Archive of SID
DOI: 10.22059/ijaedr.2019.35343.667474

مجله تحقیقات اقتصاد و توسعه کشاورزی ایران

دوره ۲-۵۰، شماره ۱، ۱۳۹۸ (۱۷-۱)

Price Transmission in the Market of Chicken Meat: Autoregressive Switching Markov Models (MSAR)

ESMAEIL PISHBAHAR[1]*, ROYA FERDOSI[2], FERESHTE ASSADOLLAHPOUR[3]

1, Associate Professor, Department of Agricultural Economics, Agricultural Faculty, University of Tabriz, Tabriz, Iran

2, 3, PhD Students, Department of Agricultural Economics, Agricultural Faculty, University of Tabriz, Tabriz, Iran

(Received: Oct. 15, 2017- Accepted: Apr. 7, 2018)

ABSTRACT

The purpose of this study is to examine how the transfer price of chicken meat in Iran. For this purpose, weekly prices statistics for chicken slaughter chickens at a fast and soy meal prices in 2007-2012 have been used. Note that the time series variables are non-linear, linear models cannot be used to test the transfer price. Therefore, nonlinear models such as Markov switching models or threshold models utilize. Due to the flexibility of the Markov switching model and that, the regimes transition is determined probability by exogenous, Markov switching model have been used in this study. Results of model selection (MSMAH (3)-AR (2)) with three regimes (lower prices, light lower prices and higher prices) and two interrupt indicates that all variables are significant. Price transmission is Asymmetric and rising in the prices of production inputs faster than reduce in the prices of production inputs being transmitted to the price of poultry meat. Chicken meat prices are likely to be reduced by 46%, probably 71% of the price of chicken increases, and the prevailing economic regime is light lower regime that prices probably will decreases slowly 90% in the price of chicken.

Keywords: Transfer Price, Iran, Chicken, Markov Switching Autoregressive (MSAR)

* نویسنده مسئول: اسماعیل پیش بهار

E-mail: pishbahar@yahoo.com

www.SID.ir

Archive of SID

انتقال قیمت در بازار گوشت مرغ ایران: به‌کارگیری مدل مارکوف سوئیچینگ خودرگرسیو (MSAR)

اسماعیل پیش بهار[1]*، رویا فردوسی[2]، فرشته اسداله پور[3]
۱، دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران
۲، ۳، دانشجویان دکتری گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران
(تاریخ دریافت: ۹۶/۷/۲۳- تاریخ تصویب: ۹۷/۱/۱۸)

چکیده

مطالعه حاضر به بررسی چگونگی انتقال قیمت گوشت مرغ در ایران می‌پردازد. برای این منظور از آمار هفتگی قیمت مرغ در کشتارگاه و قیمت جوجه یک‌روزه و قیمت کنجاله سویا در سال‌های ۱۳۹۱-۱۳۸۶ استفاده شده است. با توجه به اینکه سری‌های زمانی متغیرهای مورد مطالعه غیرخطی هستند، نمی‌توان از مدل‌های خطی برای آزمون انتقال قیمت استفاده کرد. بنابراین باید از مدل‌های غیرخطی نظیر مدل‌های آستانه‌ای یا مدل مارکوف سوئیچینگ بهره جست. که به دلیل انعطاف‌پذیری مدل مارکوف سوئیچینگ و اینکه انتقال رژیم‌ها به صورت احتمالی و برون‌زا تعیین می‌گردد، در این پژوهش مدل مارکوف سوئیچینگ به کار گرفته شده است. نتایج حاصل از برآورد مدل انتخابی (MSMAH(3)-AR(2)) با سه رژیم (کاهش قیمت، کاهش ملایم قیمت و افزایش قیمت) و دو وقفه نشان می‌دهند که تمامی متغیرها معنی‌دار می‌باشند. انتقال قیمت نامتقارن بوده و افزایش قیمت نهاده‌های تولیدی گوشت مرغ نسبت به کاهش قیمت نهاده‌ها سریع‌تر به قیمت گوشت مرغ منتقل می‌شود. به احتمال ۴۶ درصد شرایط کاهش قیمت بر گوشت مرغ حاکم خواهد بود، به احتمال ۷۱ درصد قیمت گوشت مرغ افزایش می‌یابد. رژیم غالب اقتصادی رژیم کاهش ملایم قیمت است و از این رو به احتمال ۹۰ درصد قیمت گوشت مرغ به طور ملایم در حال کاهش خواهد بود. با توجه به یافته‌ها پیشنهاد می‌گردد که سیاستگذاران بخش طیور عدم تقارن در انتقال قیمت در این بخش را در سیاستگذاری‌های خود مد نظر قرار دهند.

واژه‌های کلیدی: **انتقال قیمت، ایران، گوشت مرغ، مارکوف سوئیچینگ اتورگرسیو (MSAR)**

مقدمه

طی چند دهۀ گذشته، مرغداری در دنیا به یک صنعت بزرگ و سودآور تبدیل شده است. جنبه اجتماعی این پیشرفت، تقاضای فزاینده برای یک منبع تغذیه‌ای با چربی کم و قیمت نسبتاً مناسب است که در تولیدات مرغداری گوشتی صادق است. در ایران نیز صنعت مرغداری با حدود نیم قرن سابقه، یکی از زیربخش‌های مهم کشاورزی کشور است که از کشاورزی سنتی فاصله گرفته و توانسته با جذب سرمایه‌های فراوان و به کارگیری فناوری‌های روز جهان، جایگاه ویژه‌ای در تولید و اشتغال بخش کشاورزی پیدا کند (Moghaddasi & Yusefi Motaghaed, 2011). در بین موادغذایی که توسط انسان مصرف می‌گردند، محصولات دامی و

www.SID.ir

Archive of SID

طیور به دلیل اهمیت آن در ارزش افزوده بخش کشاورزی، رشد اقتصادی کشور و ضرورت تأمین نیاز پروتئین مصرف‌کنندگان جایگاه ویژه‌ای در اقتصاد ملی دارند و به‌خصوص با بالا رفتن سطح زندگی مردم و رشد جمعیت، میزان مصرف این‌گونه محصولات بیشتر می‌شود. براساس شواهد موجود قیمت محصولات کشاورزی در قیاس با سایر کالاها دارای نوسانات بیشتر و شدیدتری است. بعد از جریان آزادسازی فرآیند تولید گوشت مرغ و تخم مرغ در سال ۱۳۷۷ این محصولات تولیدی کشور به طور عمده دارای بازار مبادلاتی آزاد بوده و از سوی دولت، حمایت خاصی از آن صورت نمی‌گرفت. اما در سال‌های بعد از آزادسازی، دولت جهت کاهش نوسانات شدید قیمتی این محصولات بخصوص در سال ۸۱-۱۳۸۰ تنظیم قیمت بازار این محصولات را بر عهده گرفت. سیاست‌های حمایت دولت از صنعت طیور محدود و به طور عمده در قالب پرداخت یارانه به دارو، سموم، اعتبارات بانکی، حق بیمه انرژی، تنظیم بازار و پرداخت یارانه صادراتی به تخم مرغ صورت گرفته است (Daneshvar Kakhaki & Heydari Kamalabadi, 2011).

یکی از مؤلفه‌های اثرگذار بر رفاه تولیدکنندگان، عوامل بازاریابی و مصرف‌کنندگان چگونگی انتقال قیمت کالاهاست. انتقال نامتقارن قیمت با تأثیر بر حاشیه بازار، سود عوامل بازاریابی را افزایش و رفاه تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان را کاهش می‌دهد (Hoseyni et al., 2009). چندین دلیل عمده برای وجود عدم تقارن قیمت وجود دارد. نخست این که شکل‌گیری نامتقارن قیمت وقتی رخ می‌دهد که شرکت‌ها بتوانند از تغییر سریع قیمت‌ها سود ببرند.

تئوری (هزینه‌های جستجو[1]) این پدیده را توضیح می‌دهد. اگرچه مصرف‌کنندگان حق انتخاب محدودی دارند، اما در جمع‌آوری سریع اطلاعات در مورد قیمت‌گذاری فروشگاه‌های رقابتی، به علت هزینه‌های جستجو با مشکلاتی مواجه هستند. بنابراین شرکت‌ها می‌توانند با افزایش قیمت تولیدکننده، قیمت خرده‌فروشی را به سرعت بالا ببرند و وقتی قیمت‌های بالادستی کاهش می‌یابد، قیمت‌های خرده‌فروشی را با آهنگی بسیار کند کاهش دهند. دوم، کالاهای فاسد شدنی هستند که در صورت افزایش قیمت تولیدکننده، خرده‌فروشان را از افزایش قیمت بازمی‌دارند.. خرده‌فروشان و عمده‌فروشانی که کالاهای فاسد شدنی عرضه می‌کنند، در برابر وسوسه افزایش قیمت‌ها مقاومت می‌کنند؛ چون با خطر کاهش تقاضا و باقی ماندن با کالاهای فاسد شده روبرو هستند. سوم، «هزینه‌های فهرست بهاء»[2] نیز انتقال نامتقارن قیمت را تقویت می‌کنند. هزینه‌های فهرست بهاء همه هزینه‌هایی را شامل می‌شوند که با قیمت‌گذاری مجدد و با اتخاذ راهبرد جدید قیمت‌گذاری رخ می‌دهد. هزینه‌های فهرست بهاء نیز در برابر تغییر قیمت‌ها توسط خرده‌فروشان مانند کالاهای فاسد شدنی عمل می‌کنند. چهارم، وجود قدرت انحصاری برای فروشنده باعث انتقال نامتقارن قیمت می‌شود. این حالت در بازارهای با تقاضای بدون کشش و عرضه متمرکز پدیدار می‌شود. بسیاری از زنجیره‌های غذایی، این ویژگی بازار را دارند (Ahmadi Shadmehri & Ahmadi, 2009).

به نظر Hansen et al. (1994) دو نوع انتقال نامتقارن (کوتاه‌مدت و بلندمدت) وجود دارد. عدم تقارن کوتاه‌مدت زمانی رخ می‌دهد که میزان اثر فوری افزایش یا کاهش قیمت تولید کننده برای قیمت خرده‌فروشی یکسان نباشد، اما اثر بلندمدت آن یکسان باشد. عدم تقارن بلندمدت وقتی اتفاق می‌افتد که افزایش در قیمت تولیدکننده در کوتاه‌مدت نسبت به کاهش قیمت در بلندمدت (پس از

1. Search Costs

2. Menu cost

www.SID.ir

Archive of SID

دوره تعدیل کامل) اثر متفاوتی داشته باشد. تفاوت عمده میان این دو مفهوم مربوط به اثر نسبی آنها بر حاشیه بازار است. عدم تقارن بلندمدت یعنی اینکه واسطه‌ها حاشیه‌ی خود را به طور پایدار افزایش می‌دهند در حالیکه عدم تقارن کوتاه‌مدت یک اثر گذرا روی حاشیه بازار را منعکس می‌کند. انتقال افقی قیمت‌ها روابط فاصله‌ای قیمت‌ها را در مکان-های مختلف بررسی می‌کند. در حالی که انتقال عمودی قیمت‌ها رابطه بین قیمت در سطح مزرعه، عمده‌فروشی و خرده‌فروشی را ارزیابی می‌کند. با توجه به اهمیت گوشت مرغ در سبد غذایی خانوار، تعداد قابل توجه تولیدکنندگان این محصول در کشور و نارضایتی مصرف‌کنندگان و تولیدکنندگان از زیاد بودن حاشیه بازار مرغ، هدف این مقاله بررسی چگونگی انتقال قیمت در بازار گوشت مرغ ایران است.

بررسی انتقال قیمت در بازار محصولات کشاورزی، به‌خصوص در بخش دام و طیور مورد توجه بسیاری از پژوهشگران قرار گرفته است. از جمله Bakucs & Ferto (2007) در بازار گوشت گاو در مجارستان، Goodwin & Holt (1999) در بازار گوشت در آمریکا و Lioyd et al. (2001) در بازار گوشت انگلیس را مورد بررسی قرار دادند. در مطالعهٔ دیگری Tiffin & Dawson (2000) روابط بلندمدت قیمت بین قیمت‌های خرده‌فروشی و مزرعه گوشت بره را در انگلیس شناسایی نموده و نتیجه گرفتند که جهت علّیت گرنجر از قیمت‌های خرده‌فروشی به سمت تولیدکننده است. از این رو قیمت گوشت بره در بازار خرده‌فروشی تنظیم می-شود. در پژوهشی دیگر توسط Capps & Sherwell (2005) با استفاده از داده‌های ماهانه بین سال‌های ۱۹۹۴ تا ۲۰۰۲ و مدل تصحیح خطا کشش‌های بلندمدت و کوتاه‌مدت انتقال قیمت بین خرده-فروشی و سرمزرعه مورد بررسی قرار گرفت و نتیجه‌گیری شد که این انتقال، نامتقارن است.

همچنین Ivan & Moss (2005) به ارزیابی چگونگی انتقال قیمت در بازار گوشت آمریکا با استفاده از مدل تصحیح خطا و تأثیر شوک‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت به‌وِیژه در قسمت تقاضا اقدام نموده و نتیجه گرفتند، نوسان قیمت در خرده‌فروشی کمتر از سرمزرعه است که علت آن را قدرت در بازار و قدرت نیمه انحصاری در صنایع تبدیلی گوشت در آمریکا عنوان نموده‌اند. در داخل نیز مطالعات بسیاری در مورد انتقال قیمت انجام گردیده است. Esmaeeli (2010) در بازار گوشت گوسفند، گوساله و مرغ،Hoseyni et al. (2009) در بازار گوشت گاو، Nikukar et al. (2010) در بازار گوشت گاو، (2010) Ghadami Kuhestani et al. در بازار گوشت مرغ، Daneshvar Kakhaki & Heydari (2011) Kamalabadi در بازار تخم مرغ ایران، (2009) Ahmadi Shadmehri & Ahmadi برای محصول پنیر در ایران، Hoseyni & Ghahremanzadeh (2006) در بازار گوشت قرمز ایران، (2010) Moghaddasi & Noruzi در بازار گوشت (گوشت گاو، گوشت گوسفند و گوشت مرغ) در استان مازندران و (2007) Moerab & Moghaddasi در بازار گوجه‌فرنگی و سیب‌زمینی را بررسی نمودند.

مروری بر مطالعات تجربی نشان می‌دهد که در اغلب مطالعات نتیجه گرفته شده که انتقال قیمت بین سطوح مختلف بازار نامتقارن بوده که دلایل اصلی آن ساختار غیررقابتی بازار، وجود هزینه‌های تعدیل، فسادپذیری محصولات کشاورزی، کشش پایین محصولات کشاورزی و دخالت دولت است. بنابراین قیمت یکی از متغیرهایی است که رفتار غیرخطی دارد و باید برای بررسی رفتار آن و همچنین بررسی تقارن و عدم تقارن در انتقال قیمت از روش‌های اقتصادسنجی غیرخطی بهره جست. از این‌رو در این مطالعه با استفاده از داده-های سری زمانی هفتگی گوشت مرغ در ایران طی

www.SID.ir

Archive of SID

دوره ۱۳۹۱-۱۳۸۶ و مدل غیرخطی مارکوف سوئیچینگ اتورگرسیو[1](MSAR)، به ارزیابی انتقال قیمت گوشت مرغ در ایران پرداخته می‌شود که برتری این پژوهش را نسبت به مطالعات پیشین نشان می‌دهد. مزیت این روش در انعطاف‌پذیری آن است؛ به این صورت که در این روش امکان وجود یک تغییر دایمی یا چندین تغییر گذرا وجود داشته و این تغییرات می‌توانند به دفعات و برای مدت کوتاهی اتفاق بیفتند. در عین حال این مدل به صورت درون‌زا زمان‌های دقیق تغییرات و شکست-های ساختاری را تعیین می‌کند. قابلیت مدل‌های MS در تبیین رفتار متغیرهای اقتصادی، که بیشتر تغییر وضعیت (رژیم) می‌دهند، سبب استفاده‌ی روزافزون این مدل‌ها در اقتصاد شده است. ایراد روش‌های VAR و ARIMA، خطی بودن این روش‌ها و ناتوانی در تبیین خصوصیات غیرخطی نوسانات متغیرهاست. روش «مارکوف سوئیچینگ» به علت غیرخطی بودن قابلیت تبیین مشخصه‌های عدم تقارن نوسانات را دارا بوده و از روش‌های VAR و ARIMA مناسب‌تر است. این روش به دلیل عدم تغییر ماهیت داده‌ها و استفاده از خود داده‌ها برای استخراج نوسانات نسبت به روندزدایی و فیلتر HP (*هادریک پرسکات*) مناسب‌تر است (Talschi Amirkhiz, 2010). از نظر اقتصادی هر دو مدل آستانه‌ای و مارکوف سوئیچینگ برای تحلیل انتقال قیمت مناسب هستند. اما هر مدل برای نوع خاصی از سری‌های زمانی غیرخطی مناسب است. تغییر رژیم در مدل‌های آستانه‌ای درون‌زا است. به عنوان مثال، قیمت، تنها براساس مبادله تعیین می‌گردد و به طور ناگهانی تحت تأثیر عوامل اقتصادی، سیاسی یا طبیعی قرار نمی‌گیرد. در صورتی که اگر تجارت به طور مداوم تحت تأثیر عوامل خارجی مثلاً دخالت‌های دولت قرار گیرد و قیمت به طور ناگهانی تغییر کند، مدل مارکوف سوئیچینگ مناسب خواهد بود (Ihle & vo Cramon-Taubadel, 2008).

از این مدل‌ها برای بررسی موضوعات گوناگونی استفاده شده است که می‌توان به مطالعه (Chen, 2007 ; Hamilton, 1989) برای تعیین سیکل-های تجاری، (Krolzig et al., 2002) برای مطالعه نرخ بیکاری، (Smith, 2002) برای بررسی نرخ بهره و نرخ ارز، (Gallo & Guuidolin & Timmermann, 2006; Otranto, 2008) برای بررسی بازار سهام، (Clements & Krolzig, 2002 ; Clogni & Manera, 2009) برای بررسی اثرات نامتقارن متغیرهای اقتصادی و نفت بر اقتصاد، (Kazeruni et al., 2011) جهت بررسی اثرات نامتقارن نوسانات نرخ ارز بر صادرات غیرنفتی ایران، (Ghanbari et al., 2011) برای تشخیص اثرات نامتقارن شوک‌های نفت خام بر روی اقتصاد ایران و (Fallahi & Hashemi Dizaj, 2010) برای تعیین رابطه علّیت بین GDP و مصرف انرژی در ایران، (Ihle & von Cramon-Taubadel, 2008) جهت مقایسه دو روش TVECM و MSVECM در انتقال قیمت، (Zhao et al., 2012) به منظور بررسی یکپارچگی بازار در کارولینای شمالی، (Gotz, et al., 2010) برای بررسی اثرات کنترل صادرات روی انتقال قیمت بازار جهانی گندم در روسیه و اوکراین در طی بحران غذایی ۲۰۰۸-۲۰۰۷، (Baghestani & Sherafatmand, 2013) جهت تحلیل انتقال قیمت در بازار شیر ایران، (Bakus et al., 2008) برای تجزیه و تحلیل چگونگی انتقال قیمت تولید گندم بین آلمان و مجارستان طی پنج سال گذشته، (Gotz & von Cramon-Taubade, 2008) برای بررسی انتقال قیمت سیب در آلمان و (Brummer & Zorya, 2005) در اوکراین از مدل تصحیح خطای برداری مارکوف سوئیچینگ به منظور رژیم‌های چندگانه در رابطه با انتقال قیمت بین گندم و آرد گندم از ژوئن ۲۰۰۰ تا نوامبر ۲۰۰۴ استفاده نمودند. طبق نتایج، رژیم‌ها با وقایع سیاسی و اقتصادی در اوکراین تطبیق دارد.

1. Markov Switching Auto Regressive

www.SID.ir

Archive of SID

به‌ویژه رابطه شدیدی بین رژیم‌ها با مداخله سیاست احتیاطی در ۲۰۰۳ یافت شده است. در واقع سیاستگذاران در اوکراین در تعیین قیمت گندم دخالت می‌کنند. در بازار گندم اوکراین شوک بزرگی رخ داد به طوری که از جایگاه صادرکننده در سال‌های ۲۰۰۱-۲۰۰۰ به جایگاه واردکننده در سال ۲۰۰۳ تغییر یافت. که اثر منفی بر تولید داشته و باعث افزایش قیمت و حاشیه بازاریابی گردیده است.

مواد و روش‌ها

یک سری زمانی «مانا» را می‌توان به روش‌های گوناگون مدل‌سازی نمود. یکی از متداول‌ترین مدل‌سازی‌ها در اقتصادسنجی مدل‌سازی ARIMA[1] می‌باشد. با وجود کاربرد فراوان این مدل، پارامترهای آن در طول زمان به صورت خطی تعدیل نمی‌شوند. از آن‌جاکه این مدل‌ها به تغییرات متغیرها در طول زمان تفاوتی قائل نمی‌شوند، مدل‌های ARIMA برای مدل‌سازی این‌گونه متغیرها چندان مناسب نخواهد بود. بنابراین نیازمند توسعه مدل‌های ARIMA خواهیم بود. در حالت کلی در مدل‌های غیرخطی پارامترهای مدل تابعی از متغیر و یا رژیم‌های مختلف خواهند بود و در نتیجه در طول زمان تغییر خواهند کرد. مدل‌های غیرخطی برای دست‌یابی به این اهداف، شامل مدل‌های آستانه‌ای از قبیل TAR[2] و مدل‌های مارکوف سوئیچینگ (MS) می‌باشند.

در مدل‌های آستانه‌ای، رفتار متغیر سری زمانی در طول زمان به وضعیت سیستم نسبت به سطح آستانه بستگی دارد و در رژیم‌های مختلف متفاوت است. این تغییر رژیم می‌تواند وابسته به یک مقدار قابل مشاهده باشد که در این صورت مدل مشتمل بر آستانه خواهد بود و یا این که براساس آستانه ناشناخته خواهد بود. در حالت کلی در مدل‌های TAR که توسط Tong (1983 & 1990) طراحی شده است، چندین رژیم در نظر گرفته می‌شود که در هر کدام فرآیندهای AR(p) مراتب بالاتر وجود دارد. در مدل‌های آستانه‌ای سطح آستانه به صورت درون‌زا تعیین می‌گردد. مدل TAR دو رژیمی:

$$\begin{matrix} Y_{t-1} \succ \tau \\ Y_{t-1} \le \tau \end{matrix} \quad y_t = \begin{Bmatrix} \alpha_{10} + \alpha_{11} + Y_{t-1} + ... + \alpha_{1p} Y_{t-p} + \varepsilon_{1t} \\ \alpha_{20} + \alpha_{21} + Y_{t-1} + ... + \alpha_{2r} Y_{t-r} + \varepsilon_{2t} \end{Bmatrix} \quad (۱)$$

در مدل مارکوف سوئیچینگ (MS) که توسط Hamilton (1989) ارائه شده، تبدیل رژیم به صورت برون‌زا در نظر گرفته شده است (Enders، 2004). مدل مارکوف سوئیچینگ برای نخستین بار توسط Quandt (1972) و Quandt & Goldfeld (1973) معرفی گردیده و سپس توسط Hamilton (1989) برای استخراج چرخه‌های تجاری توسعه داده شد. در مدل سوئیچینگ معرفی شده توسط Quandt (1972)، مکانیسم‌های انتقال از هم‌دیگر مستقل هستند. در حالیکه در مدل‌های ارائه شده توسط Quandt & Goldfeld (1973) و Hamilton (1989) انتقال‌ها توسط زنجیره مرتبه اول مارکوف تحت پوشش قرار می‌گیرند. برای درک بهتر مدل مارکوف سوئیچینگ، متغیر مانای Y_t را فرض نمایید که برای رژیم اول $S_t = 1$ توسط فرآیند اتورگرسیو زیر توصیف می‌شود:

$$\varepsilon_{1t} \to N(0, \sigma_1^2) \quad Y_t = \alpha_1 + \beta_1 Y_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (۲)$$

حال فرض کنید متغیر Y_t برای رژیم دوم $S_t = 2$ توسط مدل اتورگرسیو متفاوت زیر تبیین شود:

$$\varepsilon_{2t} \to N(0, \sigma_2^2) \qquad Y_t = \alpha_2 + \beta_2 Y_{t-1} + \varepsilon_{2t} \quad (۳)$$

در مدل مارکوف سوئیچینگ ویژگی‌های Y_t، مشترکاً توسط ویژگی‌های متغیر تصادفی ε_t و متغیر وضعیت S_t تعیین می‌شود (Kuan، 2000). اگر چنانچه جز اخلال در دو مدل فوق یکسان باشد فرآیند تغییرات متغیر Y_t را می‌توان با استفاده از متغیر مجازی به صورت مدل واحد ارائه کرد:

1. Auto Regressive Integration Moving Average
2. Treshold Auto Regressive

www.SID.ir

Archive of SID

$$Y_t = \alpha_1 + \beta_1 Y_{t-1} + \delta D + \gamma D Y_{t-1} \varepsilon_t \quad (۴)$$

در مدل بالا، متغیر مجازی D برای زمانی که سیستم در رژیم اول قرار دارد، مقدار صفر و زمانی که سیستم در رژیم دوم باشد، مقدار یک اخذ می‌کند. مدل فوق دارای سه مشکل است: اولاً باید تاریخ دقیق جهش مشخص باشد تا بتوان از متغیر مجازی استفاده کرد ولی در بیشتر موارد این اطلاعات در دسترس نمی‌باشد؛ دوماً امکان پیش‌بینی رفتار Y_t با استفاده از این مدل وجود ندارد؛ سوماً، S_t یک متغیر قطعی تلقی شده و کاملاً قابل پیش‌بینی باشد، فرض واقع‌بینانه‌ای نیست. لذا برای اینکه چنین مشکلاتی حل شده و داده‌های روند ایجاد شده تکمیل گردد، بهتر است برای S_t، شرط احتمال وضع شود. در مدل MS، مکانیسم انتقال توسط متغیر وضعیت غیرقابل مشاهده S_t کنترل می‌شود. این متغیر وضعیت از زنجیره مرتبهٔ اول مارکوف پیروی می‌کند. به سخن دیگر، مقدار متغیر وضعیت در دورهٔ t تنها به مقدار آن در دورهٔ $t=1$ بستگی دارد. می‌توان مدل‌های انتقال برای متغیر Y_t را به صورت زیر بیان کرد (Talschi Amirkhiz, 2010):

$$Y_t = \begin{cases} C + P_{11} Y_{t-1} + \varepsilon_t & S_t = 1 \\ C_2 + P_2 Y_{t-1} + \varepsilon_t & S_t = 2 \end{cases} \quad \text{و}$$

(۵)

پس مدل بالا دو ساختار پویای مختلف را نشان می‌دهد که به مقدار متغیر وضعیت S_t بستگی دارد. با در نظر گرفتن فرض‌های متفاوت برای S_t، مدل‌های متفاوتی ایجاد می‌شود. وقتی S_t برای دورهٔ (T_1و ... و۲ و۱)=t مقدار صفر و برای دورهٔ (T و...وT_1+۲ و T_1+۱)=t مقدار یک را اخذ کند، این مدل، مدلی با یک تغییر ساختاری در زمان T_1 است. زمانی که S_t متغیر مستقل تصادفی برنولی باشد، این مدل نشان‌دهنده‌ی مدل انتقال تصادفی (1972) Quandt است. اگر S_t به عنوان متغیر شاخص در نظر گرفته شود به طوری که مقدار آن برای $\theta \leq C$ برابر یک ($S_t = 1$) و برای $\theta \succ C$ برابر دو ($S_t = 2$) باشد. که C مقدار آستانه‌ای است، این مدل را مدل آستانه‌ای می‌نامند. وقتی S_t فرآیند مارکوف را دنبال کند این مدل را مارکوف سوئیچینگ نامند. با فرض اینکه متغیر Y_t با فرآیند اتورگرسیو مرتبه p و با m رژیم، مدل‌سازی شود MS(m)-AR(p) خواهیم داشت:

$$Y_t = \sum_{i=1}^{m} \left(\sum_{j=1}^{p} \left(\beta_{ij} Y_{t-j} \right) + U_{it} \right) I_i \left(S_{t=i} \right) \quad (6)$$

در مدل فوق احتمال انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر در قالب احتمالات شرطی قابل محاسبه خواهد بود. مثلاً P_{ij} بیانگر انتقال از رژیم i به رژیم j است و P_{ij} احتمال ثبات رژیم i خواهد بود. P_{ij}ها باید غیرمنفی بوده و شرط زیر برای آن برقرار باشد:

$$\forall_{ij} \in (1,2,...,m) \;\; P_{ij} = \Pr(S_{t+1} = j | S_t = i) \;\; ; \;\; \sum_{j=1}^{m} P_{ij} = 1$$

(۷)

انتقال بین وضعیت‌ها یا رژیم‌ها را می‌توان با استفاده از ماتریس احتمال انتقال نشان داد. در مدل ساده با دو رژیم به صورت زیر است:

$$P = \begin{bmatrix} \Pr(S_t = 1 | S_{t-1} = 1) & \Pr(S_t = 1 | S_{t-1} = 2) \\ \Pr(S_t = 2 | S_{t-1} = 1) & \Pr(S_t = 2 | S_{t-1} = 2) \end{bmatrix} = \begin{pmatrix} P_{11} & P_{12} \\ P_{21} & P_{22} \end{pmatrix}$$

(۸)

در کارهای تجربی می‌توان مدل را طوری تغییر داد که فقط برخی از پارامترها به رژیم بستگی داشته باشد و سایر پارامترها با تغییر رژیم عوض نشوند. در ادبیات مربوط به مدل‌های MS، برای نشان دادن میانگین از علامت M، برای عرض از مبدأ از I، برای پارامتر خودهم‌بستگی از A و برای واریانس از H استفاده می‌شود. در جدول (۱) حالت‌های مختلف مدل‌های MS داده شده است.با ترکیب حالت‌های اول و دوم با مدل‌های دوم و سوم می‌توان مدل‌های جزئی‌تری را به دست آورد که در آن امکان وابستگی اجزای مختلف معادله به رژیم‌ها وجود دارد. این حالت ها در جدول (۲) نشان داده شده است.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۱- حالت‌های مختلف مارکوف سوئیچینگ (MS)

نام مدل	جزء وابسته به رژیم	توزیع جملات اخلال	معادله
MSM(m)-AR(p)	میانگین	$\varepsilon_t \approx \text{IID}(0,\sigma^2)$	$\Delta y_t - \mu(S_t) = \sum_{i=1}^{P} \alpha_i (\Delta y_{t-1} - \mu(S_{t-1})) + \varepsilon_t$
MSI(m)-AR(p)	عرض از مبدأ	$\varepsilon_t \approx \text{IID}(0,\sigma^2)$	$\Delta y_t = c(S_t) + \sum_{i=1}^{P} \alpha_i (\Delta y_{t-i}) + \varepsilon_t$
MSH(m)-AR(p)	واریانس جملات خطا	$\varepsilon_t \approx \text{IID}(0,\sigma^2(S_t))$	$\Delta y_t = c + \sum_{i=1}^{P} \alpha_i (\Delta y_{t-i}) + \varepsilon_t$
MSA(m)-AR(p)	ضرایب جملات خودتوضیح	$\varepsilon_t \approx \text{IID}(0,\sigma^2)$	$\Delta y_t = c + \sum_{i=1}^{P} \alpha_i (S_t)(\Delta y_{t-i}) + \varepsilon_t$

جدول ۲- حالت های مختلف MS-AR

		MSM	**MSI**		
		میانگین متغیر	میانگین ثابت	عرض ازمبدأمتغیر	عرض ازمبدأثابت
	واریانس ثابت	MSM-AR	MARخطی	MSI-AR	ARخطی
A_j ثابت	واریانس متغیر	MSMH-AR	MSH-MAR	MSIH-AR	MSH-AR
A_j **متغیر**	واریانس ثابت	MSMA-AR	MSA-MAR	MSIA-AR	MSA-AR
	واریانس متغیر	MSMAH-AR	MSAH-MAR	MSIAH-AR	MSAH-AR

مأخذ: کرولزیگ، (۱۹۹۷)

در نهایت باید متذکر شد که برای تخمین مدل مارکوف سوئیچینگ از روش‌هایی نظیر حداکثر راست‌نمایی[1] (MLE)، الگوریتم حداکثر انتظار[2] (EM) و روش نمونه‌گیری گیبس[3] استفاده می‌گردد. روش الگوریتم حداکثر انتظار به منظور برآورد پارامترهای مدلی که سری‌های زمانی مشاهده شده، به متغیر تصادفی پنهان یا غیرقابل مشاهده وابسته باشد، به کار گرفته می‌شود. Y_t مستقیماً قابل‌مشاهده است؛ اما متغیر وضعیت غیرقابل مشاهده بوده و مقدار آن تنها براساس مقدار تحقق یافته Y_t قابل استنتاج است که به صورت $\xi_{it} = \Pr[S_t = 1 | \Omega_t; \theta]$ نشان داده می‌شود و در آن i=۱و۲ و Ω_t مجموعه اطلاعات (مجموعه مشاهدات در دسترس در دورهٔ t) و θ بردار پارامترهای تخمینی است. هنگامی که مقدار قبلی احتمال $\xi_{it} = \Pr[S_t = 1 | \Omega_{t-1}; \theta]$ را به عنوان نهاده به خود می‌گیرد، برای استنباط باید یک روش تکراری برای دورهٔ (T_1و ... و۲ و۱)=t استفاده شود. برای این منظور، تابع چگالی تحت وضعیت‌های مختلف مورد نیاز است که به صورت زیر قابل بررسی است:

$$\eta_{ij} = f(Y_t | S_t = i, \Omega_{t-1}; \theta) = \frac{1}{\sqrt{2\Pi\Omega}} \exp\left[- \frac{(Y_t - C_i - PY_{t-1})^2}{2\sigma^2} \right] \quad (۹)$$

چگالی شرطی نیز به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$(Y_t | \Omega_{t-1}; \theta) = \sum_{i=1}^{2} \sum_{j=1}^{2} P_{ij} \xi_{jt-1} \eta_{it} \quad (۱۰)$$

و بنابراین:

$$\xi_{jt} = \frac{\sum_{j=1}^{2} P_{ij} \xi_{jt-1} \eta_{it}}{f(y_t | \Omega_{t-1}; \theta} \quad (۱۱)$$

1. Maximum Likelihood Estimation
2. Expectation Maximization
3. Gibs Sampling Approach

www.SID.ir

Archive of SID

با استفاده از این نتایج می‌توان لگاریتم احتمال شرطی داده‌های مشاهده شده را برای مقدار داده شده θ به دست آورد:

$$\log(Y_1, Y_2, ..., Y_T | Y_0; \theta) = \sum_{t=1}^{T} \log f(Y_t | \Omega_{t-1}; \theta) \quad (۱۲)$$

برای برآورد θ از بهینه سازی استفاده می‌شود تا لگاریتم احتمال شرطی با به‌کارگیری مقدار اولیه ξ_j حداکثر گردد. فرض کنید زنجیره مارکوف ارگودیک[1] است در این صورت احتمال غیرشرطی به عنوان مقادیر اولیه به کار گرفته می‌شوند که به صورت زیر قابل تعریف است:

$$\xi_j = \Pr(S = j) = \frac{1 - P_{ij}}{2 - P_{ii} - P_{jj}} \quad (۱۳)$$

بعد از تخمین ضرایب مدل و محاسبه ماتریس انتقال می‌توان احتمال وضعیت j را در هر دورهٔ زمانی براساس اطلاعات کل (۱ تا T) نمونه محاسبه کرد که این مجموعه از احتمالات به عنوان احتمالات صاف شده شناخته می‌شوند. علاوه بر این می‌توان احتمال وضعیت j را در هر دورهٔ زمانی با استفاده از مشاهدات ۱ تا t (نقطه مورد بررسی) محاسبه کرد که به احتمالات فیلتر شده معروف است (Mohseni Zenuzi, 2011).

پس از مقدمه‌ای که بر مدل مارکوف سوئیچینگ ارائه شد اکنون مدل پژوهش معرفی می‌شود. در این پژوهش، متغیرهای قیمت مرغ کشتار (Plhen)، قیمت جوجه یک روزه (Plchiken) و قیمت کنجاله سویا (Plsoya) جهت ورود در مدل غیرخطی MS انتخاب شده‌اند. در این مقاله از داده‌های هفتگی سال ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۱ شبکه خبری و اطلاعات صنعت مرغداری و دامپروری (I.T.P) استفاده شده است. لازم به توضیح است که مقدار لگاریتمی متغیرها در مدل وارد شده‌اند.

1. Ergodik

$$Plhen = \beta_0 + \beta_1 Plchiken_t + \beta_2 Plsoya_t \quad (۱۴)$$

مدل‌های MS با توجه به امکان تغییر در میانگین (M)، عرض از مبدأ (I) و ضرایب جملات خودرگرسیون (A) ایجاد می‌شوند. برای انتخاب مدل بهینه دو شرط ضروری است. اولاً باید فرض صفر عدم تغییر رژیم در مدل، قابل رد کردن باشد و ثانیاً مدل مذکور در میان سایر مدل‌های احتمالی که شرط اول در آن‌ها پژوهشگر باشد، از لحاظ معیار آکاییک مناسب‌تر باشد (Jamal Shargh, 2008). برای تعیین رژیم بهینه در مدل MS نیز از آزمون LR و معیار اطلاعاتی AIC, SIC ,HQIC استفاده می‌شود.

نتایج و بحث

نخستین مرحله در برآورد سری‌های زمانی، بررسی وضعیت مانایی متغیرها است. در این قسمت با استفاده از آزمون ریشه واحد KPSS[2] و DFGLS[3]، مانایی متغیرها بررسی شده و نتایج در جدول (۳) آورده شده است. مطابق نتایج تمامی متغیرها با یک بار تفاضل‌گیری در سطح ۵ درصد مانا شدند.

در مرحله بعد، تعداد بهینهٔ وقفه و رژیم در مدل MS مورد استفاده باید تعیین شود. وقفه بهینه، دو وقفه تعیین گردید و با توجه به پارامترهای مزاحم (احتمالات انتقالات) در فرضیهٔ صفر، آزمون LR دارای توزیع استاندارد نخواهد بود، که این امر سبب می‌شود تا نتوان از این آزمون برای تعیین تعداد رژیم استفاده کرد (Krolzig, 1997). برای حل این مشکل، برخی از پژوهشگران مانند Garcia (1998) و Hansen (1992)، نحوه تعیین توزیع آزمون LR برای تعیین تعداد رژیم در موارد خاصی از مدل‌های MS را ارائه داده‌اند، ولی این روش‌ها قابلیت استفاده برای تمام موارد را ندارند. علاوه بر آزمون LR می-

1. Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test
2. Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS test

www.SID.ir

Archive of SID

توان از معیار اطلاعات AIC نیز برای تعیین تعداد رژیم‌ها استفاده کرد. مطالعه Psaradakis & Spagnolo (2003) در این زمینه نشان می‌دهد در مواردی که تعداد مشاهدات مورد بررسی و تغییرات در پارامترها به اندازه کافی بزرگ است، استفاده از معیار آکائیک تعداد درست رژیم را تعیین می‌کند (Fallahi & Hashemi Dizaj, 2010). در این پژوهش بر اساس آماره آکائیک تعداد رژیم‌های انتقال قیمت برابر با سه تعیین گردید.

براساس نمودار (۱)، هرچه احتمال صاف شده و فیلتر شده رژیم در یک دورهٔ زمانی به یک نزدیکتر باشد، احتمال قرار گرفتن تغییرات قیمت گوشت مرغ در آن رژیم، در آن دورهٔ زمانی بیشتر است. براساس احتمالات صاف شده[1] و فیلتر شده[2] مدل MSMAH(3)-AR(2) زمانی که تغییرات قیمت گوشت مرغ منفی است (یعنی وارد فاز کاهش می‌شود)، احتمالات رژیم یک، به مقدار یک نزدیک می‌شود یعنی دوره‌هایی که کاهش قیمت مرغ وجود دارد، بیشتر با رژیم یک منطبق‌اند. بنابراین رژیم یک به عنوان رژیم کاهش قیمت نامگذاری شده است. همچنین رژیم سه بر دوره‌هایی منطبق است که تغییرات مثبت در قیمت گوشت مرغ زیاد است و رژیم افزایش قیمت نام‌گذاری شده است. رژیم دو نیز بر دوره‌هایی منطبق است که تغییرات منفی قیمت گوشت مرغ منفی بوده اما زیاد نیست و رژیم کاهش ملایم نامگذاری شده است.

از آن جا که مدل مارکوف سوئیچینگ دارای حالت‌های مختلفی است. لذا، برای انتخاب بهترین حالت، یک بار تشخیص بهینه در داخل یک نوع خاص از مدل مارکوف سوئیچینگ، محاسبه شده و سپس مدل‌های مختلف MS با هم مقایسه می‌شوند. در نهایت مدل با کمترین معیار آکائیک، براساس معیارهای ارزش تابع لگاریتم راست‌نمایی (lnL)، ارزش میانگین یا جمله ثابت تخمین زده شده در رژیم‌های اقتصادی متفاوت و ارتباط و انطباق بین احتمالات رژیم و اصول اقتصاد کلان با هم مقایسه و مدل بهینه انتخاب می‌شود (Ghanbari et al., 2011). مقدار آکائیک مربوط به انواع مختلف مدل‌های MS-AR دو و سه رژیمی، به منظور انتخاب مدل بهینه در جدول (۴) ارائه گردیده است.

3. Smoothed Probability
4. Filtered probability

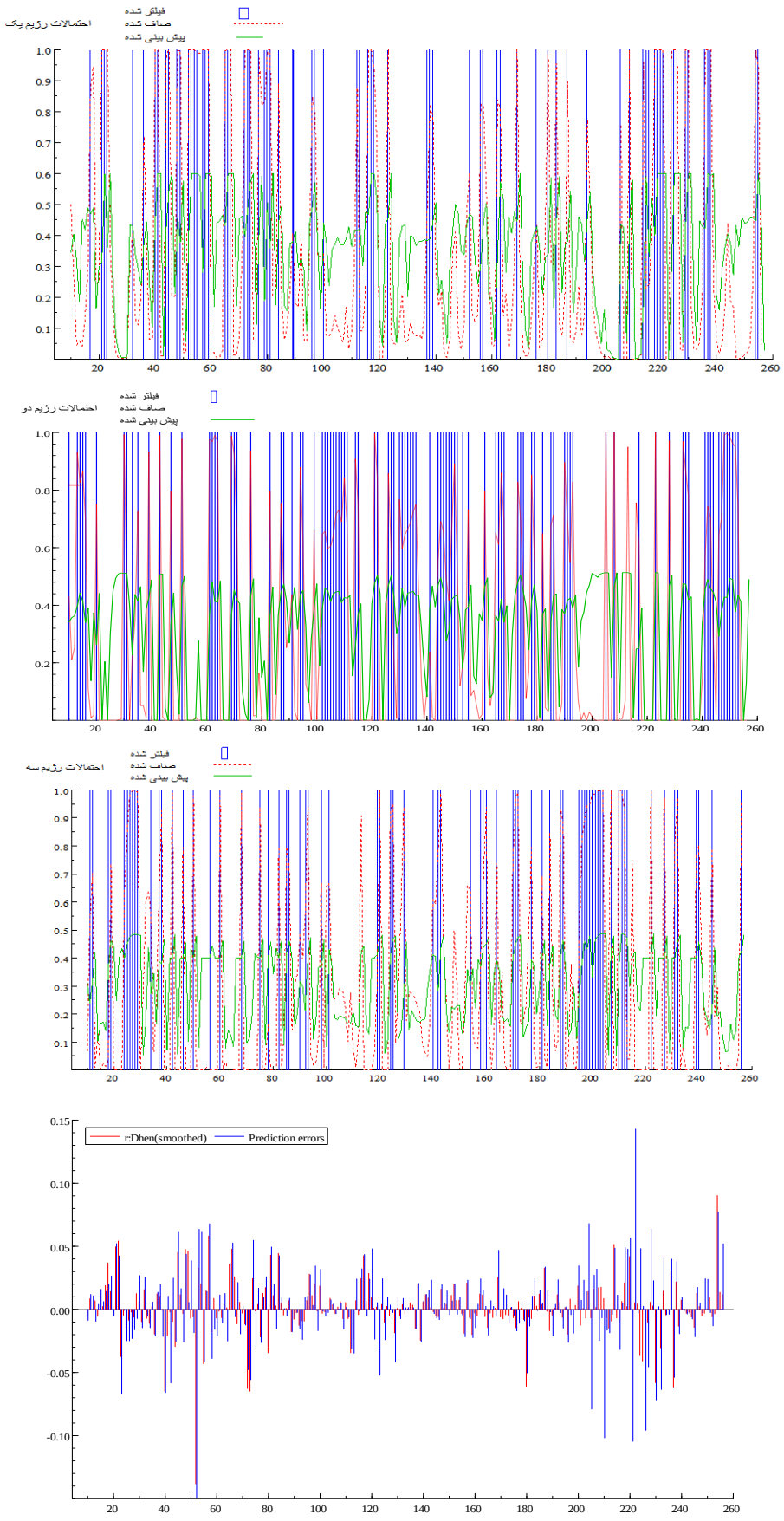
جدول ۳- آزمون مانایی متغیرها

متغیرها	در سطح		یک بار تفاضل‌گیری		در سطح		یک بار تفاضل‌گیری	
	کمیت بحرانی۵٪	KPSS	کمیت بحرانی۵٪	KPSS	کمیت بحرانی۵٪	DFGLS	کمیت بحرانی۵٪	DFGLS
قیمت مرغ کشتار	۰/۱۴۶	۰/۲۶۲	۰/۱۴۶	۰/۰۲۲	-۲/۹۱	-۲/۶۷	-۲/۹۱	-۱۲/۲
قیمت جوجه یک روزه	۰/۱۴۶	۰/۳۱۶	۰/۱۴۶	۰/۰۳۲	-۲/۹۱	-۳/۹۴	-۲/۹۱	-۱۳/۵۵
قیمت سویا	۰/۱۴۶	۰/۳۹	۰/۱۴۶	۰/۰۴۵	-۲/۹۱	-۱/۱۸	-۲/۹۱	-۱۲/۹۷

مأخذ: یافته‌های پژوهش

www.SID.ir

Archive of SID



نمودار ۱- احتمال انتقال رژیم در مدل MSMAH(3)-AR(2)

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۴- تعیین حالت بهینه مدل مارکوف سوئیچینگ براساس معیار آکائیک

مدل	تعداد رژیم	
	سه	دو
MSM-AR	-	-
MSI-AR	-۴/۲۴	-۴/۱۸
MSMH-AR	-	-
MSMA-AR	-۴/۳۰	-۴/۱۵
MSIA-AR	-۴/۳۴	-۴/۱۴
MSIH-AR	-۴/۳۶	-۴/۱۶
MSIAH-AR	-۴/۳۶	-۴/۱۶
MSMAH-AR	-۴/۳۷	-۴/۲۶

مأخذ: یافته‌های پژوهش

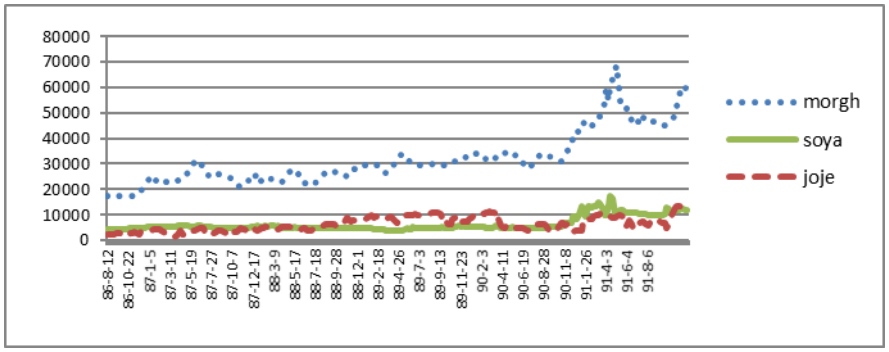
براساس نتایج، مدل MSMAH سه رژیمی با رتبه خودرگرسیون دو ((MSMAH(3)-AR(2))، دارای کمترین مقدار آکائیک بوده و به عنوان مدل بهینه انتخاب شد. مقدار آماره LR برای آزمون خطی بودن مدل MSMAH(3)AR(2) برابر ۱۵۰/۰۵ شده که از مقدار بحرانی آن در سطح معنی‌داری ۵ درصد بزرگ است پس فرض صفر مبنی بر خطی بودن مدل رد می‌شود. نمودار (۲) نیز روند تغییرات رشد قیمت هفتگی گوشت مرغ، کنجاله سویا و جوجه یک‌روزه را نشان می‌دهد که شاهدی بر غیرخطی بودن سری‌های زمانی متغیرهای مورد مطالعه می‌باشد. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که بایستی به جای مدل‌های خطی از روش غیرخطی مارکوف سوئیچینگ برای برآورد مدل استفاده کرد.

بعد از تعیین مدل بهینه، با در نظر گرفتن معیارهای بالا، مدل پژوهش تخمین زده می‌شود. جدول ۵، نتایج تخمین پارامترهای مدل فوق با استفاده از روش حداکثر راست‌نمایی را نشان می‌دهد. با توجه به نتایج ملاحظه می‌نمایید که انحراف معیار و در نتیجه واریانس در رژیم کاهش قیمت بیشتر از دو رژیم دیگر است و تمامی متغیرها معنی‌دار هستند. نمودار (۳) مقادیر واقعی قیمت گوشت مرغ و مقادیر توضیح داده شده به وسیله مدل را نمایش می‌دهد. همانگونه که نمودار نیز نشان می‌دهد مدل برآورد شده توانسته برازشی مناسب بر داده‌ها داشته باشد.

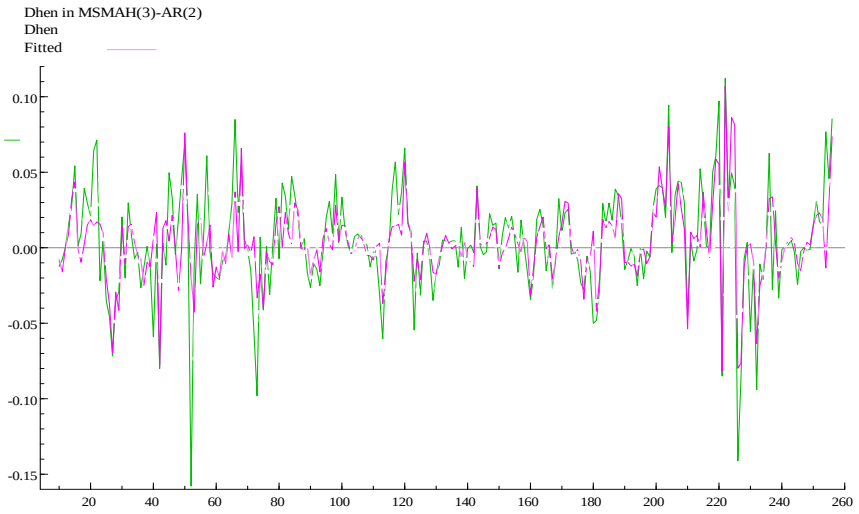
به منظور بررسی میزان ثبات رژیم‌ها همچنین محاسبه احتمالات انتقال هر رژیم به رژیم دیگر، ماتریس احتمال انتقال استخراج شده و در جدول ۶ گزارش گردیده است. همانطور که ملاحظه می‌شود احتمال انتقال از رژیم کاهش ملایم قیمت به همان رژیم بسیار بالا و نزدیک ۰/۹۰ می‌باشد پس این رژیم نسبت به دو رژیم دیگر دارای پایداری بیشتری است. احتمال انتقال از رژیم کاهش ملایم قیمت به کاهش قیمت و از رژیم کاهش قیمت به کاهش ملایم قیمت برابر صفر است. احتمال انتقال از رژیم کاهش قیمت به افزایش قیمت حدود ۱۴/۵ است که بیان می‌کند این احتمال تاحدودی ضعیف است. همچنین مطابق یافته‌های پژوهش از ۲۵۹ مشاهده مورد بررسی، ۳۰/۳۶ درصد (۷۸ مشاهده) در رژیم کاهش قیمت ، ۳۸/۸۷ درصد (۱۰۱ مشاهده) در رژیم کاهش ملایم قیمت و ۳۰/۷۷ درصد (۸۰ مشاهده) در رژیم افزایش قیمت قرار گرفته‌اند. به عبارتی به احتمال ۴۶ درصد شرایط کاهش قیمت بر گوشت مرغ حاکم خواهد بود، به احتمال ۹۰ درصد قیمت گوشت مرغ به طور آهسته کاهش می‌یابد و رژیم غالب اقتصادی رژیم افزایش قیمت است که به احتمال ۷۱ درصد قیمت گوشت مرغ در حال افزایش خواهد بود.

www.SID.ir

Archive of SID



نمودار۲- روند تغییرات رشد قیمت هفتگی گوشت مرغ، کنجاله سویا و جوجه یک روزه در دوره زمانی ۱۳۹۱-۱۳۸۶



نمودار۳- روند مقادیر واقعی و برازش شده Plhen

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۵- نتایج تخمین پارامترهای مدل

	متغیر	ضریب	انحراف معیار	آمارهt	احتمال t
رژیم اول	Dhen1	۰/۲۱۱	۰/۱۲۵	۱/۶۹	۰/۰۹۲
	Dhen2	۰/۰۶۶	۰/۱۰۷	۰/۶۲۴	۰/۵۳۴
	Dsoya	-۰/۱۵۸	۰/۰۵۲	-۳/۰۳	۰/۰۰۳
	Dsoya1	-۰/۲۸۶	۰/۰۶۱	-۴/۶۴	۰/۰۰۰
	Dsoya2	۰/۰۶۱	۰/۰۴۷	۱/۳	۰/۱۹۵
	Dchiken	۰/۰۵۹	۰/۰۲۳	۲/۵۴	۰/۰۱۲
	Dchiken1	۰/۰۴۹	۰/۰۲۷	۱/۷۷	۰/۰۷۸
	Dchiken2	۰/۰۳۴	۰/۰۲۵	۱/۳۵	۰/۱۷۷
رژیم دوم	Dhen1	۰/۳۶۲	۰/۰۹۲	۳/۹۱	۰/۰۰۰
	Dhen2	۰/۱۱۵	۰/۰۶۳	۱/۸۱	۰/۰۷۱
	Dsoya	۰/۰۷۶	۰/۰۱۶	۰/۰۱۶	۰/۰۰۰
	Dsoya1	۰/۰۷۲	۰/۰۱۹	۴/۶۵	۰/۰۰۰
	Dsoya2	۰/۰۵۵	۰/۰۱۶	۳/۴۳	۰/۰۰۱
	Dchiken	۰/۰۵۶	۰/۰۰۸	۶/۴۱	۰/۰۰۰
	Dchiken1	۰/۰۴	۰/۰۱	۳/۷۴	۰/۰۰۰
	Dchiken2	۰/۰۱۷	۰/۰۰۹	۱/۷۶	۰/۰۸۱
رژیم سوم	Dhen1	۰/۸۷۹	۰/۱	۸/۶۴	۰/۰۰۰
	Dhen2	۰/۵۹	۰/۰۷۲	۸/۰۹	۰/۰۰۰
	Dsoya	۰/۲۴۷	۰/۰۲۵	۹/۸۱	۰/۰۰۰
	Dsoya1	۰/۱۴۳	۰/۰۲۲	۶/۵۷	۰/۰۰۰
	Dsoya2	۰/۰۳۲	۰/۰۳۲	۱	۰/۳۱۹
	Dchiken	۰/۰۴۹	۰/۰۱۳	۳/۸۸	۰/۰۰۰
	Dchiken1	-۰/۰۶۷	۰/۰۱۱	-۵/۸۱	۰/۰۰۰
	Dchiken2	-۰/۰۵۷	۰/۰۱	-۵/۲۷	۰/۰۰۰
	sigma(۱)	۰/۰۳۶	۰/۰۰۳	۱۱/۷	۰/۰۰۰
	sigma(۲)	۰/۰۰۸	۰/۰۰۱	۷/۰۹	۰/۰۰۰
	sigma(۳)	۰/۰۱۲	۰/۰۰۱	۶/۷۳	۰/۰۰۰
	log-likelihoo		۵۷۱/۲۰۱		
	AIC		-۴/۳۷		
	AIC.T		-۱۰۷۶/۴۰۳		
	Mean (Plhen)		۰/۰۰۳۹		
	Var (Plhen)		۰/۰۰۱۲		

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۶- احتمال انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر

	رژیم کاهشی	رژیم کاهش ملایم	رژیم افزایشی
رژیم کاهشی	۰/۴۵۹۵	۰/۰۰۰	۰/۱۴۵۶
رژیم کاهش ملایم	۰/۰۰۰	۰/۹۰۵۸	۰/۱۴۰۵
رژیم افزایشی	۰،۵۴۰۵	۰/۰۹۴۲	۰/۷۱۳۹

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتیجه گیری و پیشنهادها

برای برآورد الگوی انتقال قیمت گوشت مرغ، نخست با استفاده از آزمون‌های KPSS و DFGLS مانایی سری‌های قیمت گوشت مرغ در کشتارگاه، قیمت جوجه یک‌روزه و قیمت کنجاله سویا آزمون شد که نتیجه نشان می‌دهد سری‌های مذکور با یک بار تفاضل‌گیری مانا شدند. نتایج حاصل از آزمون LR برای تشخیص خطی بودن مدل نیز نشان داد که با احتمال ۹۵ درصد مدل غیرخطی است و از مدل غیرخطی مارکوف سوئیچینگ اتورگرسیو برای تحلیل انتقال قیمت استفاده شد. مدلی که در این پژوهش برآورد شد عبارت است از (-MSMAH(3) AR(2)) با سه رژیم (کاهش قیمت، کاهش ملایم قیمت و افزایش قیمت) و دو وقفه. نتایج به دست

www.SID.ir

Archive of SID

آمده از برآورد مدل بیانگر معنی‌داری همه متغیرهای وارد شده در مدل و انتقال قیمت نامتقارن است. افزایش قیمت نهاده‌های تولیدی گوشت مرغ نسبت به کاهش قیمت نهاده‌ها سریعتر به قیمت گوشت مرغ منتقل می‌شود. مطابق یافته-های پژوهش از ۲۵۹ مشاهده مورد بررسی، ۳۰/۳۶ درصد (۷۸ مشاهده) در رژیم کاهش قیمت ، ۳۸/۸۷ درصد (۱۰۱ مشاهده) در رژیم کاهش ملایم قیمت و ۳۰/۷۷ درصد (۸۰ مشاهده) در رژیم افزایش قیمت قرار گرفته‌اند. رژیم غالب اقتصادی رژیم کاهش ملایم قیمت است که به احتمال ۹۰ درصد قیمت گوشت مرغ به طور آهسته کاهش می-یابد.

با توجه به عدم انتقال قیمت متقارن و تاثیر متفاوت ویژه آن بر رفاه تولید کنندگان توصیه می‌گردد که سیاستگذاران بخش طیور در صورت انجام سیاستهای حمایتی از این بخش، تأثیر عدم تقارن در انتقال قیمت را در سیاستگذاری‌های خود مد نظر قرار دهند. با توجه به اینکه یکی 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 عرضه 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. با توجه به صنعتی بودن تولید گوشت مرغ، استفاده بیشتر از نهاده‌های بازار، وجود تشکل-های سازمان یافته‌تر در صنعت گوشت مرغ کشور و سهم بالای نهاده‌های وارداتی در تولید آن، اقداماتی نظیر کاهش مداخلات دولت در بازار، بهبود زیرساخت‌ها و تشکیل تعاونی‌های تولید و توزیع می‌تواند در بهبود تقارن انتقال قیمت بازار مرغ ایران بسیار مؤثر باشد. در این راستا پیشنهاد می‌شود، سیاست‌های تشویقی مناسب برای سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در صنعت کشتارگاهی، در مناطقی از کشور اتخاذ گردد که دارای کشتارگاه‌های کمی است. همچنین تشویق برای سرمایه‌گذاری در صنعت فرآوری گوشت مرغ به ایجاد بازارهای رقابتی‌تر کمک می‌کند.

REFERENCES

1- News and information for livestock and poultry industry (I.T.P), (2012). http://www.itpnews.com
2- Ahmadi Shadmehri, M., & Ahmadi, M. (2009). The Relationship between Producer Prices and Consumer (the Case of Dairy Products in Iran). *Journal of Knowledge and Development (scientific - research)*. 16(28). (In Farsi).
3- Baghestany, A.A. & Sherafatmand, H. (2013). A Markov-Switching Vector Error Correction Model for Milk Market. *Internationam Journal of Agricultural and Plant Production*, 4(8),1782-1789. (In Farsi).
4- Bakucs, L.Z & Ferto, I. (2007). Marketing Margin and Price Transmission on the Hungarian Beef Market. *Institute of Economics, Hungarian Academy of Sciences*.
5- Bakus, 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 People, Food and Environments: Global Trends and European Strategies*, the 26th-29th August 2008, in Ghent (Belgium).
6- Brummer, B & Zorya, S. (2005). Wheat/ Flour Price Transmission and Agricultural Policies in Ukraine: A Markov-Switching Vector Error Correction Approach. *Institute of Agricultural Economics*. Georg-August-University Gottingen, Germany.
7- Capps, J.O. & Sherwell, P. (2005). Spatial asymmetry in farm-retail price transmission associated with fluid milk products. Selected paper prepared for presentation to the *American Agricultural Economics Association Annual meeting*, Providence, Rhode Island.
8- 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.
9- Clements, M.P & Krolzig, H.M. (2002). Can Oil shocks explain asymmetries in the U.S. business cycle Empirical Economics, 27: 185-204.
10- Clogni, A & Manera, M. (2009). The Asymmetric Effects of Oil Shocks on output Growth: A Markov-Switching Analysis for G7 Countries. *Economic Modeling*, 26: 1-29.

www.SID.ir

Archive of SID

11- Daneshvar Kakhaki, M., & Heydari Kamalabadi, R. (2011). The Effect of Targeted Subsidies on Price Transmission in the Egg Market in Iran, *Journal of Economics and Agricultural Development (Agricultural Sciences and Technology)*, 25(4), 517-526. (In Farsi).
12- Enders, W. (2004), Applied econometrics time series, John Wiley and Sons.
13- Gallo, G.M. & Otranto, E. (2008). Volatility Spillovers, Interdependence and Comovements: A Markov Switching Approach, *Computational Statistics and Data Analysis*, 52: 3011-3026.
14- Esmaeeli, A. (2010). Transmission of International Prices of Mutton, Beef and Chicken in the Country. *Iranian Journal of Agricultural Economics and Development*, 2-41(2), 137-146. (In Farsi).
15- Fallahi, F., & Hashemi Dizaj, A. (2010). Causality between GDP and energy consumption in Iran by using a Markov switching model of, seasons Energy Economics Studies, 7(26), 131-152. (In Farsi).
16- Ghadami kuhestani, M., Nikookar, A., & Doorandish, A. (2010). Threshold of Pattern Transfer in the Market Price of Chicken Meat in Iran, *Journal of Economics and Agricultural Development (Agricultural Sciences and Technology)*, 24(3), 384-392. (In Farsi).
17- Ghanbari, A., Khezri, M., & Rasooli, A. (2011). Detection of Asymmetric Effects of Oil Shocks on the Economy in Economic Regime: a Markov Switching Model. *Journal of Economic Research*, 7(22), 23-58. (In Farsi).
18- Goodwin, b.k & Holt, M.T. (1999). Asymmetric adjustment and price transmission in the US Beef sector. American *Journal of Agricultural Economics*, 81: 630-637.
19- Gotz, L. & von Cramon-Taubadel, S. (2008). Considering Threshold Effects in the Long- run Equilibrium in a Vector Error Correction Model: An Application to the German Apple Market. *12th Congress of the European Association of Agricultural Economists- EAAE, in Ghent (Belgium).*
20- Gotz, L. Glauben, Th. & Brummer, B. (2010). How did Policy in Wheat Export Markets in Russia and Ukraine during the Food Crisis 2007/2008 Influence World Market Price Transmission? *Leibniz-Institute of Agricultural Development in Central and Eastern Europe (IAMO)*, Halle (Saale).
21- Guuidolin, M. & Timmermann, A. (2006). An Econometric Model of Nonlinear Dynamics in the Joint Distribution of Stok and Bond Returns, *Journal of Applied Econometrics*, 21: 1-22.
22- Hamilton, J. (1989). A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle. Econometrica, 57: 357-384.
23- Hamilton, J.D. (1994). *Time Series Analysis*. Princeton University Press: Princeton.
24- Hansen, B, Hahn, W & Weimar, M. (1994). Determinants of the Farm-to-Retail Milk Price Spread. Agriculture Information Bulletin, Np: 693.
25- Hoseyni, S.S. & Ghahremanzadeh, M. (2006). Asymmetric price adjustment and transfer the meat market, *Iranian Journal of Agricultural Research*, 53, 1-22. (In Farsi).
26- Hoseyni, S.S., Nikookar, A., & Doorandish, Arash. (2009). Analysis of Market Structure and Price Transmission on Marketing Margins in the Beef in Dusty in Iran, *Iranian Journal of Agricultural Economics and Development*, 2-41(2), 147-157. (In Farsi).
27- Ihle, R. & 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, in Ghent (Belgium).*
28- Ivan, G & 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*.
29- Jamal Shargh, S. (2008). *Asymmetric Effects of Monetary Shocks on Output, Iran*. Master's thesis, Faculty of Humanities and Social Sciences, University of Tabriz.
30- Kazerooni, A., Rezazadeh, A., & Mohammadpoor, S. (2011). Asymmetric Effects on Real Exchange Rate Volatility on Exports of Iranian Approach to Nonlinear Markov-Switching Season A Research in Economic Modeling. (In Farsi).
31- Krolzig, H.M , Marcellino, M. & Mizon, G. (2002). A Markov-Switching Vector Equilibrium Correction Model of the UK Labor Market, *Empirical Economics*, 27: 233-254.
32- Lioyd, T, Mccoristion, S, Morgan, C.W. & Rayner, A.J. (2001). The Impact of Food Scares on Price Adjustment in the UK Beef Market. Agricultural Economics, 25: 347-357.
33- Moghaddasi, R., & Noroozi, Gh. (2010). Study Behavior of Price Transmission in Mazandaran Meat Market, *Journal of Business*, 14 (56), 194-177. (In Farsi).
34- Moghaddasi, R., & Yusefi Motaghaed, H. (2011). Price Discovery in the Chicken Market Directional Application Charts Ghyrsykly, *Agricultural Economics Research*, Volume 3, Number 2, 98-79.
35- Mohseni Zenoozi, F. (2011). *Asymmetric Effects of Oil Shocks on Output in Economy using a Markov Regime Switching Model Transformation*. Master's thesis, Faculty of Humanities and Social Sciences, University of Tabriz. (In Farsi).
36- Morab, A., & Moghaddasi, R. (2007). Study Of Price Transmission from Farm to Market Crops sub (A Case Study Road Apple and Plum Tomatoes), *Sixth International Conference of Agricultural Economics*.

www.SID.ir

Archive of SID

37- Nikookar, A., Hoseyni, S.S., & Doorandish, A. (2010). The Pattern of Price Transmission in the Beef Industry in Iran, *Journal of Economics and Agricultural Development* (Agricultural Sciences and Technology), Volume 24, Number 1, 32-23. (In Farsi).
38- Okun A.M. (1975), A Postmortem of the 1974 Recession, Brooking Paper son Economic Activity, Vol. 1 PP. 207-221.
39- Quandt, R.E. (1972). A New Approach to Estimating Switching Regressions. *Journal of the American Statistical Association*, No. 67: 306-310.
40- Quandt, R.E. & Goldfeld, S.M. (1973). A Markov Model for Switching Regressions. *Journal of Econometrics*, No. 1:3-16.
41- 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.
42- Talschi Amirkhiz, E. (2010). *Asymmetric Effects of Monetary Shocks on Prices in the Markov Switching*. Master's thesis, Faculty of Humanities and Social Sciences, University of Tabriz. (In Farsi).
43- Tiffin, R & Dawson, P.J. (2000). Structural Breaks, Co-integration and the Farm Retail Price Spread for Lamb. *Applied Economics*, Vol. 32:1281-1286.
44- Zhao, J. Goodwin, B.K. & Pelletier, D. (2012). A New Approach to Investigate Market Integration: a Markov-Switching Autoregressive Model with Time-Varying Transition Probabilities. Selected Paper Prepared for Presentation at *Agricultural and Applied Economics Association's 2012 AAEA. Annual Meeting Seattle*, Washington, August 12-14.

www.SID.ir