اقتصاد کشاورزی/جلد ۱۰/شماره ۳ /۴۶-۱۹

بررسی تلاطم و همبستگی تلاطم قیمت در سطوح عمودی بازار دام و طیور کشور: کاربرد مدل‌های همبستگی شرطی ثابت و پویا

محمد قهرمان‌زاده*، قادر دشتی و زهرا رسولی بیرامی[۱]

تاریخ دریافت: ۱۳۹٤/۱۱/۰۷ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۰۳/۱۷

چکیده

هدف از این پژوهش، بررسی تلاطم قیمت‌ها و نیز ارتباطات قیمتی بین سطوح عمودی بازار دام و طیور کشور، با بهره‌گیری از مدل‌های چندمتغیره‌ی تلاطم شامل مدل‌های همبستگی شرطی ثابت (CCC) و پویا (DCC و VCC) می‌باشد. بدین منظور از سری‌های زمانی قیمت ماهانه‌ی دان‌مرغ، مرغ زنده، گوشت مرغ، علوفه، گوسفند زنده، گوساله‌ی زنده، گوشت گوسفند و گوشت گوساله در طی دوره زمانی ۹۲-۱۳۷۶ استفاده شده است. برآورد مدل‌های همبستگی شرطی نشان داد که ثابت بودن همبستگی‌های شرطی در طول زمان فرض بسیار محدود کننده‌ای برای متغیرهای تحت بررسی می‌باشد. به استثنای رابطه‌ی قیمتی بین مرغ زنده‌ی در محل مرغداری و گوشت مرغ آماده‌ی پخت که همبستگی‌های قیمتی آن در طول زمان ثابت است در دیگر موارد همبستگی‌های شرطی پویای برآورد شده تفاوت فاحشی با همبستگی‌های شرطی ثابت دارد، به طوری که همبستگی‌های شرطی پویا نوسان‌های شدیدی را در همه‌ی موارد تجربه کرده است. نتایج به دست آمده مبین این است که در بازار دام و طیور کشور اطلاعات قیمتی بیشتر از سمت سطح نهاده‌ها به سمت دو سطح دیگر یعنی خرده‌فروشی و تولیدکننده جریان می‌یابد که بایستی در سیاستگذاری‌های مربوط به این بخش به طور کامل مدنظر قرار گیرد. در سطوح عمودی هر سه بازار گوشت مرغ، گوشت گوسفند و گوشت گوساله، همبستگی بین سطوح خرده‌فروشی- تولیدکننده بازارها بزرگتر از همبستگی بین سطوح خرده‌فروشی- نهاده و تولیدکننده- نهاده می‌باشد که مبین قوی‌تر بودن ارتباط بازارها بین این دو سطح است. نتایج مدل‌های تلاطم برآورد شده بیانگر این است که تکانه‌ها و اخبار جدید نسبت به تلاطم‌های پیشین حادث شده، تأثیر قوی‌تری بر تلاطم قیمت جاری بازار دام و طیور کشور دارند و این مسئله لزوم مدیریت اخبار را نشان می‌دهد.

طبقه‌بندی JEL: Q13 و Q11

واژه‌های کلیدی: تلاطم قیمت، سطوح عمودی بازار، جریان اطلاعات قیمتی، همبستگی شرطی، دام و طیور

[۱] . به ترتیب: دانشیار(نویسنده مسئول) گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه تبریز و دانشیار و دانشجوی دکتری گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه تبریز

*Email: ghahremanzadeh@tabrizu.ac.ir

مقدمه

بازار محصولات کشاورزی بازاری است که تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان با یکدیگر ارتباط مستقیم نداشته و در مکان‌های مختلف به طور مستقل قرار دارند (ابونوری و مجاوریان، ۱۳۸۱). به‌طور طبیعی بازار محصولات کشاورزی، هم در سطوح عمودی و هم در سطوح افقی با هم مرتبط یا پیوسته هستند. منظور از ارتباط افقی یا به معنای دیگر پیوستگی مکانی بازارها[۱]، ارتباط بازار کالایی خاص در یک منطقه با بازار همان کالا در منطقه‌ی دیگر است. اما منظور از ارتباط عمودی بین بازارها[۲]، تأثیری است که بازارهای مختلف مرتبط با یک نوع کالا در سطوح عمودی بازار مانند سطوح نهاده‌های تولیدی، تولیدکننده و خرده‌فروشی بر هم دارند (رسولی، ۱۳۸۹، وارد، ۱۹۸۲). برای مثال تأثیری که بازار نهاده‌های تولیدی دام و طیور کشور مانند علوفه و دان‌مرغ روی بازار کالاهای نهایی صنعت دام و طیور کشور- در این مورد گوشت دام و طیور- دارد، در زیرمجموعه‌ی ارتباطات عمودی بازارها قرار می‌گیرد.

دانستن پیوند میان سطوح مختلف بازار مانند نهاده‌ها، تولیدکننده و خرده‌فروشی به ارزیابی تأثیر بالقوه‌ی سیاست‌های کشاورزی کمک خواهد کرد، برای نمونه اگر قیمت خرده‌فروشی گوشت مرغ در نتیجه‌ی کاهش قیمت تولیدکننده آن کاهش نیابد، سیاست‌های حمایتی برای کاهش هزینه‌ی تولید گوشت مرغ ممکن است به سود مصرف‌کننده نباشد (گیراپامتونگ و همکاران، ۲۰۰۳) یا اینکه ارتباط عمودی بازار ممکن است منجر به انحصار چندجانبه شود (اوچزوبا، ۲۰۱۰). بر این پایه در این پژوهش، سعی شده است تا ارتباطات قیمتی و همبستگی آنها در سطوح عمودی هم بازار دام و هم بازار طیور کشور به طور جداگانه و در قالب مدل‌های تلاطم چندمتغیره[۳] بررسی شود.

تلاطم قیمت‌ها که ترکیبی است از نبود قابلیت نامتعارف پیش‌بینی قیمت‌ها و تغییرپذیری بزرگ غیر معمول آنها (برومر و همکاران، ۲۰۱۳، فرنسس و دیجک، ۲۰۰۳) مانند تلاطم قیمت نهاده‌ها و محصولات دام و طیور، بسیار تحت تأثیر اخبار داخلی و خارجی مرتبط با آنها می‌باشد (سامئلسون، ۱۹۶۵). بر پایه فرضیه بازار کارآ، اخبار و اطلاعاتی که در بازار منتشر می‌شود، به سرعت بر قیمت تأثیر می‌گذارد. به عبارت دیگر بازار نسبت به اخبار جدید یا تکانه‌ها حساس

---

[۱] Spatial market integration

[۲] Vertical market integration

[۳] Multivariate volatility models

بوده و نسبت به آن واکنش نشان می‌دهد (بنز، ۱۹۸۱). این اخبار یا تکانه‌ها شامل پیاده‌سازی سیاست‌های دولت، مداخله‌ها در بازار، اطلاعات داخلی و بحران‌های اقتصادی است. قیمت‌های کالاها در واکنش به اخبار و پیش‌بینی آینده پیوسته تغییر می‌یابند، افزون بر این اگر اخبار مربوط به دو کالا همبسته باشند، قیمت‌ها و تلاطم آنها نیز همبسته خواهند بود و یا اگر بازارها باهم ارتباط داشته باشند و تغییر شرایط عرضه و تقاضا در یک سطح بازار مانند نهاده‌های تولیدی دیگر سطوح بازار مانند تولید کننده و خرده‌فروشی را تحت تأثیر قرار دهد که این وضعیت به عنوان پیوستگی عمودی بازارها شناخته می‌شود. بنابراین نه تنها قیمت‌ها و تلاطم آنها بلکه همبستگی‌های بین قیمت‌ها و تلاطم کالاهای مختلف نیز به اطلاعات بازار وابسته خواهند بود تا توزیع قیمت‌ها متناسب با آن به روز شوند (سامئلسون، ۱۹۶۵). به علت وجود این همبستگی می‌توان بررسی کرد که قیمت یک کالا چگونه بر پایه تغییر قیمت کالای دیگر تغییر خواهد کرد. از سوی دیگر روشن است ماهیت اخباری که هر دو کالا را در تحت تأثیر قرار می‌دهند در طول زمان تغییر می‌یابند. بنابراین می‌توان تصور کرد که همبستگی بین این کالاها هم در طول زمان تغییر بیابند (ماپا و همکاران، ۲۰۱۴). در نظر داشتن این همبستگی‌ها و در نتیجه ارتباط بازارها باهم، برآورد تلاطم قیمت‌ها را نیز کاراتر خواهد کرد زیرا در خیلی از موارد تلاطم قیمت در بازارها از هم متتأثیر می‌شوند که این موضوع به مفهوم به کارگیری مدل‌های چندمتغیره‌ی GARCH به جای مدل‌های تک‌متغیره می‌باشد. این همان موضوعی است که این بررسی به دنبال آن می‌باشد.

در طول سال‌های اخیر، تلاطم قیمت بازارهای محصولات کشاورزی و مواد غذایی توجه سیاست‌گذاران را در سراسر جهان به خود جلب کرده است. این توجه فزاینده، از بحران قیمت مواد غذایی در سال‌های ۲۰۰۷ و ۲۰۰۸ آغاز شد که بیشتر محصولات کشاورزی دارای افزایش قیمت پرشتابی بودند و پس از آن به سرعت کاهش یافتند (برومر و همکاران، ۲۰۱۳). گیلبرت و مورگان (۲۰۱۰) با بررسی آمارهای مالی بین‌المللی شمار زیادی از محصولات کشاورزی در طی دوره‌ی ۱۹۷۰ تا ۲۰۰۹ نشان دادند سطح تلاطم قیمت محصولات کشاورزی در سطح بین‌المللی به جز در مورد برنج در دو دهه‌ی گذشته نسبت به دهه‌های ۷۰ و ۸۰ پایین‌تر بوده است. همچنین نتیجه گرفتند که تلاطم قیمت برای بسیاری از مواد غذایی در دوره‌ی ۰۹-۲۰۰۷ بالا بوده است و در سال‌های اخیر، تلاطم قیمت غلات اصلی افزایش یافته است. پراکاش (۲۰۱۱) هم اذعان داشت که قیمت مواد غذایی در جهان در سال‌های ۷۴-۱۹۷۳ سطح 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 ۰۷-۲۰۰۶ تأثیر و سطح آن قابل مقایسه با مورد گذشتهی نیست. هوچت-بوردن (۲۰۱۱) با بررسی تلاطم قیمت ده محصول کشاورزی مختلف، همانند گیلبرت و مورگان (۲۰۱۰) بیان کرد که تنها در مورد غلات، تلاطم دهه‌ی اخیر از تلاطم دهه‌ی ۷۰ بالاتر است.

بررسی‌هایی در داخل کشور در زمینه‌ی تلاطم قیمت کالاهای کشاورزی صورت گرفته است از جمله می‌توان به بررسی‌های مقدسی و همکاران (۱۳۹۱)، قهرمان‌زاده و فلسفیان (۱۳۹۱)، قهرمان‌زاده و همکاران (۱۳۹۳) اشاره کرد که این بررسی‌ها از مدل‌های تلاطم تک‌متغیره بهره گرفته‌اند و ارتباط بین بازارها در نظر گرفته شده است. لازم به یادآوری است که اغلب بررسی‌هایی که در داخل کشور برای بررسی تلاطم قیمت انجام شده است در بازارهای غیر کشاورزی صورت گرفته است که بررسی‌های ابونوری و همکاران (۱۳۸۸)، بهبودی و همکاران (۱۳۸۸)، دلاوری و رحمتی (۱۳۸۹)، کشاورزیان و همکاران (۱۳۸۹) کشاورزحداد و همکاران (۱۳۹۰) و نظیفی نایینی و همکاران (۱۳۹۱) از این گونه می‌باشند. در این بررسی‌ها بیشتر از مدل‌های خانواده‌ی GARCH تک‌متغیره برای دستیابی به هدف‌های تحقیق بهره گرفته شده است. البته شمار این‌گونه پژوهش‌ها در داخل کشور بسیار محدود و انگشت‌شمار است و این شمار کم نیز عمدتاً در بازارهای نفت، ارز و یا بورس انجام شده و در بخش کشاورزی نادر بوده‌اند و همین موارد نادر انجام شده در بخش کشاورزی کشور نیز از روش‌های GARCH تک‌متغیره بهره گرفته‌اند و کمتر به روش‌های چندمتغیره پرداخته‌اند. در حالی که در این بررسی از مدل‌های چندمتغیره‌ی همبستگی شرطی شامل مدل‌های CCC[۱]، DCC[۲] و VCC[۳] برای بررسی تلاطم و همبستگی قیمت‌ها در سطوح عمودی بازار دام وطیور کشور استفاده شد.

میزان تولید گوشت قرمز و گوشت مرغ در ایران در مقایسه با سطح تقاضای آن در سطح مناسبی قرار دارد، هرچند در طول زمان با نوسان‌هایی همراه بوده است. تولید گوشت قرمز نوسان زیادتری در سال‌های اخیر تجربه کرده است، به ویژه اینکه در سال ۱۳۸۷، همزمان با بحران مواد غذایی در جهان، 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

---

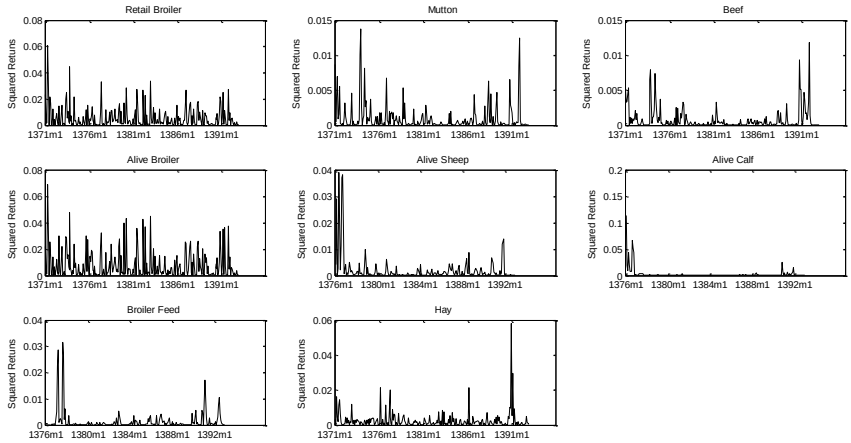
[۱] Constant Conditional Correlation

[۲] Dynamic Conditional Correlation

[۳] Varying Conditional Correlation

ایرانی دارد. بر پایه آمار شرکت پشتیبانی امور دام کشور، قیمت گوشت شامل گوشت مرغ، گوشت گوسفند و گوشت گوساله در دهه‌های اخیر همواره روند صعودی داشته و نوسان‌ها زیادی را تجربه کرده است؛ به گونه‌ای که قیمت خرده‌فروشی هر کیلوگرم گوشت مرغ، گوشت گوسفند و گوشت گوساله به ترتیب از ۱۹۴۱، ۳۹۴۱ و ۳۵۵۷ ریال در فروردین سال ۱۳۷۱ به ۶۵۸۷۹، ۲۵۵۳۵۳، ۲۶۳۷۷۰۱ ریال در اسفند سال ۱۳۹۲ افزایش یافته است. نهاده‌های تولیدی دام و طیور نیز همین وضعیت را در طول زمان تجربه کرده‌اند.

محققانی در کشور در زمینه‌ی نوسان و انتقال قیمت این کالاها به بررسی نوسان میانگین قیمت‌ها سازوکار انتقال قیمت و با استفاده از مدل‌های میانگین، پرداخته‌اند؛ چون حسینی و قهرمان‌زاده (۱۳۸۵)، حسینی و همکاران (۱۳۸۶)، مقدسی و اردی بازار (۱۳۸۸)، اسماعیلی (۱۳۸۹) و کوهستانی و همکاران (۱۳۸۹) 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 و طیور را افزایش دهد و تولیدکنندگان این محصولات را ناراضی کرده و مصرف‌کنندگان آن نیز با قیمت‌های نامطمئن روبرو شوند، لذا در این پژوهش وضعیت تلاطم قیمت در سطوح عمودی بازارهای گوشت مرغ، گوشت گوساله و گوشت گوسفند و در سه سطح خرده‌فروشی، تولیدکننده و نهاده‌های تولیدی بررسی شد. بررسی اطلاعات آماری مربوط به صنعت دام و طیور از جمله قیمت نهاده‌ها و فرآورده‌های دام و طیور کشور هم نشان می‌دهد که در طی دو سه دهه‌ی اخیر نهاده‌های تولیدی، تولیدکننده و خرده‌فروشی در بازار گوشت ضمن افزایش قیمت با درجه‌های متفاوتی از تلاطم قیمت و در نتیجه خطرپذیری قیمت احتمالی نیز روبرو بوده است. نمودارهای بازدهی ترسیم شده در شکل ۱ برای نهاده‌های و محصولات دام و طیور کشور نیز بر این مسئله تأکید می‌کند. نمودارهای ترسیم شده برای نهاده‌های تولیدی نشان داد که در بین نهاده‌های تولیدی، دان‌مرغ و علوفه بیشترین تلاطم را نشان می‌دهند و از آنجا که این نهاده‌ها با توجه به آنالیز قیمت کالای نهایی، جزء نهاده‌های عمده‌ی دام و طیور هستند به عنوان نماینده‌ای برای بررسی سطح نهاده‌ها در کنار دو سطح دیگر یعنی تولیدکننده و خرده‌فروشی در این پژوهش انتخاب شدند.



شکل(۲) نمودارهای مربع بازدهی‌های ماهانه‌ی برخی نهاده‌ها و محصولات دام و طیور کشور در طی دوره‌ی زمانی ۹۲-۱۳۷۱.

روش تحقیق

با توجه به تفسیر تکانه‌ها به عنوان اخبار و این واقعیت که دست‌کم برخی اخبار خاص، همزمان بر بازارهای مختلفی تأثیر می‌گذارند، ممکن است تلاطم این بازارها در طول زمان به هم مرتبط شوند. در نتیجه اغلب مطلوب خواهد بود که از مدل‌های چندمتغیره برای توضیح تلاطم چند متغیر و ارتباط احتمالی بین آنها استفاده شود. افزون بر این با استفاده از مدل‌های چندمتغیره‌ی GARCH می‌توان افزون بر واریانس‌های شرطی، رفتار متغیر با زمان کواریانس‌های شرطی سری‌های زمانی را هم الگوسازی کرد. مدل عمومی چندمتغیره‌ی[1] MV-GARCH برای فرایند k-بعدی $\varepsilon_t=(\varepsilon_{1t}, \ldots, \varepsilon_{kt})$ به صورت رابطه‌ی ۱ می‌باشد.

$$\varepsilon_t = z_t H_t^{1/2} \qquad (۱)$$

که در آن H_t ماتریس واریانس-کواریانس شرطی، ε_t بردار جمله‌های خطای مربوط به معادله‌ی میانگین شرطی و z_t فرایند k-بعدی (k متغیر) که به صورت مستقل و همانند (iid) با میانگین صفر و ماتریس کواریانس واحد I_k توزیع شده‌اند. از این‌رو میانگین و واریانس بردار جمله‌های خطا

[1] Multivariate GARCH

به صورت رابطه‌ی ۲ خواهد بود (سیلونوینن[1] و تراسویرتا، ۲۰۰۷، بوونز و همکاران[2]، ۲۰۰۶، فرنسس و دیجک[3]، ۲۰۰۳):

$$E[\varepsilon_t \mid \Omega_{t-1}] = 0, \qquad E[\varepsilon_t \varepsilon_t' \mid \Omega_{t-1}] = H_t \tag{۲}$$

که در آن Ω_{t-1} مجموعه اطلاعات در دسترس در زمان t-1 می‌باشد. بنا بر تصریح‌های گوناگونی که برای H_t می‌توان در نظر گرفت، رهیافت‌های گوناگونی در ادبیات برای MV-GARCH توسعه یافته است (بوونز و همکاران، ۲۰۰۶). با توجه به هدف بررسی، در این پژوهش از بین مدل‌های مختلف موجود در ادبیات مدل‌های همبستگی شرطی CCC، DCC و VCC استفاده شده‌اند. مدل‌های همبستگی شرطی اجازه می‌دهند تا افزون بر تلاطم قیمت‌ها، همبستگی بین تلاطم بازارهای منتخب نیز بررسی شوند. در ادامه این مدل‌ها که از جمله‌ی پراستفاده‌ترین مدل‌ها در ادبیات هستند، به صورت خیلی خلاصه توضیح داده می‌شود. برای سادگی در نمادگذاری به جای تصریح به فرم (p,q) از شکل (۱،۱) استفاده شده است.

مدل همبستگی شرطی ثابت (CCC)

بولرسلو (۱۹۹۰) مدلی را ارائه کرد که به مدل همبستگی شرطی ثابت CCC مشهور است و بعدها توسط جینتئو[4] (۱۹۹۸) توسعه یافت. می‌توان گفت این مدل در حقیقت روش دیگری برای ساده‌تر ساختن مدل عمومی نصف بردار (VECH) می‌باشد (پنگ و دنگ[5]، ۲۰۱۰). در مدل CCC فرض می‌شود که ماتریس همبستگی شرطی مستقل از زمان بوده و در طول زمان ثابت می‌ماند. این ویژگی مبین این است که کواریانس شرطی $h_{ij,t}$ بین ε_{it} و ε_{jt} متناسب با حاصل‌ضرب انحراف معیارهای شرطی آنهاست. این قید شمار پارامترهای نامعلوم را کاهش می‌دهد. در این صورت مدل قطری CCC را می‌توان به صورت رابطه‌ی ۳ نوشت:

$$\begin{aligned} y_t &= Cx_t + \varepsilon_t \\ \varepsilon_t &= H_t^{1/2} \nu_t \\ H_t &= D_t^{1/2} R D_t^{1/2} \end{aligned} \tag{۳}$$

که در آن y_t بردار $m \times 1$ متغیرهای وابسته که این پژوهش شامل بازدهی‌های گوشت مرغ آماده پخت، گوشت مرغ زنده‌ی در محل مرغداری و دان‌مرغ در سطوح عمودی بازار گوشت مرغ،

---

[1] Silvennoinen
[2] Bauwens et al.,
[3] Franses and Dijk
[4] Jeantheau
[5] Peng and Deng

بازدهی‌های گوشت گوساله، گوساله‌ی زنده و علوفه برای سطوح عمودی بازار گوشت گوساله و سرانجام بازدهی‌های گوشت گوسفند، گوسفند زنده و علوفه برای سطوح عمودی بازار گوشت گوسفند می‌باشند. C ماتریس $m \times k$ از پارامترهای مدل میانگین و x_t بردار $k \times 1$ از متغیرهای مستقل که ممکن است شامل وقفه‌های y_t باشد، $H_t^{1/2}$ فاکتور چولسکی ماتریس کواریانس شرطی متغیر H_t، v_t بردار $m \times 1$ از اجزای اخلال نرمال، D_t ماتریس $m \times m$ قطری شامل واریانس‌های شرطی روی قطر اصلی و R ماتریس $m \times m$ متقارن شامل همبستگی‌های غیرشرطی ثابتِ، ρ_{ij}، اجزای اخلال استاندارد شده‌ی $D_t^{-1/2}\varepsilon_t$ می‌باشد. تمام چیزی که برای معین مثبت بودن ماتریس H_t لازم است این است که R معین مثبت باشد (سیلونوینن و تراسویرتا، ۲۰۰۷، بوونز و همکاران، ۲۰۰۶، فرنسس و دیجک، ۲۰۰۳، انگل، ۲۰۰۲).

مدل همبستگی شرطی پویا (DCC):

فرض ثابت بودن همبستگی‌های شرطی ممکن است در اکثر کارهای تجربی خیلی محدودکننده و غیرواقعی به نظر برسد. بر این پایه کریستدولاکیس و استچل[1] (۲۰۰۲)، انگل (۲۰۰۲) و تس و تسوی[2] (۲۰۰۲) بسط‌هایی از مدل CCC را با تعمیم مدل از حالت همبستگی شرطی ثابت به حالت همبستگی شرطی غیر ثابت پیشنهاد کردند که تنها تفاوت آنها با مدل CCC در ساختار همبستگی آن می‌باشد (انگل، ۲۰۰۲، بوونز و همکاران، ۲۰۰۶). مقایسه‌ی بین این مدل با مدل‌های دیگر چندمتغیره، در کارهای عملی عموماً مؤید مناسب‌تر بودن آن است. مدل کریستدولاکیس و سچل (۲۰۰۲) تبدیل فیشر را به کار گرفته و فقط دو متغیره است. مدل انگل (۲۰۰۲) که در ادبیات به مدل DCC معروف شده و مدل تس و تسوی (۲۰۰۲) معروف به مدل VCC، مدل‌های چندمتغیره بوده و برای بررسی‌ی حاضر که سه سطح خرده‌فروشی، تولیدکننده و نهاده را شامل می‌شود، مناسب می‌باشند.

در مدل DCC از یک ساختار همبستگی به صورت رابطه‌ی ۴ استفاده می‌شود:

[1] Christodoulakis and Satchell
[2] Tse and Tsui

$$
\begin{aligned}
&y_t = Cx_t + \varepsilon_t \\
&\varepsilon_t = H_t^{1/2} v_t \\
&H_t = D_t^{1/2} R_t D_t^{1/2} \\
&R_t = \left[Q_t \otimes I_N\right]^{-1/2} Q_t \left[Q_t \otimes I_N\right]^{-1/2} \\
&Q_t = (1-\lambda_1-\lambda_2)R + \lambda_1(\tilde{\varepsilon}_{t-1}\tilde{\varepsilon}'_{t-1}) + \lambda_2 Q_{t-1} \\
&\lambda_1+\lambda_2<1 \quad \lambda_1>0,\ \lambda_2>0, \quad I_N = E\left[\tilde{\varepsilon}'_{t-1}\tilde{\varepsilon}_{t-1}\right]
\end{aligned}
\tag{۴}
$$

که در آن، $\otimes$ ضرب هادامارد، R_t ماتریس $m \times m$ متقارن شامل شبه همبستگی‌های شرطی[1]، ($\rho_{ij,t}$) اجزای اخلال استاندارد شده‌ی $\tilde{\varepsilon}_t = D_t^{-1/2}\varepsilon_t$ و R میانگین وزنی ماتریس کواریانس غیر شرطی اجزای اخلال استاندارد شده بوده و دیگر متغیرها همان تعریف‌های گذشته خود را دارند (انگل، ۲۰۰۲ و پنگ و دنگ، ۲۰۱۰). می‌توان نشان داد که R نه ماتریس همبستگی شرطی است و نه میانگین غیرشرطی Q_t. به این دلیل پارامترهای R اغلب با عنوان شبه همبستگی[2] نامیده می‌شوند (انگل، ۲۰۰۹) در این فرمول‌بندی فرایند همبستگی بوسیله‌ی دو پارامتر λ_1 و λ_2 شناسایی می‌شود. این ویژگی یکی از برتری‌های مدل DCC می‌باشد چرا که شمار پارامترهایی که برای همبستگی شرطی باید برآورد زده شوند به شمار متغیرهای مدل بستگی نخواهد داشت. بدین وسیله بار محاسباتی مدل کم می‌شود (انگل، ۲۰۰۲، و بوونز و همکاران، ۲۰۰۶). این مدل را می‌توان در دو مرحله و از طریق تابع لگاریتم راستنمایی کلی برآورد کرد (انگل، ۲۰۰۲).

مدل همبستگی شرطی متغیر (VCC):

در مدل VCC تس و تسوی (۲۰۰۲) ساختار همبستگی بسیار همانند مدل DCC بوده و به صورت رابطه‌ی ۵ نشان داده می‌شود.

$$
\begin{aligned}
&y_t = Cx_t + \varepsilon_t \\
&\varepsilon_t = H_t^{1/2} v_t \\
&H_t = D_t^{1/2} R_t D_t^{1/2} \\
&R_t = (1-\lambda_1-\lambda_2)R + \lambda_1 \psi_{t-1} + \lambda_2 R_{t-1} \\
&\lambda_1+\lambda_2<1 \quad \lambda_1>0,\ \lambda_2>0,
\end{aligned}
\tag{۵}
$$

[1] Conditional quasicorrelations
[2] Quasi Correlation

که در آن، R_t ماتریس $m \times m$ متقارن شامل همبستگی‌های شرطی ($\rho_{ij,t}$)، R ماتریس میانگین‌های بازگشتی فرآیند پویا و Ψ_t برآوردکننده‌ی غلتان[1] ماتریس همبستگی اجزای اخلال استاندارد شده است که $m + 1$ مشاهده پیش را به کار می‌گیرد (تس و تسوی، ۲۰۰۲).

این بررسی، رفتار تلاطم قیمت‌ها در سطوح عمودی بازار دام و طیور کشور و نیز همبستگی شرطی بین بازارها با استفاده از مدل‌های مذکور و با در نظر گرفتن دو توزیع گوسین و t- استیودنت الگوسازی شد. به این منظور در سطوح عمودی بازار طیور کشور از سری‌های بازدهی ماهانه‌ی گوشت مرغ آماده پخت، گوشت مرغ زنده‌ی در محل مرغداری و دان‌مرغ استفاده شده و برای سطوح عمودی بازار گوشت گوساله از سری‌های بازدهی ماهانه‌ی گوشت گوساله، گوساله‌ی زنده و علوفه و سرانجام برای سطوح عمودی بازار گوشت گوسفند از سری‌های بازدهی ماهانه‌ی گوشت گوسفند، گوساله‌ی زنده و علوفه استفاده شده است. اگر p_t مبین قیمت در زمان t باشد، تبدیل مربوطه برای به دست آوردن سری بازدهی به صورت $r_t = \log(\frac{p_t}{p_{t-1}}) = \log(p_t) - \log(p_{t-1})$ می‌باشد. همه‌ی سری‌های قیمت مربوط به دوره‌ی زمانی ۹۲-۱۳۷۶ بوده و از شرکت پشتیبانی امور دام کشور گرفته شد. مدل‌های انتخاب شده (در مجموع ۶ مدل برای هر بازار) در گام بعدی بر پایه هفت تابع زیان معرفی شده در بررسی هانسن و لیوند[2] (۲۰۰۱) یعنی MSE_2, MSE_1, PSE, QLIKE, R2LOG, MAD_2, MAD_1[3]، دو معیار اطلاعات AIC و BIC و لگاریتم راستنمایی با همدیگر مقایسه و بهترین مدل‌ها از بین آنها انتخاب شدند. برای بررسی چگونگی توزیع بازدهی‌ها، از چهار آزمون نرمالیته‌ی چندمتغیره شامل آزمون‌هایMardia mSkewness، Mardia mKurtosis، Henze-Zirkler و Doornik-Hansen[4] بهره گرفته شد. افزون بر آزمون نرمالیته، محاسبه‌ی همبستگی‌های غیرشرطی دو به دوی ماتریس داده‌ها، آزمون علیت گرنجری (۱۹۶۹) و نیز

---

[1] Rolling estimator

[2] Hansen and Lunde

[3] 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 تعداد رابطه‌های مربوط به توابع زیان اشاره شده، امکان آوردن آنها در این بررسی برای جلوگیری از طولانی شدن مقاله وجود ندارد لذا در صورت نیاز خوانندگان محترم می‌توانند به اصل مقاله هانسن و لیوند[3] (۲۰۰۱) مراجعه کنند.

[4] این آزمون‌ها بر پایه‌ی رهیافت‌های ارائه شده در مقاله‌های به ترتیب ماردیا (۱۹۷۰)، هنز- ذیکلر (۱۹۹۰) و دورنیک- هانسن (۲۰۰۸) می‌باشند.

برآورد مـدل میـانگین VAR(q) و انتخـاب وقفه‌ی بهینه پیش از برآورد مدل‌های چندمتغیره‌ی تلاطم و پرهیز از پیچیدگی‌های حین برآورد این مدل‌ها انجام شد. برای تعیین وقفه‌ی بهینه در مدل میانگین شـرطی از آماره‌های اطلاعات شـامل آکائیک، حنان کوئین و شـوارتز بیزین و نیز آماره‌ی خطای پیش‌بینی نهایی[1] (FPE) اسـتفاده شـد. برای انجام آزمون‌های پیش از برآورد و نیز برآورد مدل‌ها از نرم‌افزار stata بهره گرفته شد.

نتایج و بحث

برای بررسی وضعیت ایستایی متغیرهای تحت بررسی از آزمون‌های دیکی-فولر، فیلیپس- پرون و آزمون ایستایی *KPSS* استفاده شد که نتایج گویای نبود ریشه واحد در سطح ۱ درصد و ایستایی داده‌ها در سطح ۱۰ درصد برای همه‌ی سری‌های بازدهی می‌باشد. هر چهار آزمون نرمالیته‌ی چندمتغیره منجر به رد فرضیه‌ی نرمال بودن ماتریس داده‌ها در سطوح عمودی هر سه بازار تحت بررسی شد. لذا در برآورد مدل‌های تلاطم چند متغیره، به درستی از توزیع t– استیودنت نیز بهره گرفته شد. در سطوح عمودی هر سه بازار تحت بررسی، وقفه‌ی ۲ به عنوان وقفه‌ی بهینه انتخاب شد. نتایج آزمون علیت برای سه بازار مرغ، گوساله و گوسفند نشان داد که تنها رابطه‌ی علی معنی‌دار در سطوح عمودی بازار گوشت مرغ، رابطه‌ی یک سویه از گوشت مرغ زنده به گوشت مرغ آماده‌ی پخت می‌باشد. در سطوح عمودی بازار گوشت گوساله، بازدهی‌های علوفه و گوشت گوساله علت گرنجری بازدهی گوساله‌ی زنده بوده و همچنین بازدهی علوفه علت گرنجری بازدهی گوشت گوساله نیز می‌باشد. در سطوح عمودی بازار گوشت گوسفند، بازدهی‌های علوفه و گوسفند زنده هر دو علت گرنجری بازدهی گوشت گوسفند می‌باشند. یعنی تنها از سطح نهاده و تولیدکننده به سطح خرده‌فروشی علیت گرنجری وجود دارد و در دیگر جهت‌ها رابطه‌ی علی معنی‌داری یافت نشد. از این یافته‌ها در هنگام برآورد همزمان مدل‌های میانگین شرطی و واریانس شرطی در مدل‌های همبستگی شرطی استفاده شد تا از قابل اعتماد بودن نتایج به دست آمده اطمینان حاصل شود. در همین راستا، همبستگی‌های غیرشرطی دو به دوی سری‌های بازدهی نیز محاسبه شدند که نتایج مربوطه در جدول ۱ برای سطوح عمودی بازارهای مرغ، گوساله و گوسفند ارائه شده‌اند.

[1] Final Prediction Error

جدول(۱) همبستگی‌های غیرشرطی در سطوح عمودی بازار دام و طیور

	دان‌مرغ	مرغ زنده	گوشت مرغ
دان‌مرغ	۱/۰۰۰۰		
مرغ زنده	۰/۱۲۰۹* (۰/۰۸۵)	۱/۰۰۰۰	
گوشت مرغ	۰/۱۳۹۳** (۰/۰۴۷)	۰/۹۷۳*** (۰/۰۰۰)	۱/۰۰۰۰
	علوفه	گوساله‌ی زنده	گوشت گوساله
علوفه	۱/۰۰۰۰		
گوساله‌ی زنده	۰/۱۱۷۴* (۰/۰۹۴)	۱/۰۰۰۰	
گوشت گوساله	۰/۱۸۷۷*** (۰/۰۰۷)	۰/۳۴۷۴*** (۰/۰۰۰)	۱/۰۰۰۰
	علوفه	گوسفند زنده	گوشت گوسفند
علوفه	۱/۰۰۰۰		
گوسفند زنده	۰/۲۶۸۴*** (۰/۰۰۰)	۱/۰۰۰۰	
گوشت گوسفند	۰/۲۰۰۲*** (۰/۰۰۴)	۰/۴۸۵۶*** (۰/۰۰۰)	۱/۰۰۰۰

اعداد داخل پرانتز بیانگر سطوح احتمال و ***، ** و * به ترتیب مبین معنی‌داری در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد می‌باشند.
منبع:یافته‌های تحقیق

بنا بر نتایج جدول ۱، همه‌ی همبستگی‌های غیرشرطی دو به دو بین سه سری بازدهی دان‌مرغ، مرغ زنده و گوشت مرغ معنی‌دار بوده و بیشترین میزان همبستگی مربوط به سری‌های بازدهی گوشت مرغ و مرغ زنده و کمترین میزان همبستگی متعلق به سری‌های بازدهی مرغ زنده و دان‌مرغ می‌باشد. همه‌ی همبستگی‌های غیرشرطی بین سه سری بازدهی علوفه، گوساله‌ی زنده و گوشت گوساله نیز همانند سطوح عمودی بازار مرغ معنی‌دار بوده و بیشترین میزان همبستگی مربوط به سری‌های بازدهی گوشت گوساله و گوساله‌ی زنده و کمترین میزان همبستگی متعلق به سری‌های بازدهی گوساله‌ی زنده و علوفه می‌باشد. همبستگی غیرشرطی علوفه- گوساله‌ی زنده و علوفه- گوشت گوساله مقادیر به نسبت کوچکی می‌باشند. سرانجام همه‌ی همبستگی‌های غیرشرطی بین سه سطح عمودی بازار گوسفند نیز معنی‌دار بوده و بیشترین میزان همبستگی مربوط به سری‌های بازدهی گوشت گوسفند و گوسفند زنده و کمترین میزان همبستگی متعلق به سری‌های بازدهی گوشت گوسفند و علوفه می‌باشد. ملاحظه می‌شود که در هر سه مورد،

همبستگی غیرشرطی بین سطوح تولیدکننده و خرده‌فروشی بیشتر از دیگر حات‌هاست. در هر صورت اینها همبستگی‌های غیرشرطی بوده و نشان می‌دهند که در بلندمدت سطوح عمودی بازارهای تحت بررسی همبسته می‌باشند ولی پرسش اصلی این است که آیا این همبستگی‌ها در طول زمان تغییر می‌کنند؟ به عبارت دیگر آیا رابطه‌های متقابل بین بازارها در طول زمان متغیر هستند؟ در این پژوهش سعی شد تا با برآورد مدل‌های همبستگی شرطی ثابت (CCC) و متغیر (DCC و VCC) پاسخ این سؤال تا حدودی روشن شود.

نتایج برآورد مدل‌های همبستگی شرطی

مدل میانگین شرطی چندمتغیره‌ی VAR به همراه مدل واریانس شرطی چند متغیره شامل مدل‌های CCC، DCC و VCC برای سطوح عمودی هر سه بازار برآورد شد. در ادامه نتایج مربوط به برآورد این مدل‌ها به ترتیب در سطوح عمودی بازار مرغ، بازار گوساله و بازار گوسفند به تفکیک ارائه شده است.

سطوح عمودی بازار گوشت مرغ کشور

در سطوح عمودی بازار مرغ، همه‌ی مدل‌های VCC که با فرض توزیع گوسین برآورد شدند با مشکل ناهمگرایی روبه‌رو بودند. لذا در نهایت پنج مدل رقیب باقی‌مانده بر پایه معیارهای مقایسه‌ی اشاره شده در انتهای بخش روش تحقیق، مقایسه و نتایج مربوطه در جدول ۲ ارائه شده است. همان‌طور که از اطلاعات این جدول مشخص است[۱] مدل‌های VCC و CCC با توزیع t (VCC_T و CCC_T) بر پایه معیارهای انتخاب خیلی پذیرفتنی نیستند، در صورتی که دو مدل همبستگی شرطی CCC با توزیع گوسین و DCC با توزیع t (DCC_T) هر کدام با سه تا از معیارها به عنوان مدلی که کمترین خطای پیش‌بینی را داشته‌اند، انتخاب شده‌اند و در نهایت به عنوان مدل‌های نهایی برآورد شده و نتایج برآورد آنها در جدول ۳ نشان داده شده است.

[۱] در این معیارهای مقایسه کوچک‌ترین مقدار مربوط به بهترین مدل است چرا که کمترین خطای پیش‌بینی را داشته است.

جدول (۲) نتایج معیارهای مقایسه‌ی مدل‌های مختلف برآورد شده برای سطوح عمودی بازار مرغ

	CCC	CCC_T	DCC	DCC_T	VCC_T
MSE_2	۱۰۴۷۷/۰۶†	۱۲۷۷۳/۰۴	۱۰۶۴۷/۷۴	۱۱۰۸۵/۱۵	۱۵۷۸۷/۲۷
MSE_1	۱۵۶/۵۵۴	۱۹۱/۸۴۴۴	۱۵۶/۴۳۰۸	۱۶۸/۷۶۵۸	۲۱۵/۷۸۱
PSE	۷/۳۱۵۹	۶/۱۵۰۶	۷/۰۰۸۵	۶/۴۲۹۶	۵/۸۵۹۵
QLIKE	۱۲/۶۰۵۶	۱۲/۹۶۰۰	۱۲/۶۳۹۸	۱۲/۶۴۸۱	۱۳/۲۱۳۸
R2LOG	۲۲/۷۹۴	۲۰/۳۷۳۷	۲۵/۲۳۴۷	۲۵/۷۵۰۶	۲۲/۵۵۸۴
MAD_2	۱۰۹/۸۱۳۳	۱۳۰/۸۲۲۳	۱۱۳/۸۰۲۴	۱۱۸/۲۷۷۴	۱۴۲/۲۳۴۶
MAD_1	۱۶/۶۷۵۸	۱۸/۵۶۲۰	۱۶/۶۰۴۹	۱۷/۲۱۷۷	۱۹/۴۲۸۱
AIC	۳۱۳۱/۶۸۹	۳۱۲۴/۰۲۹	۳۱۱۷/۲۴۳	۳۰۸۷/۵۷۵	۳۱۶۳/۷۵۹
BIC	۳۲۰۴/۴۷۱	۳۲۰۴/۴۲۷	۳۱۹۹/۹۴۹	۳۱۷۳/۵۹	۳۲۲۶/۷۱
loglikelihood	−۱۵۴۳/۸۴	−۱۵۳۳/۰۱	−۱۵۳۳/۶۲	−۱۵۱۷/۷۹	−۱۵۶۲/۸۸

† مواردی که زیر آنها خط کشیده شده کوچک‌ترین زیان پیش‌بینی را نسبت به بقیه نشان می‌دهند.

منبع:یافته‌های تحقیق

برابر جدول ۳، مقدار آماره‌ی والد برای آزمون صفر بودن پارامترهای تعدیل برآورد شده در مدل DCC با توزیع t، یعنی $\lambda_1 = \lambda_2 = 0$ برابر با ۶/۵۱ بوده و در سطح احتمال ۵ درصد معنی‌دار می‌باشد. این یافته نشان می‌دهد فرض ثابت بودن همبستگی‌های شرطی در طول زمان که در مدل CCC بیان شده است، فرض بسیار محدود کننده‌ای برای قیمت‌های تحت بررسی می‌باشد. بر این پایه می‌توان گفت که مدل DCC برای الگوسازی رفتار تلاطم و همبستگی‌های شرطی در بازارهای نهاده‌ی دان‌مرغ و محصولات مرغ زنده و گوشت مرغ مناسب‌تر از مدل CCC است. همچنین از آنجا که مدل CCC متداخل در مدل DCC می‌باشد، نادیده گرفتن همبستگی متغیر منجر به خطای تصریح می‌شود. شبه همبستگی‌های شرطی برآورد شده از مدل DCC نشان می‌دهد که شبه همبستگی شرطی بین مرغ زنده-گوشت مرغ مقدار بسیار بالای ۰/۹۸ را دارد، لذا می‌توان گفت که تلاطم قیمت در این دو سطح بازار دارای ارتباطات بسیار قوی می‌باشند. نتایج مدل‌های واریانس (تلاطم) برآورد شده در جدول ۳ نشان می‌دهد که در مورد گوشت مرغ و مرغ زنده تنها ضریب β معنی‌دار می‌باشد و در معادله‌ی دان‌مرغ هر سه پارامتر معنی‌دار هستند. در مورد دان‌مرغ، مقدار β (۰/۳۵)کوچکتر از α (۰,۴۸) بوده و مبین بیشتر بودن پایداری کوتاه‌مدت تلاطم (پایداری تکانه‌های جدید) از پایداری بلندمدت آن (پایداری تلاطم‌های پیشین بوقوع پیوسته) می‌باشد. با توجه به ضریب‌های β برآورد شده، بازار مرغ زنده نسبت به بازار گوشت مرغ و آن هم نسبت به بازار دان‌مرغ تلاطم بیشتری را از ماه پیش به ماه جاری انتقال می‌دهد.

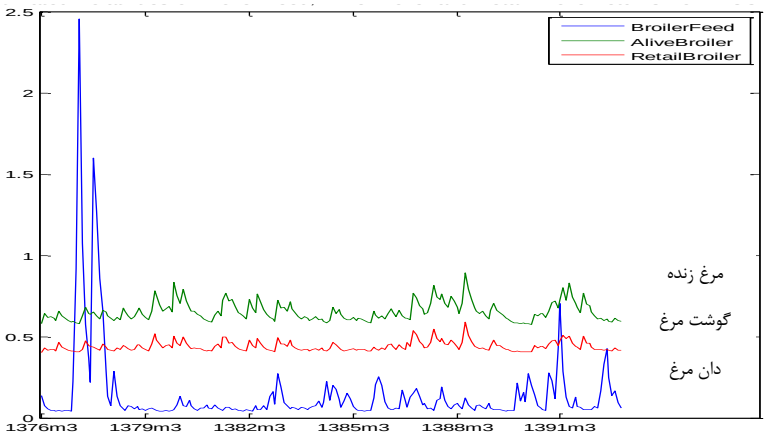
جدول (۳) نتایج برآورد مدل‌های CCC و DCC برای سطوح عمودی بازار مرغ

	مدل	CCC		DCC		
	پارامترها	دان‌مرغ	مرغ زنده	گوشت مرغ	دان‌مرغ	مرغ زنده	گوشت مرغ
مدل میانگین	C	۰/۷۷۸۹*** (۰/۰۰۰)	۱/۳۱۸۱*** (۰/۰۱۰)	۱/۲۴۱۱*** (۰/۰۰۳)	۰/۶۱۰۴*** (۰/۰۰۰)	۱/۷۵۹۴*** (۰/۰۰۱)	۱/۴۶۶۰*** (۰/۰۰۱)
	وقفه اول دان‌مرغ	۰/۲۳۶۳*** (۰/۰۰۲)	---	---	۰/۲۱۸۹*** (۰/۰۰۶)	۰/۰۶۸۶** (۰/۰۱۹)	---
	وقفه اول مرغ زنده	---	۰/۵۲۱۹* (۰/۰۵۲)	۰/۷۵۱۷*** (۰/۰۰۱)	---	۰/۷۵۸۹** (۰/۰۱۴)	۰/۸۹۲۲*** (۰/۰۰۰)
	وقفه دوم مرغ زنده	---	-۰/۴۳۱۱*** (۰/۰۰۰)	-۰/۳۲۲۴*** (۰/۰۰۰)	---	-۰/۳۹۷۳*** (۰/۰۰۰)	-۰/۳۰۰۸*** (۰/۰۰۰)
	وقفه اول گوشت مرغ	---	-۰/۳۰۰۴ (۰/۳۵۴)	-۰/۵۷۵۳** (۰/۰۳۰)	---	-۰/۵۷۲۱ (۰/۱۳۰)	-۰/۷۲۶۰** (۰/۰۱۷)
مدل واریانس	ω	۱/۸۰۳۰*** (۰/۰۰۰)	۱۶/۰۳۶۶ (۰/۱۳۸)	۲۲/۴۳۶۲** (۰/۰۲۸)	۲/۵۷۸۱* (۰/۰۷۱)	۱۷/۹۲۶۰ (۰/۱۲۰)	۱۸/۰۸۹۶ (۰/۱۳۹)
	α	۰/۴۰۰۶*** (۰/۰۰۰)	۰/۰۴۶۸ (۰/۲۶۰)	۰/۰۷۵۳* (۰/۰۹۰)	۰/۴۸۵۳*** (۰/۰۰۴)	۰/۰۵۱۹ (۰/۳۵۱)	۰/۰۴۵۱ (۰/۴۵۶)
	β	۰/۴۶۳۲*** (۰/۰۰۰)	۰/۶۵۷۹*** (۰/۰۰۳)	۰/۳۱۵۹ (۰/۲۵۱)	۰/۳۵۳۵* (۰/۰۸۳)	۰/۶۸۲۱*** (۰/۰۰۱)	۰/۵۵۱۰* (۰/۰۶۶)
شبه همبستگی عمودی	دان‌مرغ	۱	۰/۱۷۰۶** (۰/۰۱۴)	۰/۱۹۱۰*** (۰/۰۰۵)	۱	۰/۱۷۲۵** (۰/۰۳۳)	۰/۱۸۱۴** (۰/۰۲۴)
	مرغ زنده	---	۱	۰/۹۷۲۴*** (۰/۰۰۰)	---	۱	۰/۹۸۳۱*** (۰/۰۰۰)
	گوشت مرغ	---	---	۱	---	---	۱
پارامترهای تعدیل	λ_1		---			۰/۰۹۳۱** (۰/۰۳۰)	
	λ_2		---			۰/۱۷۵۸ (۰/۴۰۳)	
	درجه آزادی		---			۶/۳۰۳۱*** (۰/۰۰۰)	

اعداد داخل پرانتز بیانگر سطوح احتمال و ***، ** و * به ترتیب مبین معنی‌داری در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد می‌باشند.
منبع:یافته‌های تحقیق

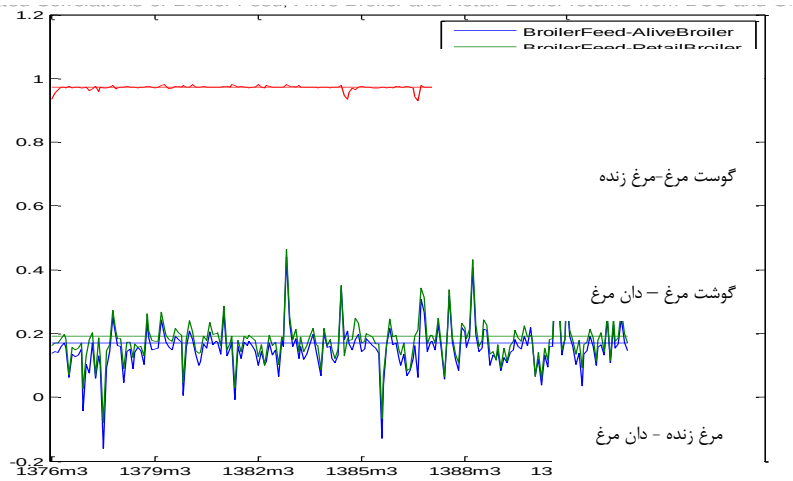
نمودارهای شکل ۲، تلاطم قیمت متغیرهای تحت بررسی را نشان می‌دهد. بر پایه این نمودارها در قسمت عمده‌ای از دوره‌ی بررسی، تلاطم شرطی مرغ زنده بیشتر از گوشت مرغ و آن‌هم بیشتر

از دان‌مرغ می‌باشد؛ به‌جز اینکه در سال ۱۳۷۷ از تیرماه تا پایان سال تلاطم دان‌مرغ از تلاطم‌های مرغ زنده و گوشت مرغ پیشی گرفته است. در این سال دولت با اجرای مرحله‌ی جدیدی از سیاست آزادسازی در صنعت مرغداری با عنوان "توسعه و ساماندهی صنعت طیور"، تأمین بخش اعظمی از دان خوراکی مرغداری‌ها را به بخش خصوصی واگذار کرد. با توجه به نمودارها، تلاطم در بازارهای مرغ زنده و گوشت مرغ مسیر نزدیک به همسانی طی کرده‌اند در حالیکه تلاطم قیمت دان‌مرغ تفاوت‌های آشکاری با دو مورد پیشین دارد. هر چه تلاطم در بازاری بیشتر باشد و به مدت زمان بیشتری هم ادامه یابد عدم حتمیت حاکم بر بازار بیشتر خواهد بود. بر این پایه با توجه به نمودارهای تلاطم، خطرپذیری و عدم حتمیت ناشی از تلاطم قیمت در بازار مرغ زنده بیشتر از بازار گوشت مرغ و آن‌هم بیشتر از بازار دان‌مرغ می‌باشد.



شکل (۲) نمودارهای تلاطم شرطی برای سطوح عمودی بازار مرغ

برای دستیابی به تصویری روشن‌تر از همبستگی‌های شرطی، مسیر زمانی این همبستگی‌ها در شکل ۳ ترسیم شد. همان‌طور که ملاحظه می‌شود همبستگی‌های شرطی پویای دان‌مرغ- مرغ زنده و دان‌مرغ- گوشت مرغ تفاوت زیادی با همبستگی‌های شرطی ثابت برآورد شده از مدل CCC دارد و لذا بر محاسبه‌ی همبستگی‌های شرطی پویا تأکید می‌کند. همبستگی‌های شرطی پویا نوسان‌های شدیدی را در هر دو جفت تجربه کرده است و می‌توان بیان کرد که مسیر زمانی همبستگی‌های شرطی در این دو جفت نزدیک به یکسان و دارای علامت متغیر بوده و در اطراف همبستگی ثابت خود (بین ۰/۲- و ۰/۴) نوسان می‌کنند. در مورد مرغ زنده- گوشت مرغ همه‌ی همبستگی‌ها مثبت و بسیار نزدیک به یک بوده و در طول زمان تقریباً ثابت است به طوری که می‌توان گفت سازگار با همبستگی‌های ثابت برآورد شده از مدل CCC می‌باشند.



شکل (۳) نمودارهای همبستگی شرطی تلاطم قیمت برای سطوح عمودی بازار مرغ

نکته: نمودارهای ثابت افقی مربوط به همبستگی‌های ثابت و نمودارهای نوسان‌دار مربوط به همبستگی‌های پویا می‌باشند.

همراستا با نتایج همبستگی‌های غیرشرطی و شبه همبستگی‌ها، همبستگی‌های شرطی نیز در مورد جفت مرغ زنده- گوشت مرغ بسیار بیشتر از دو جفت دیگر است و نیز اینکه همبستگی‌های شرطی دان‌مرغ- گوشت مرغ از دان‌مرغ- مرغ زنده بیشتر است. این مسئله نشان می‌دهد که بازار گوشت مرغ نسبت به بازار مرغ زنده تأثیر بیشتری از بازار دان‌مرغ می‌پذیرد. از نظر اقتصادی هر چه اندازه‌ی همبستگی بین دو متغیر بزرگتر باشد، انتقال اطلاعات بین آنها هم با احتمال بیشتری رخ خواهد داد. لذا می‌توان استنباط کرد که با توجه به همبستگی بسیار بالای بین مرغ زنده- گوشت مرغ اثرگذاری رخدادهای اقتصادی در بازار مرغ زنده، به شدت به بازار گوشت مرغ انتقال خواهد یافت و برعکس. از سوی دیگر این‌گونه همبستگی‌ها در تلاطم قیمت می‌تواند افزون بر انتقال مستقیم از واکنش‌های همانند به سیگنال‌های بازار نیز ناشی شده باشد.

سطوح عمودی بازار گوشت گوساله

در سطوح عمودی بازار گوشت گوساله، در همه‌ی مدل‌هایی که با فرض توزیع گوسین برآورد شدند مشکل ناهمگرایی پیش آمد، لذا تنها مدل‌های CCC، DCC و VCC با توزیع t برآورد شده است که نتایج مقایسه‌ی این مدل‌ها در جدول ۴ ارائه شده است. با توجه به معیارهای مقایسه، دو مدل همبستگی شرطی CCC و DCC هر کدام با چهار تا از معیارها به عنوان مدل بهینه انتخاب شده‌اند که نتایج برآورد آنها در جدول ۵ نشان داده شده است. برابر جدول ۵، در اینجا نیز مانند بازار گوشت مرغ، فرض ثابت بودن همبستگی‌ها در همه‌ی سطوح متداول

معنی‌داری رد می‌شود. شبه همبستگی‌های شرطی برآورد شده از مدل DCC نشان می‌دهد که شبه همبستگی شرطی بین گوساله‌ی زنده و گوشت گوساله معنی‌دار بوده و مقدار به نسبت بالای ۰/۶۳ را دارد که این موضوع می‌تواند مؤید وجود ارتباط عمودی به نسبت قوی بین بازارهای خرده‌فروشی و تولیدکننده گوشت گوساله همانند گوشت مرغ باشد.

جدول (۴) نتایج معیارهای مقایسه‌ی مدل‌های مختلف برآورد شده برای سطوح عمودی بازار گوساله

VCC	DCC	CCC	
۵۰۸۵/۲۷۷	۴۶۴۴/۷۱۸	۴۶۲۵/۸۴۷	MSE_2
۸۹/۲۴۹۵	۸۸/۳۴۶۱	۸۹/۴۱۸۶	MSE_1
۲۰/۶۹۹۲	۳۲/۱۱۲۸	۳۲/۳۲۲۸	PSE
۸/۴۱۹۳	۸/۱۵۹۹	۸/۱۵۸۴	QLIKE
۲۶/۵۲۸۱	۲۲/۶۶۷۶	۲۲/۳۰۹۱	R2LOG
۴۴/۰۱۵۸	۴۰/۸۸۹۹	۴۰/۵۳۵۷	MAD_2
۱۰/۱۱۱۸	۱۰/۲۰۶۸	۱۰/۲۲۴۸	MAD_1
۲۶۳۲/۳۰۰	۲۵۸۴/۴۶۹	۲۵۹۴/۴۷۸	AIC
۲۷۰۱/۷۷۳	۲۶۶۰/۵۶۰	۲۶۶۳/۹۵۲	BIC
−۱۲۹۵/۱۵	−۱۲۶۹/۲۳	−۱۲۷۶/۲۴	Log-likelihood

منبع:یافته‌های تحقیق

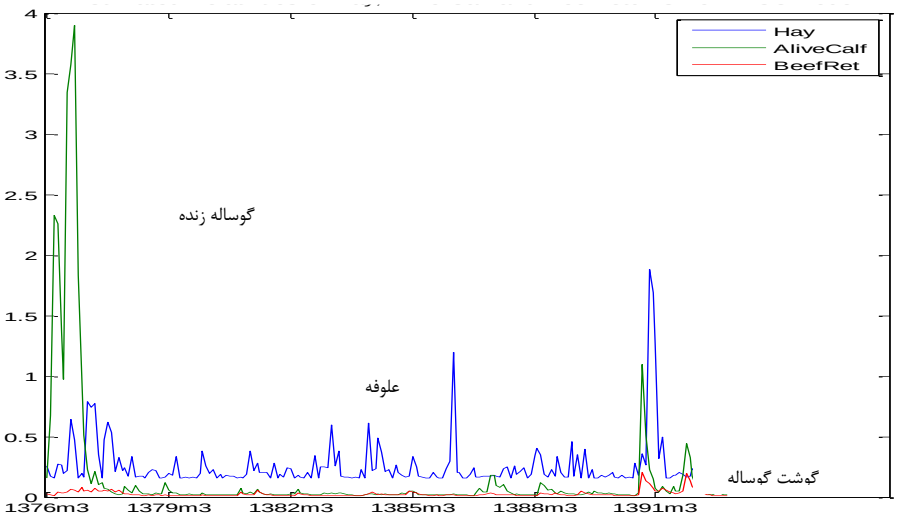
مدل‌های تلاطم برآورد شده در جدول ۵ نشان می‌دهد که در بازارهای علوفه و گوشت گوساله پایداری بلندمدت تلاطم قیمت از حساسیت تلاطم به تکانه‌های جدید بیشتر می‌باشد، ولی در مورد سری بازدهی گوساله‌ی زنده حالت عکس برقرار می‌باشد. ضریب‌های α و β برأورد شده‌ی معنی‌دار و به نسبت بزرگ نشان می‌دهد تلاطم قیمت در سطوح عمودی بازار گوشت گوساله معنی‌دار بوده و لذا شرایط عدم حتمیت و خطرپذیری زیادی در این بازار وجود دارد. نمودارهای شکل ۴ تلاطم برآورد شده از مدل DCC را نشان می‌دهد. با توجه به این نمودارها، تلاطم در بخش عمده‌ای از دوره‌ی بررسی در بازار علوفه بزرگتر از بازارهای گوشت گوساله و گوساله زنده بوده و در بازار خرده‌فروشی و تولیدکننده گوشت گوساله تلاطم قیمت روند نزدیک به یکسانی تجربه کرده است. تلاطم هر سه بازار در سال‌های ۷۷-۱۳۷۶ و ۹۱-۱۳۹۰ بیشترین مقدار را داشته است. این سال‌ها مصادف با بحران جهانی مواد غذایی در سال‌های ۰۸-۲۰۰۷ و ۱۱-۲۰۱۰ بوده‌اند. لذا به احتمال زیاد افزایش تلاطم در بازارهای داخلی ناشی از انتقال تلاطم از خارج از کشور بوده باشد.

جدول ۵- نتایج برآورد مدل‌های CCC و DCC برای سطوح عمودی بازار گوساله

	مدل	CCC			DCC		
	پارامترها	علوفه	گوساله‌ی زنده	گوشت گوساله	علوفه	گوساله‌ی زنده	گوشت گوساله
مدل میانگین	C	۱/۰۹۹۳*** (۰/۰۰۰)	۰/۴۵۶۲*** (۰/۰۰۰)	۰/۵۷۲۷*** (۰/۰۰۰)	۱/۰۳۳۶*** (۰/۰۰۰)	۰/۴۹۳۷*** (۰/۰۰۰)	۰/۵۹۵۴*** (۰/۰۰۰)
	وقفه اول علوفه	۰/۳۹۷۰*** (۰/۰۰۰)	---	---	۰/۴۰۳۹*** (۰/۰۰۰)	---	---
	وقفه دوم علوفه	---	-۰/۰۹۴۶*** (۰/۰۰۰)	-۰/۰۳۹۸** (۰/۰۲۷)	---	-۰/۱۰۰۹*** (۰/۰۰۰)	-۰/۰۳۹۵** (۰/۰۲۷)
	وقفه اول گوساله زنده	---	----	۰/۰۷۷۸* (۰/۰۵۳)	---	---	۰/۰۸۳۵** (۰/۰۱۳)
	وقفه اول گوشت گوساله	---	۰/۶۳۲۸*** (۰/۰۰۰)	۰/۴۳۲۸*** (۰/۰۰۰)	---	۰/۶۰۶۸*** (۰/۰۰۰)	۰/۴۱۹۲*** (۰/۰۰۰)
مدل واریانس	ω	۱۴/۷۹۳۶*** (۰/۰۰۰)	۰/۸۵۴۷*** (۰/۰۰۵)	۰/۳۵۵۷** (۰/۰۳۲)	۱۵/۶۷۴۲*** (۰/۰۰۰)	۰/۸۲۴۰*** (۰/۰۰۵)	۰/۳۷۰۸** (۰/۰۳۱)
	α	۰/۵۴۹۵*** (۰/۰۱۰)	۰/۵۰۵۷*** (۰/۰۰۵)	۰/۲۷۱۱** (۰/۰۴۶)	۰/۴۷۱۸*** (۰/۰۱۰)	۰/۵۰۱۴*** (۰/۰۰۴)	۰/۲۹۷۴** (۰/۰۲۹)
	β	---	۰/۳۹۶۹*** (۰/۰۰۰)	۰/۶۰۱۷*** (۰/۰۰۰)	---	۰/۴۲۱۸*** (۰/۰۰۰)	۰/۵۸۹۰*** (۰/۰۰۰)
شبه همبستگی عمودی	علوفه	۱	-۰/۰۱۵۵ (۰/۸۴۵)	-۰/۰۳۸۱ (۰/۶۳۴)	۱	-۰/۰۳۹۱ (۰/۶۹۸)	-۰/۰۱۹۱ (۰/۸۵۱)
	گوساله‌ی زنده	---	۱	۰/۵۸۱۷*** (۰/۰۰۰)	---	۱	۰/۶۳۲۲*** (۰/۰۰۰)
	گوشت گوساله	---	---	۱	---	---	۱
پارامترهای تعدیل	λ_1		---			۰/۱۸۷۶*** (۰/۰۰۴)	
	λ_2		---			۰/۳۷۵۷** (۰/۰۴۰)	
	درجه آزادی		۳/۸۱۱۰*** (۰/۰۰۰)			۳/۹۳۴۸*** (۰/۰۰۰)	

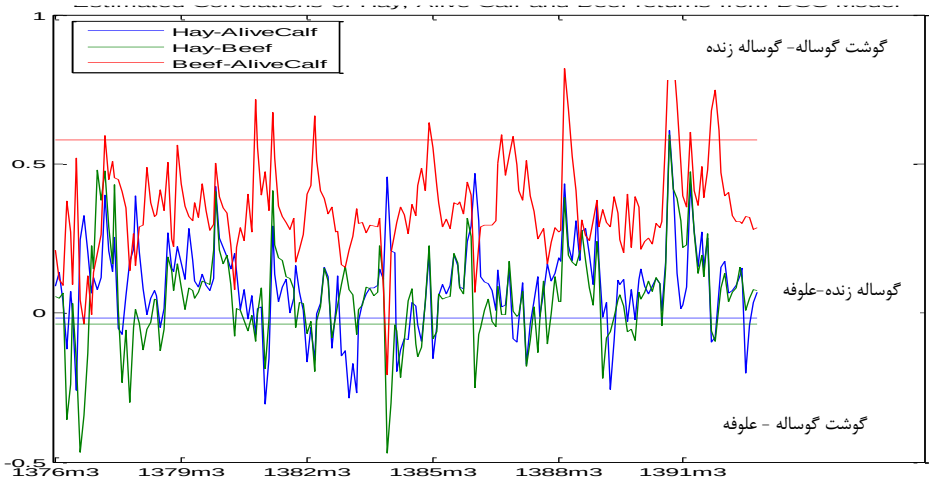
اعداد داخل پرانتز بیانگر سطوح احتمال و ***، ** و * به ترتیب مبین معنی‌داری در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد می‌باشند.

منبع:یافته‌های تحقیق



شکل(۴) نمودارهای تلاطم شرطی در سطوح عمودی بازار گوشت گوساله

با توجه به نمودارهای همبستگی شرطی پویا در شکل ۵ همبستگی‌های شرطی پویا بین گوساله‌ی زنده و گوشت گوساله همگی مثبت (به جز در سه ماه) هستند. همبستگی‌های شرطی پویای علوفه- گوشت گوساله و علوفه- گوساله‌ی زنده علامت متغیر داشته و بین ۰/۵ و ۰/۵- نوسان می‌کنند. لذا با وجود اینکه همبستگی ثابت حاصل از مدل CCC برای این دو جفت مقدار بسیار کوچک نزدیک به صفر را نشان می‌دهد، ولی همبستگی‌های متغیر برآورد شده از مدل DCC در اغلب دوره‌ی بررسی مقداری غیر از صفر را نشان می‌دهند. همان‌گونه که ملاحظه می‌شود، همبستگی‌های شرطی پویا اطلاعات بسیار بیشتری نسبت به همبستگی‌های شرطی ثابت فراهم کرده است. تغییر همبستگی تلاطم در طول زمان می‌تواند نشان‌دهنده‌ی تغییر کواریانس بین متغیرها باشد که به نوبه‌ی خود عدم حتمیت تولیدکنندگان در زمینه‌ی تصمیم‌گیری‌های تولید و سرمایه‌گذاری در بازار را افزایش می‌دهد.



شکل(۵) نمودارهای همبستگی شرطی تلاطم قیمت‌ها در سطوح عمودی بازار گوشت گوساله

نکته: نمودارهای ثابت افقی مربوط به همبستگی‌های ثابت و نمودارهای نوسان‌دار مربوط به همبستگی‌های پویا می‌باشند.

- سطوح عمودی بازار گوشت گوسفند

نتایج مقایسه‌ی مدل‌های برآورد شده در سطوح عمودی بازار گوسفند در جدول ۶ نشان می‌دهد که دو مدل همبستگی شرطی CCC و VCC با توزیع t به عنوان مدل بهینه انتخاب شده‌اند. نتایج برآورد این دو مدل در جدول ۷ نشان می‌دهد که همانند دو بازار پیشین، فرض ثابت بودن همبستگی‌های شرطی رد می‌شود و بیشترین مقدار شبه‌همبستگی مربوط به جفت گوسفند زنده-گوشت گوسفند با مقدار به نسبت بالای ۰/۷۰ می‌باشد. درنتیجه سطوح خرده‌فروشی و تولیدکننده بازار گوشت گوسفند نیز مانند بازارهای گوشت مرغ و گوشت گوساله نسبت به دیگر سطوح بازار، ارتباطات عمودی قوی‌تری باهم دارند.

جدول (۶) نتایج معیارهای مقایسه‌ی مدل‌های مختلف برآورد شده برای سطوح عمودی بازار گوسفند

VCC	DCC	CCC	
۶۵۲۸/۱۵۳	۶۷۰۲/۸۹۴	۵۲۹۷/۶۸۵	MSE_2
۹۳/۷۴۰۷	۱۰۰/۱۷۴۸	۹۳/۹۷۷۰	MSE_1
۱۶/۴۸۸۰	۱۶/۳۰۲۶	۱۴/۶۳۰۲	PSE
۹/۲۹۶۹	۹/۶۴۰۰	۹/۳۳۷۰	QLIKE
۲۶/۲۱۹۳	۲۵/۶۱۲۶	۲۳/۲۵۷۸	R2LOG
۴۹/۸۱۲۸	۵۴/۲۱۰۶	۴۸/۴۸۴۶	MAD_2
۱۱/۷۴۵۶	۱۲/۳۵۱۴	۱۱/۹۱۷۶	MAD_1
۲۷۸۵/۹۵۱	۲۸۱۵/۵۲۱	۲۷۹۹/۵۴۸	AIC
۲۸۷۱/۹۶۶	۲۸۸۱/۷۸۵	۲۸۶۹/۰۲۱	BIC
-۱۳۶۶/۹۸	-۱۳۸۷/۷۶	-۱۳۷۸/۷۷	loglikelihood

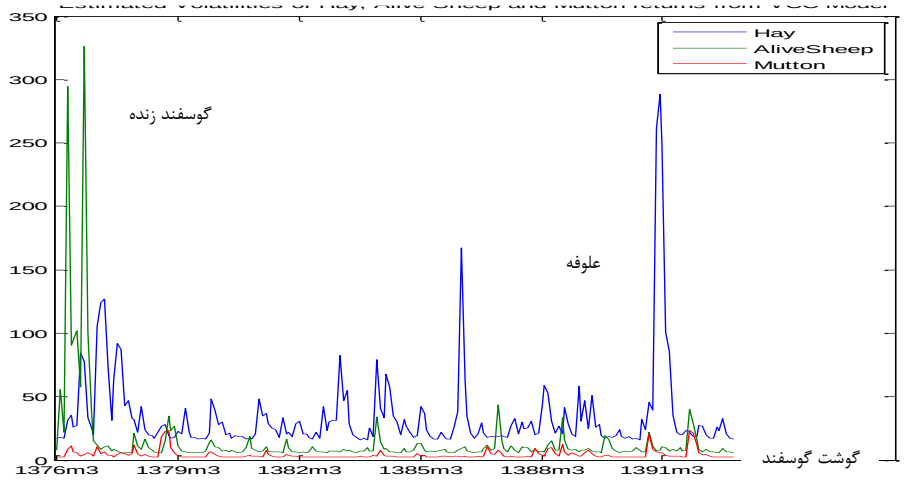
منبع:یافته‌های تحقیق

با توجه به نتایج مدل‌های واریانس شرطی در جدول ۷، برای هر سه سطح بازار، مدل برآورد شده مدل GARCH بوده و در هر سه مدل، مقدار برآورده شده‌ی α از مقدار برآورد شده‌ی β بزرگ‌تر می‌باشد و مقادیر معنی‌دار آنها نشان از وجود تلاطم و عدم حتمیت در این بازارهاست.

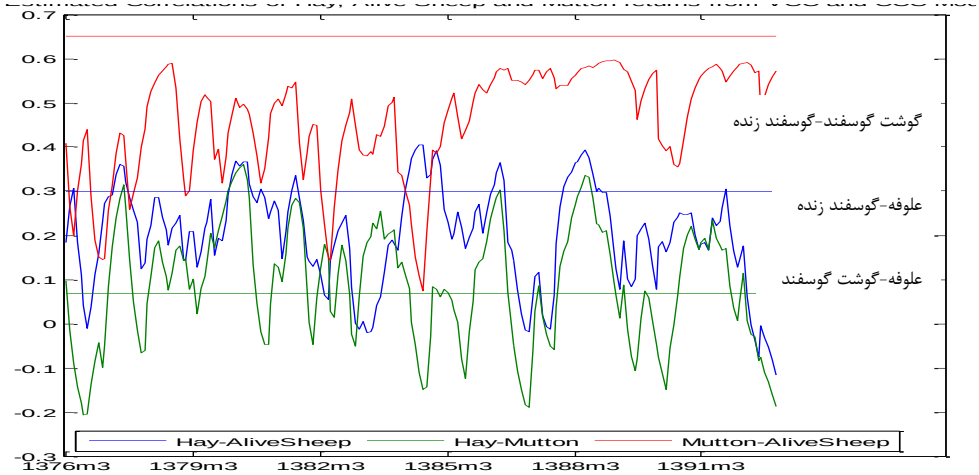
جدول (۷) نتایج برآورد مدل‌های CCC و DCC برای سطوح عمودی بازار گوسفند

		CCC		DCC		
	معادله	علوفه	گوسفند زنده	گوشت گوسفند	علوفه	گوسفند زنده	گوشت گوسفند
مدل میانگین	C	۱/۱۶۰۱*** (۰/۰۰۰)	۰/۷۶۷۲*** (۰/۰۰۰)	۰/۶۹۷۹*** (۰/۰۰۰)	۱/۱۰۹۸*** (۰/۰۰۰)	۴/۱۷۸۹*** (۰/۰۰۷)	۰/۸۰۳۴*** (۰/۰۰۰)
	وقفه اول علوفه	۰/۳۹۰۰*** (۰/۰۰۰)	---	---	۰/۳۸۸۴*** (۰/۰۰۰)	---	---
	وقفه دوم علوفه	---	---	−۰/۰۴۷۲*** (۰/۰۰۲)	---	−۰/۰۲۷۷ (۰/۳۱۱)	−۰/۰۵۴۳*** (۰/۰۰۲)
	وقفه اول گوسفند زنده	---	۰/۴۵۷۰*** (۰/۰۰۰)	۰/۱۷۵۲*** (۰/۰۰۰)	---	۰/۵۳۷۸*** (۰/۰۰۰)	۰/۱۸۶۷*** (۰/۰۰۰)
	وقفه اول گوشت گوسفند	---	---	۰/۳۲۴۱*** (۰/۰۰۰)	---	−۰/۲۴۶۱*** (۰/۰۰۱)	۰/۳۵۲۴*** (۰/۰۰۰)
	وقفه دوم گوشت گوسفند	---	---	---	---	---	−۰/۱۳۲۸** (۰/۰۳۴)
مدل واریانس	ω	۱۱/۱۱۱۴** (۰/۰۲۳)	۰/۴۶۵۴*** (۰/۰۰۵)	۱/۵۸۷۹** (۰/۰۱۷)	۱۱/۲۴۸۶** (۰/۰۲۰)	۴۰/۱۷۸۹*** (۰/۰۰۷)	۱/۴۶۸۲** (۰/۰۱۵)
	α	۰/۵۷۴۹** (۰/۰۳۳)	۰/۵۱۱۸** (۰/۰۱۷)	۰/۳۷۶۵** (۰/۰۲۴)	۰/۶۵۱۳** (۰/۰۲۶)	۰/۴۶۳۶*** (۰/۰۲۹)	۰/۳۸۸۹** (۰/۰۱۷)
	β	۰/۲۹۶۰* (۰/۰۸۱)	۰/۲۳۱۶* (۰/۰۸۵)	۰/۲۸۵۴* (۰/۰۸۰)	۰/۲۷۸۰* (۰/۰۹۱)	۰/۲۵۰۹* (۰/۰۸۷)	۰/۳۱۵۶** (۰/۰۳۰)
همبستگی	علوفه	۱	---	---	۱	---	---
	گوسفند زنده	۰/۲۲۹۴** (۰/۰۰۲)	۱	---	۰/۲۳۹۹** (۰/۰۳۰)	۱	---
	گوشت گوسفند	۰/۰۶۸۷ (۰/۳۸۷)	۰/۶۵۱۱*** (۰/۰۰۰)	۱	۰/۰۴۶۳ (۰/۶۹۲)	۰/۶۹۸۶*** (۰/۰۰۰)	---
پارامترهای تعدیل	λ_1		---			۰/۱۰۲۲* (۰/۱۰۰)	
	λ_2		---			۰/۶۹۳۵*** (۰/۰۰۱)	
	درجه آزادی	(۰/۰۰۰) ۳/۲۲۴۱***			(۰/۰۰۰) ۳/۲۶۵۷***		

اعداد داخل پرانتز بیانگر سطوح احتمال و ***، ** و * معنی‌داری در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد می‌باشند. منبع:یافته‌های تحقیق



شکل(۶) نمودارهای تلاطم شرطی در سطوح عمودی بازار گوسفند



شکل(۷) نمودارهای همبستگی تلاطم قیمت در سطوح عمودی بازار گوسفند

نکته: نمودارهای ثابت افقی مربوط به همبستگی‌های ثابت و نمودارهای نوسان‌دار مربوط به همبستگی‌های پویا می‌باشند.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این پژوهش به منظور بررسی تلاطم و همبستگی تلاطم قیمت‌ها در سطوح عمودی بازار دام و طیور کشور، مدل‌های چندمتغیره‌ی GARCH شامل مدل‌های همبستگی شرطی ثابت (CCC) و پویا (DCC و VCC) برآورد شد. همه‌ی همبستگی‌های شرطی ثابت و پویای برآورد شده، به جز همبستگی شرطی موجود بین بازارهای مرغ زنده و گوشت مرغ، نوسان‌های شدیدی را در طول زمان تجربه کرده‌اند. هر چه تغییرپذیری این همبستگی‌ها در طول زمان شدیدتر باشد بازار

با خطرپذیری و عدم حتمیت بیشتری روبرو خواهدبود که بایستی در جهت کاهش این خطرپذیری و عدم حتمیت اقدام‌های درمانی مناسب صورت پذیرد. وجود همبستگی بین تلاطم قیمت در سطوح عمودی بازار دام و طیور کشور، نشانگر ارتباط و پیوستگی عمودی این بازارها می‌باشد. این ارتباط‌های قیمتی تأثیر زیادی در میزان و چگونگی تأثیرگذاری سیاست‌های دولت در بخش دام و طیور کشور خواهند داشت. لذا ضرورت دارد برنامه‌های توسعه‌ی مرتبط با بازار دام و طیور کشور از جمله برنامه‌های کاهش خطرپذیری، با در نظر گرفتن این ارتباط‌های بین بازارها تدوین شود تا هم بیشترین تأثیرگذاری را داشته باشند و هم از پیامدهای منفی برنامه‌های غیر منسجم و ناهماهنگ جلوگیری به عمل آید.

پارامترهای برآورد شده‌ی مدل میانگین شرطی در بازار دام و طیور کشور نشان داد که در صنعت دام و طیور کشور اطلاعات قیمتی بیشتر از سمت سطح نهاده‌ها به سمت دو سطح دیگر یعنی خرده‌فروشی و تولیدکننده جریان می‌یابد و این مسئله بایستی در سیاست‌گذاری‌های مربوط به این بخش و اجرای سیاست‌ها به طور جدی مدنظر قرار گرفته و توجه بیشتری نسبت به تأمین نهاده‌های تولیدی دام و طیور و مدیریت بازار آنها اعمال شود. نتایج برآورد اثرگذاری‌های ARCH و GARCH در سطوح عمودی هر سه بازار تحت بررسی، نشان داد که همواره ضریب‌های اثرگذاری ARCH از ضریب‌های اثرگذاری GARCH برآورد شده بزرگ‌تر می‌باشند؛ بدین مفهوم که تکانه‌ها و اخبار جدید نسبت به تلاطم‌های پیشین حادث شده تأثیر بزرگتری روی تلاطم قیمت جاری در بازار دام و طیور کشور دارند. این مسئله اهمیت زیاد مدیریت اخبار را در صنعت دام و طیور کشور نشان می‌دهد چرا که تلاطم قیمت باعث بوجود آمدن خطرپذیری و عدم حتمیت در بازار می‌شود و با مدیریت اخبار می‌توان تا حدودی زیادی از آن جلوگیری کرد. افزون بر این، بر پایه تلاطم‌های برآورد شده، سال‌های ۱۳۷۶، ۱۳۷۷، ۱۳۹۰ و ۱۳۹۱ بیشترین تلاطم را در دوره‌ی بررسی تجربه کرده‌اند. در این دوران شرایط خاص سیاسی بر کشور حاکم بوده و اقتصاد کشور شاهد شرایط نامساعدی بوده است. به عنوان نمونه در هر چهار سال یاد شده به دلیل کاهش قیمت نفت، رشد تولید ناخالص داخلی به شدت کاهش یافته است. برای رفع این‌گونه مشکلات، کشور بایستی تا جایی که می‌تواند وابستگی به درآمدهای نفتی به ویژه در بخش کشاورزی را کاهش دهد تا تأثیرات تکانه‌های خارجی در بازار داخلی کمتر شده و از افزایش تلاطم قیمت‌ها جلوگیری به عمل آید چرا که تلاطم قیمت‌ها هم به تولیدکنندگان و هم به مصرف‌کنندگان آسیب می‌رساند. دامنه‌ی گسترده‌ی تلاطم قیمت به زیان مصرف‌کنندگان خالص

می‌باشد. افزون بر این فقدان قابلیت پیش‌بینی ناشی از تلاطم قیمت‌ها، عامل بازدازنده‌ی 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.

منابع

ابونوری ا. و مجاوریان م. ۱۳۸۱. تحلیل قانون یک قیمتی در بازار محصولات زراعی ایران. پژوهش‌نامه بازرگانی، شماره ۲۵، ۸۵-۱۲۶.

ابونوری ا، خانعلی‌پور ا و عباسی ج. ۱۳۸۸. تأثیر اخبار بر نوسان نرخ ارز در ایران: کاربردی از خانواده ARCH. پژوهش‌نامه بازرگانی، شماره ۵۰، ۱۰۱-۱۲۰.

اسماعیلی، ع. ۱۳۸۹. بررسی انتقال‌پذیری قیمت‌های جهانی گوشت گوسفند، گوساله و مرغ به داخل کشور. مجله تحقیقات اقتصاد و توسعه کشاورزی ایران، دوره ۲-۴۱، شماره ۲، ۱۴۶-۱۳۷.

بهبودی د، متفکر آزاد م و رضازاده ع. ۱۳۸۸. تأثیرات بی‌ثباتی قیمت نفت بر تولید ناخالص داخلی در ایران. فصلنامه بررسی‌های اقتصادی انرژی، سال ششم، شماره ۲۰، ۱-۳.

حسینی س، سلامی ح و نیکوکار ا. ۱۳۸۶. الگوی انتقال قیمت در ساختار بازار گوشت مرغ ایران، فصلنامه اقتصاد و کشاورزی، جلد ۲، شماره ۱، ص ۲۱-۱.

حسینی، س.ص. و قهرمان‌زاده، م. ۱۳۸۵. تعدیل نامتقارن و انتقال قیمت در بازار گوشت قرمز ایران. اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال چهاردهم، شماره ۵۳، ۲۲-۱.

دلاوری م و رحمتی ز. ۱۳۸۹. بررسی تغییرپذیری نوسان‌ها قیمت سکه طلا در ایران با استفاده از مدل‌های ARCH. مجله دانش و توسعه، سال هفدهم، شماره ۳۰، ۵۱-۶۸.

رسولی ز. ۱۳۸۹. تحلیل رفتار فصلی و پیوستگی مکانی در بازار گوشت مرغ، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه تبریز، دانشکده کشاورزی، گروه اقتصاد کشاورزی.

شرکت پشتیبانی امور دام کشور. ۱۳۹۲. وب سایت اختصاصی شرکت پشتیبانی امور دام کشور به آدرس www.iranslal.com.

قهرمان‌زاده م و فلسفیان آ. ۱۳۹۱. تأثیرات سرریز نوسان قیمت در بازار گوشت گوساله استان تهران. نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی، جلد ۲۶، شماره ۱، ۴۰-۳۱.

قهرمان‌زاده م، اشتیاقی م، و پیش‌بهار ا. ۱۳۹۳. سرریز نوسان قیمت در بازار محصولات کشاورزی: بررسی موردی بازار گوشت گوسفند استان آذربایجان شرقی، مجله اقتصاد کشاورزی، دوره ۸، شماره ۱، ۱-۱۹.

کشاورز حداد غ، ابراهیمی ب و جعفرعبدی ا. ۱۳۹۰. بررسی سرایت تلاطم میان بازدهی سهام صنعت سیمان و صنایع مرتبط با آن در ایران. مجله‌تحقیقات مالی، دوره۱۲، شماره۵۰، ۳۰- ۶۰.

کشاورزیان م، زمانی م و پناهی‌نژاد ه. ۱۳۸۹. تأثیر سرریز نرخ دلار امریکا بر روی نفت خام. فصلنامه بررسی‌های اقتصاد انرژی، سال هفتم، شماره ۲۷، ۱۳۱-۱۵۴.

کوهستانی، م.ق.، نیکوکار، ا. و دوراندیش، آ. ۱۳۸۹. الگوی آستانه‌ای انتقال قیمت در بازار گوشت مرغ ایران. نشریه‌ی اقتصاد و توسعه کشاورزی (علوم و صنایع کشاورزی) جلد ۲۴، شماره ۳، ۳۹۲-۳۸۴

مقدسی ر و اردی بازار ه. ۱۳۸۸. شناسایی منابع نوسان قیمت تولیدکننده محصولات کشاورزی (بررسی موردی گوشت، گوساله و ماکیان)، علوم کشاورزی، ۳(۱۳) ۹۷-۸۳.

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

نظیفی نایینی م، فتاحی ش و صمدی س. ۱۳۹۱. مدل‌سازی و پیش‌بینی نوسان‌ها بازار سهام با استفاده از مدل انتقالی گارچ مارکف، فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی شماره ۹، ۱۴۱-۱۱۷.

Banz R, 1981. The Relationship Between market value and Return of common stocks,*Journal of financial economics, 9: 3-18.*

Bastianin, A., Manera, M., Nicolini, M., & Vignati, I. (2012). Speculation, Returns, Volume and Volatility in Commodities Futures Markets. Review of Environment, Energy and Economics, 20 January 2012 (available online: http://re3.feem.it/).

Bauwens, L., Laurent, S. and Rombouts V. K. 2006. Multivariate GARCH models: a survey. *Journal of Applied Econometrics, 29: 79- 109.*

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

Bollerslev T. 1990. Modeling the coherence in short-run nominal exchange rates: a multivariate generalized ARCH model. *Review of Economics and Statistics 72: 498–505.*

Brummer B., Korn O., Schlubler K., Jaghdani T.J. and Saucedo A. 2013. Volatility in the after crisis period: A literature review of recent empirical research. Working Paper, No.1.

Christodoulakis GA, Satchell SE. 2002. Correlated ARCH: modelling the time-varying correlation between financial asset returns. *European Journal of Operations Research 139: 351–370.*

Doornik, J. A., and H. Hansen. 2008. An omnibus test for univariate and multivariate normality. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics 70: 927–939.*

Engle RF. 2002. Dynamic conditional correlation—a simple class of multivariate GARCH models. *Journal of Business and Economic Statistics 20: 339–350.*

Engle RF. 2009. Anticipating Correlations: A New Paradigm for Risk Management. Princeton, NJ: Princeton University Press.

Franses PH, van Dijk D. 2003. Non-Linear Series Models in Empirical Finance. Cambridge University Press: Cambridge.

Gilbert, C.L., & Morgan, C. W. (2010). Food price volatility. Philosophical Transactions of the Royal Society B, 365, 3023–3034.

Girapumthong, N., Vansickle, J. J. and Renwick, A. 2003. A price asymmetry in the United States fresh tomato market. *Journal of Food Distribution Research, 34: 51-59.*

Granger, C. W. J. 1969. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica 37: 424–438.*

Hansen P.R and Lund A. 2001. A comparison of volatility models: Does anything beat a GARCH (1,1)? Working Paper Series, No.48.

Henze, N., and B. Zirkler. 1990. A class of invariant consistent tests for multivariate normality. Communications in Statistics, Theory and Methods 19: 3595–3617.

Huchet-Bourdon, M. (2011). Agricultural Commodity Price Volatility - Papers - OECD iLibrary. Paris.

Jeantheau T. 1998. Strong consistency of estimators for multivariate ARCH models. *Econometric Theory 14: 70–86*.

Manera, M., Nicolini, M., & Vignati, I. (2012). Returns in commodities futures markets and financial speculation: a multivariate GARCH approach. Quaderni di Dipartimento.

Mapa, D. S., Paz, N. J. I., Eustaquie J. D., and Mindananao, M. A. C. 2014. Forecasting Time Varying correlation using the Dynamic conditional correlation (DCC) model.Online at http://mpra.ub.uni- muenchen.de/55861/MPRA Pap er No. 55861, p osted 11. May 2014 12:57 UTC.

Mardia, K. V. 1970. Measures of multivariate skewness and kurtosis with applications. Biometrika 57: 519–530.

Peng, S and Deng, H. 2010. Modeling the Dynamic ConditionalCorrelation between Hong Kong and Tokyo Stock Markets with Multivariate GARCH models D-Level thesis in Statistics, School of Technology and Business Studies Dalarna University, Sweden.

Prakash, A. 2011. Safeguarding Food Security in Volatile Global Markets. FAO (1st ed.). Rom, Italy: *Food and Agriculture Organization of the United Nations (FAO, 1-24).*

Silvennoinen, A. and Ter svirta, T.: 2007, Multivariate GARCH models, in T. G. Andersen, R. A. Davis, J.-P. Kreiss and T. Mikosch (eds), Handbook of Financial Time Series, Springer, New York.

Tse YK, Tsui AKC. 2002. A multivariate GARCH model with time-varying correlations. *Journal of Business and Economic Statistics 20: 351–362*.

Uchezuba D. 2010. Measuring asymmetric price and volatility spilover in the south African poultry market. Dissertation. Faculty of natural and agricultural sciences department of agricultural economics university of free state Bloemfontein.

Ward, R. W. 1982. Asymmetry in retail, wholesale and shipping point pricing of fresh vegetables. *American Journal of Agricultural Economics, 64: 205-212.*