معادلات واریانس شرطی

متغیر	h^h	متغیر	h^r
C	۰/۲۳**	C	۰/۱۳**
$e^{h\ 2}_{t-1}$	۰/۰۳**	$e^{r\ 2}_{t-1}$	۰/۰۷**
h^h_{t-1}	۰/۷۱**	h^r_{t-1}	۰/۶۸**
$e^{r\ 2}_{t-1}$	۰/۰۹**	$e^{h\ 2}_{t-1}$	۰/۰۶**
h^r_t	۰/۰۶**	h^h_t	۰/۰۹**

مأخذ: یافته‌های تحقیق ** معنی داری در سطح ۵٪

با توجه به متغیرها و ضرایب معرفی شده در روابط ۱ تا ۴، نتایج نشان داد که در معادلات h^h و h^r، ضرایب سرریز نوسانات یعنی b_4 و b_9 مثبت و به لحاظ آماری معنی دار هستند. اندازه این ضرایب کوچک است که نشان دهنده سر ریز نوسانات ضعیف از قیمت چای در سطح عمده فروشی به خرده فروشی است و همچنین از قیمت خرده فروشی به عمده فروشی است. یعنی نوسانات هم از خرده‌فروشی به عمده‌فروشی منتقل می‌شود و هم از عمده‌فروشی به خرده‌فروشی، اما این انتقال با شدت کمتر و به صورت نامتناسب می‌باشد. معنی‌داری آماری ضرایب b_3 و b_8 حاکی از آن است که قیمت چای در سطح عمده‌فروشی

Archive of SID

www.SID.ir

و در سطح خرده‌فروشی دارای نوسانات خوشه‌ای[17] (وجود اثرات سرریز در هر دو سطح عمده‌فروشی و خرده‌فروشی) می‌باشد. اندازه دوام و پایداری در هر دو بازار عمده‌فروشی و خرده‌فروشی کوچک است و به ترتیب برابر ۰/۸۹ و ۰/۹۰ بوده که کمتر از یک می‌باشد و نشان می‌دهد که مدل MVGARCH برای هر دو قیمت عمده فروشی و خرده فروشی پایدار است. باید توجه داشت که اثرات سرریز نوسانات قیمت خرده‌فروشی به قیمت عمده فروشی ($b_۴ = ۰/۰۹$) بزرگ‌تر از اثرات سرریز نوسانات قیمت سطح عمده فروشی به قیمت در سطح خرده فروشی ($b_۹ = ۰/۰۶$) است. این نشان می‌دهد که حساسیت نوسانات قیمت چای در سطح عمده‌فروشی به نوسانات قیمت خرده‌فروشی بیشتر است. این پدیده ناشی از ساختار بازار چای و رقابت موجود بین بنگاه‌های داخلی می‌باشد به نحوی که تغییرات تقاضا و به تبع آن تغییر قیمت خرده‌فروشی منجر به تعدیل قیمت در سطح عمده‌فروشی می‌شود. معنی‌داری آماری ضریب $b_۳$ نشان می دهد که نوسانات قیمت چای در سطح عمده فروشی اثر مثبت و معنی داری بر نوسانات خود دارد. پژوهش کاوسی کلاشمی و خلیق خیاوی (۱۳۹۴) در بازار گوشت ایران نشان داد که نوسان قیمت در سطح خرده‌فروشی اثر مثبت و معنی‌داری بر نوسانات خود دارد که با یافته‌های پژوهش حاضر سازگار می‌باشد. مقایسه نتایج حاصل از پژوهش حاضر با مطالعه قهرمان‌زاده و فلسفیان (۱۳۹۱) بیانگر آن است که همانند نتایج حاصل از پژوهش حاضر در خصوص بازار چای، در بازار گوشت گوساله استان تهران، نوسانات قیمت در سطوح بازارهای نهاده‌ها، عمده‌فروشی و خرده‌فروشی از یکدیگر اثر می‌پذیرند. از سوی دیگر، همانند یافته‌های پژوهش حاضر نوسانات قیمت عمده‌فروشی گوشت گوساله زنده بیش از نوسانات قیمتی بازارهای نهاده‌های تولیدی و خرده‌فروشی تحت تأثیر نوسانات سایر بازارها قرار دارد. همچنین نوسانات قیمت عمده‌فروشی گوشت گوساله زنده حساسیت بیشتری نسبت به نوسانات قیمت خرده‌فروشی گوشت گوساله در مقایسه با نوسانات قیمت نهاده‌های خوراکی دارد. کاربرد الگوهای تعمیم‌یافته GARCH در مطالعه گانوال (Ganneval, 2016)

17. Cluster Volatility

Archive of SID

www.SID.ir

نیز منجر به الگوسازی بهتر نوسانات قیمتی و مطالعه اثرات سرریز در بازار جهانی چهار محصول کشاورزی شد. بررسی رزیتیس (Rezitis, 2003a) در خصوص اثر سرریز نوسان قیمت بین قیمت‌های مصرف‌کننده گوشت‌های بره، گوساله، خوک و مرغ نیز همانند نتایج حاصل از پژوهش حاضر بیانگر وجود اثر معنی‌دار نوسانات قیمت مصرف کننده بین این چهار گروه گوشت است.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در مطالعهٔ حاضر، اثرات سرریز نوسانات قیمت چای در سطح عمده‌فروشی و خرده فروشی در شهرستان لاهیجان با استفاده از الگوی GARCH بررسی شد. تحقیقات تجربی نشان داد که نوسانات قیمت در سطح خرده‌فروشی اثرات سرریز مثبت و معنی‌داری بر نوسانات قیمت در سطح عمده فروشی دارد. علاوه بر این، نتایج نشان می‌دهد که نوسانات قیمت در سطح خرده فروشی تأثیر بزرگ‌تری در نوسانات قیمت چای در سطح عمده‌فروشی دارد. علاوه بر این، نوسانات قیمت چای در سطح عمده‌فروشی و خرده‌فروشی تأثیر مثبت و معنی داری بر نوسان قیمت در همان سطوح دارند. بر اساس نتایج تجربی، اثرات سرریز یا چگونگی تأثیرپذیری قیمت در بازار در سطح عمده فروشی از نوسان قیمت در سطح خرده فروشی و بالعکس 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 قیمت‌های آتی می‌شود. یافته‌ها نشان می‌دهد که قیمت محصول در سطح عمده‌فروشی، نسبت به قیمت محصول در سطح خرده فروشی از نوسانات بیشتری برخوردار است که می‌تواند ناشی از عدم وجود قراردادهای آتی در بازار چای در سطح عمده فروشی، ماهیت بیولوژیکی فرایند تولید و کشش قیمتی پایین تقاضا در سطح عمده فروشی نسبت به سطح خرده فروشی باشد.

Archive of SID

www.SID.ir

با توجه به اثرپذیری نوسانات قیمت در سطوح عمده‌فروشی و خرده‌فروشی بازار چای از هم، هر نوع عدم ثبات در یکی از سطوح بازار باعث ایجاد بی‌ثباتی در سطح دیگر بازار چای می‌شود. از این رو پیشنهاد می‌شود جهت ایجاد ثبات قیمتی یک برنامه مدیریت جامع ریسک، که در برگیرنده ریسک قیمت باشد، از سوی سازمان چای کشور به اجرا درآید. استفاده از ابزارهای مدیریت ریسک نظیر بیمه، بازارهای آتی، ساز و کارهای پایدارسازی درآمد و غیره ضرورتی انکارناپذیر در بازار چای ایران است. همچنین در راستای مقابله با نوسانات قیمتی چای و اثرات سرریز آن در سطح خرده‌فروشی پایدار سازی بازارها با استفاده از کنترل‌کننده‌های قیمت و کنترل‌کننده‌های عرضه (مدیریت ذخایر) توصیه می‌شود.

منابع

قهرمان زاده، م. و فلسفیان، آ. ۱۳۹۱. اثرات سرریز نوسان قیمت در بازار گوشت گوساله استان تهران. *نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی (علوم و صنایع کشاورزی)*، ۲۶ (۱): ۳۱-۴۰.

کاوسی کلاشمی، م. و خلیق خیاوی، پ. ۱۳۹۴. اثرات سرریز نوسانات قیمت گوشت در ایران. *فصلنامه تحقیقات اقتصاد کشاورزی*، ۷(۲): ۲۷-۴۱.

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: 653–65.

Archive of SID

www.SID.ir

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. Effcient 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.

Archive of SID

www.SID.ir

Fomby, B.T. 1998. How to model multivariate time series data, Department of economics. Southern Methodist University Dallas, USA.

Ganneval, S. 2016. Spatial price transmission on agricultural commodity markets under different volatility regimes. *Economic Modelling,* 52: 173-185.

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

Rezitis, A. 2003b. 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

Archive of SID

www.SID.ir

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.

Zhou, Z., Dong, H. and Wang, S. 2014. Intraday volatility spillovers between index futures and spot market: evidence from China. 2nd International Conference on Information Technology and Quantitative Management. *Procedia Computer Science*, 31: 721 – 730.

Archive of SID

www.SID.ir