

تأثیر تغییر رژیم تلاطم قیمت در بازار گوشت قرمز کشور: کاربرد الگوهای مارکف سوئیچینگ GARCH

زهرا رسولی بیرامی، محمد قهرمان زاده، قادر دشتی^۱

تاریخ دریافت: ۱۳۹۴/۱۰/۰۴

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۰۳/۱۰

چکیده

این پژوهش، رفتار تلاطم قیمت و تغییر رژیم تلاطم در بازارهای اصلی مرتبط با گوشت قرمز کشور با استفاده از سری‌های قیمت ماهانه‌ی علوفه، گوسفند زنده، گوساله‌ی زنده، گوشت گوسفند و گوشت گوساله در دوره زمانی فروردین ۱۳۷۱ تا اسفند ۱۳۹۲، با کاربرد الگوهای مارکف سوئیچینگ خودرگرسیو ناهمسانی واریانس شرطی تعمیم‌یافته الگوسازی شد. نتایج به‌دست آمده نشان داد در همه‌ی متغیرهای تحت بررسی دو رژیم تلاطم وجود دارد که در همه‌ی آنها به غیر از علوفه چرخش پی در پی در رژیم تلاطم رخ داده به طوری که بازار علوفه از لحاظ تغییر رژیم تلاطم، یکنواخت‌ترین بازار و بازار خرده‌فروشی گوشت گوسفند متغیرترین بازار در بین این بازارها می‌باشند. با توجه به نتایج به دست آمده هرچند دوره‌ی دوام رژیم پرتلاطم کمتر از دوره‌ی دوام رژیم کم‌تلاطم می‌باشد ولی ادامه یافتن این رژیم (دست کم ۵ ماه) در بازارهای تولیدکننده و خرده‌فروشی گوشت قرمز و نیز چرخش‌های پی در پی رژیم تلاطم شرایط نامطمئنی را برای سرمایه‌گذاری در این بخش به وجود آورده و پیش‌بینی وضعیت بازار را با عدم حتمیت زیادی رو به رو می‌سازد، ضمن اینکه رفاه مصرف‌کنندگان نیز پی در پی دچار تغییر می‌شود.

طبقه‌بندی JEL: Q11, Q13

واژه‌های کلیدی: تلاطم، چرخش رژیم، زنجیر مارکف، احتمالات هموارشده، احتمالات گذار.

^۱ . به ترتیب: دانشجوی دکتری، دانشیار و استاد گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه تبریز

مقدمه

تلاطم قیمت^۱ در بازارهای کشاورزی که ترکیبی است از نبود قابلیت نامتعارف پیش‌بینی قیمت‌های مواد غذایی و تغییرات بزرگ غیر معمول آنها، در سال‌های اخیر توجه چشمگیری را به خود جلب کرده است. در رابطه با قیمت محصولات کشاورزی به طور عموم تکانه‌های طرف عرضه نقش برجسته‌تری در تلاطم قیمت ایفا می‌کنند. برای نمونه تکانه‌های عرضه ممکن است از طریق وارد شدن آسیب و زیان به غلات انبار شده، تحریم‌ها، مشکلات حمل و نقل، جنگ‌ها، سرمازدگی‌ها یا خشکسالی‌ها رخ دهد و حتی تکانه‌های کوچک عرضه می‌توانند تأثیر عمده‌ای روی قیمت‌ها داشته باشند. تولیدکننده‌ها همیشه به طور کامل از نتایج زیانبار تلاطم قیمت بوسیله‌ی طرح‌های تثبیت قیمت در امان نمی‌مانند و هنگامی که چنین طرح‌هایی کنار گذاشته می‌شوند، ناگزیر با بازارهای به طور کامل متلاطم رو به رو می‌شوند. ابزارهایی مانند مدیریت خطرپذیری (ریسک) قیمت بازار نیز در شمار کمی از کشورهای در حال توسعه استفاده می‌شوند و به ویژه در کشورهای در حال توسعه‌ای مانند ایران هنوز وضعیت مناسب ندارند (سوبروی^۲، ۲۰۰۸).

برخی از دلایل تلاطم قیمت کالاهای کشاورزی مانند مواد غذایی در کشور با دلایل افزایش قیمت‌های آنها یکسان هستند، به ویژه عدم تعادل بین عرضه و تقاضای آنها. در حالی که تقاضا کم و بیش به صورت یکنواخت افزایش می‌یابد، عرضه‌ی ناکافی به این مفهوم است که قیمت‌ها به شدت به تکانه‌های بازار حساس هستند. چنین تکانه‌هایی می‌تواند به دلیل عامل‌های آب و هوایی و تغییرات محیطی و اقلیم محلی (به طوری که در ایران چندین سال است خشکسالی ادامه دارد)، محدودیت‌های غیرمنتظره بر تجارت، تحریم‌های اقتصادی وضع شده علیه ایران، سوداگری مالی در کالاهای غذایی، تغییرات ناگهانی قیمت نفت یا نوسان‌های نرخ ارز به وجود بیاید. همانند افزایش قیمت‌ها، تلاطم قیمت همچنین می‌تواند از بازارهای جهانی به بازارهای داخلی ایران انتقال یافته باشد. بررسی تأثیر تلاطم قیمت‌های طرف عرضه محصولات کشاورزی در کنار طرف تقاضای آنها دارای اهمیت فراوانی است. لذا در این بررسی در سمت عرضه، تلاطم قیمت در بازار علوفه، به عنوان مهم‌ترین نهاده‌ی تغذیه‌ی دام‌ها و بازار دام زنده به عنوان سطح

¹ Price volatility

² Subervie

تغییر رژیم تلاطم قیمت... ۱۳۵

تولیدکننده و در سمت تقاضا، بازار خرده‌فروشی گوشت قرمز از نظر رفتار تلاطم و چرخش رژیم تلاطم مورد بررسی قرار می‌گیرند.

در کشورهای در حال توسعه‌ای مانند ایران، بخش کشاورزی از بخش‌های مهم اقتصادی است و در این بین صنعت پرورش دام از زیربخش‌های پایه‌ی آن است. میزان تولید گوشت قرمز در ایران در طول زمان با نوسان‌هایی همراه بوده است. به ویژه اینکه در سال ۱۳۸۷، همزمان با بحران مواد غذایی در جهان (سال‌های ۲۰۰۷-۰۸)، کاهش شدیدی داشته است. پس از این سال تولید گوشت قرمز در کشور خیلی به آرامی و با نرخ حدود ۲ درصد در سال افزایش یافته است. از جنبه‌ی مصرف، گروه کالایی گوشت بالاترین سهم هزینه‌ای یعنی ۲۳/۴ درصد را در بین دیگر مواد غذایی در سبد مصرفی خانوارهای ایرانی دارد (بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، ۱۳۹۴). بنا بر آمار شرکت پشتیبانی امور دام کشور، قیمت گوشت قرمز شامل گوشت گوسفند و گوشت گوساله در دهه‌های اخیر همواره روندی افزایشی داشته و نوسان‌های زیادی را تجربه کرده است؛ به گونه‌ای که قیمت خرده‌فروشی هر کیلوگرم گوشت گوسفند و گوشت گوساله به ترتیب از ۳۹۴۱ و ۳۵۵۷ ریال در فروردین سال ۱۳۷۱ به ۲۵۵۳۵۳، ۲۶۳۷۷۰۱ ریال در اسفند سال ۱۳۹۲ افزایش یافته است (شرکت پشتیبانی امور دام کشور، ۱۳۹۴).

بررسی‌های به نسبت زیادی در کشور در زمینه‌ی نوسان قیمت این کالاها انجام شده که به بررسی نوسان میانگین قیمت‌ها و با استفاده از مدل‌های میانگین، پرداخته‌اند ولی از آنجا که افزون بر نوسان قیمت در سطح، تلاطم قیمت که در واقع نوسان واریانس قیمت است نیز ممکن است خطرپذیری فعالیت پرورش دام را افزایش دهد و تولیدکنندگان این محصولات را ناراضی و مصرف‌کنندگان آنرا نیز با قیمت‌های نامطمئن رو به رو کند، شناسایی آن موضوع شایان توجهی است که در بازارهای کشاورزی بویژه بعد از بحران مواد غذایی در سال‌های ۲۰۰۷-۰۸ مورد توجه خاص پژوهشگران قرار گرفته است. در این پژوهش، با الگوسازی تلاطم قیمت در بازار گوشت قرمز در سطوح تولیدکننده و خرده‌فروشی گوشت و نیز سطح نهاده‌ها و با استفاده از الگوهای مارکف سوئیچینگ GARCH سعی شده است به پرسش‌هایی از این گونه که کدام الگو تغییر رژیم، تلاطم قیمت‌ها در بازارهای نهاده‌ها، تولیدکننده و خرده‌فروشی گوشت قرمز کشور را بهتر الگوسازی می‌کنند؟ آیا تغییر رژیم معنی‌داری در بازارهای مورد بررسی وجود دارد؟ تأثیر تکانه‌های قیمت در این بازارها در رژیم‌های مختلف به چه میزان است؟ پاسخ دهیم. موضوع از آن

جهت اهمیت می‌یابد که افزایش تلاطم قیمت مواد غذایی کارکرد منفی مهمی برای رفاه اقتصادی در کشورهای در حال توسعه‌ای مانند ایران به همراه دارد- جایی که محصولات کشاورزی پایه‌ای مهم برای درآمد و مصرف خانوار به شمار می‌آیند و هم به تولیدکننده‌ها و هم به مصرف‌کننده‌ها آسیب می‌رساند.

اغلب بررسی‌های انجام شده در زمینه‌ی تلاطم قیمت، در داخل و حتی خارج کشور، به طور عمده برای بازارهای دارایی و مالی صورت گرفته و به ویژه در داخل کشور جای خالی این گونه بررسی‌های در بازارهای کشاورزی به شدت احساس می‌گردد. از جمله بررسی‌های انجام شده در بخش کشاورزی می‌توان به بررسی گیلبرت و مورگان (۲۰۱۰) اشاره کرد. ایشان با بررسی تلاطم قیمت شمار زیادی از محصولات کشاورزی در سطح بین‌المللی در طی دوره‌ی ۱۹۷۰ تا ۲۰۰۹ و با استفاده از درصد تغییرات انحراف معیار لگاریتم قیمت‌ها، بیان کردند که تلاطم قیمت محصولات کشاورزی به جز در مورد برنج در دو دهه‌ی گذشته نسبت به دهه‌های ۷۰ و ۸۰ پایین‌تر بوده است. همچنین تلاطم قیمت برای بسیاری از مواد غذایی در دوره‌ی ۲۰۰۷-۰۹ بالا بوده است و در مورد روغن بادام زمینی، سویا و روغن سویا افزایش تلاطم بسیار معنی‌دار بوده و در سال‌های اخیر، تلاطم قیمت غلات اصلی افزایش یافته است. پراکاش^۱ (۲۰۱۱) هم بیان کرد که قیمت مواد غذایی در جهان در سال‌های ۷۴-۱۹۷۳ سطوح بسیار بالایی از تلاطم را نشان داده‌اند و واژه‌ی بحران را در مورد آن به کار برده است. اما به رغم سطوح بالای تلاطم در سال‌های ۲۰۰۶-۰۷، اثر و سطح آن قابل مقایسه با مورد پیشین نیست. هوچت-بوردون^۲ (۲۰۱۱) با بررسی تلاطم قیمت ۱۰ محصول کشاورزی مختلف، مبادله شده در سطح بین‌المللی، برای دوره‌ی زمانی ۲۰۱۰-۱۹۵۷ نتیجه گرفت که به طور میانگین تلاطم قیمت شکر و گوشت گوساله کمتر بوده است. همچنین تلاطم در دهه‌ی گذشته نسبت به دهه‌ی ۹۰ بالاتر بوده است ولی نه به اندازه‌ی تلاطم بسیار بالای دهه‌ی ۷۰. وی مانند گیلبرت و مورگان (۲۰۱۰) بیان کرد که تنها در مورد غلات، تلاطم دهه‌ی اخیر از تلاطم دهه‌ی ۷۰ بالاتر است. هایل^۳ و همکاران (۲۰۱۴) نیز با استفاده از داده‌های بین‌المللی نشان دادند که تلاطم بالای محصولات عمده کشاورزی جهان مانند سویا، گندم و ذرت سرمایه‌گذاری در تولید این محصولات را تضعیف می‌کند و تلاطم بالاتر با خطرپذیری

^۱ Prakash

^۲ Huchet-Bourdon

^۳ Haile et al.

تغییر رژیم تلاطم قیمت... ۱۳۷

بیشتری همراه است. همچنین نتیجه گرفتند که کاهش تلاطم قیمت محصولات کشاورزی عرضه غذا را در جهان و بویژه در کشورهای در حال توسعه افزایش خواهند داد. آنها بیان کردند که دلیل افزایش نیافتن تولید مواد غذایی در جهان در سال‌های اخیر علیرغم قیمت بالای مواد غذایی، به احتمال زیاد تلاطم قیمت و عدم حتمیت ناشی از آن می‌باشد که انگیزه برای سرمایه‌گذاری را کاهش داده است. در همه‌ی بررسی‌های اشاره شده از داده‌های جهانی و به طور عمده از صندوق بین‌المللی پول^۱ IMF استفاده شده است.

شمار بررسی‌های انجام شده در داخل کشور بسیار کم بوده و به طور عمده هم در بازارهای غیر کشاورزی صورت پذیرفته است که از جمله می‌توان به بررسی‌های ابریشمی و همکاران (۱۳۸۶)، ابونوری و همکاران (۱۳۸۸)، بهبودی و همکاران (۱۳۸۸)، دلاوری و رحمتی (۱۳۸۹)، کشاورزبان و همکاران (۱۳۸۹) کشاورزحداد و همکاران (۱۳۹۰)، نظیفی نایینی و همکاران (۱۳۹۱) اشاره کرد که در بازارهای نفت، ارز و بورس انجام شده‌اند. چند بررسی هم در بخش کشاورزی انجام شده که اغلب به بررسی سرریز تلاطم پرداخته‌اند. نمونه‌هایی از بررسی‌های سرریز تلاطم مقدسی و همکاران (۱۳۹۱) برای بازار گوشت مرغ و بررسی قهرمان‌زاده و همکاران (۱۳۹۲) برای سطوح عمودی بازارهای گوشت گوسفند در استان آذربایجان شرقی می‌باشند. به طور کلی، بررسی بررسی‌های انجام شده در زمینه‌ی تلاطم قیمت در بازارهای مختلف نشان می‌دهد که در بررسی‌هایی از این گونه چه در داخل و چه خارج کشور به طور عمده از الگوهای خانواده‌ی GARCH برای دستیابی به هدف‌های تحقیق بهره گرفته شده است. همچنین در بررسی‌های انجام شده در بخش کشاورزی به طور عمده از روش‌های GARCH غیر مارکف سوئیچینگ بهره گرفته شده است. البته در بخش غیر کشاورزی نیز شمار بررسی‌هایی که از الگوهای مارکف سوئیچینگ استفاده کرده‌اند، بسیار محدود است و این بررسی از این جنبه می‌تواند نوعی نوآوری در ادبیات اقتصاد کشاورزی کشور به شمار آید. البته بررسی‌هایی در ایران انجام شده است که از رهیافت مارکف سوئیچینگ در الگوهای غیر از GARCH استفاده کرده‌اند، مانند پیش‌بهار و همکاران (۱۳۹۴) که از مدل مارکف سوئیچینگ VAR برای بررسی انتقال قیمت در بازار مرغ کشور استفاده کرده‌اند.

^۱ International Monetary Fund

مواد و روش‌ها

برای الگوسازی تلاطم تاکنون الگوهای بسیاری در ادبیات مطرح شده است که در این بین الگوی GARCH بولرسلو (۱۹۸۶) پذیرش بیشتری داشته است. در طول زمان بسط‌های غیرخطی زیادی از این الگو در ادبیات معرفی شده‌اند که از جمله‌ی آنها الگوهای چرخش رژیم مارکفی می‌باشند. الگوهای مارکف سوئیچینگ اجازه می‌دهند که تغییر زمانی در فراسنجه (پارامتر)ها وارد شود، بدون اینکه مجبور باشیم منبع آن را تعیین کنیم، چرا که به داده‌ها اجازه می‌دهند به صورت درونزا از یک وضعیت به وضعیت دیگر تغییر یابند (بائل، ۲۰۰۵). همیلتون (۱۹۸۹) برای نخستین بار، یک الگوی مارکف سوئیچینگ دو رژیمه^۱ را معرفی کرد. تحت این رهیافت، فراسنجه‌های یک سری زمانی ناپایستا به عنوان پیشامدی از یک فرایند مارکف رژیم گسسته^۲ در نظر گرفته می‌شود. چرخش‌ها به صورت مستقیم مشاهده نمی‌شوند بلکه در عوض، بر پایه رفتار مشاهده شده‌ی سری، استنباط احتمالاتی درباره‌ی رخداد چرخش‌ها و زمان رخداد آنها، صورت می‌گیرد. ضریب‌ها در این گونه الگوها در هر رژیم متفاوت خواهد بود تا بتوان احتمال تغییرات در طول دوره‌ی نمونه را که به علت تغییر ساز و کار اقتصادی آن دوره ایجاد شده، به شمار آورد. این ضریب‌ها نامعلوم بوده و بایستی برآورد شوند. ضمن اینکه رژیم‌ها هم هرگز قابل مشاهده نیستند و عبارات‌های احتمالاتی درباره‌ی راستنمایی رخداد آنها مشروط به مجموعه‌ی اطلاعات در دسترس، قابل دستیابی است (گری، ۱۹۹۶). بر این پایه، الگوی مارکف سوئیچینگ GARCH از چهار مؤلفه شامل الگوی میانگین، فرایند رژیم، الگوی واریانس و تابع توزیع داده‌ها تشکیل یافته است. در این بررسی از الگوهای ARMA برای الگوسازی میانگین و از دو توزیع گوسین و t -استیودنت به عنوان تابع توزیع داده‌ها، بهره گرفته خواهد شد. ولی دو مؤلفه‌ی دیگر، یعنی فرایند رژیم و واریانس به نسبت دارای اهمیت بیشتری می‌باشند، در زیربخش‌هایی که در ادامه می‌آید شرح بیشتری در مورد این دو مؤلفه ارائه می‌شود.

فرآیند رژیم (استنباط احتمالاتی درباره‌ی چرخش رژیم):

در همه‌ی الگوهای مارکف سوئیچینگ از ویژگی‌های مختص زنجیر مارکف بهره گرفته می‌شود. این ویژگی باعث می‌شود تا فراسنجه‌های فرایند مورد نظر بتوانند به طور مداوم از یک زمان به زمان دیگر تغییر کنند. اگر r_t برداری از متغیرهای مشاهده شده و s_t متغیر تصادفی مشاهده نشده

¹ Tow-state Markov switching model

² Discrete-state Markov process

تغییر رژیم تلاطم قیمت ... ۱۳۹

باشد که می‌تواند مقادیر ۱، ۲، ...، S را اختیار کند، می‌توان s_t را به صورت یک زنجیر مارکف مرتبه اول بیان کرد:

$$\Pr(s_t = j | s_{t-1} = i, s_{t-2} = k, \dots, r_{t-1}, r_{t-2}, \dots) = \Pr(s_t = j | s_{t-1} = i) = p_{ij}, \quad (1)$$

for $i, j = 1, 2, \dots, S$

p_{ij} احتمالات گذار یا انتقال^۱ می‌باشند (همیلتون، ۱۹۸۹). برای سادگی به طور معمول احتمالات گذار در یک ماتریس $(S \times S)$ به نام ماتریس گذار نمایش داده می‌شود به طوریکه مجموع مؤلفه‌های هر ستون یک می‌باشد:

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{21} & \dots & p_{S1} \\ p_{12} & p_{22} & \dots & p_{S2} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ p_{1S} & p_{2S} & \dots & p_{SS} \end{bmatrix} \quad (2)$$

این ماتریس برای حالت دو رژیم به صورت ماتریس ۳ می‌باشد:

$$P = \begin{pmatrix} \Pr(s_t = 1 | s_{t-1} = 1) = p & \Pr(s_t = 1 | s_{t-1} = 2) = (1-q) \\ \Pr(s_t = 2 | s_{t-1} = 1) = (1-p) & \Pr(s_t = 2 | s_{t-1} = 2) = q \end{pmatrix} \quad (3)$$

p مبین احتمال ماندن در رژیم ۱ در زمان t است اگر چنانچه پیشتر هم در رژیم ۱ بوده است و q مبین احتمال ماندن در رژیم ۲ است اگر چنانچه پیشتر هم در رژیم ۲ بوده باشد. اینکه کدام رژیم رژیم پرتلاطم و کدامیک رژیم کم‌تلاطم است پس از برآورد مشخص می‌شود. متغیر s_t مبین "وضعیت"^۲ یا "رژیمی"^۳ است که فرایند در زمان t در آن قرار دارد. بدین وسیله معلوم است که s_t فراسنجه‌های توزیع شرطی r_t (در این بررسی سری‌های بازدهی منتخب در سطوح عمودی بازار دام کشور) را کنترل می‌کند (همیلتون و سوسمل، ۱۹۹۴). در این بررسی مقادیر برآورد شده p و q نشان‌دهنده‌ی میزان پایداری رژیم‌های تلاطمی خواهند بود. با استفاده از این احتمالات می‌توان مدت زمان مورد انتظار برای ماندن فرایند در هر یک از رژیم‌ها را محاسبه کرد. به این صورت که مدت زمان مورد انتظار برای ماندن در رژیم ۱ برابر با $1/(1-p)$ و در رژیم ۲ برابر با $1/(1-q)$ خواهد بود (کلاسن^۴، ۲۰۰۲). احتمال ارگودیک^۵ یا به عبارتی احتمال غیرشرطی

¹ Transition probabilities

² State

³ Regime

⁴ Klaassen

⁵ Ergodic

اینکه فرایند تلاطم قیمت در وضعیت یا رژیم ۱ باشد به صورت $\pi_1 = (1-q)/(2-p-q)$ می‌باشد و این احتمال در رژیم ۲ برابر با مقدار $\pi_2 = 1 - \pi_1$ می‌باشد. بنابراین ماتریس احتمالات غیرشرطی شکل ماتریس ۴ را خواهد داشت (همیلتون، ۱۹۹۴).

$$\pi = \begin{bmatrix} (1-q)/(2-p-q) \\ (1-p)/(2-p-q) \end{bmatrix} \quad (۴)$$

فراسنجه‌های برآورد شده‌ی الگو در نتیجه‌ی متغیر رژیم تغییر خواهند یافت. بدین صورت که وقتی فرایند در رژیم ۱ می‌باشد، فرض می‌شود متغیر مشاهده شده‌ی r_t از توزیع $N(\mu_1, \sigma_1^2)$ حاصل شده است و اگر فرایند در رژیم ۲ باشد، فرض می‌شود متغیر مشاهده شده‌ی r_t از توزیع $N(\mu_2, \sigma_2^2)$ ناشی شده است و به همین ترتیب. توزیع احتمال مشترک r_t و s_t عبارت خواهد بود از:

$$p(r_t, s_t = j; \theta) = f(r_t | s_t = j; \theta) \cdot P\{s_t = j; \theta\} = \frac{\pi_j}{\sqrt{2\pi\sigma_j}} \exp\left\{-\frac{(r_t - \mu_j)^2}{2\sigma_j^2}\right\} \quad (۵)$$

پس از اینکه فراسنجه‌ها برآورد شدند این امکان وجود دارد تا استنباط احتمالاتی درباره‌ی اینکه کدام رژیم نقش پررنگ‌تری در تولید داده‌ی زمان t ، یعنی r_t داشته است، ساخته شود.

$$p\{s_t = j | r_t; \theta\} = \frac{p(r_t, s_t = j; \theta)}{f(y_t; \theta)} \quad (۶)$$

احتمال بالا، احتمال فیلتر^۱ نامیده می‌شود. بردار θ بردار فراسنجه‌های جامعه شامل بردارهای μ و σ می‌باشد و نیز چون بنا به فرض رژیم مشاهده نشده‌ی s_t بوسیله‌ی توزیع احتمالی ایجاد شده است که احتمال ارگودیک آن π_j است، بردار θ شامل این احتمالات ارگودیک نیز خواهد بود. در برآورد همه‌ی الگوهای مارکف سوئیچینگ دو نوع احتمال شرطی مورد توجه می‌باشد. احتمال پیش‌بینی شده یا برنامه‌ریزی شده^۲ ($Pr[S_t=i|\Phi_{t-1}]$) که برای انجام پیش‌بینی بر پایه مجموعه اطلاعات تکاملی^۳ استفاده می‌شود. نماد Φ به عنوان نمادی برای مجموعه اطلاعات مانند θ و r_t استفاده شده است. البته این غیر از احتمال فیلتر ($Pr[S_t=i|\Phi_t]$) است که اغلب در ادبیات مارکف سوئیچینگ گزارش می‌شود. احتمال شرطی دوم، احتمال هموار شده^۴ ($Pr[S_t=i|\Phi_T]$) است که برای شناسایی رخداد و زمان رخداد چرخش رژیم به کار می‌رود. کیم^۵ (۱۹۹۴) یک الگوریتم به

^۱ Filter probability

^۲ Ex-ante probability

^۳ Evolving information set

^۴ Smoothed probability

^۵ Kim

تغییر رژیم تلاطم قیمت ... ۱۴۱

نسبت کارا برای محاسبه‌ی احتمالات هموار توسعه داد که تا حدودی از ماهیت برگشتی احتمالات رژیم نیز استفاده می‌کند. الگوریتم وی از $Pr[S_T=i|\Phi_T]$ به عقب یعنی $Pr[S_{T-1}=i|\Phi_T]$ و در نهایت $Pr[S_1=i|\Phi_T]$ تکرار می‌شود (همیلتون، ۱۹۹۴، کیم، ۱۹۹۴ و گری، ۱۹۹۶). با برآورد احتمالات هموار شده‌ی رژیم می‌توان مشخص کرد که کدام یک از داده‌های قیمت با احتمال بیش از ۵۰ درصد در رژیم تلاطم بالا قرار دارند و کدام یک در رژیم تلاطم پایین. در این بررسی نیز، الگوریتم کیم برای محاسبه‌ی احتمالات هموار شده‌ی رژیم استفاده می‌شود.

الگو واریانس شرطی:

الگوی مارکف سوئیچینگ اولیه‌ی همیلتون (۱۹۸۹) بر روی رفتار میانگین متغیرها تمرکز می‌کند. این الگو و مشتقات آن به طور گسترده برای الگوسازی سری‌های زمانی اقتصادی و مالی به کار رفته است. به عنوان نمونه می‌توان به بررسی‌های انگل و همیلتون (۱۹۹۰)، گودوین^۱ (۱۹۹۳)، شلر و ون^۲ نوردن (۱۹۹۷) و کیم و نلسون (۱۹۹۸) اشاره کرد. افزون بر موفقیت بالای الگوی مارکف سوئیچینگ در الگوسازی میانگین شرطی، این مکانیسم برای الگوسازی واریانس شرطی نیز به کار گرفته شده است. برای مثال سای (۱۹۹۴)، همیلتون و سوسمل (۱۹۹۴)، گری (۱۹۹۶)، دیوکر^۳ (۱۹۹۷)، کلاسن (۲۰۰۲) و هس و همکاران^۴ (۲۰۰۴) الگوهای متنوعی از طبقه‌ی ARCH و GARCH را با رهیافت مارکف سوئیچینگ بررسی کرده‌اند (هایهونگ، ۲۰۰۵). همیلتون و سوسمل (۱۹۹۴) و سای (۱۹۹۴) با بسط رهیافت همیلتون (۱۹۸۹) به الگو واریانس شرطی، فرایندهای مارکف سوئیچینگ ARCH را ارائه کردند. به علت مشکل وابستگی به مسیر^۵ موجود در الگوهای مارکف سوئیچینگ GARCH (از این پس MSGARCH) آنان کار خود را تنها به حالت ARCH محدود ساختند (سای، ۱۹۹۴، مارکوسی^۶، ۲۰۰۵). دیوکر (۱۹۹۷)، گری (۱۹۹۶)، کلاسن (۲۰۰۲) و هس و همکاران (۲۰۰۴) و دیگران با ارائه‌ی راهکاری برای حل این مشکل، روش شناختی (متدولوژی) بالا را به الگوهای MSGARCH بسط دادند. به طور عمده

¹ Goodwin

² Schaller and van Norden

³ Dueker

⁴ Haas et.al.

⁵ Path dependency

⁶ Marcucci

اکثر بسط‌های موجود در ادبیات برای الگو MSGARCH بر پایه نحوه‌ی برخورد با مشکل وابستگی به مسیر صورت گرفته است. در این بررسی برای الگوسازی تغییر رژیم تلاطم در بازارهای منتخب، از دو الگوی مارکف سوئیچینگ تک‌متغیره بر مبنای بررسی‌های کلاسن (۲۰۰۲) و هس و همکاران (۲۰۰۴) بهره گرفته شده است که از دو روش مختلف این مشکل را برطرف کرده‌اند. این الگوها در ادامه به صورت خیلی خلاصه ارائه می‌شود.

گری (۱۹۹۶) مشکل وابستگی به مسیر را با توجه به ماهیت اساسی فرایند GARCH (شامل اثرگذاری‌های پایداری مهم) حل کرد. کلاسن (۲۰۰۲) با بسط الگو گری (۱۹۹۶) پیشنهاد داد که از امید شرطی واریانس شرطی تأخیری با مجموعه اطلاعات گسترده‌تری نسبت به الگو گری (۱۹۹۶) استفاده شود. الگو MSGARCH پیشنهادی وی به صورت رابطه‌ی ۷ می‌باشد (کلاسن، ۲۰۰۲):

$$\begin{aligned}
 h_{it} &= \omega_i + \alpha_i \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_i E_{t-1}\{h_{it-1} | s_t\} \quad s_t = 1, 2 \\
 E_{t-1}\{h_{it-1} | s_t\} &= \tilde{p}_{ii,t-1}[(\mu_{i,t-1})^2 + h_{it-1}] + \tilde{p}_{ji,t-1}[(\mu_{j,t-1})^2 + h_{jt-1}] \\
 &\quad - [\tilde{p}_{ii,t-1}\mu_{i,t-1} + \tilde{p}_{ji,t-1}\mu_{j,t-1}]^2 \\
 \tilde{p}_{ji,t} &= \Pr(s_t = j | s_{t+1} = i, \Phi_{t-1}) = \frac{p_{ji} \Pr(s_t = j | \Phi_{t-1})}{\Pr(s_{t+1} = i | \Phi_{t-1})} = \frac{p_{ji} p_{j,t}}{p_{i,t+1}}, \quad i, j = 1, 2 \quad (7) \\
 p_{i,t} &= \Pr(s_t = i | \Phi_{t-1}) = \\
 p_t &= \left[\frac{g_{it-1} p_{it-1}}{g_{it-1} p_{it-1} + g_{jt-1} (1 - p_{it-1})} \right] + (1 - q_t) \left[\frac{g_{2t-1} (1 - p_{1t-1})}{g_{it-1} p_{it-1} + g_{jt-1} (1 - p_{it-1})} \right] \\
 g_{it} &= f(y_t | s_t = i, \Phi_{t-1}) \quad \text{where} \quad f(\cdot) \text{ is Gaussian or } t \text{ pdf.}
 \end{aligned}$$

الگوی مارکف سوئیچینگ کلاسن (۲۰۰۲) نسبت به الگوهای پیش از خود دو برتری اصلی دارد. این الگو در درون خود انعطاف‌پذیری بیشتری در توصیف پایداری تکانه‌های تلاطم دارد. افزون بر این، عبارت‌های سرراستی برای پیش‌بینی‌های تلاطم چند گام به جلو دارد که می‌تواند به صورت برگشتی مانند الگوهای استاندارد GARCH محاسبه شود (مارکوسی، ۲۰۰۵). هس و همکاران (۲۰۰۴) بیان می‌کنند که برآورد و تفسیر فرایند واریانس در الگو گری پیچیده است. آنان روش جدیدی را برای حل مشکل وابستگی به مسیر ارائه کردند و اظهار می‌کنند که الگو MSGARCH پیشنهادی آنها دارای تفسیر روشن بوده و قابل برآورد به یک روش سرراست می‌باشد. شکل ریاضی الگوی آنان در رابطه‌ی ۸ ارائه شده است.

تغییر رژیم تلاطم قیمت... ۱۴۳

$$\varepsilon_t = \eta_t \sigma_{\Delta_t, t} \quad \eta_t \stackrel{iid}{\sim} N(0, 1) \quad (A)$$

$$\sigma_t^{(2)} = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2$$

که در آن $\{\Delta_t\}$ زنجیر مارکف با ماتریس گذار P (رابطه ی ۲) با بعد $S \times S$ می باشد. $\sigma_t^{(2)}$ بردار واریانس های رژیم به صورت $\sigma_t^{(2)} = [\sigma_{1t}^2, \sigma_{2t}^2, \dots, \sigma_{St}^2]'$ بوده و $\alpha_i = [\alpha_{i1}, \alpha_{i2}, \dots, \alpha_{iS}]'$, $i = 0, 1$ و $\beta = \text{diag}(\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_S)$ می باشند.^۱ برای تضمین مثبت بودن فرایند واریانس بایستی شرایط $\alpha_0 > 0, \alpha_1, \beta \geq 0$ به صورت مؤلفه به مؤلفه برقرار باشند (هس و همکاران، ۲۰۰۴). در این هر دو الگو، ضریب های α نشان دهنده ی اثر گذاری های ARCH بوده و پایداری کوتاه مدت تکانه ها را به تصویر می کشند، در حالیکه ضریب های β نشان دهنده ی اثر گذاری های GARCH و پایداری بلندمدت تکانه ها می باشند.

در این بررسی، رفتار تلاطم قیمت بازار در سمت عرضه و تقاضای گوشت قرمز با استفاده از الگوهای یاد شده و با در نظر گرفتن دو توزیع گوسین و t -استیودنت الگوسازی می شود که در مجموع ۴ الگو برای هر یک از سری های قیمت مورد بررسی برآورد خواهد شد. به منظور الگوسازی رفتار تلاطم قیمت در سمت تقاضای بازار گوشت قرمز، سری های بازدهی ماهانه ی خرده فروشی گوشت گوساله و گوشت گوسفند طی سال های ۹۲-۱۳۷۱ استفاده می شود. از سوی دیگر برای تجزیه و تحلیل تلاطم قیمت در سمت عرضه یا تولیدکننده ی گوشت قرمز از سری های بازدهی گوسفند و گوساله ی زنده در دوره ی زمانی ۹۲-۱۳۷۶ و نیز سری بازدهی ماهانه نهاده ی عمده ی تولیدی آنها یعنی علوفه در دوره ی زمانی ۹۲-۱۳۷۱ استفاده شد. اگر p_t نشانگر قیمت در زمان t باشد، تبدیل مربوطه برای به دست آوردن سری بازدهی یا به عبارت دیگر رشد قیمت ها، به صورت $r_t = \log\left(\frac{p_t}{p_{t-1}}\right) = \log(p_t) - \log(p_{t-1})$ می باشد. سری های قیمت مربوطه از شرکت پشتیبانی امور دام کشور دریافت شده است. به علت فراهم نبودن بسته ی نرم افزاری آماده جهت

^۱ به دلیل شمار بسیار زیاد معادله ها (نزدیک ۱۰۰ معادله)، طولانی بودن روش برآورد و عدم امکان خلاصه کردن آنها از تکرار آنها اجتناب شده است و تنها به رابطه های نهایی اکتفا شده است. لذا از خوانندگان محترم تقاضا می شود برای جزئیات بیشتر به اصل مقاله های کلاسن (۲۰۰۲) و هس و همکاران (۲۰۰۴) مراجعه کنید.

برآورد مدل‌های مارکف سوئیچینگ GARCH، لازم بود تا از نرم‌افزارهای دارای قابلیت برنامه‌نویسی برای نوشتن کدهای مربوط به آن‌ها استفاده شود. به این منظور، مدل‌های مذکور در نرم‌افزار MATLAB بر پایه روش برآورد بیشترین راستنمایی و با استفاده از الگوریتم^۱ BFGS کدنویسی شد و آن‌گاه ضریب‌های مدل‌ها برآورد شد که در بخش بعد نتایج برآورد ضریب‌ها ارائه شده است.

نتایج و بحث

شکل ۱ شامل نمودارهای سری‌های لگاریتم قیمت و بازدهی و نیز نمودارهای ACF و PACF مربوط به بازدهی‌ها و مربع بازدهی‌های متغیرهای مورد بررسی می‌باشد. همان‌طور که در نمودارهای بازدهی دیده می‌شود این سری‌ها حول میانگین صفر تمرکز می‌یابد و بازده‌ها پیوسته در حال نوسان هستند، اندازه‌ی این نوسان‌ها گاهی بزرگ و زمانی کوچک است که نشان‌دهنده‌ی تغییرات خوشه‌ای در سری‌های بازدهی مورد بررسی در این پژوهش هستند. خوشه‌بندی تلاطم همان اثری است که الگوهای طبقه‌ی ARCH برای کنترل آن طراحی شده است. برابر آمار توصیفی بازدهی‌های مربوط به سمت عرضه‌ی بازار گوشت قرمز، یعنی علوفه، گوسفند زنده و گوساله‌ی زنده دارای چولگی منفی هستند. این یافته در مورد سمت تقاضای بازار گوشت قرمز یعنی خرده‌فروشی گوشت گوساله و گوسفند برعکس می‌باشد. همه‌ی بازدهی‌ها شواهدی از توزیع با دنباله‌ی پهن^۲ نشان می‌دهند چرا که مقدار کشیدگی در توزیع بازده‌ها در همه‌ی موارد از مقدار کشیدگی توزیع نرمال (۳) بیشتر است. کشیدگی مازاد نشان می‌دهد نسبت به هنگامی که توزیع بازدهی‌ها نرمال باشد، احتمال بیشتری به مقادیر انتهایی بازده‌ها تخصیص می‌یابد، به عبارت دیگر بازارهای تحت بررسی، افزایش‌ها و یا کاهش‌های شدید و ناگهانی قیمت را محتمل می‌داند.

^۱ Broyden, Fletcher, Goldfarb, Shanno

^۲ Fat tailed

تغییر رژیم نلاطم قیمت... ۱۴۵

جدول (۱) آزمون لیانگ- باکس برای سری بازدهی‌ها، مربع بازدهی‌ها، باقی‌مانده‌ها و مربع باقی‌مانده‌ها - های معادله میانگین شرطی برازش شده

بازدهی (I_t)	مربع بازدهی (I_t^2)	الگو برازش شده	باقی‌مانده‌ها (e_t)	مربع باقی‌مانده‌ها (e_t^2)
گوساله	۸/۳۰۰***	AR(1/9)	۰/۰۶۱	۹/۶۸۳***
زنده	(۰/۰۰۴)		(۰/۸۰۵)	(۰/۰۰۸)
گوشت	۷۴/۷۵۹***	AR(1)	۰/۰۶۴	۲۶/۴۲۳***
گوساله	(۰/۰۰۰)		(۰/۷۹۹)	(۰/۰۰۰)
علوفه	۲۰/۰۳۵۷***	AR(1,11/12), No-Constant	۰/۰۴۱۶	۲۶/۹۴۰***
	(۰/۰۰۰)		(۰/۸۳۸)	(۰/۰۰۰)
گوسفند	۲۷/۸۲۷***	MA(1)	۰/۱۱۲	۱۰/۱۴۹***
زنده	(۰/۰۰۰)		(۰/۷۳۸)	(۰/۰۰۱)
گوشت	۴۳/۴۳۲***	AR(1/2 11)	۱/۱۷۴	۱۱/۰۲۵***
گوسفند	(۰/۰۰۰)		(۰/۲۷۹)	(۰/۰۰۱)

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج آزمون‌های دیکی-فولر، فیلپس-پرون و آزمون ایستایی $KPSS$ گویای نبود ریشه واحد در سطح ۱ درصد و ایستایی داده‌ها در سطح ۱۰ درصد برای همه‌ی سری‌های بازدهی می‌باشد. با توجه به نمودارهای ACF و $PACF$ سری‌های بازدهی، الگوهای مختلف $ARMA(p,q)$ برای این سری‌های زمانی برازش شد. آن‌گاه از بین الگوهای برازش شده، انتخاب الگوی بهینه بر پایه معیارهای اطلاعات بیزین و آکائیک و نیز لگاریتم راستنمایی انجام شد. جدول ۱ نتایج آزمون Q لیانگ- باکس را برای خودهمبستگی‌های اول تا دوازدهم سری‌های بازدهی، مربع بازدهی‌ها، باقی‌مانده‌ها و مربع باقی‌مانده‌های معادله میانگین شرطی برازش شده نشان می‌دهد. آماره‌های Q بیانگر آن است که سری‌های بازدهی، مربع بازدهی‌ها و مربع اجزای اخلال معادله‌های میانگین شرطی متغیرهای علوفه، گوساله‌ی زنده، گوسفند زنده، گوشت گوساله و گوشت گوسفند همبسته می‌باشند که این یافته نشانه‌ای از وجود اثرگذاری‌های $GARCH$ در آنها می‌باشد. البته آماره‌های گزارش شده برای اجزای اخلال الگوهای میانگین برازش شده گویای نبود مشکل خودهمبستگی و تصریح مناسب آنها می‌باشد.

جدول (۲) نتایج آزمون وجود اثرگذاری های ARCH خطی و غیرخطی در معادله های میانگین شرطی

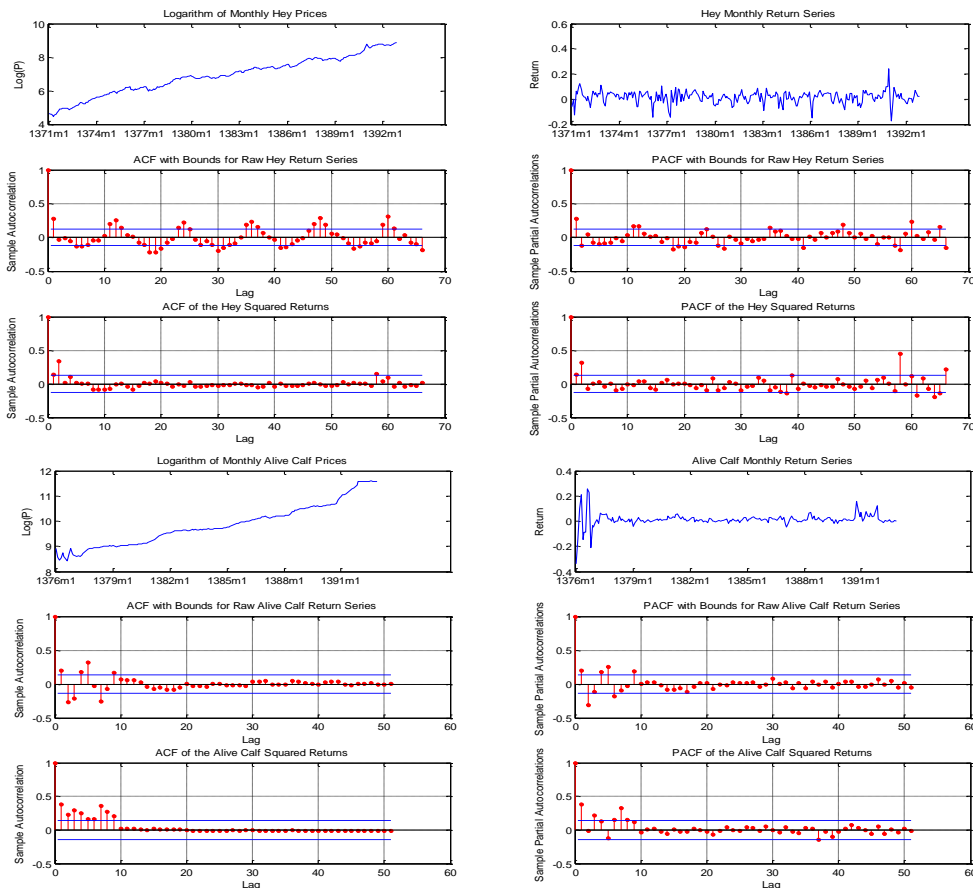
برازش شده				
آزمون ARCH خطی	آزمون اریب علامت (SB)	آزمون اریب اندازه منفی (NSB)	آزمون اریب اندازه مثبت (PSB)	آزمون مشترک
۵/۴۶۳**	۱/۰۴	۱۴/۶۰***	۲/۶۹*	۷/۱۴***
(۰/۰۱۹)	(۰/۳۱۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۱)	(۰/۰۰۰)
۳۳/۹۰۵***	۴/۰۴**	۱۸/۰۱***	۵/۴۱**	۱۷/۶۵***
(۰/۰۰۰)	(۰/۰۴۵)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۲۱)	(۰/۰۰۰)
۲۶/۶۲۱***	۰/۴۵	۱۰/۰۱***	۷/۵۷***	۱۰/۱۰***
(۰/۰۰۰)	(۰/۵۰۴)	(۰/۰۰۲)	(۰/۰۰۶)	(۰/۰۰۰)
۱۰/۰۰***	۲/۸۷*	۰/۵۰	۳۰/۱۲***	۱۱/۷۶***
(۰/۰۰۲)	(۰/۰۹۲)	(۰/۴۸۱)	(۰/۰۰۱)	(۰/۰۰۰)
۱۵/۱۰۲***	۳/۷۸*	۳/۵۶*	۱۵/۹۵***	۱۰/۳۹***
(۰/۰۰۰)	(۰/۰۵۳)	(۰/۰۶۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)

منبع: یافته های تحقیق

برای تشخیص وجود الگوی ARCH خطی در اجزای اخلاص الگوی میانگین منتخب (بازدهی غیرقابل پیش بینی) از روش پیشنهادی انگل (۱۹۸۲) تا وقفه ی ۱۲ استفاده شد که نتایج مربوطه در جدول ۲ ارائه شده است. برای بررسی اثرگذاری های غیرخطی تکانه ها روی واریانس شرطی از آزمون های ARCH غیرخطی انگل و نگ (۱۹۹۳) استفاده شد. نتایج این آزمون ها نیز شامل آزمون های اریب علامت، SB، اریب اندازه ی منفی، NSB، اریب اندازه ی مثبت، PSB و آزمون مشترک آنها در جدول ۲، به ترتیب در ستون های ۲ تا ۵ ارائه شده است. در همه ی سری های بازدهی منتخب همه ی آماره ها به غیر از آماره ی SB برای بازدهی های علوفه، گوساله زنده و گوسفند زنده و نیز آماره ی NSB برای بازدهی های گوسفند زنده، مبین وجود اثرگذاری های ARCH خطی و غیرخطی و رد واریانس همسانی می باشند. این یافته ها نشان می دهد که الگوسازی GARCH برای سری های بازدهی گوساله زنده، گوشت گوساله، گوسفند زنده، گوشت گوسفند و علوفه می تواند مناسب باشد. در این راستا همان گونه که در بخش مواد و روش ها بیان شد از دو رهیافت پیشنهادی هس و همکاران (۲۰۰۴) و کلاسن (۲۰۰۲) با در نظر داشتن دو توزیع گوسین و t -استیودنت (در مجموع ۴ الگو MSGARCH) برای برآورد گشتاورهای شرطی مرتبه دوم استفاده شد. الگوهای مختلف برآورد شده، بر پایه ۷ تابع زیان معرفی شده در بررسی

تغییر رژیم نلاطم قیمت... ۱۴۷

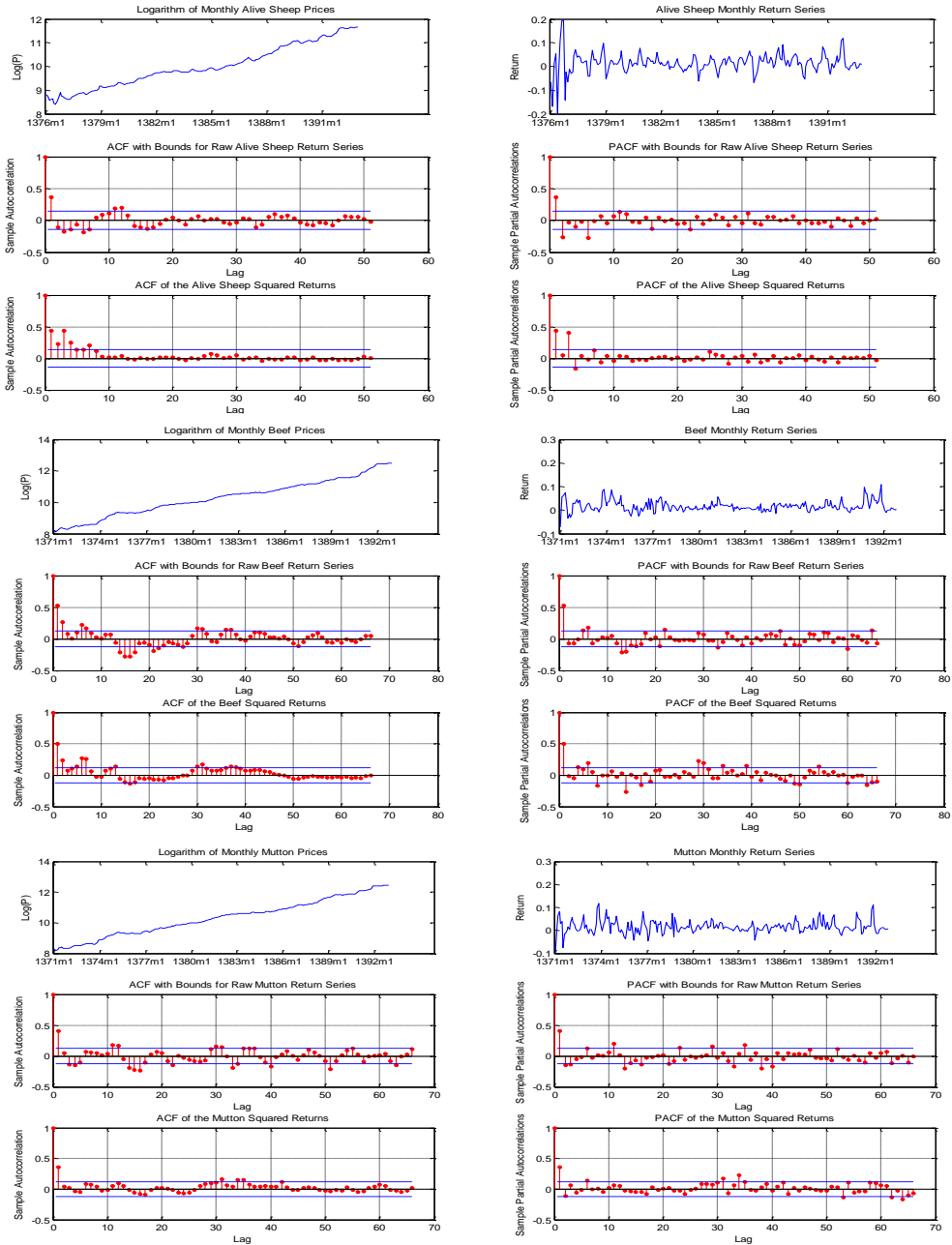
هانسن و لیوند^۱ (۲۰۰۱) یعنی MSE_2 , MSE_1 , PSE , $QLIKE$, $R2LOG$, MAD_2 , MAD_1 دو معیار اطلاعات AIC و BIC و سرانجام لگاریتم راستنمایی (جدول ۳) مقایسه شده‌اند که نتایج این مقایسه‌ها در ادامه به تفکیک محصولات بیان شده است.



شکل (۱) نمودارهای سری لگاریتم قیمت، بازدهی، ACF و $PACF$ بازدهی و مجذور بازدهی‌های به ترتیب علوفه، گوساله‌ی زنده، گوسفند زنده، گوشت گوساله و گوشت گوسفند

^۱ Hansen and Lunde

^۲ این معیارهای آماری در واقع امکان محاسبه‌ی میزان خطای پیش‌بینی را به روش‌های مختلف فراهم می‌آورند و برای مقایسه‌ی مدل‌های $GARCH$ استفاده می‌شوند. به علت زیاد بودن شمار رابطه‌های مربوط به توابع زیان اشاره شده، امکان آوردن آنها در این پژوهش جهت جلوگیری از طولانی شدن مقاله وجود ندارد لذا در صورت نیاز خوانندگان محترم می‌توانند به اصل مقاله هانسن و لیوند^۲ (۲۰۰۱) مراجعه کنند.



ادامه شکل (۱) نمودارهای سری لگاریتم قیمت، بازدهی، ACF و PACF بازدهی و مجذور بازدهی‌های به ترتیب علوفه، گوساله‌ی زنده، گوسفند زنده، گوشت گوساله و گوشت گوسفند

تغییر رژیم تلاطم قیمت... ۱۴۹

برای تشخیص وجود الگوی ARCH خطی در اجزای اخلاص الگوی میانگین منتخب (بازدهی غیرقابل پیش‌بینی) از روش پیشنهادی انگل (۱۹۸۲) تا وقفه‌ی ۱۲ استفاده شد که نتایج مربوطه در جدول ۲ ارائه شده است. برای بررسی اثرگذاری‌های غیرخطی تکانه‌ها روی واریانس شرطی از آزمون‌های ARCH غیرخطی انگل و نگ (۱۹۹۳) استفاده شد. نتایج این آزمون‌ها نیز شامل آزمون‌های اریب علامت، SB ، اریب اندازه‌ی منفی، NSB ، اریب اندازه‌ی مثبت، PSB و آزمون مشترک آنها در جدول ۲، به ترتیب در ستون‌های ۲ تا ۵ ارائه شده است. در همه‌ی سری‌های بازدهی منتخب همه‌ی آماره‌ها به غیر از آماره‌ی SB برای بازدهی‌های علوفه، گوساله زنده و گوسفند زنده و نیز آماره‌ی NSB برای بازدهی‌های گوسفند زنده، مبین وجود اثرگذاری‌های ARCH خطی و غیرخطی و رد واریانس همسانی می‌باشند. این یافته‌ها نشان می‌دهد که الگوسازی $GARCH$ برای سری‌های بازدهی گوساله زنده، گوشت گوساله، گوسفند زنده، گوشت گوسفند و علوفه می‌تواند مناسب باشد. در این راستا از دو رهیافت پیشنهادی هس و همکاران (۲۰۰۴) و کلاسن (۲۰۰۲) با در نظر داشتن دو توزیع گوسین و t -استیودنت (در مجموع ۴ الگو $MSGARCH$) برای برآورد گشتاورهای شرطی مرتبه دوم استفاده شد. الگوهای مختلف برآورد شده، بر پایه ۷ تابع زیان معرفی شده در بررسی هانسن و لیوند^۱ (۲۰۰۱) یعنی MSE_2 و MSE_1 ، PSE ، $QLIKE$ ، $R2LOG$ ، MAD_2 ، MAD_1 ، دو معیار اطلاعات AIC و BIC و سرانجام لگاریتم راستنمایی (جدول ۳) مقایسه شده‌اند که نتایج این مقایسه‌ها در ادامه به تفکیک محصولات بیان شده است.

علوفه:

الگوهای واریانس شرطی مارکف سوئیچینگ به همراه الگوی میانگین شرطی به صورت همزمان و با استفاده از سری بازدهی علوفه برآورد شد. با توجه به جدول ۳، بر پایه‌ی همه‌ی توابع زیان و نیز معیارهای اطلاعات، الگو پیشنهادی هس و همکاران (۲۰۰۴) به عنوان الگو مناسب انتخاب شد. همان طور که ملاحظه می‌شود بر پایه پنج معیار پیش‌بینی MSE_2 ، MSE_1 ، PSE .

^۱Hansen and Lunde

^۲ این معیارهای آماری در واقع امکان محاسبه‌ی میزان خطای پیش‌بینی را به روش‌های مختلف فراهم می‌آورد و برای مقایسه‌ی مدل‌های $GARCH$ استفاده می‌شوند. جهت کسب اطلاعات بیشتر می‌توان به اصل مقاله هانسن و لیوند (۲۰۰۱) مراجعه کنند.

R2LOG و MAD_1 الگوی که توزیع t -استیودنت را برای توزیع داده‌ها فرض کرده است، برازش بهتری را نشان می‌دهد. لذا این الگو برای تحلیل رفتار تلاطم در بازار علوفه انتخاب شد. نتایج به دست آمده از برازش این الگو در جدول ۴ تحت ستون علوفه ارائه شده است. ضریب‌های واریانس بلندمدت برآورد شده در دو رژیم، w ، نشان می‌دهد که رژیم دوم نسبت به رژیم اول رژیم کم تلاطم‌تری می‌باشد ($0.0004 > 0.0034$).

جدول (۳) مقایسه‌ی الگوهای MSGARCH برآورد شده برای محصولات مورد نظر

هس و همکاران (۲۰۰۴)		کلاسین (۲۰۰۲)		
t -استیودنت	گوسین	t -استیودنت	گوسین	
علوفه				معیار
<u>۰/۰۰۰۰۱۱۳</u>	<u>۰/۰۰۰۰۱۱۶</u>	<u>۰/۰۰۰۰۱۳۸</u>	<u>۰/۰۰۰۰۱۳۰</u>	MSE_2
<u>۰/۰۰۳۵۹۲۶</u>	<u>۰/۰۰۳۶۶۲۰</u>	<u>۰/۰۰۳۶۶۵۵</u>	<u>۰/۰۰۳۸۵۴۳</u>	MSE_1
<u>۰/۱۸۷۵۷۲۶۱</u>	<u>۰/۹۱۶۸۵۷۳</u>	<u>۲/۷۵۷۶۴۶۸</u>	<u>۰/۱۸۷۶۱۰۱۲</u>	PSE
<u>-۵/۶۱۳۳۷۳۷</u>	<u>-۵/۶۱۹۳۲۲۲</u>	<u>-۵/۴۴۲۸۵۲۵</u>	<u>-۵/۵۰۷۶۱۳۲</u>	QLIKE
<u>۶/۶۷۴۳۱۹۶</u>	<u>۷/۰۳۰۹۹۳۹</u>	<u>۸/۲۲۸۶۳۷۳</u>	<u>۷/۳۰۲۹۴۷۱</u>	R2LOG
<u>۰/۰۰۱۷۳۶۲</u>	<u>۰/۰۰۱۷۲۴۷</u>	<u>۰/۰۰۱۸۹۸۰</u>	<u>۰/۰۰۱۹۰۲۲</u>	MAD_2
<u>۰/۰۴۳۲۹۲۴</u>	<u>۰/۰۴۳۴۶۳۵</u>	<u>۰/۰۴۴۳۹۷۵</u>	<u>۰/۰۴۳۶۶۵۰</u>	MAD_1
<u>۴۷۱/۸۸۵۹۲۶۰</u>	<u>۴۷۱/۷۰۱۷۶۰۲</u>	<u>۴۷۱/۰۷۸۰۱۸۵</u>	<u>۴۵۵/۷۰۲۶۷۷۷</u>	log likelihood
<u>-۹۱۳/۷۷۱۸۵۲۱</u>	<u>-۹۱۵/۴۰۵۳۵۲۰۳</u>	<u>-۹۱۲/۱۵۶۰۳۶۹</u>	<u>-۸۸۳/۴۰۵۳۵۵</u>	AIC
<u>-۸۶۰/۱۳۲۶۱۵۵</u>	<u>-۸۶۵/۳۴۰۲۳۲۹</u>	<u>-۵۸۵/۵۱۶۸۰۰۴</u>	<u>-۸۳۳/۳۴۲۰۶۸۰</u>	BIC
گوساله‌ی زنده				معیار
<u>۰/۰۰۰۱۸۰۷</u>	<u>۰/۰۰۰۱۴۷۴</u>	<u>۰/۰۰۰۱۵۰۳</u>	<u>۰/۰۰۰۱۲۲۱</u>	MSE_2
<u>۰/۰۰۵۰۹۳۲</u>	<u>۰/۰۰۵۱۲۹۹</u>	<u>۰/۰۰۴۱۷۲۹</u>	<u>۰/۰۰۴۶۸۳۰</u>	MSE_1
<u>۳۸/۸۰۶۸۰۸۵</u>	<u>۴/۴۲۱۹۳۵۷</u>	<u>۵۳/۴۷۹۳۸۹۶</u>	<u>۱/۳۰۹۲۵۲۸</u>	PSE
<u>-۶/۱۵۸۵۵۹۶</u>	<u>-۶/۷۳۸۵۷۲۹</u>	<u>-۶/۱۳۹۶۹۷۲</u>	<u>-۷/۰۴۸۳۴۱۴</u>	QLIKE
<u>۱۰/۸۹۳۹۴۷۲</u>	<u>۹/۶۳۶۴۳۵۲</u>	<u>۱۰/۰۰۳۷۵۹۶</u>	<u>۹/۲۱۷۴۹۵۲</u>	R2LOG
<u>۰/۰۰۳۴۸۴۲</u>	<u>۰/۰۰۳۳۲۱۵</u>	<u>۰/۰۰۲۸۲۶۸</u>	<u>۰/۰۰۲۷۱۳۴</u>	MAD_2
<u>۰/۰۳۷۴۴۸۰</u>	<u>۰/۰۳۷۰۵۳۴</u>	<u>۰/۰۳۳۲۳۵۳</u>	<u>۰/۰۳۲۶۵۰۴</u>	MAD_1
<u>۵۰۵/۴۵۷۱۵۰۹</u>	<u>۴۸۱/۹۵۱۰۴۹۴</u>	<u>۵۰۶/۹۸۴۳۸۶۷</u>	<u>۴۹۹/۸۸۲۶۷۹۱</u>	log likelihood
<u>-۹۶۶/۷۷۲۳۰۷</u>	<u>-۹۶۲/۶۱۰۳۸۱۲</u>	<u>-۹۶۹/۹۶۸۷۷۳۴</u>	<u>-۹۵۵/۲۳۶۱۷۴۴</u>	AIC
<u>-۸۹۳/۷۷۴۹۹۰۸</u>	<u>-۸۹۲/۹۲۹۸۶۱۳</u>	<u>-۸۹۶/۹۷۰۱۳۳۶</u>	<u>-۸۸۵/۵۵۵۶۵۴۵</u>	BIC
گوسفند زنده				معیار
<u>۰/۰۰۰۰۱۹۷</u>	<u>۰/۰۰۰۰۱۵۳</u>	<u>۰/۰۰۰۰۲۱۱</u>	<u>۰/۰۰۰۰۱۸۱</u>	MSE_2
<u>۰/۰۰۲۷۳۱۶</u>	<u>۰/۰۰۲۷۶۹۳</u>	<u>۰/۰۰۲۹۲۱۷</u>	<u>۰/۰۰۲۶۷۸۱</u>	MSE_1

تغییر رژیم نلاطم قیمت ... ۱۵۱

ادامه جدول (۳) مقایسه‌ی الگوهای MSGARCH برآورد شده برای محصولات مورد نظر

۳/۲۳۵۲۶۷۱	۱/۲۲۷۶۹۲۷	۴/۱۱۹۳۶۷۸	۲/۱۱۹۶۵۵۳	PSE
-۶/۲۴۳۲۵۰۳	-۶/۵۴۷۹۳۶۳	-۶/۱۸۲۱۴۲۳	-۶/۴۵۱۷۶۶۱	QLIKE
۹/۰۸۶۷۹۶۳	۶/۷۶۳۷۹۱۱	۷/۵۷۹۹۷۸۰	۸/۴۸۹۵۹۵۰	R2LOG
۰/۰۰۱۴۶۰۲	۰/۰۰۱۱۴۲۲	۰/۰۰۱۵۶۱۷	۰/۰۰۱۲۸۸۶	MAD_2
۰/۰۳۴۷۸۱۶	۰/۰۳۲۵۲۰۷	۰/۰۳۵۶۱۲۴	۰/۰۳۲۸۸۵۴	MAD_1
۴۴۹/۰۲۷۲۸۰۶	۴۴۸/۸۹۲۷۱۱۷	۴۵۰/۱۱۶۰۳۰۲	۴۴۷/۰۸۶۴۸۶۰	log likelihood
-۸۷۰/۰۵۴۵۶۱۲	-۸۷۱/۷۸۵۴۳۳۴	-۸۷۲/۲۳۲۰۶۰۳	-۸۶۸/۱۷۲۹۷۲۰	AIC
-۸۲۳/۶۰۰۸۸۱۳	-۸۲۸/۶۴۹۸۶۳۵	-۸۲۵/۷۷۸۳۸۰۴	-۸۲۵/۰۳۷۴۱۲۱	BIC
گوشت گوساله				معیار
۰/۰۰۰۰۰۰۹	۰/۰۰۰۰۰۰۶	۰/۰۰۰۰۰۰۹	۰/۰۰۰۰۰۰۷	MSE_2
۰/۰۰۰۶۰۸۵	۰/۰۰۰۵۴۷۱	۰/۰۰۰۶۲۲۹	۰/۰۰۰۵۵۱۹	MSE_1
۵/۷۰۰۰۴۰۴	۰/۹۱۱۴۳۶۵	۷/۹۵۷۰۸۱۷	۱/۲۶۶۵۸۳۳	PSE
-۷/۲۲۷۷۶۱۱	-۷/۶۵۶۲۴۲۲	-۷/۱۷۴۵۷۲۴	-۷/۶۱۶۳۲۰۷	QLIKE
۷/۱۷۰۹۸۱۷	۶/۰۷۱۸۱۹۶	۷/۳۵۵۸۵۶۴	۶/۳۰۰۹۵۶۰	R2LOG
۰/۰۰۰۴۱۹۵	۰/۰۰۰۲۹۹۸	۰/۰۰۰۴۲۵۶	۰/۰۰۰۳۲۱۱	MAD_2
۰/۰۱۹۲۴۶۳	۰/۰۱۷۳۵۴۷	۰/۰۱۹۳۱۷۱	۰/۰۱۷۴۸۴۳	MAD_1
۷۲۴/۱۰۷۹۶۸۸	۷۲۵/۶۸۲۲۶۵۴	۷۲۴/۷۶۲۳۵۷۵	۷۲۳/۲۲۴۰۲۵۶	log likelihood
-۱۴۲/۲۱۵۹۳۷۶	-۱۴۲۵/۳۶۴۵۳۰۸	-۱۴۲۱/۵۲۴۷۱۴۹	-۱۴۲۰/۴۴۸۰۵۱۳	AIC
-۱۳۷/۱۵۲۶۵۰۲	-۱۳۷۸/۸۷۷۱۹۲۵	-۱۳۷۱/۴۶۱۴۲۷۵	-۱۳۷۳/۹۶۰۷۱۲۹	BIC
گوشت گوسفند				معیار
۰/۰۰۰۰۰۱۵	۰/۰۰۰۰۰۱۲۴	۰/۰۰۰۰۰۱۲۲	۰/۰۰۰۰۰۱۱۲	MSE_2
۰/۰۰۰۹۸۲۷	۰/۰۰۰۹۱۵۸	۰/۰۰۰۸۹۳۳	۰/۰۰۰۹۲۳۴۶۲	MSE_1
۴/۶۳۵۶۸۹۷	۱/۴۳۸۰۴۴۸	۱/۴۲۳۶۷۴۲	۱/۱۰۰۸۲۲۹۰۸	PSE
-۶/۷۲۷۱۷۴۷	-۷/۱۰۲۹۵۹۱	-۷/۱۰۰۰۱۱۸	-۶/۹۷۷۱۹۷۰۰۶	QLIKE
۱۰/۱۲۶۴۴۹۱	۶/۶۱۸۵۹۵۵	۷/۰۷۴۸۷۹۰	۶/۳۱۹۸۹۹۴۸۵	R2LOG
۰/۰۰۰۶۹۱۸	۰/۰۰۰۵۴۸۵	۰/۰۰۰۵۴۸۶	۰/۰۰۰۵۴۷۳۱۱	MAD_2
۰/۰۲۴۲۴۳۹	۰/۰۲۲۴۴۳۲	۰/۰۲۲۵۳۰۱	۰/۰۲۲۵۸۴۷۹۷	MAD_1
۶۵۸/۷۵۱۴۲۲۸	۶۶۰/۳۲۴۷۲۲۶	۶۶۰/۲۳۷۹۸۶۴	۶۴۰/۹۵۶۸۰۳۲۱۸	log likelihood
-۱۲۸۵/۵۰۲۸۴۵۶	-۱۲۹۰/۶۴۴۹۴۵۳	-۱۲۸۹/۴۷۵۹۷۲۸	-۱۲۵۱/۹۱۳۶۰۶۴	AIC
-۱۲۲۸/۲۸۷۶۵۹۹	-۱۲۳۷/۰۰۵۷۰۸۷	-۱۲۳۲/۲۶۰۷۸۷۲	-۱۱۹۸/۲۷۴۳۶۹۹	BIC

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول (۴) ضریب‌های برآورد شده برای الگوهای MSGARCH منتخب برای محصولات مورد نظر

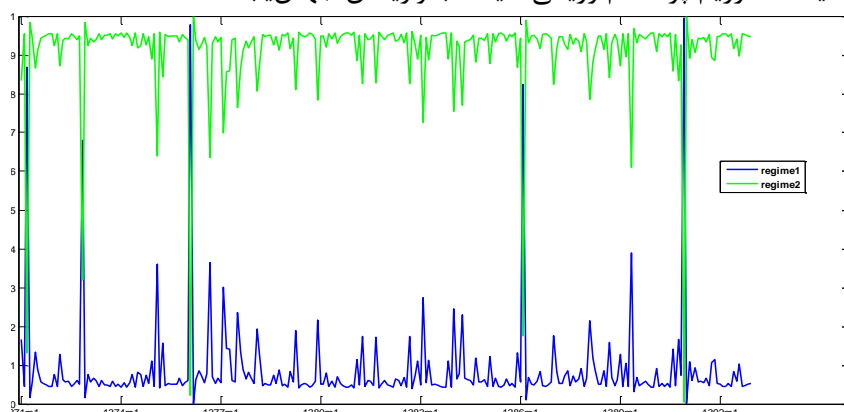
علافه	گوساله‌ی زنده	گوسفند زنده	گوشت گوساله	گوشت گوسفند		
۰/۰۰۳۴	۰/۰۰۰۱***	۰/۰۰۰۴	۰/۰۰۰۰۱*	۰/۰۰۰۰۲***		
(۰/۴۰۸)	(۰/۰۰۰)	(۰/۱۳۹)	(۰/۰۶۴)	(۰/۰۲۵)		
۰/۸۰۶۲	۰/۳۵۲۱**	۰/۴۲۰	۰/۰۹۶۳*	۰/۳۱۸۳*	ω	رژیم اول
(۰/۳۸۰)	(۰/۰۱۶)	(۰/۱۵۸)	(۰/۰۷۴)	(۰/۰۷۳)	α	
۰/۱۹۳۸	۰/۰۰۰۰۰۲	۰/۵۷۹۷**	۰/۷۳۴۹***	۰/۲۸۲۰**	β	
(۰/۴۶۷)	(۰/۵۰۰)	(۰/۰۴۳)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۳۷)		
۰/۰۰۰۴***	۰/۰۰۰۶۹***	۰/۰۰۰۰۱*	۰/۰۰۰۰۹*	۰/۰۰۰۱۰*		
(۰/۰۴۴)	(۰/۰۰۵)	(۰/۰۵۵)	(۰/۰۷۲)	(۰/۰۸۱)	ω	رژیم دوم
۰/۲۴۲**	۰/۰۰۰۰۳	۰/۱۳۶۲	۰/۲۳۸۳	۰/۰۸۸۴	α	
(۰/۰۴۰)	(۰/۵۰۰)	(۰/۱۴۱)	(۰/۲۸۹)	(۰/۲۹۴)	β	
۰/۳۸۸۲**	۰/۹۹۹۵**	۰/۴۰۳۱*	۰/۰۰۰۰۱	۰/۰۰۰۶۸		
(۰/۰۳۱)	(۰/۰۴۳)	(۰/۰۵۶)	(۰/۵۰۰)	(۰/۴۹۷)		
۱۹۹/۸۶***					ν	درجه آزادی
(۰/۰۰۰)						
۰/۰۰۰۱	۰/۱۹۱**	۰/۲۹۳*	۰/۴۹۱*	۰/۱۸۵**	۰/۸۴۶***	۰/۰۹۸
(۰/۵۰۰)	(۰/۰۳۱)	(۰/۰۹۷)	(۰/۰۶۵)	(۰/۰۵۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۳۴۶)
P11	P21					ماتریس گذار
۰/۹۹۹۹	۰/۸۰۸***	۰/۷۰۷***	۰/۵۷۵*	۰/۱۳۹**	۰/۱۵۴***	۰/۹۰۲***
(۰/۱۹۷)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۴۷)	(۰/۱۰۰)	(۰/۰۶۵)	(۰/۰۰۴)	(۰/۰۰۰)
P12	P22					

منبع: یافته‌های تحقیق

برابر جدول ۴ برای نهاده علوفه ملاحظه می‌شود از میان فراسنجه‌های مربوط به ماتریس احتمالات گذار تنها P_{22} که بیانگر احتمال ۹۰ درصدی ماندن فرآیند تلاطم قیمت در رژیم کم تلاطم می‌باشد، معنی‌دار است. این معنی‌داری قوی آن گویای پایداری بسیار بالای رژیم کم تلاطم در بازار علوفه می‌باشد. احتمال ارگودیک یا غیرشرطی رژیم کم تلاطم در بازار علوفه برابر است با $\pi_2 = 0/911$ ، یعنی در بلندمدت رژیم حاکم بر تلاطم قیمت در بازار علوفه با احتمال غیر شرطی ۹۱/۱ درصد، رژیم کم تلاطم می‌باشد. این احتمال برای رژیم پرتلاطم حدود ۸/۹ درصد می‌باشد. مقدار فراسنجه حساسیت به تأثیر تکانه‌ها و مقدار فراسنجه پایداری واریانس شرطی یا تلاطم قیمت در تنها رژیم معنی‌دار یعنی رژیم کم تلاطم‌تر، به ترتیب ۰/۲۴ و ۰/۳۹ برآورد شده است. یعنی تلاطم قیمت دوره‌ی بعد به اندازه‌ی ۰/۲۴ برابر تکانه جدید یا اطلاعات جدید رسیده به بازار علوفه بعلاوه‌ی ۰/۳۹ تلاطم جاری، از تلاطم بلندمدت بیشتر خواهد بود.

تغییر رژیم تلاطم قیمت ... ۱۵۳

درجه‌ی پایداری تکانه‌ها یعنی مجموع $\alpha + \beta$ در رژیم کم‌تلاطم، نزدیک به ۰/۶۳ می‌باشد. این مجموع برابر با نرخ کاهش تکانه‌های بازار روی تلاطم قیمت در این رژیم می‌باشد. بدین معنی که هر خبری که به بازار علوفه می‌رسد، اثرگذاری به نسبت میان‌مدت روی قیمت علوفه خواهد داشت. روشن است که رژیم کم‌تلاطم حساسیت کمتری به تکانه‌های جدید نسبت به رژیم پرتلاطم دارد ($0/۲۴۲ < 0/۸۰۶$) در حالی که پایداری تلاطم بیشتری نسبت به رژیم پرتلاطم نشان می‌دهد ($0/۳۸۸ > 0/۱۹۴$). لذا به نظر می‌رسد رژیم کم‌تلاطم رژیمی ایستاست ($\alpha + \beta <$ I) در حالیکه که رژیم پرتلاطم رژیمی ناپایستا با واریانس جهش‌یابنده است.



شکل (۲) احتمالات هموارشده‌ی رژیم برای سری بازدهی‌های علوفه در فاصله‌ی سال‌های ۹۲-۱۳۷۱

شکل ۲ احتمالات رژیم هموار شده‌ی به دست آمده از این الگو را نشان می‌دهد که نشان‌دهنده‌ی احتمال بیش از ۵۰ درصدی قرار گرفتن هر یک از داده‌های سری بازدهی‌های علوفه در دو رژیم استخراج شده می‌باشد. برابر این نمودارها، رژیم غالب در بازار علوفه‌ی کشور رژیم کم‌تلاطم می‌باشد و تغییر رژیم محسوسی در این بازار مشاهده نمی‌شود. دوره‌ی دوام رژیم پرتلاطم، به طور میانگین ۱ ماه و دوره‌ی دوام رژیم کم‌تلاطم به طور میانگین ۱۰ ماه می‌باشد. به طوری که تنها در ۵ ماه از دوره‌ی بررسی تلاطم وارد رژیم پرتلاطم شده است. این ماه‌ها عبارت‌اند از: خرداد ماه سال ۱۳۷۱، بهمن ماه سال ۱۳۷۲، اردیبهشت ماه سال‌های ۱۳۷۶ و ۱۳۸۶ و در نهایت اسفند ماه سال ۱۳۹۰. می‌توان گفت که هرچند بازار علوفه در دوره‌ی مورد بررسی تلاطم‌های قیمتی معنی‌داری داشته است ولی چرخش رژیم معنی‌داری در تلاطم قیمت این بازار مشاهده نمی‌شود.

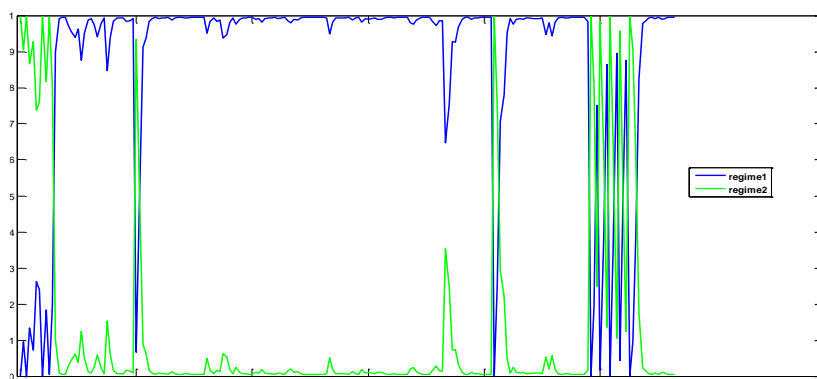
گوساله‌ی زنده:

برابر جدول ۳، بر پایه بیشتر توابع زیان، الگوی کلاس (۲۰۰۲) با توزیع گوسین به عنوان الگوی برتر انتخاب شده است. ضمن اینکه فراسنجه‌های این الگو نسبت به سایر الگوهای برآورد شده از معنی‌داری مناسب‌تری دارا بودند. لذا در نهایت این الگو به عنوان الگو مناسب‌تر نسبت به دیگر الگوهای برآزش شده، جهت الگوسازی رفتار تلاطم سری بازدهی‌های گوساله‌ی زنده انتخاب شد. برابر جدول ۴ تحت ستون گوساله‌ی زنده، رژیم دوم نسبت به رژیم اول رژیم متلاطم‌تری می‌باشد ($0/0001 > 0/0069$). مقدار α در رژیم کم‌تلاطم (۰/۳۵) بزرگتر از رژیم پرتلاطم می‌باشد. یعنی واکنش تلاطم قیمت دوره‌ی بعد (ماه بعد) نسبت به یک تکانه جدید، در رژیم کم‌تلاطم بیشتر است این درحالی است که با توجه به ضریب‌های β در دو رژیم، تلاطم در رژیم پرتلاطم دارای پایداری بیشتری نسبت به رژیم کم‌تلاطم می‌باشد. با توجه به ماتریس احتمالات گذار، هر چهار احتمال معنی‌دار هستند. احتمال ماندن فرایند تلاطم قیمت بازار گوساله‌ی زنده در رژیم کم‌تلاطم، ۹۷ درصد بوده که به میزان حدود ۱۶ درصد بزرگ‌تر از احتمال ماندن در رژیم پرتلاطم می‌باشد. یعنی اگر رژیم تلاطم قیمت گوساله‌ی زنده در زمان t رژیم کم‌تلاطم باشد با احتمال ۹۷ درصد در زمان $t+1$ نیز رژیم کم‌تلاطم حاکم خواهد بود و تنها با احتمال ۳ درصد فرایند تلاطم وارد رژیم پرتلاطم خواهد شد. ولی چنانچه در زمان t رژیم پرتلاطم حاکم باشد با احتمال ۸۱ درصد در زمان $t+1$ نیز رژیم پرتلاطم غالب خواهد بود و تنها با احتمال ۱۹ درصد چرخش رژیم رخ می‌دهد. لذا چرخش از رژیم پرتلاطم به کم‌تلاطم با تکرار بیشتری رخ می‌دهد. با توجه به مقادیر بسیار معنی‌دار P_{11} و P_{22} هر دو رژیم بسیار پایدار هستند ولی با این حال رژیم کم‌تلاطم نسبت به رژیم پرتلاطم پایدارتر می‌باشد. فرایند تلاطم قیمت در بازار گوساله‌ی زنده با احتمال غیرشرطی یا بلندمدت (۱۲/۷) $87/3$ درصد رژیم کم‌تلاطم (پرتلاطم) می‌باشد.

برابر شکل ۳، فراوانی شمار ماه‌های قرار گرفته در رژیم کم‌تلاطم نسبت به رژیم پرتلاطم بیشتر است. دوره‌ی دوام رژیم کم‌تلاطم، به طور میانگین ۳۴ ماه و دوره‌ی دوام رژیم پرتلاطم، به طور میانگین ۵ ماه می‌باشد. به طوری که به ویژه در دوره یعنی ۱۱ ماه اول سال ۱۳۷۶ و نیز ۳ ماه آخر سال ۹۰ و قسمت اعظم سال ۱۳۹۱ (۹ ماه از سال) رژیم حاکم بر تلاطم قیمت بازار گوساله‌ی زنده، رژیم پرتلاطم بوده است. همان طور که ملاحظه می‌شود شمار ماه‌هایی که در رژیم پرتلاطم واقع شده‌اند و نیز چرخش رژیم تلاطم، در سال‌های اخیر به نسبت زیاد بوده و فاصله‌ی

تغییر رژیم تلاطم قیمت... ۱۵۵

چرخش‌های تلاطم از هم خیلی کم می‌باشد که این موضوع می‌تواند نشان دهنده‌ی افزایش عدم حتمیت و خطرپذیری در بازار گوساله‌ی زنده‌ی کشور در سال‌های اخیر باشد.

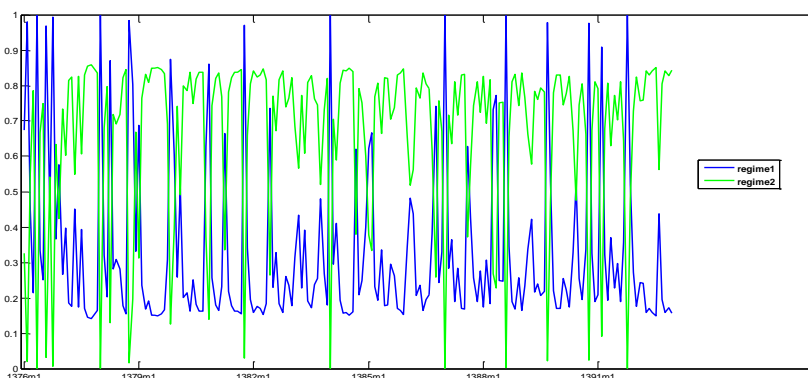


شکل (۳) احتمالات هموارشده‌ی رژیم برای متغیر بازدهی گوساله‌ی زنده در فاصله‌ی سال‌های ۹۲-۱۳۷۶

گوسفند زنده:

در مورد نیز مانند پیش عمل شد و از بین الگوهای مختلف الگو هس و همکاران (۲۰۰۴) با توزیع گوسین بر پایه ۷ معیار از ۱۰ معیار به عنوان الگو بهتر انتخاب شده است. بنابر نتایج این الگو در جدول ۴، رژیم اول نسبت به رژیم دوم رژیم متلاطم‌تری می‌باشد. ضریب‌های α در هیچ‌یک از دو رژیم معنی‌دار نیستند ولی با این حال مقدار آن در رژیم پرتلاطم بزرگتر است. تلاطم قیمت گوسفند زنده در رژیم پرتلاطم دارای پایداری بالاتری نسبت به رژیم کم‌تلاطم می‌باشد. با توجه به ماتریس احتمالات گذار، به جز احتمال ماندن در رژیم پرتلاطم دیگر احتمالات معنی‌دار هستند. رژیم کم‌تلاطم بسیار پایدار می‌باشد در صورتی که رژیم پرتلاطم دارای ثبات به نسبت متوسطی است. احتمال بلندمدت رژیم کم‌تلاطم (پرتلاطم) $۶۶/۲$ ($۳۳/۸$) درصد می‌باشد. همچنین برابر شکل ۴، چرخش رژیم تلاطم قیمت گوسفند زنده از رژیمی به رژیم دیگر بارها رخ داده است در حالی که چرخش از رژیم پرتلاطم به رژیم کم‌تلاطم محسوس‌تر است. دوره‌ی دوام رژیم پرتلاطم، به طور میانگین ۲ ماه و دوره‌ی دوام رژیم کم‌تلاطم، به طور میانگین ۳ ماه می‌باشد که هر دوی اینها مقادیر بسیار نامناسبی بوده می‌باشد. چرخش پی در پی رژیم تلاطم در بازار گوسفند زنده حتی محسوس‌تر از بازار گوساله‌ی زنده بوده و لذا نشان‌دهنده‌ی این است که افزون بر تلاطم معنی‌دار قیمت، چرخش تلاطم نیز عدم حتمیت در بازار گوسفند زنده را تشدید می‌کند.

لذا در بازار گوسفند زنده مانند سال‌های اخیر در بازار گوساله‌ی زنده، پیش‌بینی شرایط اقتصادی حاکم بر آینده با عدم حتمیت زیادی رو به رو بوده است.



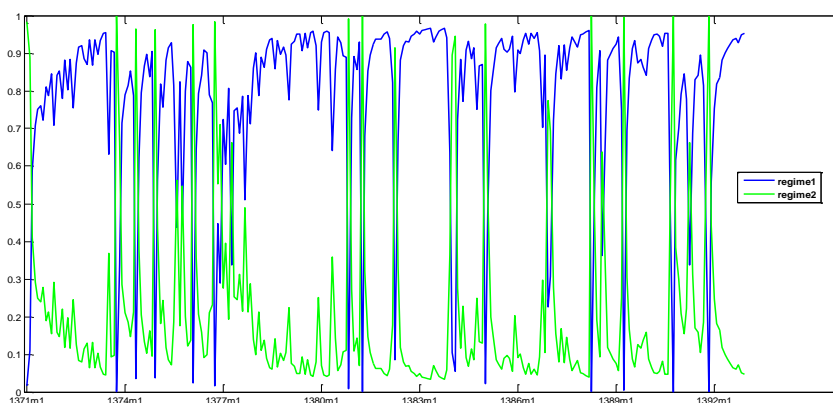
شکل (۴) احتمالات هموارشده‌ی رژیم برای سری بازدهی‌های گوسفند زنده در فاصله‌ی سال‌های ۹۲-۱۳۷۶

گوشت گوساله:

در رابطه با سری بازدهی گوشت گوساله الگوی هس و همکاران (۲۰۰۴) با توزیع گوسین با قاطعیت برآزش بهتری و معنی‌داری مناسب‌تری را نشان می‌دهد. بنابر نتایج مندرج در جدول ۴، رژیم دوم نسبت به رژیم اول رژیم متلاطم‌تری می‌باشد و از بین فراسنجه‌های رژیم دوم تنها ضریب واریانس بلندمدت معنی‌دار است و لذا می‌توان گفت که این رژیم، رژیم واریانس ثابت می‌باشد. ولی هر سه فراسنجه برآورد شده برای رژیم کم‌تلاطم معنی‌دار هستند. در این رژیم، تلاطم ماه بعد نسبت به یک تکانه جدید، واکنش ضعیفی نشان می‌دهد ولی پایداری بالایی دارد. درجه‌ی بالای پایداری کلی تکانه‌ها در رژیم کم‌تلاطم، نزدیک به ۰/۸۳، بدین معنی است که اگر رژیم حاکم بر فرایند تلاطم قیمت خرده‌فروشی گوشت گوساله، رژیم کم‌تلاطم باشد، هر تکانه‌ای اثرگذاری بسیار بلندمدت روی قیمت گوشت گوساله خواهد داشت. با توجه به ماتریس احتمالات گذار، انتقال از رژیم پرتلاطم به کم‌تلاطم بیشتر از انتقال از رژیم کم‌تلاطم به پرتلاطم رخ می‌دهد و رژیم کم‌تلاطم از پایداری بسیار بالا و رژیم پرتلاطم دارای ثبات به نسبت متوسطی است. برابر شکل ۵ نیز چرخش از رژیمی به رژیم دیگر نیز بارها رخ داده است اما انتقال از رژیم پرتلاطم به رژیم کم‌تلاطم محسوس‌تر است. دوره‌ی دوام رژیم کم‌تلاطم، به طور میانگین ۷ ماه و دوره‌ی دوام رژیم پرتلاطم، به طور میانگین ۲ ماه می‌باشد. در این مورد نیز مانند بازارهای دام زنده

تغییر رژیم تلاطم قیمت ... ۱۵۷

چرخش‌های به نسبت زیادی در رژیم تلاطمی رخ داده است ضمن افزایش عدم حتمیت بازار و خطرپذیری سرمایه‌گذاری در این بخش، رفاه مصرف‌کنندگان نیز پی در پی دچار تغییر می‌شود.

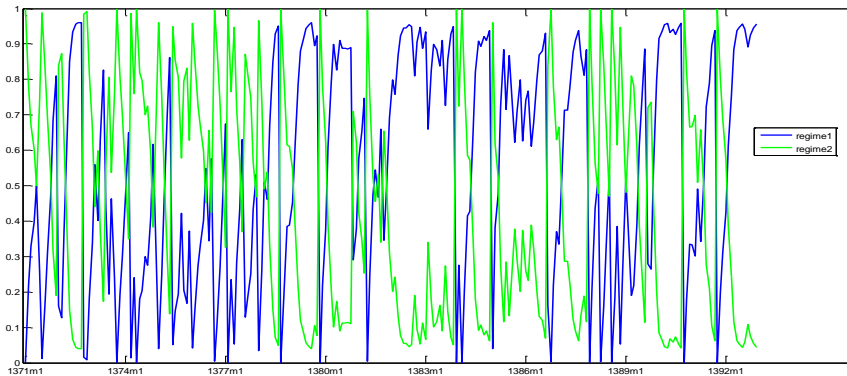


شکل (۵) احتمالات هموارشده‌ی رژیم برای سری بازدهی‌های گوشت گوساله در فاصله‌ی سال‌های ۹۲-۱۳۷۱

گوشت گوسفند:

برای گوشت گوسفند الگو هس و همکاران (۲۰۰۴) با توزیع گوسین بر پایه ۶ معیار از ۱۰ معیار و الگو کلاسن (۲۰۰۲) با توزیع گوسین بر پایه ۴ معیار باقی‌مانده به عنوان الگو بهتر انتخاب شده است. برآوردهای این دو الگو تفاوت چندانی باهم ندارند ولی به علت معنی‌داری مناسب‌تر الگوی هس و همکاران برای توضیح رفتار تلاطم قیمت بازار خرده‌فروشی گوشت گوسفند انتخاب شد. بنابر یافته‌های جدول ۴، رژیم دوم نسبت به رژیم اول رژیم متلاطم‌تری بوده و دارای واریانس ثابت می‌باشد. با توجه به درجه‌ی پایداری تکانه‌ها در رژیم کم‌تلاطم اگر فرایند تلاطم قیمت بازار گوشت گوسفند در این رژیم قرار داشته باشد، اثر اخبار رسیده به بازار به سرعت از بین نرفته بلکه در میان‌مدت، کم‌کم از بین می‌رود. احتمالات ماندن در هر دو رژیم تفاوت زیادی باهم ندارند و در نتیجه احتمالات چرخش رژیم نیز تفاوت زیادی نخواهند داشت و هر دو رژیم بسیار پایدار هستند. برابر شکل ۶ چرخش از رژیمی به رژیم دیگر بارهای زیاد رخ داده است. شمار ماه‌هایی که بازار گوشت گوسفند در رژیم متلاطم‌تر واقع شده است بسیار زیاد بوده است. دوره‌ی دوام رژیم کم‌تلاطم (پرتلاطم)، به طور میانگین (۵) ۶ ماه می‌باشد. مانند بازار گوشت گوساله و گوسفند زنده و نیز سال‌های اخیر در بازار گوساله‌ی زنده، چرخش چندباره رژیم تلاطم در بازار

خرده‌فروشی گوشت گوسفند نشانگر تشدید عدم حتمیت در پیش‌بینی شرایط آینده در امر سرمایه‌گذاری تولیدکنندگان و رفاه مصرف‌کنندگان می‌باشد.



شکل (۶) احتمالات هموارشدهی رژیم برای سری بازدهی‌های گوشت گوسفند در فاصله‌ی سال‌های ۹۲-۱۳۷۱

در مرحله‌ی کنترل تشخیصی برای بررسی وجود هر گونه همبستگی سریالی در اجزای استاندارد شده‌ی الگوهای منتخب، آزمون لیانگ-باکس بر روی اجزای اخلاص استاندارد شده تا وقفه‌ی ۱۲ صورت گرفت که در هر ۶ الگوی منتخب منجر به پذیرفتن فرض صفر عدم حضور خودهمبستگی سریالی در سری‌های اجزای اخلاص استاندارد شده در سطح ۵ درصد معنی‌داری شد. از سوی دیگر، برای آزمون وجود شواهدی از واریانس شرطی در اجزای اخلاص استاندارد شده، آزمون ARCH انگل ونیز آزمون‌های SB، NSB، PSB و آزمون مشترک آنها صورت پذیرفت. بنا بر نتایج به دست آمده از این آزمون‌ها می‌توان بیان کرد که الگوهای انتخاب شده دارای کفایت لازم هستند.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

رفتار تلاطم قیمت و تغییر رژیم تلاطم در بازارهای اصلی مرتبط با گوشت قرمز کشور با استفاده از سری‌های قیمت ماهانه‌ی علوفه، گوسفند زنده، گوساله‌ی زنده، گوشت گوسفند و گوشت گوساله در دوره زمانی فروردین ۱۳۷۱ تا اسفند ۱۳۹۲، با کاربرد الگوهای مارکف سوئیچینگ خودرگرسیو ناهمسانی واریانس شرطی تعمیم‌یافته (MSGARCH) الگوسازی شد. نتایج به دست آمده از برآورد الگوهای تلاطم منتخب نشان داد که در هر ۵ متغیر مورد بررسی مقادیر برآورد شده‌ی فراسنجه‌ها در دو رژیم متفاوت از هم هستند که این امر وجود دو رژیم تلاطمی در بازارهای مربوطه را نشان می‌دهد. اگرچه بنا یافته‌های این بررسی، متغیرهای تحت بررسی دامنه‌ی متفاوتی از تلاطم قیمت و

تغییر رژیم تلاطم قیمت ... ۱۵۹

چرخش تلاطم را تجربه کرده‌اند، ولی این احتمال وجود دارد که همانند گذشته در سال‌های آینده نیز این تلاطم و چرخش رژیم آن ادامه یابد. اگرچه قیمت‌های بالای مواد غذایی مانند گوشت قرمز می‌تواند به عنوان فرصت برای پرورش‌دهندگان دام شود، ولی تلاطم قیمت‌ها هم به تولیدکنندگان و هم مصرف‌کنندگان آسیب می‌رساند. دامنه‌ی گسترده تلاطم قیمت و به ویژه چرخش رژیم تلاطم به زبان مصرف‌کنندگان خالص از جنبه‌ی تغییر پی در پی رفاه آنان می‌باشد. افزون بر این، عدم قابلیت پیش‌بینی ناشی از تلاطم قیمت‌ها، بازدارنده برنامه‌ریزی شده، سرمایه‌گذاری را با خطرپذیری همراه ساخته و کشاورزان و دامداران را از تولید بیشتر برای بازار دلسرد می‌سازد. این مسئله از یک سو فرصت افزایش درآمد را از دامداران و کشاورزان گرفته و از سوی دیگر فرصت پیشبرد برنامه‌های بالقوه‌ی امنیت غذایی را از کشور سلب می‌کند. در راستای جلوگیری از این اثرگذاری‌های منفی توصیه می‌شود دولت با اندیشه‌ی نو و الهام گرفتن از تجربه‌های سال‌های گذشته، از یک سو سیاست‌های تنظیم بازار گوشت قرمز را به نحو مناسب‌تری اجرا و عملیاتی کند و از سوی دیگر، ابزارهای مدیریت خطر نیز بایستی توسعه یابد تا در تولیدکنندگان برای سرمایه‌گذاری در صنعت پرورش دام انگیزه‌ی لازم را ایجاد کند. در این راستا تشویق و حمایت تولیدکنندگان برتری که پروژه‌های نوآورانه را پیاده می‌کنند و ترویج این‌گونه طرح‌های نوآورانه، می‌تواند صنعت پرورش دام را به رشد و شکوفایی لازم برساند. این راهکارهای غیرمستقیم می‌تواند کمک کند تا از دخالت‌های مستقیم دولت در بازار جلوگیری به عمل آمده و در بلندمدت بازار به سمت رقابتی‌تر بودن حرکت کند. همچنین با تقویت امکانات صادرات و واردات گوشت قرمز می‌توان در دوره‌هایی که تولید زیاد است با صادر کردن گوشت و در دوره‌های کمبود عرضه با وارد کردن آن، از افزایش تلاطم در بازار جلوگیری به عمل آورد.

منابع

- ابریشمی ح، مهرآرام و آریانا ی. ۱۳۸۶. ارزیابی عملکرد مدل‌های پیش‌بینی بی‌ثباتی قیمت نفت. مجله تحقیقات کشاورزی، شماره ۷۸، ۱-۳.
- ابونوری ا، خانعلی‌پور ا و عباسی ج. ۱۳۸۸. اثر اخبار بر نوسان نرخ ارز در ایران: کاربردی از خانواده ARCH. پژوهش‌نامه بازرگانی، شماره ۵۰، ۱۰۱-۱۲۰.

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. ۱۳۹۴. وب سایت اختصاصی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران به آدرس www.cbi.ir.

بهبودی د، متفکر آزاد م و رضازاده ع. ۱۳۸۸. اثرگذاری های بی ثباتی قیمت نفت بر تولید ناخالص داخلی در ایران. فصلنامه بررسی های اقتصادی انرژی، سال ششم، شماره ۲۰، ۱-۳. پیش بهار، ا. فردوسی، ر. و اسداله پور، ف. (۱۳۹۴) بررسی انتقال قیمت در بازار گوشت مرغ: به کار گیری الگوی خودتوضیح برداری مارکف-سوئیچینگ (MSVAR). اقتصاد کشاورزی، ۹(۲): ۷۲-۵۵.

دلآوری م و رحمتی ز. ۱۳۸۹. بررسی تغییرپذیری نوسان های قیمت سکه طلا در ایران با استفاده از مدل های ARCH. مجله دانش و توسعه، سال هفدهم، شماره ۳۰، ۵۱-۶۸. شرکت پشتیبانی امور دام کشور. ۱۳۹۴. وب سایت اختصاصی شرکت پشتیبانی امور دام کشور به آدرس www.iranslal.com.

قهرمان زاده، م. اشتیاقی، م. و پیش بهار ا. (۱۳۹۲) سرریز نوسان قیمت در بازار محصولات کشاورزی: بررسی موردی بازار گوشت گوسفند استان آذربایجان شرقی، مجله اقتصاد کشاورزی، در دست چاپ.

کشاورز حداد، غ. ابراهیمی، ب. و جعفرعبدی، ا. (۱۳۹۰) بررسی سرایت تلاطم میان بازدهی سهام صنعت سیمان و صنایع مرتبط با آن در ایران. مجله تحقیقات مالی، دوره ۱۲(۳۰): ۵۰-۶۰. کشاورزیان م، زمانی م و پناهی نژاد ه. ۱۳۸۹. اثر سرریز نرخ دلار امریکا بر روی نفت خام. فصلنامه بررسی های اقتصاد انرژی، سال هفتم، شماره ۲۷، ۱۳۱-۱۵۴.

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

نظیفی نایینی، م، فتاحی، ش. و صمدی، س. (۱۳۹۱)، الگوسازی و پیش بینی نوسان های بازار سهام با استفاده از الگو انتقالی گارچ مارکف، فصلنامه تحقیقات الگوسازی اقتصادی، ۹: ۱۴۱-۱۱۷.

Baele, L. (2005) Volatility spillover effects in European equity markets. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 40: 373-401.

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

Broyden, C.G. (1970) The convergence of a class of double-rank minimization algorithms, *Journal Inst. Math. Applic*, Vol. 6, pp. 76-90.

- Cai, J. (1994) A markov model of switching-regime ARCH. *Journal of Business and Economic Statistics*, 12: 309-316.
- Dueker, M. (1997) Markov switching in GARCH processes and mean-reverting stock market volatility", *Journal of Business and Economic Statistics*, 15: 26- 34.
- Engel, C., and Hamilton, J. (1990) Long swings in the dollar: Are they in the data and do markets know it? *American Economic Review*, 80, 689-713.
- Engle R. F. (1982) Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica* 50: 987-1007.
- Engle, R. F. and Ng, V. K. (1993) Measuring and testing the impact of news on volatility, *Journal of Finance*, 48(5): 1749-1778.
- Fletcher, R. (1970). A New Approach to Variable Metric Algorithms, *Computer Journal*, Vol. 13, pp. 317-322,
- Gilbert, C.L., and Morgan, C. W. (2010) Food price volatility. *Philosophical Transactions of the Royal Society B*, 365: 3023-3034.
- Goldfarb, D. (1970). A Family of Variable Metric Updates Derived by Variational Means," *Mathematics of Computing*, Vol. 24, pp. 23-26.
- Goodwin, T. (1993). Business-cycle analysis with a Markov-switching model. *Journal of Business & Economic Statistics* 11(3), 331{339.
- Gray, S. (1996) Modeling the conditional distribution of interest rates as a regime-switching process, *Journal of Financial Economics*, 42: 27-62.
- Haas, M., and Mittnik, S. (2007) Multivariate regime switching GARCH with an application to international stock markets, Working paper.
- Haas, M., S. Mittnik, and Palolella, M. S. (2004) A new approach to markov-switching GARCH models, *Journal of Financial Econometrics*, 2(4): 493-530.
- Hamilton J. D. and Susmel, R. (1994) Autoregressive conditional heteroskedasticity and changes in regime, *Journal of Econometrics*, 64: 307-333.
- Hamilton, J. D. (1994) Time series analysis. Princeton, N J: Princeton University Press.
- Hamilton, J. D. (1989) A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle, *Econometrica*, 57: 357-384.
- Hansen P.R and Lund A. 2001. A comparison of volatility models: Does anything beat a GARCH (1,1)? Working Paper Series, No.48.
- Hiale, M. G., Kalkuhl, M., and Braun, von J. (2014) Agricultural supply response to international food prices and price volatility: a crosscountry panel analysis. *Agri-Food and Rural Innovations for Healthier Societies*, EAAE 2014 Congress.
- Huchet-Bourdon, M. (2011) *Agricultural Commodity Price Volatility - Papers - OECD iLibrary*. Paris.

- Karali, B., Power, G. J., and Ishdorj, A. (2011) Bayesian State-space Estimation of Stochastic Volatility for Storable Commodities. *American Journal of Agricultural Economics*, 93(2): 434-440.
- Kim, C. J. (1994) Dynamic linear models with Markov switching", *Journal of Econometrics*, 64: 1-22.
- Kim, C. J., and Nelson, C. (1999) State-space models with regime switching: Classical and gibbs-sampling approaches with applications. Cambridge, MA: MIT Press.
- Klassen, F., (2002) Improving GARCH volatility forecasts with regime-switching GARCH, *Empirical Economics*, 27: 363-394.
- Marcucci, j., (2005) Forecasting stock market volatility with regime-switching GARCH models, *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, 9(4).
- Prakash, A. (Ed.). (2011). Safeguarding Food Security in Volatile Global Markets. FAO (1st ed.). Rom, Italy: Food and Agriculture Organization of the United Nations (FAO).
- Schaller, H., and S., van Norden, 1997, Regime Switching in stock market returns", *Applied Financial Economics*, 7, 177-191.
- Shanno, D.F. (1970). Conditioning of Quasi-Newton Methods for Function Minimization," *Mathematics of Computing*, Vol. 24, pp. 647-656.
- Subervie, J. (2008). The Variable Response of Agricultural Supply to World Price Instability in Developing Countries, *Journal of Agricultural Economics*, Wiley Blackwell, 59(1): 72-92.