اقتصاد کشاورزی/جلد ۱۲/شماره ۲/صفحه های ۱۹-۱

به کارگیری رهیافت کاپیولا برای مدل‌سازی وابستگی قیمت نفت و نرخ‌ارز با قیمت نهاده‌های وارداتی صنعت دام ایران

اسماعیل پیش‌بهار، پریسا پاکروح، محمد قهرمانزاده[1]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۰۵/۱۷ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۱۲/۱۶

چکیده

بخش کشاورزی ایران دارای ارتباط‌های دو سویه‌ای با بازارهای جهانی است زیرا از یک سو صادرکننده محصولات عمده و از یک سو واردکننده نهاده‌ها برای صنعت دام است، لذا به واسطه حجم چنین مبادله‌هایی تحت تأثیر قیمت‌ها و دگرگونی‌های جهانی قرار خواهدگرفت. در بسیاری از کشورهای جهان بعد از آغاز نوسان‌های قیمت نفت از سال ۱۳۸۲ و در ادامه آغاز بحران مالی جهانی از سال ۱۳۸۴، شدت و نوع رابطه بین قیمت نفت و نرخ ارز تغییر یافته است و بسیاری از قیمت‌های جهانی به ویژه بخش کشاورزی را بیشتر از گذشته تحت تأثیر قرار داده است که به نظر می‌رسد در ایران هم صنعت دام به واسطه‌ای وارداتی بودن اغلب نهاده‌ها تحت تأثیر قرار گرفته است. بنابراین در این بررسی به ارزیابی همبستگی قیمت نفت و نرخ ارز با قیمت نهاده‌های صنعت دام در دو بازه زمانی ۸۳-۱۳۷۴ (پیش از بحران) و ۹۳-۱۳۸۴ (پس از بحران) با استفاده از رهیافت واین کاپیولا بر اساس ARMA-MGARCH پرداختیم. نتایج به دست آمده از این بررسی نشان داده، نهاده‌های ذرت، سویا و جو در دوره پس از بحران نسبت به دوره پیش از بحران همبستگی مثبت و بالایی با قیمت نفت و همبستگی منفی با نرخ ارز از خود نشان داده‌اند، به عنوان نمونه همبستگی بین قیمت نفت با ذرت از ۰/۰۵ به میزان ۰/۲۰ افزایش یافته است که این به دلیل تغییر شدت و نوع همبستگی بین قیمت نفت با نرخ ارز از دوره پیش از بحران به دوره پس از بحران بوده است. بنابراین به نظر می‌رسد نهاده‌های وارداتی صنعت دام با آغاز شوک‌های اندک قیمت نفت از سال ۱۳۸۲ به واسطه‌ی پیامدهای آغاز جنگ عراق و آمریکا و در ادامه آغاز بحران مالی جهانی از سال ۱۳۸۴ و افزایش جهانی قیمت نهاده‌های کشاورزی، بیشتر تحت تأثیر دگرگونی‌های جهانی قرار گرفته است.

طبقه‌بندی JEL: C59, F31, F42

واژه‌گان کلیدی: صنعت دام، قیمت نفت، کاپیولا، نرخ‌ارز، نهاده.

[1] به ترتیب:دانشیار(نویسنده مسئول)، دانشجوی دکتری و دانشیار گروه اقتصادکشاورزی دانشگاه تبریز
Email: pishbahar@yahoo.com

مقدمه

دامداری به عنوان یکی از زیر بخش‌های کشاورزی، از مخاطره آمیزترین فعالیت‌های اقتصادی به شمار می‌آید. صنعت دامداری در کشور ما در شرایطی قرار گرفته که در زندگی عمومی اجتماع ما نقش عمده‌ای را ایفا می‌کند. مصرف سرانه حدود ۱۲ کیلوگرم گوشت قرمز در سال، این محصول را در جایگاه پرمصرف‌ترین پروتئین حیوانی در سبد غذایی خانوار ایرانی قرار داده و صنعت دام را به بزرگ‌ترین صنعت موجود در کشور بدل کرده است (حسینی، ۱۳۹۵). در زیر بخش صنعت دام، محدودیت تولید برخی از نهاده‌های مورد نیاز وجود دارد که این محدویت اغلب به دلیل کمبود منبع‌های آبی در کشور و رقابت بین تولیدات کشاورزی برای غذای انسان با غذای دام است (کمال‌زاده و همکاران ، ۲۰۰۹). این مسئله ایجاب می‌کند واحدهای تولیدی در بخش کشاورزی، نهاده‌های خود را با واردات تأمین کنند. بنابراین به دلیل محدودیت‌های مختلف برخی از نهاده‌های مورد نیاز در تغذیه دام و طیور مانند نهاده‌های وارداتی کنجاله سویا، ذرت و جو که بخش اعظمی از تغذیه دام را تشکیل می‌دهد با واردات تأمین می‌شوند. از آنجا که در ساختار کنونی اقتصاد جهانی، واردات نقش مهمی در تعیین راهبرد توسعه اقتصادی ایفا می‌کند و هر گونه تغییر و دگرگونی که در واردات کشور رخ دهد، در فرایند تولید، رشد و توسعه تأثیر بسزایی دارد. بنابراین عامل‌هایی که بر واردات موثر باشند؛ شدیدا تولید را تحت تاثیر قرار می‌دهند (کمال‌آبادی و شاهنوشی، ۱۳۹۱).

بنابر گزارش سازمان خواربار کشاورزی (فائو ۲۰۰۹)[1]، سیاست‌های کشاورزی در دو دهه اخیر به دنبال تقویت فعالیت‌های کشاورزی در جهت افزایش سطح تولیدات غذایی و منبع متنوع‌تری از ارز خارجی بوده تا آسیب‌های ناشی از نوسان‌های قیمت را کاهش دهد و سیاست‌گذاران در ایران همواره در تلاش بوده‌اند تا از بخش روستایی و تولیدات کشاورزی حمایت کند؛ زیرا از سال ۲۰۰۴ قیمت نفت خام و قیمت دلار آمریکا به طور همزمان و درآمد دچار نوسان‌های زیادی بوده و کشورهای مرتبط با این مسئله را تحت تاثیر قرار داده است و قیمت نفت و نرخ ارز در قیمت محصولات مختلف کشاورزی تأثیر داشته است (هری و همکاران[2]، ۲۰۰۹). بنابراین نوسان‌های قیمت‌های جهانی به بازار داخلی و سرریز این نوسان‌ها هنگامی نمود بیشتری پیدا می‌کند که سهم بالایی از نیازهای داخلی (نهاده‌های صنعت دام) از طریق بازارهای جهانی تامین شود. در ایران طی دهه‌ی اخیر ، به طور میانگین حدود ۷۰ درصد

[1] Food and Agriculture Organization (F.A.O)
[2] Harry et al.

مصرف ذرت، ۲۶ درصد مصرف جو و ۹۰ درصد مصرف سویا از طریق واردات تامین شده است. به همین دلیل یکی از دلایلی که در مورد نوسان‌های قیمت اقلام خوراک دام مطرح می‌شوند، بالا بودن وابستگی این نهاده‌ها به واردات است که منجر به تاثیرپذیری از تغییرهای قیمت این نهاده‌ها در بازار بین‌المللی شده است (جوادی و قهرمان‌زاده، ۱۳۹۵).

با توجه به اینکه وابسته‌ترین بخش‌ها به نفت، پتروشیمی و کشاورزی است؛ لذا می‌توان گفت که نوسان‌های قیمت نفت می‌تواند بر قیمت کالاهای کشاورزی و نهاده‌های تاثیرگذار باشد (هنسون و همکاران، ۱۹۹۳). به عنوان مثال، بنابر نتایج بررسی‌های هنسون و همکاران[1] (۱۹۹۳)، شنپت[2] (۲۰۰۸)، تراستل [3](۲۰۰۸)، ابوت و همکاران[4] (۲۰۰۸)، هری و همکاران (۲۰۰۹)، نازی‌اوغلو و سوی‌تاش[5] (۲۰۱۱) و گوزگور و کابلاماچی[6] (۲۰۱۴) همگی بر تأثیر تغییرپذیری‌های قیمت نفت بر نرخ ارز و قیمت نهاده‌های کشاورزی مانند ذرت و سویا تاکید کردند. از آنجاکه بخش شایان توجهی از مواد اولیه زیربخش صنعت دام دان، اقلام علوفه‌ای و مکمل‌های دان طیور مورد نیاز صنعت دامداری از خارج از کشور تامین می‌شود؛ لذا تغییرپذیری‌های قیمت نفت و نرخ ارز نیز می‌تواند یکی از عامل‌های موثر بر تولیدات زیربخش صنعت دام باشد. در این میان مشاهده می‌شود، با آغاز نوسان‌ها و تکانه‌های قیمت نفت به واسطه‌ی آغاز جنگ عراق و آمریکا در سال (۱۳۸۲) و در ادامه آغاز بحران مالی جهانی (۱۳۸۴) و افزایش قیمت مواد خوراکی در سطح جهانی، نوسان‌های قیمت نفت و درپی آن نرخ ارز تأثیر بیشتری نسبت به گذشته بر قیمت‌های جهانی داشته است (دفتر مطالعات زیربنائی مجلس شورای اسلامی، ۱۳۸۸).

باتوجه به مطالب گفته شده، به نظر می‌رسد صنعت راهبردی دام بخش کشاورزی به طور مستقیم و غیر مستقیم تحت تأثیر نوسان‌ها و بحران‌های جهانی قرار گرفته است. میزان تاثیرگذاری این نوسان‌ها به روشنی مشخص نمی‌باشد، اما به نظر می‌رسد پس از جنگ عراق و آمریکا و در ادامه آن آغاز بحران مالی جهانی که در نتیجه منجر به افزایش جهانی قیمت نهاده‌ها شده است، بیشتر بوده است. بنابراین تفکیک ساله‌ای مبررسی برای درک دقیق ارتباط و همبستگی قیمت‌ها به دو دوره پیش از بحران جنگ عراق و آمریکا، بحران مالی جهانی و پس

---

[1] Hanson et al.
[2] Schnept
[3] Trostle
[4] Abbot et al.
[5] Nazlioglu and Soytas
[6] Gozgor and Kablamci

آن ضروری به نظر می‌رسد. بررسی‌های چندی در زمینه موضوع مورد بررسی در خارج از کشور وجود دارد و در داخل کمتر به چشم می‌خورد که در ادامه به نتایج برخی از این بررسی‌ها اشاره خواهد شد.

شکیبایی و همکاران (۱۳۸۷)، به بررسی رابطه بلند مدت بین نرخ ارز و قیمت‌های نفت در کشورهای عضو اوپک پرداختند. در این بررسی با استفاده از داده‌های ماهانه مربوط به هفت کشور عضو اوپک طی سال‌های ۲۰۰۶-۱۹۹۵ و آزمون هم انباشتگی رابطه بلندمدت بین قیمت نفت و نرخ ارز تایید شد. نتایج این بررسی نشان داده که قیمت‌های نفت منبع عمده نوسان‌های نرخ ارزاست و یک رابطه بلند مدت بین این دو متغیر وجود دارد.

کمال‌آبادی و شاهنوشی (۱۳۹۰)، به بررسی انتقال قیمت نهاده‌های وارداتی کنجاله سویا و پودرماهی بخش طیور از بازارهای جهانی به بازارهای داخلی با استفاده از داده‌های ماهانه دوره ۱۳۸۹-۱۳۸۰ و مدل تصحیح خطا پرداختند. نتایج این بررسی نشان داده، کاهش یا افزایش قیمت‌های جهانی کنجاله سویا و پودرماهی تاثیر مثبتی روی تغییرپذیری قیمت داخلی آنها دارد و نوسان‌های قیمت‌های جهانی به ویژه افزایش آن می‌تواند واحدهای تولیدی وابسته به نهاده‌های وارداتی را با چالش رو به رو سازد.

شوال‌پور و همکاران (۱۳۹۴)، به بررسی مدل سازی سرایت تکانه‌های نفتی بر بازار محصولات زراعی: موردبررسی" کنجاله سویا و گندم " برای بازه زمانی ۲۰۰۷ تا سال ۲۰۱۴ پرداختند. نتایج نشان داده ،بین بازارهای مورد بررسی، یک رابطه بلندمدت برقرار است. همچنین، بهترین روش برای مدل سازی سرریز ریسک روش CCC-MGARCH بوده است که نتایج آن نشان می دهد سرریز ریسک، مثبت و معنادار بین بازارهای نفت خام و محصولات کشاورزی وجود دارد.

بافس[1] (۲۰۰۷)، در بررسی خود با عنوان سرریز قیمت نفت روی کالاهای دیگر به ارزیابی تاثیر قیمت‌های نفت روی قیمت ۳۵ کالای اولیه مهم قابل تجارت برای دوره ۱۹۶۰ تا ۲۰۰۵ با روش ساده رگرسیون خطی پرداخته است. نتایج نشان داده، تغییرپذیری‌های قیمت نفت بر شاخص‌های قیمت کالاهای غذایی تاثیر داشته و کشش کالاهای افزایش یافته است. با ادامه افزایش قیمت نفت قیمت کالاها همچنان در سطح بالایی خواهند ماند.

[1] Baffes

هری و همکاران (۲۰۰۹)، به بررسی ارتباط بین قیمت نفت، نرخ ارز و قیمت کالاهای کشاورزی پرداخته است. این بررسی با مدل VAR و داده‌های ماهانه‌ی سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۰۸ برآورد شده است و نتایج نشان داده نرخ ارز نقش مهمی در صادرات و واردات کالا و خدمات دارد. همچنین قیمت ذرت، پنبه و سویا با قیمت نفت ارتباط دارد اما با قیمت گندم ارتباطی ندارد و نرخ ارز نیز نقش رابط بین این ارتباط‌های قیمتی دارد.

چن و همکاران[1] (۲۰۱۰)، در بررسی خود ارتباط بین قیمت نفت و قیمت غلات (ذرت، سویا، برنج و گندم) جهان را با داده‌های هفتگی سال‌های ۱۹۹۷ تا ۲۰۰۸ مدل‌سازی کردند. نتایج نشان داده هرگونه تغییر در قیمت نفت، باعث تغییر در قیمت غلات می‌شود و شدت این تاثیر در دوره ۲۰۰۵ تا ۲۰۰۸ بیشتر قابل مشاهده است.

جانسون و همکاران[2] (۲۰۱۱)، در بررسی‌های خود به ارزیابی اثر خالص نرخ ارز روی نهاده‌ها و محصولات بخش کشاورزی با استفاده از رهیافت VAR و داده‌های ماهانه دو دوره‌ی زمانی ۱۹۹۷ تا ۲۰۰۶ و ۲۰۰۷ تا ۲۰۱۱ در کشور آمریکا پرداخته است. نتایج نشان داده همبستگی بین نرخ ارز و همه‌ی متغیرها در طول زمان افزایش یافته است و افزایش نرخ ارز تاثیر منفی در قیمت ذرت، گندم و دانه‌های خوراکی دارد. همچنین با افزایش وابستگی به نهاده‌های وارداتی، افزایش نرخ ارز تاثیر منفی در قیمت نهاده‌های وارداتی داشته است.

اسریبونچیتا و بونیانوفانگ[3] (۲۰۱۴)، به تحلیل همبستگی بین قیمت انرژی، سوخت‌های زیستی و بازارهای کشاورزی در کشور تایلند پرداختند. در این ارزیابی از روش Vine Copula بر اساس ARMA-GARCH برای داده‌های روزانه‌ی قیمت نفت خام، اتانول، ذرت، سویا و شکر برای سالهای ۲۰۰۵ تا ۲۰۱۳ استفاده شده است. نتایج این بررسی بر اساس الگوی C-Vine نشان داده با افزایش قیمت در بازار نفت و اتانول قیمت‌ها در بازار سویا، ذرت و شکر افزایش می‌یابد.

باتوجه به مطالب گفته شده، احتمال می‌رود قیمت نهاده‌های صنعت دام تحت تأثیر بازارهای بین‌المللی نفت و بحران‌های جهانی قرار بگیرد و این تأثیرها پس از بحران‌ها بیشتر است. بنابراین هدف بررسی مدل‌سازی وابستگی قیمت نفت و نرخ ارز با قیمت نهاده‌های وارداتی صنعت دام می‌باشد. در طی این بررسی فرضیه‌ی وجود همبستگی بین قیمت نفت و نهاده‌ها در

---

[1] Chen et al.
[2] Johnson et al.
[3] Sriboonchitta S and Boonyanuphong

دوره گذشته و پس از بحران آزمون خواهد شد که در صورت وجود همبستگی شدت آن در دوره‌های پیش و پس از بحران تحلیل خواهد شد.

مواد و روش‌ها

با توجه به هدف ارزیابی برای به دست آوردن همبستگی است که در آغاز باید مدلسازی نوسان و محاسبه همبستگی صورت بگیرد که ضریب‌های همبستگی به دلیل محدودیت‌ها قابل استفاده برای اندازه‌گیری همبستگی چندمتغیر نمی‌باشند بنابراین از مفصل‌ها برای این کار استفاده خواهد شد. از سوی دیگر به دلیل اینکه برخی متغیرها دارای توزیع‌های حاشیه‌ای نرمال نمی‌باشند، از روش کاپیولا (مفصل) بر اساس مدل‌های MGARCH[۱] که انعطاف‌پذیری بالایی برای یافتن توزیع توام و همبستگی، بدون درنظرگرفتن فروض همبستگی خطی دارد، استفاده می‌شوند. برای اندازه‌گیری همبستگی در آغاز لازم است به دلیل ماهیت ماهانه بودن داده‌ها وضعیت مانایی، ریشه فصلی، غیرفصلی و در ادامه تشخیص وجود اثرگذاری‌های ناهمسانی واریانس یا (ARCH) در متغیرهای مورد نظر بررسی شوند و در صورت وجود اثرگذاری‌های ناهمسانی واریانس به دنبال به دست آوردن اجزای اخلال معادلات متغیرها با استفاده از روش MGARCH خواهیم بود. در نهایت می‌توان اجزای اخلال به دست آمده از این مدل‌ها را برای بررسی ساختار همبستگی استفاده کرد.

الف) آزمون مانایی و ریشه واحد فصلی: آزمون مانایی به منظور جلوگیری از رگرسیون‌های کاذب[۲] و یافتن رابطه‌های تعادلی بین متغیرها می‌باشد. اهمیت این آزمون بدین جهت است که نامانایی تأثیر جدی بر رفتار و ویژگی یک سری‌زمانی دارد. به طور کلی داده‌های مانا باید دارای میانگین، واریانس و خودکوواریانس[۳] ثابت باشند. دو آزمون ریشه واحد معروف به آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته[۴] (ADF) و کوایت کاوسکی[۵] برای بررسی وضعیت مانایی متغیرهای مورد بررسی استفاده خواهد شد (زیویت[۶]، ۲۰۰۶).اغلب سری‌های زمانی اقتصادی متشکل از چهار مؤلفه روند[۷]، تغییرهای فصلی[۸]، حرکت‌های چرخه‌ای[۹] و یک جزء نامنظم تصادفی[۱۰] هستند.

---

[1] Multivariate GARCH
[2] Spurious regression
[3] Auto-Covariance
[4] Augmented Dickey-Fuller
[5] KPSS
[6] Ziovit
[7] Trend
[8] Seasonal Variation
[9] Cyclic Movement
[10] Stochastic irregular Component

حرکت‌های چرخه‌ای، در واقع مربوط به چرخه‌های تجاری و تکراری اقتصادی در طول سال‌های طولانی مختلف است، در حالی که مؤلفه تغییرهای فصلی مربوط به نوسان تکراری سری در طول سال می‌باشد. افزون بر این، رفتار یک سری زمانی اقتصادی ممکن است تحت تأثیر تکانه‌های نامنظم تصادفی ناشی از رویدادهای غیرعادی مانند جنگ، بحران‌های مالی و قحطی قرار گیرد (لیم و مکالر ، ۲۰۰۰). بولیو و مایرون (۱۹۹۳) نشان دادند که تصریح و الگوسازی تاثیرگذاری فصلی تصادفی به صورت قطعی و برعکس تصادفی پنداشتن تاثیرگذاری فصلی قطعی، منجر به ایجاد خطای تصریح و از دست رفتن بخشی از اطلاعات درونی سری می‌شود و بنابراین پیشنهاد می‌کنند که پیش از مدلسازی داده‌های سری زمانی فصلی، ماهیت مؤلفه فصلی با استفاده از آزمون های ریشه واحد فصلی شناسایی شود. بنابراین شناسایی وجود فرآیند تصادفی نامانا در سری زمانی به دو صورت، بررسی ظاهری نمودار خودهمبستگی نمونه (SACF) و انجام آزمون ریشه واحد فصلی انجام می‌گیرد.

هدف آزمون فرض وجود ریشه واحد در یک فراوانی معین بدون درنظر گرفتن بود یا نبود ریشه واحد در دیگر فراوانی‌ها است. به طور کلی معادله رگرسیونی آزمون فرضیه وجود ریشه‌های واحد فصلی و غیر فصلی به صورت رابطه (۱) می‌باشد.

$$(1-L^{12})X_t = \alpha + \sum_{s=1}^{11}\delta_s D_{s,t} + Lt + \sum_{i=1}^{12}\pi_i y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p}\phi_j (1-L^{12})X_{t-j} + \varepsilon_t \qquad (۱)$$

در رابطه (۱)، α عرض از مبدأ، $D_{s,t}$ متغیرهای موهومی ماهانه، t روند، p درجه‌ی تعمیم رابطه (۱) برای تأمین ویژگی فرآیند نوفه سفید اجزای اخلال رابطه و $y_{i,t}$ تبدیل‌های خطی از مقادیر وقفه‌های X_t اند که به منظور آزمون وجود ریشه‌های واحد فصلی و غیرفصلی، رابطه (۱) با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی (OLS) برآورد می‌شود. معنی‌داری مشخصه‌های π_i توسط آماره‌های t و F ارزیابی می‌شوند (بولیو و مایرون، ۱۹۹۳).

ب) **مدل‌سازی نوسان:** پس از بررسی وضعیت مانایی و ریشه فصلی به منظور مدل‌ساری نوسان در آغاز باید به دنبال بررسی بود یا نبود ویژگی واریانس همسانی اجزای اخلال بود. زیرا در صورت وجود این ویژگی می‌توان نوسان‌ها را مدل‌سازی کرد که بررسی این ویژگی با استفاده از آزمون ARCH صورت می‌گیرد. مدل‌سازی نوسان در برخی متغیرهای سری زمانی از زمان معرفی مدل ARCH رابرت انگل بیشتر مورد توجه واقع شد و در نتیجه مدل‌های مختلفی بر اساس مدل ARCH توسعه و پیشنهاد شد که مدل چندمتغیره واریانس ناهمسانی شرطی

اتورگرسیو تعمیم یافته یا (MGARCH) یکی از مهم‌ترین کاربرد این مدل است که شکل عمومی مدل‌های MGARCH به صورت رابطه‌های (۲) و (۳) است.

$$y_t = Cx_1 + \varepsilon_t \quad (۲)$$

$$\varepsilon_t = H_t^{1/2} v_t \quad (۳)$$

که در آن y_t یک بردار $m\times 1$ از متغیرهای وابسته، C، یک ماتریس $m\times k$ از پارامترها، x_t یک بردار از $k\times 1$ متغیرهای مستقل که می‌تواند شامل وقفه‌های متغیر وابسته باشد، $H_t^{1/2}$ عامل چولسکی[1] ماتریس کوواریانس شرطی متغیر در زمان H_t است و v_t یک بردار $m\times 1$ از میانگین صفر، واریانس واحد، مستقل و توزیع یکسان در تغییرپذیری‌هاست. در حالت عمومی ماتریس H_t مدل عمومی از GARCH های تک متغیره است.

برای اینکه به ویژگی میانگین و واریانس شرطی متغیر متغیرها در طول زمان توجه شود باید از مدل‌های ARMA-GARCH برای این منظور استفاده شود. به عنوان مثال پاتون[2] (۲۰۰۱ و ۲۰۰۶) از مدل ARMA(p,q)-GARCH(1,1) برای برآورد توزیع‌های حاشیه‌ای مارک، دلار و ین ژاپن استفاده کرد. زیرا میانگین و واریانس شرطی این متغیرها در طی زمان تغییر می‌کند و در ادامه از مفصل‌ها برای بررسی وابستگی استفاده کرده است. به طور همسان گوربرگ[3] (۲۰۰۴)، راکینگر[4] (۲۰۰۶)، وانگ (۲۰۱۱) از مدل‌های ARMA(p,q)-GARCH(1,1) برای به دست آوردن ساختار وابستگی در بازار سهام استفاده کردند. شکل کلی مدل ARMA-GARCH به صورت رابطه (۴) تا (۶) است:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (۴)$$

$$y_t = \mu + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t = z_t\sqrt{h_t}, z_t \sim SkT(\nu,\gamma) \quad (۵)$$

$$h_t = \varpi_t + \alpha\varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} \quad (۶)$$

در رابطه (۴) فرآیند ARMA(p,0) قابل مشاهده است به طوری‌که y_{t-1} یک عبارت خودرگرسیون از y_t است و ε_t اجزای اخلال است. رابطه (۵) اجزای اخلال را به صورت حاصل بین واریانس شرطی h_t و پسماند z_t تعریف می‌کند و فرض می‌شود این پسماند دارای

[1] Cholesky Factor
[2] Patton
[3] Goorberg
[4] Rockinger

توزیع t چوله‌دار[1] با درجه آزادی ν و پارامتر اریب γ است. رابطه (۶) فرآیند GARCH(1,1) را نشان می‌دهد که $\varpi_t, \alpha \geq 0$ و $\beta \geq 0$ شرط‌های لازم برای مثبت شدن واریانس شرطی یا $h_t > 0$ می‌باشند. عبارت ε_{t-1}^2 نشان‌دهنده‌ی فرآیند ARCH است که α به پایداری تکانه‌ها در کوتاه‌مدت اشاره دارد و βh_{t-1} نشان‌دهنده‌ی فرآیند GARCH است و β به سهم بلندمدت تکانه‌ها اشاره دارد بنابراین پایداری تکانه‌ها در بلندمدت از مجموع عبارت ARCH و GARCH یعنی $(\alpha + \beta)$ مشخص می‌شود که باید کمتر از یک باشند (پوآراتانارونکون و اسریبونچیتا[2]، ۲۰۱۴).

MGARCH دارای مدل‌های مختلفی است که از آن جمله می‌توان به : ۱) مدل نیم برداری (vech) [3]، ۲) مدل نیم بردار بالا قطری (Diagonal- vech)[4]، ۳) مدل BEKK، ۴) BEKK قطری[5]، ۵) مدل همبستگی شرطی ثابت (CCC) [6]، ۶) مدل همبستگی شرطی پویا (DCC) [7] و ۷) مدل همبستگی شرطی متغیر (VCC)[8] اشاره کرد که در این میان مدل‌های CCC و DCC به دلیل انعطاف بالا کاربرد بیشتری در ارزیابی‌های اقتصادی دارند.

ج) وابستگی و توابع مفصل: معیارهای مختلفی برای اندازه‌گیری وابستگی بین متغیرها کاربرد دارند که از آن جمله می‌توان به ضریب همبستگی پیرسون، اسپیرمن و کندال[9] اشاره کرد اما هریک دارای نارسایی‌هایی هستند. در گذشته از ضریب‌های همبستگی برای توضیح وابستگی استفاده شده اما تحقیقات اخیر نشان داده تابع‌های مفصل (کاپیولاها)[10] به دلیل برخی برتری‌ها کاربرد بیشتری دارند: ۱) مفصل‌ها دارای انعطاف‌پذیری بالایی در مدل‌سازی و برآورد توزیع حاشیه‌ای با استفاده از تابع توزیع چندمتغیره پارامتریک می‌باشند. ۲) مفصل‌ها در طول انتقال یکنواخت (هم‌شکل) ثابت‌اند. ۳) مفصل‌ها اطلاعاتی را نه تنها در زمینه شدت وابستگی بلکه درمورد ساختار وابستگی نیز فراهم می‌سازد (شمس و زارع‌شناس، ۲۰۱۴).

پرتال جامع علوم انسانی

[1] Skewed T Student
[2] Puarattanaarunkorn Sriboonchitta
[3] Vech – MGARCH model
[4] Diagonal Vech- MGARCH
[5] Diagonal BEKK-GARCH
[6] Constant Conditional Correlations models (CCC)
[7] Dynamic Conditional Correlation model
[8] Varying Conditional Correlation model
[9] Pearson, Spearman and Kendal Correlation Coefficients
[10] Copula

با توجه به قضیه اسکالار[1] (۱۹۵۹) می‌توان ساختار توام (جفت شدن) توزیع دو متغیر تصادفی (x,y) پیوسته که به صورت $F_{xy}(x,y)$ می‌باشد به همراه توزیع‌های حاشیه‌ای آنها یعنی $F_x(x)$ و $F_y(y)$ از طریق تابع مفصل (کاپیولا) به دست آورد. به طور کلی مفصل (کاپیولا) تابع توزیع انباشته به همراه توزیع‌های حاشیه‌ای $U = F_x(x)$ و $V = F_y(y)$ به صورت زیر است:

$$c(u,v) = \Pr[U \le u, V \le v] \qquad (۷)$$

مهم‌ترین ویژگی شایان توجه مفصل‌ها توجه به ساختار دنباله‌ها می‌باشد. ساختار دنباله معیاری از احتمال است که به معنی قرار گرفتن دنباله دو متغیر در بالا یا پایین توزیع توام است (چگونگی حرکت دو متغیر را با هم به بالا و پایین نشان می‌دهد) و می‌توان به صورت رابطه‌های زیر تعریف کرد:

$$\lambda_L = Lim_{u\to 0}\ pr[X \le F_x^{-1}(u) \,\big|\, Y \le F_y^{-1}(u)] = Lim_{u\to 0}\ \frac{C(u,u)}{u} \qquad (۸)$$

$$\lambda_U = Lim_{u\to 1}\ pr[X \le F_x^{-1}(u) \,\big|\, Y \le F_y^{-1}(u)] = Lim_{u\to 1}\ \frac{1-2u+C(u,u)}{1-u} \qquad (۹)$$

تابع‌های کاپیولا به دو دسته خانواده‌ی توابع مفصل ضمنی[2] و ارشمیدسی[3] تقسیم می‌شوند. توابع مفصل ضمنی شکل مشخصی داشته و وابستگی دنباله‌های متقارن را اندازه می‌گیرند که شامل توزیع نرمال[4] و توزیع t استیودنت می‌باشند. اما تابع‌های مفصل‌ها ارشمیدسی فرم مشخصی ندارند و با تابع‌های مولد[5] تولید می‌شوند و شامل تابع‌های مفصل «کلایتون، گامبل، فرانک، جو»[6] و ترکیبی از این‌ها می‌باشد (وو و همکاران، ۲۰۱۲). مجموعه خانواده‌ای دیگر از مفصل‌ها برای حالت چندمتغیره وجود دارد. توزیع‌های چندمتغیره محدودیت‌های زیادی را در ساختار همبستگی بین متغیرهای تصادفی دارند. بنابراین در این حالت از مفصل‌های تاکی شکل با شرایط خاصی از توزیع‌های حاشیه‌ای برای ساخت توزیع‌های چندمتغیره با ترکیب (جفت شدن) دوتایی مفصل‌ها استفاده می‌شود (پوآراتانارونکون و اسریبونچیتا، ۲۰۱۴). شکل عمومی تابعی آنان به صورت رابطه (۱۰) می‌باشد.

---

[1] Sklar's Theorem
[2] Elliptical
[3] Archimedean
[4] Gaussian
[5] Generator function
[6] Clayton, Gumble, Frank and Joe

$$F(x|v)=\frac{\partial C_{x,v|v-j}(F(x|v-j),F(v_j|v-j))}{\partial F(v_j|v-j)} \qquad (۱۰)$$

که در آن v نمایانگر متغیر شرطی و C نمایانگر تابع توزیع مفصل چندمتغیره است. پارامترهای یک مدل و پارامترهای توزیع های حاشیه‌ای با استفاده از روش حداکثر راست نمایی برآورد می‌شود. (دیبمن و همکاران[1]، ۲۰۱۲).

د) آزمون‌های مقایسه دو مفصل تاکی شکل :

۱) آزمون مجانبی وونگ[2] (۱۹۸۹): برای مقایسه دو مدل غیرمتداخل مناسب است. این آزمون همسان آزمون کلارک، مبتنی بر نسبت درست‌نمایی، مربوط به " معیار اطلاعاتی کول بک –لیبلر[3] " می‌باشد، که فاصله بین دو مدل آماری را اندازه‌گیری می‌کند. اگر c_1 و c_2 دو تابع چگالی متناظر با مفصل‌های دو متغیره رقیب با پارامترهای برآوردی B_1 و B_1 باشند. برای انجام آزمون وونگ مجموع استاندارد تفاوت لگاریتم درست‌نمایی‌های نقطه به نقطه آن‌ها را محاسبه می‌کنند. تفاوت لگاریتم درست نمایی برای مشاهده‌های $u_{i,j}$، $j=1,2$ ، $i=1,.....,N$ به صورت زیر است:

$$m_i=\log\left(c_1\left(u_{i,1},u_{i,2}\middle|\hat{B}_1\right)\right)-\log\left(c_2\left(u_{i,1},u_{i,2}\middle|\hat{B}_2\right)\right) \qquad (۱۱)$$

مجموع استاندارد شده تفاوت لگاریتم درست نمایی‌های نقطه به نقطه یا v به صورت زیر می‌باشد:

$$v=\frac{\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{N}m_i}{\sqrt{\sum_{i=1}^{N}(m_i-\overline{m})^2}} \qquad (۱۲)$$

وونگ نشان داد که v به صورت مجانبی دارای توزیع نرمال استاندارد است. اگر $v>-\Phi^{-1}\left(1-\frac{\alpha}{2}\right)$ باشد، مدل مفصلی ۱ به ۲ در سطح خطای α ترجیح داده می‌شود. به طور همسان اگر $v<-\Phi^{-1}\left(1-\frac{\alpha}{2}\right)$ باشد، مدل ۲ به ۱ ترجیح داده می‌شود. اگر

[1] Dibman et al.
[2] Voung
[3] Kullback - Libler

$|\nu| \le -\Phi^{-1}\left(1-\frac{\alpha}{2}\right)$ باشد، هیچ تصمیمی بین مدل‌ها ممکن نیست و فرض صفر که بیان می‌کند هردو مدل از نظر آماری معادل هستند، رد نمی‌شود.

۲) آزمون مجانبی کلارک[1] (۲۰۰۷): این آزمون نیز برای مقایسه دو مدل غیرمتداخل مناسب است. فرض صفر در آزمون کلارک، نبود زمینه تمایز آماری بین مدل‌ها است. در صورت هم‌ارزی آماری دو مدل، نسبت‌های درست نمایی به صورت یکنواخت در پیرامون صفر توزیع شده‌اند. آماره آزمون در این حالت به صورت زیر خواهد بود:

$$B = \sum_{i=1}^{N} 1_{(0,\infty)} \qquad (۱۳)$$

که در آن ۱ تابع شاخص پیشنهاد شده توسط کلارک است و به صورت مجانبی دارای توزیع دو جمله‌ای با پارامترهای N و $p = 0.5$ است. به طور معنی‌داری متفاوت از ارزش انتظاری $N_p = \frac{N}{2}$ نباشد، مدل اول به صورت آماری معادل مدل دوم تفسیر می‌شود (برچمن و اسکپسیمر، ۲۰۱۲).

در این بررسی برای ارزیابی‌های همبستگی بین قیمت نفت و نرخ ارز با قیمت نهاده‌های صنعت دام بری دو دوره زمانی داده‌های ماهانه‌ی سال‌های ۸۳-۱۳۷۴ و ۹۳-۱۳۸۴ از داده‌های ماهانه و لگاریتمی قیمت نفت اوپک بر حسب ریال در هر بشکه، نرخ ارز رسمی واقعی بر حسب ریال، قیمت ذرت بر حسب ریال در هر کیلوگرم، قیمت سویا برحسب ریال در هر کیلوگرم و قیمت جو برحسب ریال در هر کیلوگرم استفاده شده است. داده‌ها از بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، شرکت پشتیبانی امور دام و وزارت جهاد کشاورزی گردآوری شده است.

نتایج و بحث:

نتایج آزمون ریشه واحد سالانه و فصلی: نتایج مانایی متغیرها در دو دوره پیش و بعد از بحران با آزمون دیکی فولر در سطح ۵ درصد نشان می‌دهد که فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد برای هیچ کدام از متغیرها رد نمی‌شود و همه متغیرها در سطح داده‌ها (۵ درصد) نامانا هستند، بنابراین این آزمون را با یکبار تفاضل‌گیری انجام دادیم که نتایج نشان داد که فرضیه نامانایی همه‌ی متغیرها پس از یکبار تفاضل گیری رد شدند. در ادامه نتایج آزمون KPSS گزارش شده است که نتایج در سطح نشان می‌دهد همه‌ی متغیرها فرضیه صفر را که

[1] Clarke

نشان‌دهنده‌ی نبود ریشه واحد است، رد می‌کنند. بنابراین با یکبار تفاضل‌گیری تمامی متغیرها مانا شدند.

با توجه به نتایج جدول (۱) و (۲)، مقایسه آماره‌های محاسبه شده نشان می‌دهد همه‌ی متغیرها دارای ریشه غیرفصلی هستند. همچنین معنی‌داری آماره‌ی همه‌ی متغیرها نشان می‌دهد فرضیه صفر وجود ریشه فصلی رد شده و هیچ از متغیرها دارای ریشه‌ی فصلی در هیچ تناوبی نیستند. زیرا مقدار آماره محاسباتی بیشتر از مقدار بحرانی بوده و بنابراین فرضیه صفر که گویا وجود ریشه غیر فصلی است در دوره پیش و بعد از بحران برای همه‌ی متغیرها رد می‌شود.

جدول (۱) نتایج به دست آمده از آزمون ریشه واحد فصلی برای متغیرها در دوره پیش از بحران

متغیرهای لگاریتمی	ریشه غیرفصلی	ریشه فصلی ۲ماهه	ریشه فصلی ۴ماهه	ریشه فصلی ۲/۴ماهه	ریشه فصلی ۱۲ماهه	ریشه فصلی ۳ماهه	ریشه فصلی ۶ماهه
قیمت	-۱/۷۵	-۳/۹	۱۱/۴۵	۹/۱۷	۹/۷۳	۱۲/۰۴	۶/۵
ذرت(۶)*	(۰/۷)	(۰/۰۰)***	(۰/۰۰)***	(۰/۰۰)***	(۰/۰۰)***	(۰/۰۰)***	(۰/۰۱)**
قیمت	-۲/۳۰	-۳/۲۰	۸/۱۱	۵/۱۷	۸/۶۵	۷/۱۴	۷/۳۷
سویا(۶)	(۰/۳)	(۰/۰۲)**	(۰/۰۰)***	(۰/۰۶)*	(۰/۰۰)***	(۰/۰۱)**	(۰/۰۰)***
قیمت	-۲/۸۲	-۲/۴۶	۱۱/۱۸	۱۰/۸۵	۷/۴۵	۱۲/۵۸	۶/۷۱
جو(۵)	(۰/۱۵)	(۰/۱)*	(۰/۰۰)***	(۰/۰۰)***	(۰/۰۰)***	(۰/۰۰)***	(۰/۰۲)**
نرخ ارز (۰)	-۱/۸۳	-۲/۷۶	۸/۴۴	۸/۱۷	۸/۴	۸/۹۵	۸/۰۰
	(۰/۶۳)	(۰/۰۴)**	(۰/۰۰)***	(۰/۰۰)***	(۰/۰۰)***	(۰/۰۰)***	(۰/۰۰)***
قیمت	-۱/۵	-۲/۷	۱۱/۰۷	۱۲/۶۳	۹/۴۶	۱۳/۳۸	۱۳/۷۳
نفت(۱)	(۰/۸۷)	(۰/۰۶)*	(۰/۰۰)***	(۰/۰۰)***	(۰/۰۰)***	(۰/۰۰)***	(۰/۰۰)***

منبع: یافته‌های تحقیق (*** سطح معنی‌داری در سطح ۱ درصد، ** معنی‌داری در سطح ۵ درصد و * معنی‌داری در سطح ۱۰ درصد را نشان می‌دهد و اعداد درون پارانتز مقابل متغیرها نمایانگر وقفه بهینه است.)

جدول (۲) نتایج به دست آمده از آزمون ریشه واحد فصلی برای متغیرها در دوره پس از بحران

متغیرهای لگاریتمی	ریشه‌ی غیرفصلی	ریشه فصلی ۲ماهه	ریشه فصلی ۴ماهه	ریشه فصلی ۲/۴ماهه	ریشه فصلی ۱۲ماهه	ریشه فصلی ۳ماهه	ریشه فصلی ۶ماهه
قیمت	-۲/۴	-۲/۴	۷/۱۱	۱۲/۹۷	۸/۹۷	۱۳/۶۲	۶/۴۱
ذرت(۰)*	(۰/۳۲)	(۰/۱)*	(۰/۰۱)**	(۰/۰۰)***	(۰/۰۰)***	(۰/۰۰)***	(۰/۰۱)**
قیمت سویا(۰)	-۱/۶۷	-۳/۴۸	۱۴/۰۴	۱۴/۰۴	۷/۱۷	۹/۲۵	۱۴/۸
	(۰/۷)	(۰/۰۱)**	(۰/۰۰)***	(۰/۰۱)**	(۰/۰۱)**	(۰/۰۱)**	(۰/۰۰)***

ادامه جدول (۲) نتایج به دست آمده از آزمون ریشه واحد فصلی برای متغیرها در دوره پس از بحران

قیمت جو(۰)	−۲/۳۳	−۳/۲۴	۱۱/۳۸	۹/۱۴	۸/۴	۸/۲	۴/۶
	(۰/۳۵)	(۰/۰۲)**	(۰/۰۰)***	(۰/۰۰)***	(۰/۰۰)***	(۰/۰۰)***	(۰/۰۲)**
نرخ ارز (۱)	−۱/۱۷	−۳/۰۳	۱۰/۳	۸/۴	۹/۹	۸/۱۷	۷/۵۸
	(۰/۸۹)	(۰/۰۳)**	(۰/۰۰)***	(۰/۰۰)***	(۰/۰۰)***	(۰/۰۰)***	(۰/۰۰)***
قیمت نفت(۲)	−۲/۰۵	−۲/۵	۱۰/۳۵	۴/۴۱	۶/۶۳	۹/۷۳	۷/۶
	(۰/۸۹)	(۰/۱)*	(۰/۰۰)***	(۰/۱)*	(۰/۰۱)**	(۰/۰۰)***	(۰/۰۰)***

منبع: یافته‌های تحقیق (*** سطح معنی‌داری در سطح ۱ درصد، ** معنی‌داری در سطح ۵ درصد و * معنی‌داری در سطح ۱۰ درصد را نشان می‌دهد و اعداد درون پارانتز مقابل متغیرها نمایانگر وقفه بهینه است.)

در آغاز برای جهت سنجش وجود رفتار واریانس ناهمسانی شرطی خطی متغیرهای مورد بررسی از آزمون ARCH استفاده شد که نتایج این آزمون نشان داد رفتار واریانس ناهمسانی شرطی در سری‌های قیمت در هر دو دوره وجود دارد. با توجه به ضریب‌های α و β برای نهاده‌ها در دوره پیش و پس از بحران معنی‌دار و مثبت بوده مجموع این دو نزدیک به یک می‌باشد (همگرایی واریانس شرطی به واریانس بلندمدت) که این نشان‌دهنده‌ی پایداری در بلند مدت می‌باشد و شرط لازم را تأمین می‌کند. پس از برآورد ضریب‌ها، پسماند به دست آمده از این معادله‌ها برای هر یک از نهاده‌ها به دست آمد. پسماندهای به دست آمده از برآورد هر معادله اثرگذاری‌های خالص دیگر متغیرها می‌باشد زیرا اثرگذاری‌های گذشته هر متغیر با فرآیند ARMA گرفته شده است. بنابراین پسماندهای به دست آمده فقط شامل اثرگذاری‌های دیگر متغیرها می‌باشد، از این رو از این پسماندها می‌توان برای بررسی همبستگی استفاده کرد. پس از به دست آوردن اجزای اخلال، همبستگی بین قیمت هریک از نهاده‌ها با نرخ ارز و قیمت نفت از ۳ شکل متداول الگوهای R-vine، C-vine و D-Vine استفاده شده است که با استفاده از آزمون‌های مجانبی وونگ و کلارک الگویی به عنوان الگوی برتر برای تفسیر و تحلیل بیشتر انتخاب شد که در بین سه الگوی مورد بررسی الگوی R-vine اتخاب گردید.

جدول (۳) برای دوره پیش از بحران ارائه شده است که به عنوان نمونه وضعیت همبستگی قیمت نفت با قیمت ذرت و نرخ ارز در درخت اول گزارش شده است. نوع مفصل انتخاب شده برای هرسه حالت گوسی است. با بررسی مقدار پارامتر مفصل قیمت ذرت و نفت مقدار تاو کندال آن می‌توان دریافت یک همبستگی مثبتی بین این دو متغیر وجود دارد، بنابراین هرگونه تغییر در قیمت ذرت به طور میانگین به تغییرپذیری‌ها در قیمت نفت مرتبط خواهد بود. قیمت نفت با نرخ ارز وضعیتی همسانی با قیمت ذرت با نفت دارد، زیرا در بین این دو نیز همبستگی ضعیف و مثبتی وجود دارد و هرگونه افزایش در قیمت نفت قیمت نرخ ارز را افزایش خواهد

داد. با توجه به درخت دوم قیمت نفت در ارتباط بین قیمت ذرت و نرخ ارز مؤثر بوده است به طوری که هرگونه افزایش در قیمت نفت منجر به افزایش قیمت ذرت و نرخ ارز شده است زیرا مقدار پارامتر و تاوکندال این درخت وجود یک ساختار همبستگی ضعیف و مثبتی را نشان می‌دهد.

جدول (۳) نتایج الگوی R-Vine در دوره پیش از بحران

متغیر	درخت	یال‌ها*	نام خانواده	پارامتر اول	پارامتر دوم	وابستگی دمی بالا	وابستگی دمی پایین	تاوکندال
ذرت	اول	۳,۱	گوسی	۰/۰۷	-	-	-	۰/۰۵
		۲,۱	گوسی	۰/۰۴	-	-	-	۰/۰۳
	دوم	۱|۲,۳	گوسی	۰/۰۲	-	-	-	۰/۰۲
سویا	اول	۲,۱	گامبل بقاء	۱/۰۸	-	۰/۱	-	۰/۰۷
		۴,۲	کلایتون بقاء	۰/۰۳	-	-	-	۰/۰۱
	دوم	۲|۴,۱	گوسی	-۰/۰۹	-	-	-	-۰/۰۶
جو	اول	۱,۵	فرانک	۱/۲۵	-	-	-	۰/۱۴
		۲,۱	فرانک	۰/۵۴	-	-	-	۰/۰۵
	دوم	۱|۲,۵	فرانک	-۰/۸۱	-	-	-	-۰/۰۹

* شماره متغیرها : نفت=۱، نرخ ارز=۲، ذرت=۳، سویا=۴، جو=۵، تخم‌پنبه=۶، گندم=۷، پودرماهی=۸.

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول (۴) نتایج به دست آمده از الگوی R-Vine برای دوره‌ی دوم صنعت دام می‌باشد. قیمت ذرت و نفت در دوره پس از بحران همبستگی بسیار بیشتر و مثبتی نسبت به دوره پیش از خود نشان داده است و مقدار تاوکندال از ۰/۰۵ به ۰/۲۲ افزایش یافته است. در این میان مشاهده می‌شود همبستگی بین نرخ ارز و قیمت ذرت نسبت به گذشته قوی‌تر و منفی‌تر شده است و عدد تاوکندال از ۰/۰۲ به ۰/۱۳- افزایش یافته است و با افزایش نوسان‌های نرخ ارز قیمت نهاده ذرت بیشتر از گذشته از نوسان‌های نرخ ارز تاثیر می‌گیرد که در بررسی اسریبونچیتا و بونیانوفانگ همبستگی بین نرخ ارز با نفت ۰/۱۵- و همبستگی بین قیمت نفت و ذرت ۰/۱۰ بوده که رفتاری همسان با رفتار نتایج این بررسی دارد. این وضعیت در دیگر نهاده‌ها نیز به خوبی قابل مشاهده است زیرا تاوکندال سویا جو همانند ذرت بیشتر از گذشته همبستگی بالایی با قیمت نفت و نرخ ارز نشان داده است. به طورکلی می‌توان گفت نهاده‌های ضروری سویا و ذرت و حتی جو بیشتر از گذشته تحت تاثیر نوسان‌های جهانی قرار می‌گیرند که این نشانه خوبی برای صنعت دام نمی‌باشد، زیرا با افزایش و کاهش ناگهانی قیمت‌های نهاده‌ها به

واسطه‌ی همبستگی بالا قیمت نفت و نرخ ارز شاهد پیامدهایی مانند افزایش هزینه‌های تولید و قیمت گوشت قرمز خواهیم بود.

جدول (۴) نتایج الگوی R-Vine در دوره پس از بحران .

متغیر	درخت	یال‌ها*	نام خانواده	پارامتر اول	پارامتر دوم	وابستگی دمی بالا	وابستگی دمی پایین	تاوکندال
ذرت	اول	۱,۳	کلایتون	۰/۵۵	-	-	۰/۲۸	۰/۲۱
		۳,۲	فرانک	-۱/۲	-	-	-	-۰/۱۳
	دوم	۳|۲,۱	فرانک	-۰/۹۴	-	-	-	-۰/۱
سویا	اول	۴,۱	فرانک	۱/۱۹	-	-	-	۰/۱۳
		۱,۲	فرانک	-۱/۱۱	-	-	-	-۰/۱۳
	دوم	۱|۲,۴	کلایتون ۹۰	-۰/۰۶	-	-	-	-۰/۰۳
جو	اول	۱,۵	کلایتون	۰/۳۸	-	-	۰/۱۶	۰/۱۶
		۲,۱	فرانک	-۱/۱۱	-	-	-	-۰/۱۳
	دوم	۱|۲,۵	جو بقاء	۱/۱۸	-	-	۰/۲	۰/۱

* شماره متغیرها : نفت=۱، نرخ ارز=۲، ذرت=۳، سویا=۴، جو=۵، تخم‌پنبه=۶، گندم=۷، پودرماهی=۸.

منبع: یافته‌های تحقیق

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در حال حاضر ذرت، سویا و جو از نهاده‌های راهبردی صنعت دام کشور به شمار می‌آیند که سالانه میزان بسیار بالایی از واردات بخش کشاورزی را به خود اختصاص می‌دهند. یکی از دلایل این موضوع نیاز بالای کشور به این نهاده‌ها برای تولید انواع گوشت، دیگر محصولات و جلوگیری از بروز چالش‌های امنیت غذایی است. به دلیل سهم زیاد واردات، قیمت نهاده‌ها تحت تاثیر نوسان‌ها و تکانه‌های بازار جهانی قرار می‌گیرند که در این بررسی رابطه‌های بین قیمت نفت، نرخ ارز با قیمت نهاده‌های صنعت دام تجزیه و تحلیل شده است. همان‌طور که نتایج نشان دادند همبستگی ضعیف و مثبت بین قیمت نفت و نرخ ارز در دوره پیش از بحران به یک همبستگی متوسط و منفی در دوره پس از بحران تبدیل شده است. بنابراین به نظر می‌رسد پس از بحران جنگ عراق و آمریکا و در ادامه آغاز بحران مالی جهانی در کشور ایران همسان بسیاری از بررسی‌ها در کشورهای جهان بررسی مطالعه اسریبونچیتا و بونیانوفانگ (۲۰۱۴)، شاهد تغییر در همبستگی در دوره بعدی بین این دو متغیر می‌باشیم. به نظر می‌رسد، بروز هرگونه تکانه در بازارجهانی نفت به طور مستقیم بازار نهاده‌های داخلی را تحت تأثیر قرار خواهد داد، زیرا در زمان کاهش یا افزایش ناگهانی در قیمت نفت در جهان به سود بخش

کشاورزی و در نتیجه صنعت طیور نخواهد بود. بنابراین با توجه به اینکه همه‌ی نهاده‌ها جزء محصولات وارداتی می‌باشد با انجام برنامه‌ریزی مطلوب می‌توان در صرفه‌جویی ارزی و امنیت‌غذایی کشور نقش مهمی ایفا کرد. به طورکلی باید با برنامه‌ریزی در زمان و میزان واردات برای تاثیرپذیری بیشتر واردات از تولید داخل و قیمت‌های نسبی به جای قیمت بازارهای جهانی مانند قیمت نفت اقدام شود و از درآمدهای نفتی برای سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی استفاده شود و از تزریق درآمدهای نفتی به شکل واردات بکاهد.

منبع‌ها

جوادی، ا. و قهرمان‌زاده، م. (۱۳۹۵). بررسی تاثیر سرایت تلاطم در بازارهای نهاده‌های صنعت طیور و بازار تخم‌مرغ با استفاده از مدل DCC-GARCH. دهمین کنفرانس دو سالانه اقتصاد کشاورزی ایران. اردیبهشت ۱۳۹۵ دانشگاه باهنر کرمان.

حسینی، ع. (۱۳۹۵). ماهنامه اطلاعات مرغداری و دامداری. شماره ۴۷، ص: ۴۹-۱۱.

دفتر مطالعات زیربنایی مجلس شورای اسلامی. (۱۳۸۸). وضعیت صنعت دام و طیور. کد موضوعی: ۲۵۰، ص: ۲۵-۱.

شکیبایی، ع.، افلاطونی، ع. و نیکبخت، ل. (۱۳۸۷). بررسی رابطه بلند مدت بین نرخ ارز و قیمت‌های نفت در کشورهای عضو اوپک. مجله دانش و توسعه، سال ۱۵، شماره ۲۵، ص: ۸۵-۶۸.

سوری، ع.، (۱۳۹۲). اقتصاد سنجی پیشرفته. چاپ اول، جلد دوم، انتشارات فرهنگ‌شناسی.

شوال‌پور، س.، جبارزاده، آ. و خنجرپناه. ح. (۱۳۹۴). مدل‌سازی سرایت شوک‌های نفتی بر بازار محصولات زراعی: مورد مطالعه کنجاله سویا و گندم. فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، دوره اول، شماره ۲، ص: ۵۶-۴۱.

کمال آبادی، ح. و شاهنوشی، ن. (۱۳۹۱). انتقال قیمت نهاده‌های وارداتی بخش طیور از بازارهای جهانی به بازارهای داخلی مطالعه موردی کنجاله سویا و پودر ماهی. اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال ۲۰، شماره ۷۹.

Abbott. P., Hurt, C. and Tyner. W. (2008). What's Driving Food Prices? Farm Foundation. Issue Report July 2008.

Andersen, TG., Davis, RA., Kreiss, JP., and Mikosch, T. (2007). Multivariate GARCH models. Working Paper Series in Economics and Finance 669: 1-25.

As, K.(2005). Modelling the dependence structure of financial assets: A survey of four copulas. Norwegian Computing Center Applied Research and Development. SAMBA,22(4):1-18.

Baffes, J.(2007). Oil Spills on other Commodities. The World Bank Policy Research Working Paper, Development Prospect Group, 4333: 1-23.

Beaulieu, J.J., and Miron, J. A. (1993). Seasonal unit roots in aggregate U.S data. Journal of Econometrics, 55: 305-328.

Brechmann, EC. and Schepsmeier, U. (2012). Modelling dependence with C-vine and D-vine colulas: The R-package CDvine. To appear in the Journal of Statistical Software.

Chen, SS., Chen, HC. (2007). Oil prices and real exchange rates. Energy Economics 29 (3): 390–404.

Chen, CHC., Kuo, I.H., and Chen, SHCH. (2010). Modeling Relationship between the Oil Price and Global Food Price. Applied Energy 87: 2517-2525.

Dibman, J., Brechmann, E.C., Czado, C., and Kurowicka, D. (2012). Selecting and estimationg regular Vine Copulae and application to financial returns.Computational Statistics and Data Analysis, 59: 52-69.

Enders, W. (1995). Applied Econometric Time Series. Lowa State University.

FAO. (2010). Price Volatility in Agricultural Markets, Policy Brief 12.

Gozgor, G., and Kablamaci, B. (2014). The linkage between oil and agricultural commodity prices in the light of the perceived global risk. MPRA paper 58659: 332-342.

Harri, R., Nalley, L., and Hudson, D. (2009).The Relationship between Oil, Exchange Rates, and Commodity Prices. Journal of Agricultural and Applied Economics, 41(2):501–510.

Hanson, K., Robinson, S., and Schluter, G. (1993). Sectoral Effects of a World Oil Price Shock: Economywide Linkages to the Agricultural Sector. Journal of Agricultural and Resource Economics. 18(1): 96–116.

Johnson, M., Anderson, D., Bryant, H., and Herring, A., (2011). The Net Effect of Exchange Rates on Agricultural Inputs and Outputs. Poster prepared for presentation at the Agricultural & Applied Economics.

Kamalzadeh, A., and Shabani, A. (2007). Maintenance and growth requirements for energy and nitrogen of Baluchi sheep. International Journal of Agriculture and Biology, 9(3): 523-529.

Kamalzadeh, A., Rajabbaigy, M., Moslehi, H., and Torkashvand, R. (2009). Poultry Production Systems in Iran. In Book of Proceedings, 2nd Mediterranean Summit of WPSA. 4:183-188.

Lim, C., and Mcaleer, M. (2000). A seasonal analysis of asian tourist arrivals to Australia. Applied Economics, 32: 499-509.

Nazlioglu, S., and Soytas, U. (2011). World oil Price and Agriculture Commodity Price: Evidence frome an emerging market. Energy Economics 33: 448-496.

Puarattanaarunkorn, O., and Sriboonchitta, S. (2014). Copula based GARCH dependence model of Chinese and Korean Tourist Arrivals to Thailand: Implications for risk Management. Modeling Dependence in Econometrics: 343-365.

Schnept, R. (2008). High Agricultural Commodity Prices: What Are the Issues?. Congressional Research Service May 2008.

Shams, S., and Zareshenas, M. (2014). Copula Approach for Modeling Oil and Gold Price and Exchange Rate Co-movement in Iran. International Journal of Statistics and Applications, 4(3): 172-175

Sriboonchitta, S. and Boonyanuphong, PH. (2014). An Analysis of Interdependence among Energy, Biofuel and Agricultural Markets Using Vine Copula Model. Modeling Dependence in Econometrics: 415-429.

Sklar, A. (1973). Random Variables, Joint Distribution Functions, and copulas. Kybernetika 9: 449-460.

Trostle, R. (2008). Global Agricultural Supply and Demand: Factors Contributing to the Recent Increase in Food Commodity Prices. Economic Research Service. United States Department of Agriculture.

Ziovet, E. (2006). Unitroot and Stationary Tests. Unitroot Lecture, Washington.

Wu, Ch., Chung, H., and Chang, Y. (2012). The economic value of co-movement between oil price and exchange rate using Copula- based GARCH models. Energy Economics 34: 270-282.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی