اقتصاد کشاورزی / جلد ۹/ شماره ۲/ صفحه‌های ۷۲-۵۵

بررسی انتقال قیمت در بازار گوشت مرغ: به‌کارگیری الگوی خودتوضیح برداری مارکوف–سویچینگ (MSVAR)

اسماعیل پیش‌بهار، رویا فردوسی و فرشته اسداله‌پور[1]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۳/۱۱/۱۶ تاریخ پذیرش: ۱۳۹٤/۰۳/۳۰

چکیده

در این تحقیق عامل‌های موثر بر انتقال قیمت گوشت مرغ با استفاده از الگوی خودتوضیح برداری مارکوف–سویچینگ و داده‌های هفتگی در سال‌های ۱۳۹۱–۱۳۸۷ مورد بررسی قرار گرفت. نتایج نشان داد که مدل انتقال قیمت، رفتاری غیر خطی داشته و قیمت نهاده‌های جوجه یک روزه، سویا و ذرت بر روی قیمت گوشت مرغ تأثیرگذارند. همچنین مشخص شد که انتقال قیمت نامتقارن بوده و افزایش قیمت نهاده‌های تولیدی گوشت مرغ نسبت به کاهش قیمت نهاده‌ها سریع‌تر به قیمت گوشت مرغ منتقل می‌شود و احتمال پایداری در رژیم افزایش قیمت مرغ بیشتر از رژیم کاهش قیمت است. در این راستا، پیشنهاد می‌شود که سیاستگذاران بخش کشاورزی با اجرای سیاست‌های تنظیم بازار و رفتار عامل‌های بازاریابی موجبات کاهش نوسان‌های قیمت گوشت مرغ و افزایش رفاه مصرف‌کنندگان را فراهم آورند.

طبقه‌بندی JEL : Q1, C32, C5

واژه‌های کلیدی: جوجه یک روزه، ذرت، سویا، گوشت مرغ، مدل خود توضیح برداری مارکوف–سویچینگ.

۱ به ترتیب؛ دانشیار و دانشجویان دکتری اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تبریز
Email: pishbahar@yahoo.com

Archive of SID

www.SID.ir

مقدمه

یکی از چالش‌های اساسی بخش کشاورزی در ایران، ناکارایی نظام بازاریابی محصولات کشاورزی و ناکارآمد بودن بازار این محصولات است که در کنار روش‌های سنتی تولید، بازدارنده تحقق هدف‌هایی چون پیشرفت و توسعه بخش کشاورزی، امنیت غذایی، خودکفایی در تولید و رشد صادرات بوده است (کرباسی و اکبرزاده، ۱۳۸۶). نوسان و بی‌ثباتی قیمت محصولات کشاورزی به دلایلی چون فصلی بودن، فسادپذیری، نوسان تولید و رقابت ناقص و حتی انحصاری در بازار این محصولات و بالا بودن حاشیه‌های بازاریابی از جمله شاخصه‌های اصلی ناکارایی بازاریابی محصولات این بخش است. بنابراین، تلاش در جهت بهبود کارایی قیمت و ساختار بازار محصولات کشاورزی تأثیر قابل ملاحظه‌ای در حل چالش‌های موجود در فرایند بازاررسانی و کارا کردن نظام بازاریابی این محصولات خواهد داشت. کارایی قیمت و بازار نیز خود تحت تاثیر عامل‌های بسیاری است که یکی از مهم‌ترین آنها تقارن[1] انتقال قیمت در سطوح مختلف بازار است. وجود تقارن در بازار گویای انتقال کامل تغییرات قیمت در یک سطح از بازار(افزایش یا کاهش) به سطوح دیگر است. در انتقال نامتقارن[2] تأثیر افزایش یا کاهش قیمت در یک سطح به‌طور کامل به سطوح دیگر منتقل نمی‌شود. از نظر وون‌کرامون (۱۹۹۸) انتقال نامتقارن قیمت پدیده‌ای است که ممکن است از رقابت ناقص بازار ناشی شود. از نظر وی دو نوع کشش کوتاه‌مدت و بلندمدت برای انتقال قیمت قابل محاسبه است. کشش کوتاه مدت سنجش انتقال سریع و کامل قیمت بین دو سطح بازار است و کشش بلندمدت انتقال با وقفه و تدریجی تغییرات قیمت در دو سطح بازار را اندازه می‌گیرد. از نظر هانسن (۱۹۹۴) عدم تقارن کوتاه‌مدت یک اثر موقت بر حاشیه بازار را منعکس می‌کند در حالی‌که عدم تقارن بلندمدت بیانگر آن است که واسطه‌ها، حاشیه بازار را به‌طور پایدار افزایش می‌دهند (آکچای، ۲۰۱۱).

در سال‌های اخیر صنعت مرغداری به دلیل تولید گوشت سفید با چربی کم و قیمت به نسبت مناسب به یک صنعت بزرگ و سودآور تبدیل شده است. در ایران نیز صنعت مرغداری، یکی از زیر بخش‌های مهم کشاورزی کشور است که از کشاورزی سنتی فاصله گرفته و توانسته با جذب سرمایه‌های فراوان و به‌کارگیری فناوری‌های روز جهان جایگاه ویژه‌ای در تولید و اشتغال بخش کشاورزی پیدا کند (مقدسی و یوسفی، ۱۳۹۰). دوره عمل‌آوری کوتاه‌تر گوشت مرغ نسبت به

[1] Symmetry
[2] Asymmetric Transmission

Archive of SID

www.SID.ir

گوشت قرمز، هزینه کمتر برای ایجاد یک مرغداری و میزان تولید بالاتر در واحد سطح و در نهایت قیمت پایین‌تر تولید این نوع گوشت در کشور باعث شد حمایت دولت از سرمایه‌گذاران در این بخش افزایش یافته و به نوعی الگوی مصرف خانوارهای ایرانی نیز تحت تأثیر همین سیاست از گوشت قرمز به مصرف گوشت مرغ کشیده شود. بررسی روند سرانه مصرف خانوارهای ایرانی نشان می‌دهد در سال ۱۳۷۱ هر خانوار ایرانی به طور میانگین سالانه ۹۵ کیلوگرم گوشت قرمز و ۶۰ کیلوگرم گوشت مرغ مصرف می‌کرده است ولی در سال ۱۳۹۱ این ترکیب به سود گوشت مرغ تغییر محسوسی پیدا کرده است به‌طوری‌که مصرف سرانه گوشت مرغ در این سال به ۹۰ کیلو رسیده است در حالی‌که میزان مصرف سرانه گوشت قرمز در همان سال معادل ۵۶ کیلوگرم بوده است (شرکت پشتیبانی امور دام، ۱۳۹۲). انتقال نامتقارن قیمت با افزایش حاشیه بازار، سودآوری‌هایی برای بنگاه‌های فرآوری و بازاریابی کالا ایجاد می‌کند و بر رفاه مصرف‌کنندگان اثر می‌گذارد. به همین دلیل، تحلیل انتقال قیمت در بازارهای کشاورزی، هم از نظر اقتصادی و هم از نظر سیاسی دارای اهمیت است.

بررسی انتقال قیمت در بازار محصولات کشاورزی، به‌ویژه در بخش دام و طیور مورد توجه بسیاری از پژوهشگران قرار گرفته است. از جمله گودوین و هالت (۱۹۹۹) در بازار گوشت در آمریکا و لیوید و همکاران (۲۰۰۱) بازار گوشت انگلیس را مورد بررسی قرار دادند. همچنین ایوان و موس (۲۰۰۵) به ارزیابی چگونگی انتقال قیمت در بازار گوشت آمریکا با استفاده از مدل تصحیح خطا و تأثیر تکانه‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت به‌ویژه در قسمت تقاضا اقدام کرده و نتیجه گرفتند که نوسان قیمت در خرده‌فروشی کمتر از سر مزرعه است که علت آن را قدرت در بازار و قدرت نیمه انحصاری در صنایع تبدیلی گوشت در آمریکا عنوان کرده‌اند. باکوس و همکاران (۲۰۰۸) نیز با استفاده از الگوی تصحیح خطای برداری مارکوف-سویچینگ (MSVECM) به بررسی انتقال قیمت در بازار گندم بین مجارستان و آلمان پرداخت، در ایران نیز پژوهش‌های بسیاری در مورد انتقال قیمت انجام شده است. کاگلایان و همکاران (۲۰۱۵) در بررسی تأثیرات عدم قطعیت تورم بر رشد تولید، در ایالات متحده آمریکا بین سال‌های ۲۰۱۲-۱۹۶۰، در چارچوب الگوی مارکوف-سوئیچینگ، دریافتند که عدم قطعیت تورم تاثیر منفی بر رشد تولید دارد. نتایج تحقیق خود را همراه با تحلیل حساسیت ارائه کردند.

اسماعیلی (۱۳۸۹) با استفاده از الگوی VAR انتقال قیمت جهانی در بازار گوشت گوسفند، گوساله و مرغ را بررسی کرد. وی نتیجه گرفت که انتقال قیمتی برای مرغ به میزان بیشتری

Archive of SID

www.SID.ir

صورت می‌گیرد به عبارت دیگر بازار گوشت مرغ همبستگی بیشتری با بازارهای جهانی در مقایسه با گوشت قرمز دارد. حسینی و همکاران (۱۳۸۸) با استفاده از الگوی حاشیه بازار و آزمون هوک ساختار بازار و اثر انتقال قیمت بر حاشیه بازاریابی گوشت گاو در ایران را مورد بررسی قرار دادند و به این نتیجه رسیدند که پراکنش نامناسب کشتارگاه‌ها و تعداد زیاد واسطه‌ها در زنجیره بازاریابی، ساختار بازار را غیر رقابتی کرده، حاشیه بازار را افزایش و رفاه تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان را کاهش داده است. همچنین در بازار گوشت گاو ایران انتقال قیمت‌ها و هزینه بازاریابی نامتقارن است و موجب افزایش حاشیه بازار شده است. نیکوکار و همکاران (۱۳۸۹) با استفاده از الگوی تصحیح خطا چگونگی انتقال قیمت گوشت گاو از گاوداری تا کشتارگاه، از کشتارگاه تا خرده‌فروشی و از گاوداری تا خرده‌فروشی را بررسی کردند و نتیجه گرفتند که انتقال قیمت در تمام سطوح بازار گوشت گاو ایران در بلندمدت متقارن و در کوتاه‌مدت از گاوداری تا خرده فروشی و از گاوداری تا کشتارگاه نامتقارن است.

مرب و مقدسی (۱۳۸۶) با استفاده از الگوی هوک و تصحیح خطا انتقال قیمت در بازار گوجه‌فرنگی و سیب‌زمینی را بررسی کردند نتایج نشان می‌دهد که انتقال قیمت گوجه فرنگی از مزرعه به خرده‌فروشی نامتقارن است و انتقال قیمت سیب‌زمینی از خرده‌فروشی به مزرعه متقارن است. مقدسی و اردکانی (۱۳۸۶) چگونگی انتقال قیمت از تولیدکننده به مصرف‌کننده در مورد دو محصول گوشت مرغ و تخم‌مرغ را بررسی کردند و نشان دادند که نوسان‌های قیمت در سطح تولیدکننده به شکل متقارن به سطح خرده‌فروشی منتقل می‌شود یعنی حساسیت قیمت خرده‌فروشی نسبت به کاهش و افزایش قیمت تولیدکننده یکسان است. همچنین فاضلی و مقدسی (۱۳۸۶)، چگونگی انتقال قیمت در بازار پسته و خرما را بررسی کردند. نتایج به‌دست آمده از تحقیق بیانگر این است که در بازار پسته براساس رهیافت هوک، انتقال قیمت به‌صورت نامتقارن صورت می‌گیرد و به‌عبارتی افزایش‌های قیمتی کامل‌تر انتقال می‌یابد. الگوی تصحیح خطا در بازار خرما نشان می‌دهد که افزایش در قیمت‌های سرمزرعه کامل‌تر به قیمت‌های خرده‌فروشی منتقل می‌شود تا کاهش‌هایی که در ناحیه تولیدکننده صورت می‌گیرد. و عبدی و رضایی (۱۳۸۸)، با توجه به سهم بالای دو نهاده ذرت و کنجاله سویا در جیره غذایی مرغ گوشتی و تخم‌گذار به بررسی تاثیر تغییرات قیمت این دو نهاده بر قیمت عمده‌فروشی گوشت مرغ و تخم‌مرغ پرداختند. برای این منظور و براساس آزمون علیت گرنجر، رابطه علی دوطرفه بین قیمت دو نهاده یاد شده با قیمت دو محصول مورد بررسی قرارگرفته است. نتایج آزمون

Archive of SID

www.SID.ir

گویای یک رابطه علی دو سویه بین قیمت نهاده کنجاله سویا و تخم‌مرغ می‌باشد. ولی در مورد قیمت تخم‌مرغ و ذرت رابطه علی یک سویه از قیمت ذرت به قیمت تخم‌مرغ به اثبات رسید. همچنین در مورد رابطه علی بین قیمت گوشت مرغ و قیمت دو نهاده این رابطه در مورد نهاده ذرت دو سویه بوده ولی در مورد نهاده کنجاله سویا، وجود یک رابطه علی یک سویه از قیمت کنجاله سویا به قیمت گوشت مرغ به اثبات رسید. این نتایج نشان‌دهنده این مسأله است که قیمت دو محصول متاثر از قیمت دو نهاده می‌باشد. بدین ترتیب که هرگونه تغییر در قیمت دو نهاده موجب تغییر در قیمت دو محصول می‌شود. قدمی کوهستانی و همکاران (۱۳۸۹) با بهره‌گیری از الگوی آستانه‌ای به تحلیل انتقال قیمت در بازار گوشت مرغ پرداختند، بنابر نتایج، انتقال قیمت در بازار گوشت مرغ ایران نامتقارن است و افزایش قیمت مرغ زنده در مرغداری، در مقایسه با کاهش قیمت بیشتر و سریع‌تر به سطح خرده‌فروشی منتقل می‌شود. همچنین سیاست تنظیم بازار گوشت مرغ، اثر معنی‌داری بر نوسان‌های قیمت گوشت مرغ نداشته است. دانشور کاخکی و حیدری کمال آبادی (۱۳۹۰) با استفاده از مدل تصحیح خطا به بررسی اثر هدفمندی یارانه‌ها بر انتقال قیمت روزانه بازار تخم‌مرغ ایران پرداختند، نتایج گویای آن است که پس از اجرای این طرح سرعت انتقال قیمت عمده‌فروشی کندتر شده و انحراف‌های منفی تعادل بلندمدت تعدیل نمی‌شود. احمدی شادمهری و احمدی (۱۳۸۸) انتقال قیمت برای محصول پنیر در ایران را با روش سنتی هوک و به کارگیری مدل تصحیح خطا را تجزیه و تحلیل کردند، بنابر نتایج، جهت علیت از قیمت‌های مصرف‌کننده به قیمت‌های تولیدکننده در هر دو دوره کوتاه‌مدت و بلندمدت وجود دارد و فرض انتقال نامتقارن قیمت بین قیمت‌های تولیدکننده و مصرف‌کننده رد می‌شود.

مروری بر پژوهش‌های تجربی نشان می‌دهد که در اغلب بررسی‌ها، نتیجه به‌دست آمده گویای آن است، انتقال قیمت بین سطوح مختلف بازار نامتقارن بوده از این رو لازم است مدل‌هایی به کار گرفته شود که توانایی در نظر گرفتن عدم تقارن را داشته باشند. از این رو می‌توان از الگوهای غیرخطی بهره جست که در این میان دو الگوی آستانه‌ای و الگوی مارکوف-سویچینگ به عنوان جایگزین (آلترناتیو) از دیگر الگوها کاربرد بیشتری دارند. مروری بر پژوهش‌های پیشین نشان می‌دهد که هر دو الگوی آستانه‌ای و مارکوف-سویچینگ برای بررسی عدم تقارن‌ها در انتقال قیمت به کار گرفته شده‌اند. اما هر یک برای نوع خاصی از رفتار سری‌های زمانی مناسب است. تغییر رژیم در مدل‌های آستانه‌ای درونزا می‌باشد یعنی برای مثال قیمت

Archive of SID

www.SID.ir

تنها براساس مبادله تعیین می‌شود و به طور ناگهانی تحت تأثیر عامل‌های اقتصادی، سیاسی یا طبیعی قرار نمی‌گیرد. در صورتی که اگر تجارت به طور مداوم تحت تأثیر تکانه‌های خارجی مانند دخالت‌های دولت، تحریم‌ها و غیره قرار گیرد و قیمت به طور ناگهانی تغییر کند الگوی مارکوف سویچینگ مناسب‌تر خواهد بود (ایهل و ون‌کرامون، ۲۰۰۸). از این مدل‌ها برای بررسی موضوع‌های گوناگونی استفاده شده است که می‌توان به تحقیق همیلتون (۱۹۸۹) و چن (۲۰۰۷) برای تعیین سیکل‌های تجاری، اسمیت (۲۰۰۳) برای بررسی نرخ بهره و نرخ ارز، گالو و اوترانتو (۲۰۰۸) برای بررسی بازار سهام، کازرونی و همکاران (۱۳۹۰) برای بررسی اثرات نامتقارن نوسانات نرخ ارز بر صادرات غیرنفتی ایران و فلاحی و هاشمی دیزجی (۱۳۸۹) برای تعیین رابطه علّیت بین GDP و مصرف انرژی در ایران اشاره کرد.

برتری الگوی مارکوف-سویچینگ در انعطاف‌پذیری آن می‌باشد، بدین صورت که در این روش امکان وجود یک تغییر دایمی یا چندین تغییر موقت وجود داشته و این تغییرات می‌توانند بارها و برای مدت کوتاهی رخ بدهند. در عین حال این مدل به صورت درون‌زا زمان‌های دقیق تغییرات و شکست‌های ساختاری را تعیین می‌کند. قابلیت مدل‌های MS برای نخستین بار در تبیین رفتار متغیرهای اقتصادی، که بیشتر تغییر رژیم می‌دهند، سبب استفاده روزافزون این مدل‌ها در اقتصاد شده است. از این رو در این تحقیق، با توجه به رفتار غیرخطی قیمت گوشت مرغ، با استفاده از داده‌های سری زمانی هفتگی گوشت مرغ در ایران طی دوره ۱۳۹۱-۱۳۸۶ و الگوی خودتوضیح برداری مارکوف-سویچینگ (MSVAR)، به ارزیابی انتقال قیمت گوشت مرغ در ایران پرداخته شد که برتری این تحقیق را نسبت به پژوهش‌های پیشین نشان می‌دهد. ایراد الگوهای VAR و ARIMA، خطی بودن این روش‌ها و ناتوانی در تبیین ویژگی‌های غیرخطی نوسان‌های متغیرهاست. الگوی مارکوف-سویچینگ به علت غیرخطی بودن قابلیت تبیین مشخصه‌های عدم تقارنی نوسانات را دارا بوده و از الگوهای VAR و ARIMA مناسب‌تر است. این روش به دلیل عدم تغییر ماهیت داده‌ها و استفاده از خود داده‌ها برای استخراج نوسان‌ها نسبت به روندزدایی و فیلتر HP (هودریک-پرسکات) مناسب‌تر است (تلسچی، ۱۳۸۹).

روش تحقیق

انتقال نامتقارن قیمت در پژوهش‌های بسیاری بررسی شده و در بیشتر موارد پرسش اساسی این بود که چگونه می‌توان در حوزه انتقال قیمت، عدم تقارن را آزمود و اندازه گرفت. تاکنون الگوهای متفاوتی برای آزمون انتقال نامتقارن قیمت در پژوهش‌های گوناگون ارائه شده است.

Archive of SID

www.SID.ir

الگوهای به کار گرفته شده در پژوهش‌های گذشته شامل الگوی هوک، الگوی تصحیح خطا و الگوی آستانه‌ای می‌باشد. یک الگوی جدید برای بررسی انتقال قیمت الگوی غیرخطی مارکوف- سویچینگ است. این مدل که توسط همیلتون (۱۹۸۹) مطرح شد و به مدل تغییر رژیم نیز شناخته می‌شود، یکی از مشهورترین مدل‌های سری زمانی غیر خطی می‌باشد. این مدل از چندین معادله برای توضیح رفتار متغیرها در رژیم‌های مختلف استفاده می‌کند. علت اینکه از واژه تغییر رژیم استفاده می‌شود این است که یک متغیر سیاستی ممکن است در دوره‌ای از زمان معین دارای یک رفتار و فرآیند باشد و در دوره‌ای دیگر رفتار دیگری از خودش نشان دهد. لذا چنانچه در بررسی فرآیند متغیر مورد نظر، این موضوع نادیده گرفته شود نتایج تورش داری به‌دست خواهد آمد.

برای بررسی انتقال قیمت ابتدا مانایی متغیرها با استفاده از روش دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) و KPSS[1] آزمون شده و سپس رابطه علی بین متغیرها با استفاده از آزمون علیت تودا- یاماموتو سنجیده شده است.

آزمون علیت تودا- یاماموتو[2] : یکی از مشکلات آزمون علیت گرنجر این است که نتایج آن به درجه انباشتگی متغیرها حساس است، به‌طوری که اگر متغیرها I(0) نباشند نتایج آزمون علیت گرنجر معتبر نخواهد بود، به همین دلیل تودا و یاماموتو (۱۹۹۵) روشی ارائه کردند که این مشکل را برطرف نموده است. روش یاد شده، صرف نظر از اینکه متغیرها انباشته از درجه چند باشند قابل استفاده می‌باشد. در واقع نیازی به وجود انباشتگی از درجه صفر متغیرها نیست. آزمون تودا و یاماموتو به دلیل مزیت‌هایی که در برابر آزمون علیت استاندارد گرنجر و دیگر آزمون‌ها مانند هشیائو دارد، امروزه در ادبیات اقتصادی برای تعیین رابطهٔ علی بین متغیرها به‌کار برده می‌شود.

تودا و یاماموتو (۱۹۹۵) یک روش ساده برای بررسی رابطهٔ علیت بین دو یا چند متغیر پیشنهاد دادند. در این روش ابتدا درجه انباشتگی تعیین شده، سپس یک مدل خودتوضیح برداری (VAR) از درجه d+p برآورد می‌شود که در آن (p) وقفه بهینه در سیستم VAR اصلی بوده و d حداکثر درجه هم‌انباشتگی متغیرهای سیستم VAR می‌باشد. اساس این روش کاربرد آزمون والد تعدیل شده[3] (MWald) برای محدودیت‌هایی روی پارامترهای VAR(p) می‌باشد که (p)

[1] Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test
[2] Toda-Yamamoto
[3] Modified Wald test

Archive of SID

www.SID.ir

در آن طول وقفه مدل می‌باشد. زمانی که VAR(p+d) تعدیل شده برآورد شد، آماره MWald توزیع χ^2 مجانبی دارد (گالو و اترانتو، ۲۰۰۸).

فرآیند انتخاب وقفه زمانی معتبر خواهد بود که p≥d باشد (آکچری، ۲۰۱۱). به عنوان مثال اگر مدل دو متغیرهٔ زیر در نظر گرفته شده و فرض شود که p+d=۲ باشد (d=*1*)، آنگاه:

$$\begin{bmatrix} X_{1t} \\ X_{1t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{10} \\ a_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11}^{(1)} & a_{12}^{(1)} \\ a_{21}^{(1)} & a_{22}^{(1)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_{1,t-1} \\ X_{2,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11}^{(2)} & a_{12}^{(2)} \\ a_{21}^{(2)} & a_{22}^{(2)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_{1,t-2} \\ X_{2,t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} \quad (۱)$$

که در آن، $\begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix}$ بردار جملات اخلال و از نوع نوفهٔ سفید است. برای آزمون این فرضیه که X_2 علت گرنجر X_1 نیست، ابتدا X_2 بر روی X_1 (با استفاده از روش OLS) برازش شده و سپس محدودیت $a_{12}^{(1)} = 0$ آزمون می‌شود. در صورتی‌که وجود این محدودیت رد شود، می‌توان نتیجه گرفت که X_2 علت گرنجر X_1 می‌باشد. آمارهٔ آزمون مورد استفاده، والد[1] است. آمارهٔ آزمون مورد استفاده صرف نظر از اینکه متغیرهای X_{1t} و X_{2t} پایا از هر درجه‌ای، ناانباشته یا هم انباشته از هر درجه‌ای باشند، معتبر خواهد بود.

الگوی خودتوضیح برداری مارکوف-سویچینگ (MSVAR): اگر تصور بر این باشد که سری زمانی مورد بررسی (y_t) در طی زمان توام با تغییرات در رژیم است، در آن صورت فرض ثابت بودن پارامترها در مدل VAR موجه نبوده و از مدل های MSVAR می‌توان به عنوان یک جایگزین مناسب استفاده نمود. ایده اصلی این روش آن است که پارامترهای مدل VAR به متغیر رژیم (S_t) بستگی دارند، در عین حال S_t قابل مشاهده نبوده و فقط می‌توان احتمال مربوط به آن را به‌دست آورد. در این صورت تابع چگالی شرطی سری زمانی قابل مشاهده y_t به صورت رابطه (۲) خواهد بود (فلاحی، ۱۳۸۹):

$$p(y_t \mid y_{t-1}, s_t) = \begin{cases} f(y_t \mid y_{t-1}, \theta_1) & if \quad s_t = 1 \\ f(y_t \mid y_{t-1}, \theta_N) & if \quad s_t = N \end{cases} \quad (۲)$$

به‌طوری که θ_N بردار پارامترهای مدل VAR در رژیم‌های مختلف و y_{t-1} نشانگر مشاهده‌های $[y_{t-1}]_{j=1}^{\infty}$ می‌باشد. برای یک رژیم مشخص s_t ، y_t را می‌توان به وسیله مدل VAR(p) زیر نشان داد:

$$y_t = \nu(\varepsilon_t) + A_1(\varepsilon_t) y_{t-1} + \ldots + A_p(s_t) y_{t-p} + u_t \quad (۳)$$

[1] Wald

Archive of SID

www.SID.ir

که در آن $u_t = NID\{0, \sum(s_t)\}$ می‌باشد. برای تکمیل کردن فرایند ایجاد داده‌ها نیاز است که به گونه‌ای تغییر در رژیم (S_t) را بشناسیم، که در الگوهای مارکوف-سویچینگ فرض می‌شود (S_t) به‌وسیله زنجیره مرتبه اول مارکوف به صورت رابطه (۴) ایجاد می‌شود:

$$\Pr\left[S_t \mid \{S_{t-j}\}_{j=1}^{\infty}, \{Y_{t-j}\}_{j=1}^{\infty}\right] = \Pr\{S_t \mid S_{t-1}, P\} \qquad (۴)$$

که در آن P برداری متشکل از پارامترهای احتمال‌های مربوط به رژیم‌هاست. براساس این فرض می‌توان احتمال انتقال بین رژیم‌های مختلف را به‌دست آورد:

$$p_{ij} = \Pr(S_{t+1} = j \mid S_t = i), \qquad \sum_{i=1}^{N} p_{ij} = 1 \qquad \forall i, j \in \{1, ..., N\} \qquad (۵)$$

با در کنار هم قرار دادن این احتمال‌ها در یک ماتریس N×N ، ماتریس احتمال انتقالات (p) به‌دست می‌آید که هر عنصر از آن (p_{ij}) احتمال وقوع رژیم j بعد از رژیم i را نشان می‌دهد به‌گونه‌ای که $\sum_{J=1}^{N} p_{ij} = 1$ و $0 \le p_{ij} \le 1$ می‌باشد.

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{21} & \cdots & p_{N1} \\ p_{12} & p_{22} & \cdots & p_{N2} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ p_{1N} & p_{2N} & \cdots & p_{NN} \end{bmatrix} \qquad (۶)$$

با لحاظ کردن امکان تغییر پارامترها در رژیم‌های مختلف، مدل VAR خطی تبدیل به مدل MSVAR زیر می‌شود:

$$y_t = \nu(s_t) + A_1(s_t) y_{t-1} + ... + A_p(s_t) y_{t-p} + u_t \qquad (۷)$$

که در این مدل تمام پارامترها به وضعیت متغیر رژیم (s_t) وابسته هستند، بنابراین مدل فوق را می‌توان به شکل رابطه (۸) هم نشان داد:

$$y_t = \begin{cases} \nu_1 + A_{11} y_{t-1} + ... + A_{p1} y_{t-p} + \sum_{1}^{1/2} u_t & if \quad s_t = 1 \\ \vdots & \\ \nu_N + A_{1N} y_{t-1} + ... + A_{pN} y_{t-p} + \sum_{N}^{1/2} u_t & if \quad s_t = N \end{cases} \qquad (۸)$$

پس از مقدمه‌ای که بر الگوی مارکوف-سویچینگ ارائه شد در ادامه الگوی تجربی تحقیق معرفی می‌شود. الگوی غیرخطی MS به صورت رابطه (۹) است:

$$Lh_t = \beta_0 + \beta_1 lch_t + \beta_2 ls_t + \beta_3 lz_t \qquad (۹)$$

Archive of SID

www.SID.ir

که در آن lh_t، لگاریتم قیمت مرغ کشتار، lch_t، لگاریتم قیمت جوجه یک روزه، ls_t، لگاریتم قیمت کنجاله سویا و lz_t لگاریتم قیمت ذرت می‌باشند.

در این بررسی، از داده‌های هفتگی در دوره ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۱ استفاده شد. این داده‌ها از سایت شبکه اطلاعات صنعت مرغداری و دامپروری (I.T.P)[1] (۱۳۹۲) جمع‌آوری شد. همچنین لازم به توضیح است که قیمت‌های مورد استفاده در این تحقیق، قیمت‌های داخلی بوده و بر حسب ریال می‌باشند و به منظور برآورد الگوی یاد شده از نرم‌افزار متلب (MATLAB) استفاده شد.

نتایج و بحث

نخستین مرحله در برآورد سری‌های زمانی، بررسی وضعیت مانایی متغیرها است. با توجه به آنکه سری‌های زمانی مورد استفاده در این تحقیق دارای تواتر بیشتر از سالانه هستند؛ لازم است وجود ریشه واحد فصلی مورد بررسی قرار گیرد. برای این منظور از آزمون HEGY استفاده شد که نتایج این آزمون در جدول (۱) نمایش داده شده است.

جدول (۱) نتایج آزمون ریشه واحد فصلی HEGY برای سری های زمانی مورد بررسی

متغیر	$t(\pi_1)$	$t(\pi_2)$	$F(\pi_3,\pi_4)$	$F(\pi_2,...,\pi_4)$	$F(\pi_1,...,\pi_4)$
قیمت مرغ کشتار (lh)	-۶/۹۹**	-۱۰/۱۶**	۶۵/۴۱**	۷۶/۶۶**	۷۰/۲۲**
قیمت جوجه یک روزه (lch)	-۷/۳۳**	-۸/۲۹**	۶۰/۵۳**	۶۴/۰۲**	۶۱/۳۲**
قیمت سویا (ls)	-۶/۷۱**	-۸/۹۵**	۵۳/۵۳**	۶۳/۸۵**	۵۹/۹۸**
قیمت ذرت (lz)	-۶/۹۵**	-۹/۵۲**	۷۲/۸۴**	۷۶/۰۴**	۷۰/۵۹**
مقادیر بحرانی در سطح ۵ درصد	-۲/۹۱	-۲/۸۹	۶/۶۱	۵/۹۹	۵/۵۸

منبع: یافته‌های تحقیق ** معنی داری در سطح ۵ درصد

بر اساس نتایج گزارش شده در جدول (۱) سری‌های زمانی مورد بررسی دارای ریشه واحد فصلی در هیچ یک از تواترها نمی‌باشند. با این حال به منظور بررسی بیشتر و دقیقتر با استفاده از دو آزمون ریشه‌ی واحد دیکی- فولر تعمیم یافته (ADF) و آزمون KPSS مانایی متغیرها دوباره بررسی شد و نتایج این آزمون‌ها در جدول (۲) آورده شده است. مطابق نتایج تمامی متغیرها با یک بار تفاضل‌گیری در سطح ۵ درصد مانا شدند.

با توجه به نتایج جدول (۲) حداکثر درجه انباشتگی متغیرها برابر با یک می‌باشد (d=1). در ادامه برای تعیین وقفه بهینه برای سیستم VAR از آزمون LR تعدیل شده ترتیبی، خطای

[1] Information of Time series for Poultry

Archive of SID

www.SID.ir

پیش‌بینی نهایی (FPE)، معیارهای اطلاعاتی آکائیک (AIC)، شوارتز بیزین (SBIC) و حنان-کوئیک (HQ) استفاده گردید. با توجه به نتایج به‌دست آمده وقفه‌ی بهینه‌ی مدل بر اساس معیارهای اطلاعاتی آکاییک ، شوارتز و حنان کوئیک ۳ وقفه می‌باشد.

جدول (۲) نتایج آزمون های ADF و KPSS ریشه واحد

متغیرها	در سطح		تفاضل مرتبه اول		در سطح		تفاضل مرتبه اول	
	کمیت بحرانی۵٪	KPSS	کمیت بحرانی۵٪	KPSS	کمیت بحرانی۵٪	ADF	کمیت بحرانی۵٪	ADF
قیمت مرغ کشتار	۰/۱۴۶	۰/۲۶۲	۰/۱۴۶	۰/۰۲۲**	-۳/۴۳	-۲/۷۰۸	-۳/۴۳	-۸/۳۴۴**
قیمت جوجه یک روزه	۰/۱۴۶	۰/۳۱۶	۰/۱۴۶	۰/۰۳۲**	-۳/۴۳	-۳/۳۲۷	-۳/۴۳	-۱۱/۴۷۵**
قیمت سویا	۰/۱۴۶	۰/۳۹	۰/۱۴۶	۰/۰۴۵**	-۳/۴۳	-۲/۰۸۸	-۳/۴۳	-۱۵/۵۷۵**
قیمت ذرت	۰/۱۴۶	۰/۴۳	۰/۱۴۶	۰/۰۵۱**	-۳/۴۳	-۲/۲۱۹	-۳/۴۳	-۱۲/۲۳۶**

منبع: یافته‌های تحقیق ** معنی داری در سطح ۵ درصد

به این ترتیب برای آزمون رابطه علیت تودا-یاماموتو بین متغیرها باید یک مدل VAR چهار وقفه‌ای (p+d=4) برآورد شوند. نتایج آزمون والد برای ضرایب به‌دست آمده در جدول (۳) گزارش شده است. نتایج نشان می‌دهد که از سوی قیمت جوجه به قیمت مرغ رابطه یک سویه وجود دارد، و بین متغیرهای مرغ و سویا رابطه دو سویه وجود دارد . لذا با توجه به نتایج آزمون علیت چون رابطه دو سویه بین متغیرها وجود دارد، به جای الگوهای تک معادله‌ای نظیر خودرگرسیو (MSAR) لازم است از الگوهای چند معادله‌ای مانند (MSVAR) استفاده شود.

جدول (۳) نتایج آزمون تودا-یاماموتو

فرضیه صفر	نتیجه آزمون والد		رد یا پذیرش فرضیه صفر
	Probability	Chi-Squared	
قیمت گوشت مرغ علیت گرنجر قیمت جوجه یک روزه نیست	۰/۱۳	۵/۵۲	نمی‌توان فرضیه صفر را رد کرد
قیمت جوجه یک روزه علیت گرنجر قیمت گوشت مرغ نیست	۰/۰۹	۷/۰۶*	رد فرضیه صفر
قیمت گوشت مرغ علیت گرنجر قیمت سویا نیست	۰/۰۲	۹/۷۹**	رد فرضیه صفر
قیمت سویا علیت گرنجر قیمت گوشت مرغ نیست	۰/۰۰۱	۱۵/۴۷***	رد فرضیه صفر
قیمت گوشت مرغ علیت گرنجر قیمت ذرت نیست	۰/۸۸	۰/۶۴	نمی‌توان فرضیه صفر را رد کرد
قیمت ذرت علیت گرنجر قیمت گوشت مرغ نیست	۰/۴۶	۲/۵۶	نمی‌توان فرضیه صفر را رد کرد

*و**و***به ترتیب معنی داری در سطح ۱۰ درصد، ۵ درصد و ۱ درصد

پس از اینکه آزمون مانایی بر روی متغیرها و آزمون تودا یاماموتو برای بررسی رابطه علی متغیرها انجام گرفت، از آزمون هم انباشتگی جوهانسن-جوسلیوس برای بررسی رابطه بلندمدت متغیرها استفاده شد. همان‌طورکه در آزمون هم‌انباشتگی جوهانسون-جوسلیوس معمول است

Archive of SID

www.SID.ir

پس از تعیین وقفه بهینه، تعداد بردارهای هم‌انباشتگی با استفاده از آماره اثر و آماره حداکثر مقدار ویژه تعیین می‌شود. نتایج نشان می‌دهد مقدار آماره اثر برابر ۲۳/۵۳ (مقدار بحرانی=۲۷/۰۷) و مقدار آماره حداکثر مقدار ویژه برابر ۴۲/۴۱ (مقدار بحرانی=۴۷/۲۱) بوده و مقادیر هر دو آماره مذکور از مقادیر بحرانی‌شان کمتر بوده و نمی‌توان فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود بردار هم‌انباشتگی را رد کرد.

مرحله‌ی بعد، تعیین تعداد رژیم بهینه در مدل MS می‌باشد. برای این کار با استفاده از نرم‌افزار متلب، مدل با رژیم‌های گوناگون برآورد شد و مقادیر معیارهای اطلاعاتی نظیر SBIC، HQ و AIC مقایسه شد و در نهایت مدل با دو رژیم دارای مقدار آکاییک (AIC) کمتری بوده و به عنوان رژیم مناسب انتخاب شد. بنابراین مدل شامل دو رژیم رکود و رونق می‌باشد.

جدول (۴)، نتایج تخمین پارامترهای مدل MSVAR با استفاده از روش حداکثر درستنمایی نشان می‌دهد. عدد p-value مربوط به آماره LR، نشاه می‌دهد که الگوی MSVAR از لحاظ آماری معتبر است. نتایج نشان می‌دهند که میزان بیشتر ضرایب (همراه با انحراف معیار آنها) با تغییر رژیم تغییر کرده‌اند. همچنین نتایج نشان می‌دهند وقفه‌های متغیر گوشت مرغ در رژیم صفر (رژیم افزایش قیمت) بر روی قیمت گوشت مرغ تأثیرگذار است و همچنین در رژیم ۱ (رژیم کاهش قیمت) وقفه‌های قیمت سویا و قیمت جوجه یک روزه بر قیمت گوشت مرغ تأثیرگذار می‌باشد. به عبارت دیگر در دوره افزایش قیمت گوشت مرغ ، قیمت گوشت مرغ تحت تاثیر خودش در دوره‌های گذشته و در زمان کاهش قیمت از قیمت‌های گذشته سویا و جوجه یک روزه تأثیر می‌پذیرد. همچنین وقفه‌های متغیر قیمت سویا در هر دو رژیم و قیمت جوجه یک روزه در وقفه ۲ در رژیم ۱ بر روی قیمت سویا تأثیرگذار می‌باشند. به عبارت دیگر زمانی که در فاز کاهش قیمت هستیم قیمت جوجه یک روزه و قیمت سویا در دوره‌های قبلی بر روی قیمت سویا تأثیرگذار می‌باشند.

به منظور بررسی میزان ثبات رژیم‌ها همچنین محاسبه احتمالات انتقال هر رژیم به رژیم دیگر ماتریس احتمال انتقال استخراج شده و در جدول (۴) گزارش گردیده است. همانطور که ملاحظه می‌شود احتمال انتقال از رژیم افزایش قیمت(رژیم صفر) به همان رژیم بسیار بالا و نزدیک ۰/۸۹ می‌باشد پس این رژیم نسبت به رژیم کاهش قیمت (رژیم ۱) دارای پایداری بیشتری است. احتمال انتقال از رژیم کاهش قیمت (رژیم ۱) به رژیم افزایش قیمت(رژیم صفر)

Archive of SID

www.SID.ir

حدود ۰/۱۱ است که بیان می‌کند این احتمال از سایر احتمالات ضعیفتر است. همچنین پس از فاز افزایش در قیمت گوشت مرغ، به احتمال۰/۵۳ قیمت گوشت مرغ وارد فاز کاهش می‌شود.

جدول (۴) نتایج تخمین مدل MSVAR

	متغیرها	متغیر وابسته :lh	متغیر وابسته :ls	متغیر وابسته :lch	متغیر وابسته :lz
		ضریب	ضریب	ضریب	ضریب
رژیم صفر	lh_{t-1}	۰/۲۷ (./۰۰)**	۰/۰۱ (./۸۴)	۰/۱۷ (۰/۵۶)	−۰/۰۶ (۰/۴۶)
	lh_{t-2}	۰/۲۳ (./..) **	./۰۶ (./۲۳)	۰/۲ (۰/۴۷)	۰/۰۵ (۰/۵۳)
	ls_{t-1}	−۰/۰۴ (./۱۶)	−۰/۰۶ (۰/۰۴) **	۰/۰۶ (۰/۶۷)	−۰/۰۶ (۰/۱۸)
	ls_{t-2}	۰/۰۲ (./۵۴)	−۰/۱۳ (۰/۰۰) **	−۰/۱۳ (۰/۴۵)	۰/۰۸ (۰/۱)
	lch_{t-1}	۰/۰۱ (./۵۳)	۰/۰۰ (۰/۸۲)	۰/۰۷ (۰/۳۵)	۰/۰۰ (۰/۸۴)
	lch_{t-2}	−۰/۰۱ (./۲۸)	۰/۰۱ (۰/۳۴)	−۰/۱۴ (۰/۰۳) **	−۰/۰۱ (۰/۶۱)
	lz_{t-1}	./۰۶ (./۱۸)	۰/۰۲ (۰/۶۳)	−۰/۰۲ (۰/۹۲)	−۰/۰۷ (۰/۲۹)
	lz_{t-2}	۰/۰۵ (۰/۲۶)	−۰/۰۲ (۰/۵۵)	۰/۳۴ (۰/۱۱)	−۰/۲۱ (۰/۰۰) **
رژیم یک	lh_{t-1}	./۲۹ (./۰۹)	−./۴۹ (./۳۵)	۰/۴۱ (۰/۶۶)	−۰/۱۵ (۰/۴۵)
	lh_{t-2}	−۰/۱۷ (./۳۸)	۰/۳۴ (./۵۲)	۰/۵۷ (۰/۴۸)	−۰/۰۹ (۰/۶۵)
	ls_{t-1}	۰/۲۱ (۰/۰۱) **	۰/۱۶ (۰/۰۵) **	۰/۴۵ (۰/۲۲)	۰/۱ (۰/۲۳)
	ls_{t-2}	./۲۳ (۰/۰۰) **	−۰/۴۳ (./۰۲) **	۰/۰۷ (۰/۸)	۰/۰۵ (۰/۴۴)
	lch_{t-1}	−۰./۱۲ (۰/۰۴) **	−۰/۱۳ (۰/۳۹)	۰/۵۸ (۰/۰۲) **	۱ (۰/۰۰) **
	lch_{t-2}	۰/۱۶ (./۰۱) **	۰/۳۶ (۰/۰۳) **	−۰/۱۱ (۰/۶۵)	۰/۰۹ (۰/۰۴) **
	lz_{t-1}	−۰/۳۷ (۰/۰۳)	۰/۴۶ (۰/۳۶)	−۰/۴۸ (۰/۵۵)	۰/۵۶ (۰/۰۰) **
	lz_{t-2}	−۰/۱۵ (./۴۲)	−۰/۹۳ (۰/۱)	−۱/۱۴ (۰/۲۳)	۰/۱۴ (۰/۵۱)
	p_{00}	۰/۸۹			
	p_{01}	۰/۵۳			
	p_{10}	۰/۱۱			
	p_{11}	۰/۴۷			
	LnL	۱۶۵۷/۱۲۴۹			
	LR-Test	۳۴۷/۱۹ (۰/۰۰) **			

منبع: یافته‌های تحقیق **: معنی داری در سطح ۵٪، ۱۰٪ (اعداد داخل پرانتز مقادیر p-value می‌باشند.)

Archive of SID

www.SID.ir

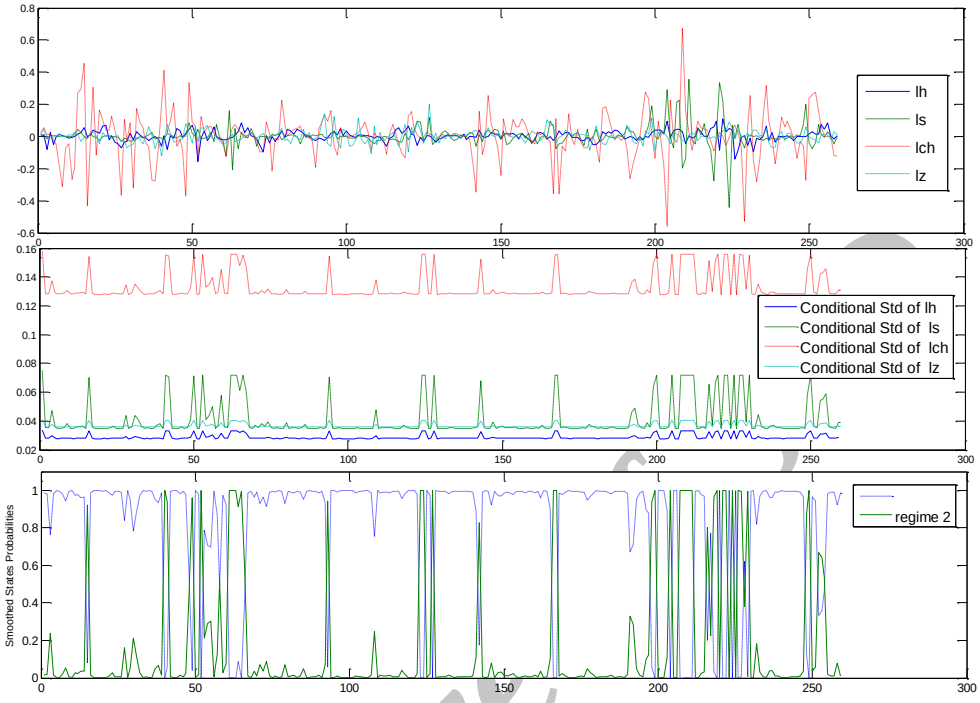
نمودار (۱) مقادیر قیمت گوشت مرغ کشتار و مقادیر توضیح داده شده به وسیله‌ی مدل و احتمال‌های انتقال در دو رژیم اقتصادی پیش‌بینی شده توسط مدل را نمایش می‌دهد. این نمودارها با استفاده از داده‌های تحقیق استخراج شده‌اند و برای تعیین رژیم از روی نمودار «احتمال‌های صاف شده[۱]» استفاده می‌شوند. محور افقی در این نمودارها داده‌های تحقیق را نشان می‌دهند. نمودار دوم تابع احتمال شرطی هر یک از متغیرهای توضیحی را نمایش می‌دهد و نمودار سوم نشان می‌دهد که هر یک از داده‌های تحقیق در کدام رژیم قرار گرفته‌اند. توابع یک، دو، سه و چهار به ترتیب مربوط به تابع قیمت گوشت مرغ، قیمت سویا، قیمت جوجه یک روزه و قیمت ذرت می‌باشد. ملاحظه می‌شود که توابع قیمت سویا و جوجه یک روزه همدیگر را دنبال می‌کنند. هرچه «احتمال صاف شده» یک رژیم در یک دوره‌ی زمانی به یک نزدیک‌تر باشد، احتمال قرار گرفتن تغییرات قیمت گوشت مرغ در آن رژیم، در آن دوره زمانی بیشتر است. براساس احتمال‌های صاف شده مدل MSVAR زمانی که تغییرات قیمت گوشت مرغ منفی است (یعنی وارد فاز کاهش قیمت می‌شود)، احتمالات رژیم یک (state2)، به مقدار یک نزدیک می‌شود. یعنی دوره‌هایی که کاهش قیمت مرغ وجود دارد، بیشتر با رژیم یک منطبق هستند. بنابراین رژیم یک به عنوان رژیم کاهش قیمت نام‌گذاری شده است. همچنین رژیم صفر (state1) بر دوره‌هایی که تغییرات مثبت در قیمت گوشت مرغ زیاد است منطبق است و رژیم افزایش قیمت نام‌گذاری شده است.

[۱] احتمال صاف شده یک تکنیک مدلسازی است که رویداد برخی احتمالات غیر صفری که در داده‌ها پنهان هستند را تعیین می‌کند. در این تکنیک احتمال روی رویدادهای بیشتری تقسیم می‌شود. از این رو توزیع احتمال صاف‌تر می‌شود.

Archive of SID

www.SID.ir

نمودار(۱) مقادیر برازش شده و احتمال انتقال رژیم ها در قیمت مرغ کشتار



منبع: یافته‌های تحقیق

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

نتایج حاصل از مدلMSVAR نشان می‌دهد، قیمت گوشت مرغ تحت تاثیر قیمت نهاده‌های سویا، ذرت و جوجه یک روزه می‌باشد. همچنین احتمال پایداری در افزایش قیمت مرغ بیشتر از کاهش قیمت مرغ است، بنابراین می‌توان نتیجه‌گیری کرد که در نوسان‌های قیمت مرغ، تقارن وجود ندارد. این نوسان‌ها و پافشاری در افزایش قیمت مرغ اثرات رفاهی نامطلوبی بر مصرف‌کنندگان دارد که در مجموع منجر به کاهش رفاه جامعه می‌شود. برای کاهش نوسان در قیمت این کالا باید نوسان قیمت و در نتیجه نوسان مقدار عرضه نهاده‌ها را کاهش داد. با توجه به نیازهای فصلی، برنامه‌ریزی برای جوجه‌ریزی اهمیت بسیاری در حذف این نوسان‌ها دارد. همچنین، وجود بانک اطلاعاتی برای جوجه‌ی یکروزه در سراسر کشور ضرورت دارد. از دیگر دلایل نوسان گوشت مرغ، نوسان در قیمت دان (ذرت و کنجاله سویا) است. با توجه به اینکه در حال حاضر بخش اعظمی از دان مرغ وارد می‌شود به‌عبارتی واردات ذرت از ۸۲۳۰۶۵۰ تن در سال ۱۳۹۰ به ۲۳۱۸۵۸۲۰ تن در سال ۱۳۹۱ رسیده همین‌طور در مورد کنجاله سویا از

Archive of SID

www.SID.ir

۷۲۹۵۸۰ تن در سال ۱۳۹۰ به ۱۳۷۴۷۲۰ تن در سال ۱۳۹۱ رسیده است. بنابراین هرگونه اخلال در واردات، اثر قابل توجهی بر قیمت گوشت مرغ دارد باید این نهاده‌ها به مقدار کافی خریده و ذخیره شوند تا قیمت مرغ دچار نوسان شدید نشود. با توجه به اینکه یکی دیگر از دلایل نوسان قیمت و انتقال نامتقارن قیمت در بازار گوشت مرغ، نوسان قیمت کنجاله سویا است، برای کاهش نوسان در قیمت این کالا باید نوسان مقدار عرضه‌ی نهاده‌ها را کاهش داد که با استفاده از سیاست‌های حمایتی مناسب در زیربخش زراعت، می‌توان تولیدکنندگان کالاهای کشاورزی را به تولید بیشتر سویا و تأمین نیازهای این صنعت تشویق کرد. در نتیجه‌ی عدم تقارن در انتقال قیمت در بازار گوشت مرغ، مصرف‌کنندگان قیمتی بیش از هزینه‌ی تمام شده فرآورده پرداخته و عامل‌های بازاریابی از نوسان‌های قیمت، سود به‌دست می‌آورند. بنابراین دولت با اجرای سیاست تنظیم بازار و رفتار عامل‌های بازاریابی می‌تواند نوسان‌های قیمت گوشت مرغ را کاهش و رفاه مصرف‌کنندگان را افزایش دهد.

منابع

احمدی شادمهری، م. و احمدی، م. (۱۳۸۸). بررسی رابطه بین قیمت‌های تولیدکننده و مصرف‌کننده (مطالعه موردی بخشی از محصولات لبنی در ایران)، مجله دانش و توسعه (علمی-پژوهشی) سال شانزدهم، شماره ۲۸، ۹۴-۷۷.

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.

تلسچی امیرخیز، ا. (۱۳۸۹). اثرات نامتقارن شوک‌های پولی بر قیمت در ایران با استفاده از تکنیک مارکوف-سویچینگ، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه تبریز

حسینی، س. ص.، نیکوکار. ا و دوراندیش. آ. (۱۳۸۸). تحلیل ساختار بازار و اثر انتقال قیمت بر حاشیه بازاریابی در صنعت گوشت گاو ایران. مجله تحقیقات اقتصاد و توسعه کشاورزی ایران، دوره ۲-۴۱، شماره ۲، ۱۵۷-۱۴۷.

دانشور کاخکی. م و حیدری کمال‌آبادی. ر. (۱۳۹۰). بررسی اثر هدفمندی یارانه‌ها بر انتقال قیمت در بازار تخم مرغ ایران. نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی (علوم و صنایع کشاورزی)، جلد ۲۵، شماره ۴، ۵۲۶-۵۱۷.

شبکه خبری و اطلاعات صنعت مرغداری و دامپروری (I.T.P) (۱۳۹۲). به صورت آنلاین در آدرس http://www.itpnews.com/ موجود می‌باشد.

شرکت پشتیبانی امور دام. (۱۳۹۲). http://www.iranslal.com

Archive of SID

www.SID.ir

عبدی، ا. و رضایی، ع.(۱۳۸۸). پیش بینی قیمت ذرت و کنجاله سویا با استفاده از شبکه عصبی- فازی. ششمین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران.

فاضلی، ف و مقدسی، ر. (۱۳۸۶). مطالعه چگونگی انتقال قیمت در بازار محصولات باغی (مطالعه موردی پسته و خرما). ششمین کنفرانس اقتصاد کشاورزی. مشهد، انجمن اقتصاد کشاورزی ایران، دانشگاه فردوسی مشهد.

فلاحی، ف و هاشمی دیزج، ع. (۱۳۸۹). رابطه علّیت بین GDP و مصرف انرژی در ایران با استفاده از مدل‌های مارکوف سوئیچینگ. فصل‌نامه‌ی مطالعات اقتصاد انرژی، سال ۷، شماره ۲۶، ۱۵۲-۱۳۱.

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

کازرونی، ع، رضازاده. ع و محمدپور. س. (۱۳۹۰). اثرات نامتقارن نوسانات نرخ واقعی ارز بر صادرات غیرنفتی ایران رویکرد غیرخطی مارکوف-سوئیچینگ. *فصلنامه تحقیقات مدلسازی اقتصادی، سال دوم، شماره ۵،صفحه ۱۵۳.*

کرباسی، الف و اکبرزاده، ج. (۱۳۸۶). ارزیابی توابع عرضه و تقاضای صادرات زعفران ایران با استفاده از سیستم معادلات همزمان. *مجله اقتصاد و توسعه کشاورزی. شماره ۶۲، صفحه ۳۳-۵۴.*

مرب، آ. و مقدسی ر. (۱۳۸۶). مطالعه نحوه انتقال قیمت از مزرعه تا خرده‌فروشی در بازار محصولات زراعی (مطالعه موردی سیب‌زمینی و گوجه‌فرنگی). *ششمین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران.*

مقدسی، ر. و اردکانی، ز. (۱۳۸۶). مطالعه‌ی نحوه‌ی انتقال قیمت در بازار تخم مرغ و گوشت مرغ ایران. *ششمین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران. مشهد، انجمن اقتصاد کشاورزی ایران، دانشگاه فردوسی مشهد.*

مقدسی، ر. و یوسفی متقاعد. ه. (۱۳۹۰). کشف قیمت‌ها در بازار گوشت مرغ- کاربرد نمودارهای غیرسیکلی جهت‌دار. *مجله تحقیقات اقتصاد کشاورزی، جلد ۳، شماره ۲، ۹۸-۷۹.*

نوروزی، ق. و مقدسی، ر. (۱۳۹۰). مطالعه رفتار انتقال قیمت در بازار گوشت ایران (مطالعه موردی: استان مازندران). انتقال-قیمت /بازار-گوشت/http://www.agroeco.ir/118.

نیکوکار، ا، حسینی. س ص و دوراندیش. آ. (۱۳۸۹). الگوی انتقال قیمت در صنعت گوشت گاو ایران. *نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی (علوم و صنایع کشاورزی)، جلد ۲۴، شماره ۱، ۳۲-۲۳.*

Akchay. S. (2011). Causality relationship between total R&D investment and economic growth: evidence from United States. *suleyman demirel university, the journal of faculty of economics and administrative sciences, 16, 1,79-92.*

Bakucs L.Z Brummer. B. von Cramon-Taubadel. S. Ferto. I. (2008). Wheat market integration between Hungary and Germany. *Paper prepared for presentation at the 12th EAAE congress.*

Archive of SID

www.SID.ir

Caglayan M., Kocaaslan O.K, and Mouratidis K., (2015). Regime Dependent Effects of Inflation Uncertainty on Real Growth: A Markov Switching Approach, *Sheffield economic research paper series, SERPS No. 2011002, pp. 1-32.*

Chen, S.W. (2007). Measuring business cycle turning points in Japan with the Markov switching panel model, *Mathematics and computers in simulation, 76: 263-270.*

Gallo, G.M. & Otranto, E. (2008). Volatility spillovers, interdependence and co-movements: a Markov switching approach, *computational statistics and data analysis, 52: 3011-3026.*

Goodwin B.K and Holt M.T. (1999). Asymmetric adjustment and price transmission in the U.S beef sector. *American journal of agricultural economics, 81: 630-637.*

Hamilton, J. (1989). A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. *Econometrica, 57: 357-384.*

Hansen, B. (1994). Determinants of the farm-retail milk price spread. *Agricultural information bulletin, NP: 693.*

Ihle R. and Von Cramon-Taubadel S. (2008). Nonlinear vector error correction models in price transmission analysis: threshold models vs. Markov-switching models. *12th congress of the european association of agricultural economists-EAAE.*

Ivan,G and Moss, C.B. (2005). Price transmission and food scares in the U.S. beef sector. *Working paper WPTC 05-04. International trade and policy center.*

Lioyd T, Mccoristion S, Morgan C.W. and Rayner A.J. (2001). The impact of food scares on price adjustment in the UK beef market. *Agricultural economics, 25: 347-357.*

Smith, D.R. (2003). Markov- switching and stochastic volatility diffusion models of short-term interest rates, *journal of business and economic statistic, 20: 183-197.*

Toda H.Y. Yamamoto, T. (1995). Statistical inference in vector autoregressive on with possibly integrated processes. *Journal of econometrics, 66, pp. 225–250.*

Von Cramon, T.S. (1998). Estimating asymmetric price transmission with error correction representation: an application to the German pork sector. *European review of agricultural economics, 25:1-18.*

Archive of SID

www.SID.ir