

بررسی اثرات شوک‌های قیمتی نهاده‌ها بر قیمت گوشت مرغ: رویکرد غیرخطی مارکوف-سویچینگ

اسماعیل پیش بهار^{۱*}، فرشته اسد الله پور^۲ و رویا فردوسی^۲

تاریخ دریافت: ۹۲/۹/۹

تاریخ پذیرش: ۹۳/۷/۱۵

^۱ دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تبریز

^۲ دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تبریز

* مسئول مکاتبه: Email:pishbahar@yahoo.com

چکیده

زمینه مطالعاتی: با توجه به اینکه گوشت مرغ نقش بسزایی در تامین نیاز غذایی خانوار دارد و سرمایه زیادی به این صنعت وارد می‌شود؛ لذا توجه به عوامل موثر بر قیمت مرغ و روند شکل‌گیری قیمت آن می‌تواند باعث افزایش کارایی و تخصیص بهینه منابع شود. **هدف:** در تحقیق حاضر به بررسی اثرات شوک‌های قیمتی نهاده‌های جوجه یک روزه، ذرت و سویا بر قیمت مرغ کشتار شده پرداخته شده است. **روش کار:** برای این منظور از روش روش مارکوف-سویچینگ اتورگرسیو استفاده شد. **نتیجه گیری نهایی:** دوره مورد مطالعه در طی سال‌های ۹۱-۱۳۸۷ و با استفاده از داده‌های هفتگی است. نتایج نشان می‌دهد که رفتار قیمتی مرغ به صورت غیرخطی بوده و نهاده‌های جوجه یک روزه، سویا و ذرت کاملاً بر روی قیمت آن تاثیر گذارند و احتمال پایداری در رژیم افزایش قیمت مرغ بیشتر از بقیه رژیم‌ها است.

واژگان کلیدی: گوشت مرغ، مدل مارکوف سویچینگ، شوک نهاده‌ها، جوجه یک روزه، سویا، ذرت

مقدمه

کرده است ولی در سال ۱۳۹۱ این ترکیب به نفع گوشت مرغ تغییر محسوسی پیدا کرده است به طوریکه مصرف گوشت مرغ در هر خانوار ایرانی در این سال به ۹۰ کیلو رسیده است در حالی که میزان مصرف گوشت قرمز در این سال معادل ۵۶ کیلوگرم بوده است (شرکت پشتیبانی امور دام، ۱۳۹۲). لذا افزایش تقاضای این محصول، سبب افزایش تمایل تولید داخلی به تولید این محصول و افزایش واردات می‌شود. با وجود افزایش تولید داخلی و واردات این محصول در سال‌های اخیر شاهد افزایش قیمت مرغ و شوک قیمتی این محصول بودیم. بررسی اقلام هزینه تولید گوشت مرغ در ایران بیانگر آن است که هزینه خوراک دان بیشترین

دوره عمل‌آوری کوتاه‌تر گوشت مرغ نسبت به گوشت قرمز، عرصه 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 پیدا کند و به نوعی الگوی مصرف خانوارهای ایرانی نیز تحت تاثیر همین سیاست از سمت گوشت قرمز به سمت گوشت مرغ کشیده شد. بررسی روند مصرف سرانه خانوارهای ایرانی نشان می‌دهد در سال ۱۳۷۱ هر خانوار ایرانی به طور متوسط سالانه ۹۵ کیلوگرم گوشت قرمز و ۶۰ کیلوگرم گوشت مرغ مصرف می‌

میزان هزینه‌های تولید (۷۰ درصد) و پس از آن هزینه خرید جوجه یک روزه (۱۶ درصد) را به خود اختصاص می‌دهند (کیانی راد، ۱۳۹۰). افزایش قیمت دان یکی از دلایل افزایش هزینه تولید و در نتیجه افزایش قیمت گوشت مرغ است. همچنین بخش اعظم دان مرغ (ذرت، کنجاله سویا) از طریق واردات تامین می‌شود. هرگونه اختلال در واردات یا افزایش قیمت جهانی این نهاده‌ها، قیمت گوشت مرغ را به شدت تحت تاثیر قرار می‌دهد. همچنین یکی از نهاده‌های مهم در تولید گوشت مرغ، جوجه یکروزه است. نوسانات قیمت جوجه یکروزه گوشتی در بازار همواره نقش مؤثری در عدم تعادل عرضه و تقاضای گوشت مرغ داشته و بر این اساس قیمت جوجه یکروزه به عنوان یکی از منابع ریسک تولیدکنندگان مرغ کشور مطرح بوده است. لذا بررسی روند و شوک‌های قیمتی این نهاده‌ها تاثیر مهمی بر قیمت مرغ دارد.

در زمینه بازار گوشت مرغ و تاثیر نهاده‌ها بر قیمت آن مطالعات متعددی در داخل و خارج کشور صورت گرفته است، مطالعات خارجی شامل اولیور آلیاس و ورونیک نیکل^۱ (۲۰۰۳)، که با استفاده از مدل‌های تقاضا و مارکوف سویچینگ تقاضا به برآورد تغییر ساختار گوشت‌های گاو، مرغ و ماهی در فرانسه پرداختند. این مطالعه شامل معادلات متعددی است که تغییرات الگوی مصرفی گوشت گاو، مرغ و ماهی را در رژیم‌های مختلف نشان می‌دهد. نتایج نشان می‌دهد که مدل‌های مارکوف سویچینگ تقاضا (MS-AIDS) نتایج بهتر و دقیق‌تری از مدل تقاضای سنتی (S-AIDS) نشان می‌دهد. همچنین مدل مارکوف سویچینگ تقاضا (MS-AIDS) دو تغییر رژیم و تغییر رفتار در الگوی مصرفی گوشت در فرانسه نشان می‌دهد که بخاطر بروز جنون گاوی در این کشور بوده است. برومر و زوریا^۲ (۲۰۰۵) در اوکراین از مدل تصحیح خطای برداری مارکوف

سویچینگ 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. بویژه 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. مطالعات داخلی شامل 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 عمده فروشی گوشت مرغ و تخم‌مرغ پرداخته شده است. برای این منظور و براساس آزمون علیت گرنجر، رابطه علی دوطرفه بین قیمت دو نهاده فوق‌الذکر با قیمت دو محصول مورد بررسی قرار گرفته است. این نتایج نشان دهنده این مساله 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 می‌گردد. گیلانپور و کهنسال (۱۳۹۱)، ضمن بررسی مداخلات دولت در بازار گوشت مرغ، با استفاده از مدل بازارهای مرتبط فلوید آثار این مداخلات نیز بررسی شود. بنابراین، آثار چهار دسته سیاست افزایش قیمت گوشت مرغ، تغییر قیمت کنجاله، تغییر قیمت جوجه یکروزه و تغییر قیمت ذرت شبیه-سازی شده‌اند. نتایج نشان می‌دهد در اثر افزایش یک درصدی قیمت کنجاله، قیمت گوشت مرغ ۰/۵۶ افزایش می‌یابد. افزایش یک درصد قیمت ذرت، قیمت تمام شده گوشت مرغ را ۰/۸۶ درصد افزایش داده و همچنین یک درصد افزایش قیمت جوجه یکروزه، موجب می‌شود قیمت تمام شده گوشت مرغ به میزان ۰/۹ درصد کاهش

¹ Oliver Allais and Veronique Nichele

² Brummer and Zorya

هفتگی گوشت مرغ در ایران طی دوره ۹۱-۱۳۸۷ و مدل غیرخطی مارکوف سویچینگ (MS)، به ارزیابی اثرات شوک های قیمتی نهاده‌های جوجه یک روزه، ذرت و سویا بر قیمت مرغ کشتار شده پرداخته می‌شود که برتری این تحقیق را نسبت به مطالعات پیشین نشان می‌دهد.

مواد و روش‌ها

یک سری زمانی مانا را می‌توان به روش‌های گوناگونی مدل‌سازی نمود. یکی از متداولترین مدل‌سازی‌ها در اقتصاد سنجی بر پایه متدولوژی باکس و جنکیز و تکیه بر مقادیر گذشته سری زمانی و جملات خطای استوکاستیک می‌باشد. این نوع مدل‌سازی‌ها که به مدل سازی ARIMA مشهور است، به طور گسترده توسط محققین مورد استفاده قرار گرفته است و حالت کلی آن برای ARIMA(p,d,q) به صورت زیر است. (متغیر y_t مانا در سطح فرض شده است).

$$y_t = a_0 + \sum_{i=1}^p a_i y_{t-1} + \sum_{j=0}^q B_j \varepsilon_{t-j} \quad (1)$$

با وجود کاربرد فراوان مدل (۱) در مدل سازی سری های زمانی، چنانچه مشاهده می‌شود پارامترهای این مدل در طول زمانی ثابت فرض می‌شود. به عبارت دیگر، مدل (۱) در طول زمان بصورت خطی تعدیل می‌شود. اما اکثر متغیرهای اقتصادی در طول زمان به صورت خطی تعدیل نمی‌شوند. به عنوان مثال در مباحث چرخه‌های تجاری مشاهدات تجربی نشان می‌دهد سرعت تغییرات متغیرهای کلان اقتصادی در دوران رکود سریعتر از دوران رونق اقتصادی است. لذا مدل‌های ARIMA برای مدل‌سازی اینگونه متغیرها چندان مناسب نخواهد بود چرا که این مدل‌ها برای مدل‌سازی تعدیلات خطی بکار می‌رود و در تغییرات متغیرها در طی زمان تفاوتی قائل نمی‌شود. البته لازم به ذکر است در برخی مباحث که فرض خطی بودن تعدیل متغیر خدشه اساسی به مطالعه وارد نمی‌کند، استفاده از

یابد. قدمی کوهستانی و همکاران (۱۳۸۹) انتقال قیمت در بازار گوشت مرغ ایران را با استفاده از الگوی آستانه‌ای بررسی نمودند و به این نتیجه رسیدند که انتقال قیمت در بازار گوشت مرغ ایران نامتقارن بوده و افزایش قیمت مرغ زنده در مرغداری، در مقایسه با کاهش قیمت، بیشتر و سریعتر به سطح خرده‌فروشی منتقل می‌شوند. همچنین سیاست تنظیم بازار گوشت مرغ، اثر معنی‌داری بر نوسان قیمت گوشت مرغ نداشته است. آماده (۱۳۸۶) با استفاده از الگوی ARDL و بر اساس الگوی تصحیح خطا به بررسی ساختار تغییرات قیمتی گوشت مرغ و ارتباط بلندمدت قیمت‌های عمده فروشی و خرده فروشی آن پرداخته است. نتایج نشان داد، قیمت خرده فروشی به تغییرات قیمت عمده‌فروشی واکنش قابل توجهی هم در زمان افزایش و هم در زمان کاهش قیمت نشان می‌دهد و عامل اصلی نوسانات قیمت گوشت مرغ را باید در بازارهای عمده فروشی جستجو نمود. حسینی و نیکوکار (۱۳۸۵) به بررسی نحوه انتقال قیمت از تولیدکننده به مصرف کننده گوشت مرغ پرداخته‌اند. نتایج مطالعه برای دوره ۸۱-۱۳۷۷ (آمار ماهانه) نشان داده است که در حالیکه افزایش قیمت تولیدکننده کاملاً به مصرف کننده منتقل می‌شود اما کاهش قیمت به طور کامل منتقل نمی‌شود و انتقال نامتقارن قیمتی در کوتاه مدت و بلندمدت در این صنعت تایید می‌شود. این موضوع باعث ایجاد فرصتی برای واسطه‌ها می‌گردد تا در جهت کسب سودی بالاتر از حد معمول عمل کنند. با توجه به مطالعات انجام شده و مطالب بیان شده، بررسی روند قیمت نهاده‌ها و شوک‌های آنها بر روی قیمت گوشت مرغ بسیار حائز اهمیت می‌باشد.

در اکثر مطالعات داخلی از روش های خطی استفاده شده است حال آنکه قیمت یکی از متغیرهایی است که رفتار غیرخطی دارد و باید برای بررسی رفتار آن از روش های اقتصادسنجی غیرخطی بهره جست. از این رو در این مطالعه با استفاده از داده‌های سری زمانی

از این مدل‌های غیرخطی این انتقال به سرعت انجام می‌گیرد که مدل مارکوف-سویچینگ از این نوع مدل‌ها می‌باشد. (صمدی، ۱۳۹۱).

مدل مارکوف-سویچینگ که توسط همیلتون در سال 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 بدست خواهد آمد.

در روش مارکوف، وقایع به m واقعه تقسیم می‌شوند که s_t واقعه‌ی t ام و $(t=1,2,\dots,m)$ می‌باشد. در اینجا هر واقعه می‌تواند بیانگر یک تغییر رژیم باشد. همچنین s_t که می‌تواند واقعه‌ای باشد که در زمان t رخ داده است و منجر به تغییر متغیر مورد نظر (مثلاً y_t) در زمان t می‌شود. به عبارت دیگر فرض می‌شود که y_t همراه با متغیر غیر قابل مشاهده s_t تغییر جهت می‌دهد. s_t نیز متغیری است که اعداد ۱ و ۲ و... را اختیار می‌کند، بنابراین می‌توان نوشت (همیلتون، ۱۹۸۹):

$$\Pr(Y_1, Y_2, \dots, Y_{T-1}) = \Pr(Y_t | Y_{t-1}) \quad (3)$$

معادله فوق بیان می‌کند که توزیع احتمال y در هر زمانی مانند t ، فقط بستگی به وضعیت آن در زمان $t-1$ دارد، لذا در فرآیندهای مارکوف، وابستگی مسیر برای متغیرها قابل تصور نمی‌باشد. قوت این مدل در انعطاف پذیری است که امکان در نظر گرفتن تغییرات واریانس بین فرآیندها را همراه با تغییر در میانگین فراهم می‌سازد. تابع چگالی شروطی y_t نسبت به s_t با فروض توزیع نرمال را می‌توان به صورت زیر نوشت (همیلتون، ۱۹۸۹):

مدل سازی ARIMA برای ساده‌سازی مدل بسیار مناسب است. با توجه به مطالب مذکور برای مطالعه فرآیندهای تعدیل غیرخطی و مدلسازی سری‌های زمانی که رفتار غیر خطی دارند، نیازمند توسعه مدل‌های ARIMA خواهیم بود. (فلاحی، ۱۳۸۹).

در مدل‌های آستانه‌ای (TAR) رفتار متغیر سری زمانی در طول زمان به وضعیت سیستم نسبت به سطح آستانه بستگی داشته 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 اینکه بر اساس آستانه ناشناخته خواهد بود. در حالت کلی در مدل‌های TAR که توسط تانگ^۱ (۱۹۸۳ و ۱۹۹۰) طراحی شده است چندین رژیم در نظر گرفته شده که در هر کدام فرآیندهای AR(P) مراتب بالاتر وجود دارد، برای درک بهتر مساله مدل ساده TAR(1) زیر را در نظر بگیرید:

$$y_t \begin{cases} = a_0 + a_1 y_{t-1} + \varepsilon_{1t} & y_{t-1} > \tau \\ = a_0 + a_1 y_{t-1} + \varepsilon_{2t} & y_{t-1} < \tau \end{cases} \quad (2)$$

در مدل (۲)، رفتار y_t با توجه به سطح آستانه τ متفاوت است.

در حالت کلی در مدل‌های TAR که توسط تانگ (۱۹۸۳ و ۱۹۹۰) طراحی شده است چندین رژیم در نظر گرفته شده که در هر کدام فرآیندهای AR(P) مراتب بالاتر وجود دارد،

در مدل‌های غیرخطی فرض بر این است که رفتار متغیری که مدل سازی روی آن انجام می‌گیرد در وضعیت‌های مختلف متفاوت بوده و تغییر می‌کند. مدل‌های غیر خطی از لحاظ سرعت تغییر از یک وضعیت به وضعیت دیگر به دو گروه عمده تقسیم می‌شوند. در برخی از مدل‌های غیر خطی، تغییر از یک وضعیت به وضعیت دیگر به آهستگی انجام می‌گیرد مانند (مدل‌های TAR و شبکه مصنوعی ANN)، در برخی دیگر

¹ Taung

این است که در دوره t رژیم اقتصادی در وضعیت یک باشد، به شرطی که در دوره قبلی ($t-1$) نیز در وضعیت یک باشد. p_{22} نیز همین احتمال را برای حالتی نشان می‌دهد که رژیم اقتصادی در دوره t در وضعیت دو باشد، به شرطی که در دوره ($t-1$) نیز در وضعیت دو باشد. از طرف دیگر p_{12} احتمال این است که y_t از وضعیت یک در دوره قبلی ($t-1$) به وضعیت دو در دوره فعلی (t) تغییر جهت دهد. p_{21} نیز عبارت است از احتمال اینکه y_t از وضعیت دو در دوره قبلی ($t-1$) به وضعیت یک در دوره فعلی (t) تغییر جهت دهد. واضح است که احتمالات انتقال باید شرط $p_{i1} + p_{i2} = 1$ را تامین نمایند. بنابراین به طور خلاصه p_{11} و p_{22} احتمال ثبات وضعیت y_t در بین دو دوره، $1-p_{11}$ و $1-p_{22}$ احتمال تغییر وضعیت y در بین این دو دوره باشد. با فرض اینکه ε_t یک بردار ستونی تصادفی است که عنصر j آن برابر با 1 برای $j = 1$ و در غیر اینصورت برابر با صفر می‌باشد. در دو وضعیتی، ε_t عبارت است از:

$$\varepsilon_t \begin{cases} = \begin{bmatrix} 1 \\ 0 \\ 0 \\ 1 \end{bmatrix} & \text{if } (s_t = 1) \\ = \begin{bmatrix} 0 \\ 1 \\ 1 \\ 0 \end{bmatrix} & \text{if } (s_t = 2) \end{cases} \quad (7)$$

اگر وضعیت فعلی معادل با i باشد (یعنی $s_t = i$)، سپس عنصر j از ε_{t+1} یک متغیر تصادفی است که با احتمال p_{ij} مقدار 1 و در غیر اینصورت مقدار صفر را اختیار می‌کند. بنابراین امید ریاضی ε_{t+1} با معلوم بودن وضعیت فعلی، برابر است با:

$$E(\varepsilon_{t+1} | s_t = i) = \begin{bmatrix} p_{i1} \\ p_{i2} \end{bmatrix} \quad (8)$$

که برابر با ستون i ام ماتریس p می‌باشد. همچنین وقتی که $s_t = i$ باشد، بردار ε_t دقیقاً با ستون i ام ماتریس واحد (در حالت کلی I_m در این مثال I_2) یکسان است و

$$s_t = 0,1 \quad f(Y_t | s_t) = \frac{1}{\sigma_{st} \sqrt{2\pi}} \exp\left(\frac{-(y_t - \mu_{st})^2}{2\sigma_{st}^2}\right) \quad (4)$$

در تابع چگالی بالا، متغیر غیر قابل مشاهده برای s_t به صورت پانویس در میانگین و واریانس متغیر قابل مشاهده y_t ظاهر شده است و این بدان معنا است که برای سری زمانی y_t دو میانگین (μ_1, μ_2) و دو واریانس (σ_1^2, σ_2^2) وجود خواهد داشت. با وجودی که متغیر s_t یک متغیر تصادفی با توزیع خاص خودش است، ولی چون ناشناخته بوده و صرفاً بر اساس مشاهدات سری زمانی y_t قابل تفسیر است؛ از تابع چگالی بالا نمی‌توان برای تشکیل تابع درستنمایی به منظور استنباط آماری استفاده کرد. ساده ترین روش برای حل این مشکل این است ابتدا احتمال شرطی جزء غیر قابل مشاهده s_t ، یعنی $P(s_t | \Psi_{t-1})$ را ساخته و آن را در تابع چگالی شرطی $p(y_t | s_t, \Psi_{t-1})$ ضرب می‌کنیم تا تابع چگالی مشترک به دست آید و سپس بر روی s_t جمع می‌زنیم. بنابراین می‌توان نوشت (همیلتون، ۱۹۸۹):

$$f(Y_t | \Psi_{t-1}) = \sum_{s_t=1}^j f(Y_t | s_t, \Psi_{t-1}) \cdot P(s_t | \Psi_{t-1}) \quad (5)$$

فرض کنید s_t از یک زنجیره ی مارکوف مرتبه اول پیروی کرده و ماتریس انتقال آن به شکل زیر باشد:

$$P = \begin{bmatrix} P((s_t = 1) | s_{t-1} = 1) & P((s_t = 1) | s_{t-1} = 2) \\ P((s_t = 2) | s_{t-1} = 1) & P((s_t = 2) | s_{t-1} = 2) \end{bmatrix} \\ = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{21} \\ p_{12} & p_{22} \end{bmatrix} \quad (6)$$

که در آن p_{ij} نشان دهنده‌ی احتمال انتقال از $s_{t-1} = i$ به $s_t = j$ می‌باشد. عناصر قطر اصلی در این ماتریس بیانگر عدم تغییر وضعیت بوده و سایر عناصر تغییر وضعیت را نشان می‌دهند. در حالت کلی p_{ij} احتمال تغییر وضعیت از i به j نشان می‌دهد. به طور کلی اگر $i=j$ باشد، ثبات وضعیت و اگر $i \neq j$ باشد، تغییر وضعیت را نشان می‌دهد. لذا p_{11} احتمال

با توجه به اینکه بردار ε_t به صورت $\begin{bmatrix} 1 \\ 0 \end{bmatrix}$ یا $\begin{bmatrix} 0 \\ 1 \end{bmatrix}$ است، لذا اگر z_t عنصر اول آن را نشان دهد، عنصر دوم آن برابر با $1 - z_t$ است، حال (۱۶) را به صورت زیر می‌نویسیم:

$$\begin{bmatrix} z_t \\ 1 - z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{21} \\ p_{12} & p_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} z_{t-1} \\ 1 - z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} v_{1t} \\ v_{2t} \end{bmatrix} \quad (15)$$

z_t توسط فرایند AR(1) توصیف شده است که طبق آن، مقدار متغیر مجازی z_t وابسته به مقدار آن در دوره قبل می‌باشد. در واقع z_t نقش یک متغیر مجازی را ایفا می‌کند که انتقال در داده‌ها را نشان می‌دهد. بدین ترتیب در مدل مارکوف می‌توان انتقال‌ها متعددی را در رفتار متغیر مورد نظر مشاهده نمود. توجه شود که وقتی از وضعیت یک در دوره $t-1$ (وضعیت قبلی آن را با $S_t = 1$ نشان می‌دهیم) به وضعیت یک در دوره t برسیم، بدین معنی است که تغییر وضعیت رخ نداده است و لذا $z_t = 0$ است. اما اگر از وضعیت یک در دوره $t-1$ به وضعیت دو در دوره t برسیم، بدین معنی است که تغییر وضعیت رخ داده است و لذا $z_t = 1$ است. بنابراین میانگین انتظاری و واریانس انتظاری y در وضعیت یک به ترتیب برابر با a و در وضعیت 2 و در وضعیت دو برابر با $(a + \beta)$ و $\partial_1^2 + \phi$ می‌باشد. برای سادگی $\partial_1^2 + \phi$ را با ∂_1^2 نشان می‌دهیم. در اینجا پارامترهای مجهول عبارتند از $\beta, a, a_1^2, p_{11}, p_{22}$ که بایستی با روش حداکثر درست نمایی برآورد شوند. از آنجا که در هر زمان معینی، این متغیر بایستی در یکی از این m وضعیت قرار داشته باشد، لذا برای هر i شرط زیر برقرار است:

$$\sum_{j=1}^m p_{ij} = 1 \quad i = 1, 2, 3, \dots, n \quad (16)$$

شرط فوق بدان معنا است که اگر قبلاً در وضعیت i باشیم در دوره‌ی بعد قطعاً در یکی از m وضعیت

لذا در این حالت می‌توان بردار $\begin{bmatrix} p_{i1} \\ p_{i2} \end{bmatrix}$ را به صورت p_{ε_t} نوشت. اگر $S_t = 1$ باشد، در این صورت $\varepsilon_t = \begin{bmatrix} 1 \\ 0 \end{bmatrix}$ است که با ستون اول ماتریس I_2 یکسان است و حاصل ضرب p_{ε_t} برابر است:

$$P_{\varepsilon_t} = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{21} \\ p_{12} & p_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 \\ 0 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} p_{11} \\ p_{12} \end{bmatrix} = (\varepsilon_{t+1} | s_t = 1) \quad (9)$$

بدین ترتیب می‌توان امید ریاضی ε_{t+1} را به صورت زیر نوشت:

$$E(\varepsilon_{t+1} | s_t = i) = E(\varepsilon_{t+1} | \varepsilon_t) = p_{\varepsilon_t} \quad (10)$$

بدیهی است که اگر با فرض $S_t = i$ از رابطه بالا امید ریاضی را حساب کنیم؛ معادله (۱۰) بدست می‌آید. در حالت کلی، ماتریس انتقال p و بردار ε_t برای حالتی که m وضعیت داشته باشیم، عبارتند از:

$$P = \begin{bmatrix} P_{11} & P_{21} & \dots & P_{m1} \\ P_{12} & P_{22} & \dots & P_{m2} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ P_{1m} & P_{2m} & \dots & P_{mm} \end{bmatrix}, \varepsilon_t = \begin{cases} \begin{bmatrix} 1 \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{bmatrix} (s_t = 1) \\ \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ \vdots \\ 1 \end{bmatrix} (s_t = m) \end{cases} \quad (11)$$

بدین ترتیب امید ریاضی ε_{t+1} می‌نویسیم:

$$E(\varepsilon_{t+1} | s_t = i) = \begin{bmatrix} p_{i1} \\ p_{i2} \\ \vdots \\ p_{im} \end{bmatrix} = E(\varepsilon_{t+1} | \varepsilon_t) = p_{\varepsilon_t} \quad (12)$$

معادله زیر را که موسوم به زنجیره مارکوف است برای ε_{t+1} می‌نویسیم:

$$\varepsilon_{t+1} = p_{\varepsilon_t} + v_{t+1} \quad (13)$$

و برای ε_t عبارت است از:

$$\varepsilon_t = p_{\varepsilon_{t-1}} + v_t \quad (14)$$

این صورت بسته به اینکه کدامیک از اجزای معادله وابسته به متغیر وضعیت می‌باشد چند حالت کلی پیش می‌آید. آنچه در مطالعات اقتصادی بیشتر مورد توجه است، شامل چهار حالت مدل های مارکوف-سویچینگ در میانگین (MSM)، عرض از مبدا (MSI)، ناهمسانی در واریانس (MSH) و پارامترهای اتورگرسیو (MSA) می‌باشد. در حالت کلی می‌توان انواع مختلف مدل های اتورگرسیو مارکوف-سویچینگ را با استفاده از مدل اتورگرسیو خطی تبیین نمود، که در جدول (۱) به مرور آنها می‌پردازیم، با ترکیب حالت های اول و دوم با مدل های دوم و سوم می‌توان مدل های جزئی تری را بدست آورد که در آن، امکان وابسته بودن اجزای مختلف معادله به رژیم‌ها وجود دارد. جدول (۲) خلاصه حالت های مختلف مدل مارکوف-سویچینگ را نشان می‌دهد.

خواهیم بود. توجه شود که $\sum_{j=1}^m p_{ij} = 1$ برابر با جمع ستونی ماتریس p است.

مجددا توجه داریم که اگر $s_{t+n} = j$ باشد، در این صورت عنصر j بردار ε_{t+n} برابر واحد و در غیر این صورت برابر با صفر است. بر این اساس، عنصر j ام بردار $E(\varepsilon_{t+n} | \varepsilon_t, \varepsilon_{t-1}, \dots)$ بیانگر احتمال این است که ε_{t+n} برابر با j باشد به شرطی که وضعیت فعلی سیستم، یعنی s_t برابر با i باشد:

$$\begin{bmatrix} p(s_{t+n} = 1 | s_t = i) \\ p(s_{t+n} = 2 | s_t = i) \\ \vdots \\ p(s_{t+n} = n | s_t = i) \end{bmatrix} = p^n e_i \quad (17)$$

$p^n e_i$ معادل با ستون i ام ماتریس p^n و e_i نیز بیانگر ستون i ام ماتریس I_m است. بنابراین (۲۴) نشان می‌دهد احتمال تغییر وضعیت در n دوره‌ی بعد به وضعیت j برابر با $p(s_{t+n} = j | s_t = i)$ است که معادل با عنصر مربوط به سطر j و ستون i از ماتریس p می‌باشد.

$$\begin{aligned} s_t = 1 &\Rightarrow \begin{bmatrix} p(s_{t+n} = 1 | s_t = 1) \\ p(s_{t+n} = 2 | s_t = 1) \end{bmatrix} = p^n e_1 \\ &= \begin{bmatrix} p_{11} & p_{21} \\ p_{12} & p_{22} \end{bmatrix}^n \begin{bmatrix} 1 \\ 0 \end{bmatrix} \\ &= \begin{bmatrix} p_{11} & 1-p_{22} \\ 1-p_{11} & p_{22} \end{bmatrix}^n \begin{bmatrix} 1 \\ 0 \end{bmatrix} \\ s_t = 2 &\Rightarrow \begin{bmatrix} p(s_{t+n} = 1 | s_t = 1) \\ p(s_{t+n} = 2 | s_t = 1) \end{bmatrix} = p^n e_2 \\ &= \begin{bmatrix} p_{11} & p_{21} \\ p_{12} & p_{22} \end{bmatrix}^n \begin{bmatrix} 0 \\ 1 \end{bmatrix} \\ &= \begin{bmatrix} p_{11} & 1-p_{22} \\ 1-p_{11} & p_{22} \end{bmatrix}^n \begin{bmatrix} 0 \\ 1 \end{bmatrix} \end{aligned} \quad (18)$$

اگر مدل معرفی شده در بخش قبلی را که شامل m رژیم و p وقفه باشد، به عبارت دیگر y_t یک فرآیند $AR(p)$ بوده و s_t مقادیر $m, \dots, 2, 1$ را اختیار کند، در

جدول ۱- حالت‌های مختلف مارکوف سوئیچینگ

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

مأخذ: کرولزیگ، (۱۹۹۷)

جدول ۲- حالت‌های مختلف MS-AR

MSI		MSM		ثابت A_j	متغیر A_j
عرض از مبدأ ثابت	عرض از مبدأ متغیر	میانگین ثابت	میانگین متغیر		
AR خطی	MSI-AR	MAR خطی	MSM-AR	واریانس ثابت	
MSH-AR	MSIH-AR	MSH-MAR	MSMH-AR	واریانس متغیر	
MSA-AR	MSIA-AR	MSA-MAR	MSMA-AR	واریانس ثابت	
MSAH-AR	MSIAH-AR	MSAH-MAR	MSMAH-AR	واریانس متغیر	

مأخذ: کرولزیگ، (۱۹۹۷)

s_t تعیین خواهد کرد که فرآیند y_t محصول کدامیک از معادلات مذکور می‌باشد.

مدل تجربی تحقیق با استفاده از روش مارکوف-سوئیچینگ برآورد می‌شود. این مدل بر اساس مبانی نظری موجود و مرور مهمترین مطالعات تجربی در راستای موضوع تحقیق گزیده شده است. لازم به گفتن است که متغیرهای مستقل گفته شده از مهمترین متغیرهای مؤثر بر قیمت مرغ بوده و در مطالعات تئوریک و تجربی تأکید بسیاری بر آنها شده است (گیلانپور و کهنسال (۱۳۹۱)، عبدی و رضای (۱۳۸۸)). مدل تحقیق بر اساس گفته‌های بالا به صورت زیر تبیین گردید:

$$lh_t = \beta_1 + \beta_2 lch_t + \beta_3 ls_t + \beta_4 lcr_t + \beta_5 shockch_t + \beta_6 shocks_t + \beta_7 shockcr_t + \varepsilon_t \quad (20)$$

فرض کنید s_t متغیر غیر قابل مشاهده وضعیت باشد که تنها دو مقدار صفر و یک را اختیار می‌کند. مدل ساده‌ی مارکوف-سوئیچینگ برای متغیر y_t به شکل زیر خواهد بود:

$$y_t = \begin{cases} c_0 + a_1 y_{t-1} + \varepsilon_t & s_t = 0 \\ c_0 + c_1 + a_2 y_{t-1} + \varepsilon_t & s_t = 1 \end{cases} \quad (19)$$

که در آن $|a_1| < 1$ بوده و ε_t ها توزیع یکسان و مستقل داشته و دارای میانگین صفر و واریانس σ_ε^2 می‌باشد. هنگامی که $s_t = 0$ می‌باشد فرآیند $AR(1)$ مانا خواهد بود که در این حالت میانگین آن برابر $c_0 / (1 - \alpha_0)$ می‌باشد و هنگامی که $s_t = 1$ است فرآیند y_t یک فرآیند $AR(1)$ مانا با میانگین $(c_1 + c_0) / (1 - \alpha_0)$ خواهد بود. اگر شرط $c_1 \neq 0$ نیز برقرار باشد در این صورت بسته به مقدار متغیر وضعیت، معادله y_t به صورت یکی از دو معادله فوق خواهد بود. به عبارت دیگر در هر لحظه از زمان، متغیر

پس از اینکه شوک ها با استفاده از روش HP استخراج شد و آزمون مانایی بر روی متغیرها انجام گرفت ، از الگوی ARDL برای بررسی رابطه بلند مدت متغیرها استفاده می‌کنیم. همانطورکه در تحلیل های هم انباشتگی معمول است ابتدا باید تعداد وقفه های بهینه متغیرهای مورد نظر ارائه شود. نتایج تعیین وقفه‌ی بهینه‌ی مدل نشان می‌دهد بر اساس هر دو معیار اطلاعاتی آکاییک و شوارتز که به ترتیب ۷۲/۵۴- و ۶۹/۵۳- می‌باشند، وقفه‌ی بهینه ۳ وقفه می‌باشد.

همانگونه که نتایج جدول (۴) نشان می‌دهد، فرضیه‌ی صفر آزمون، مبنی بر رابطه نداشتن بر اساس هر دو آماره‌ی آزمون حداکثر مقادیر ویژه و آزمون اثر در سطح معنیداری (t=0) هم انباشتگی پنج درصد رد می‌شود. این امر برای فرضیه‌ی دیگر، یعنی وجود یک بردار هم انباشتگی، صادق نیست. یعنی، مقدار آماره‌ی آزمون در فرضیه‌ی وجود یک بردار هم انباشتگی، کوچکتر از مقدار بحرانی آماره در سطح معنی‌داری پنج درصد بوده دراین صورت میتوان استدلال کرد که هر دو آزمون، وجود یک بردار هم انباشتگی بین متغیرهای مدل را تأیید می‌کند.

مدل مارکوف سویچینگ در صورتی مدلی مناسب برای برآورد است که الگوی داده های بررسی شده، غیرخطی باشد. برای اینکه بتوان از غیرخطی بودن الگوی داده ها اطمینان یافت، از آزمون LR استفاده می‌شود. مقدار آماره‌ی آزمون از مقادیر حداکثر راست نمایی دومدل رقیب، یک مدل با یک رژیم (مدل خطی) و مدل دیگر با دو رژیم (مدل غیر خطی) محاسبه می‌شود و دارای توزیع کای دو است. در صورتی که مقدار آماره از مقادیر بحرانی در سطح اطمینان مورد نظر بیشتر باشد، می‌توان گفت که مدل خطی در آن سطح اطمینان مدلی مناسب نبوده و باید از مدل غیرخطی استفاده شود.

مقدار آماره آزمون LR برابر با ۹۷/۵۶۰ می‌باشد که از مقدار بحرانی آن در سطح معنی داری ۵ درصد بزرگتر

که در آن lh، لگاریتم قیمت مرغ کشتار شده ، lch، لگاریتم قیمت جوجه یک روزه گوشتی، ls، لگاریتم قیمت کنجاله سویا ، lcr، لگاریتم قیمت ذرت و بقیه متغیرها شوک های متغیرهای جوجه یک روزه ، سویا و ذرت می باشند. معمولا در الگوهای خود رگرسیون برداری، تغییرات متغیرهای سری زمانی به عنوان شوک مطرح می شوند. یکی از روش های مطرح در استخراج شوکها استفاده از فیلتر هودریک-پرسکات^۱ (HP) است. در این مطالعه بعد از استخراج شوک های متغیرهای جوجه ، سویا و ذرت و انجام دادن آزمون مانایی با استفاده از روش دیکی-فولر تعمیم یافته به برآورد رابطه بلند مدت برای بررسی اثر این شوک ها بر روی قیمت مرغ پرداخته می‌شود. برای این کار از الگوی ARDL استفاده می‌گردد. الگوی ARDL نسبت به روش هم-جمعی Johansen که در اغلب مطالعات مورد استفاده قرار می‌گیرد، دارای مزیت‌هایی است که از جمله آنها می‌توان به موارد ذیل اشاره نمود: - برای نمونه‌های کوچک کارایی و کاربرد دارد. - لازم نیست همه متغیرهای توضیحی همگرا از درجه یک باشند. (پهلوانی و همکاران، ۱۳۸۴). آمار و اطلاعات همه متغیرها از مجموعه سری زمانی شبکه خبری و اطلاع رسانی صنعت مرغداری (۱۳۹۲) به صورت سری زمانی هفتگی و برای دوره زمانی ۱۳۸۷-۱۳۹۱ به دست آمده است.

داده‌ها و نتایج تجربی

نخستین مرحله در برآورد سریهای زمانی، بررسی وضعیت مانایی متغیرها است. در این قسمت با استفاده از آزمون ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم یافته (ADF) مانایی متغیرها بررسی شده و نتایج در جدول (۳) آورده شده است. همانطور که از جدول (۳) مشاهده می‌شود متغیرهای lch، Shockch، در سطح مانا بوده و بقیه متغیرها با یک بار تفاضل‌گیری مانا می‌شوند.

¹ Hodrick-Prescott

است و بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که به جای مدل-
 های خطی بهتر است از روش غیرخطی مارکوف-
 سویچینگ برای برآورد مدل استفاده کرد. برای تعیین
 تعداد وقفه های بهینه در برآورد مدل، از آماره‌ی
 اطلاعاتی آکائیک استفاده می‌شود.

جدول ۳- آزمون مانایی متغیرها با استفاده از آزمون ADF

متغیرها	سطح	تفاضل مرتبه اول
lh	-۲/۷۰۸	-۸/۲۴۷***
lch	-۳/۹۲۷**	-
ls	-۲/۰۸۸	-۱۵/۴۸۳***
lcr	-۲/۲۱۹	-۱۲/۲۳۶***
lshockch	-۴/۱۷۳**	-
lshocks	-۲/۴	-۱۵/۱***
lshockcr	-۲/۳۰	- ۱۲/۳۴***

* معنی دار در سطح ۱۰ درصد

** معنی دار در سطح ۵ درصد

*** معنی دار در سطح ۱ درصد

جدول ۴- نتایج آزمون هم انباشتگی جوهانسون-جوسیلیوس

λ_{trace}				λ_{max}			
فرضیه	فرضیه	مقدار	مقدار بحرانی	فرضیه	فرضیه	مقدار	مقدار بحرانی
صفر	مقابل	آماره	در ۵ درصد	صفر	مقابل	آماره	در ۵ درصد
$r=0$	$r \geq 0$	۱۳۸/۰۵	۱۲۴/۲۴	$r=0$	$r=1$	۵۸/۴۳	۴۵/۲۸
$r \leq 1$	$r \geq 1$	۷۹/۶۲	۹۴/۱۵	$r \leq 1$	$r=2$	۴۰/۰۴	۳۹/۳۷

منبع: یافته های تحقیق

جدول ۵- تعیین حالت بهینه مدل مارکوف-سویچینگ

MSM-AR	مقادیر حداکثر راستنمایی
MSI-AR	۵۳۶/۹۱۸
MSMH-AR	-
MSMA-AR	-
MSIA-AR	۵۱۰/۷۲۸۲
MSIH-AR	*۵۴۹/۲۴۳
MSIAH-AR	۵۳۶/۶۳۷۵
MSMAH-AR	۵۳۲/۳۰۸

* بیشترین مقدار راستنمایی منبع: یافته های تحقیق

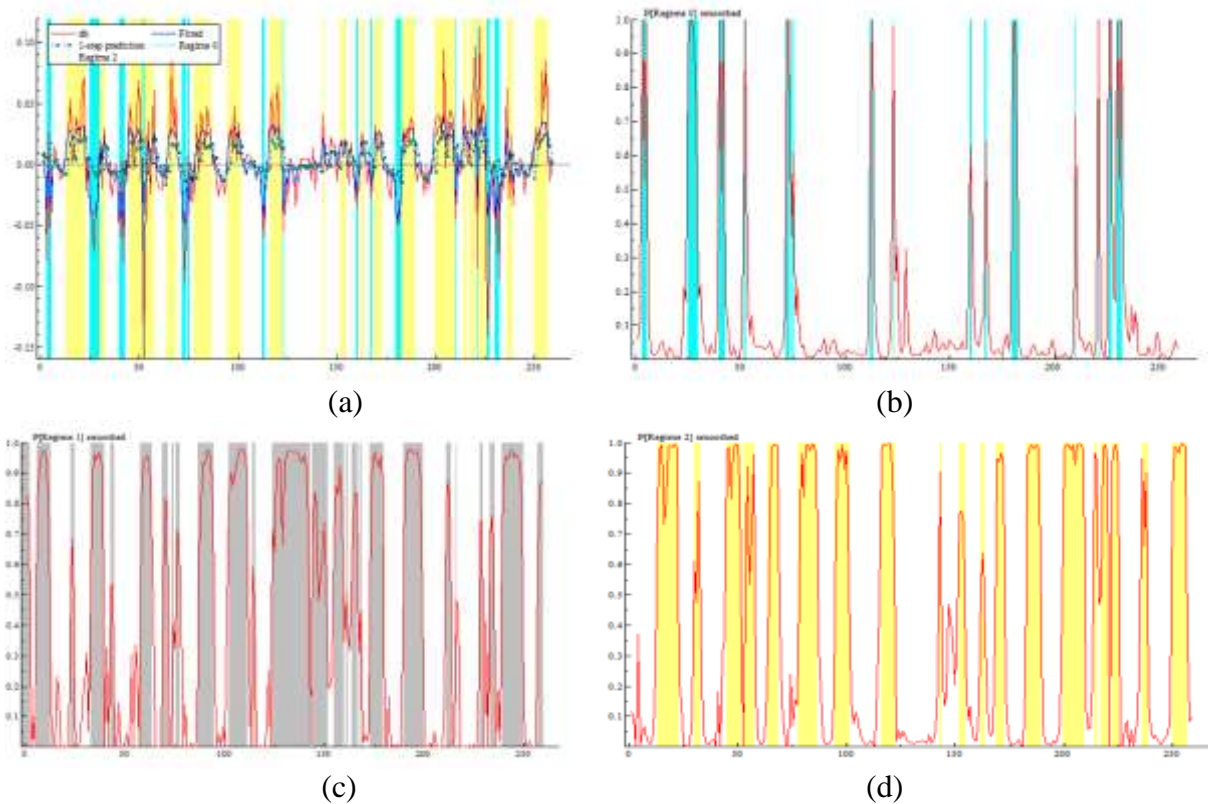
جدول ۶- برآورد مدل غیر خطی قیمت مرغ کشتار

متغیر	ضریب	انحراف معیار	t-value	prob
ds	۶/۱۰۱	۲/۲۵۵	۶۱۰	۰/۰۰
dcr	۳/۱۰	۱/۴۵۳	۲/۸۳۰	۰/۰۰۵
lch	۰/۰۰۷	۰/۰۰۲	۵/۰۹۰	۰/۰۰
dshocks	۶/۰۶۰	۲/۲۵۴	۵۸۵	۰/۰۰
dshockcr	۰/۱۷۳	۰/۰۲۷	۴/۳۵۰	۰/۰۰
lshockch	۰/۰۳۷	۰/۰۲۸	۵/۴۳۰	۰/۰۰
Constant(0)	۰/۱۷۱	۰/۰۲	۳/۵۵۰	۰/۰۰
Constant(1)	۰/۲۱۰	۰/۰۲۱	۴/۵۴۰	۰/۰۰
Constant(2)	۰/۲۴۸	۰/۰۲۰۳	۵/۳۴۰	۰/۰۰
sigma(0)	۰/۰۴۴	۰/۰۰۷	۵/۰۱۰	۰/۰۰
sigma(1)	۰/۰۱۲	۰/۰۰۱	۸/۰۰۰	۰/۰۰
sigma(2)	۰/۰۲۳	۰/۰۰۲	۱۰/۴۰۰	۰/۰۰
AIC = -۴/۱۳۱۲				
AIC.T = -۱۰۷۰/۰۰۲				
LR-Test = ۹۷/۵۶۰ (۰/۰۰)				

منبع: یافته‌های تحقیق

حداکثر راست نمایی مربوط به هر یک از حالت‌های مارکوف-سوچینگ در جدول (۵) گزارش شده است. پس از مرحله‌ای که برای گزینش مدل بهینه انجام شد، با در نظر گرفتن معیارهای بالا، مدل بهینه برای قیمت مرغ (MSIH-AR) برآورد می‌شود. نتایج این برآورد را می‌توان در جدول (۶) دید. نتایج برآورد مدل که در جدول (۶) گزارش شده است، نشان می‌دهد که عرض از مبدا در رژیم یک برابر ۰/۱۷۱ در رژیم دو برابر ۰/۲۱۰ و در رژیم سه برابر ۰/۲۴۸ است. و همه ضرایب و عرض از مبدا معنی‌دار بوده، بنابراین عوامل سویا، ذرت، جوجه یک روزه و شوک‌های آن‌ها بر قیمت مرغ تاثیرگذار می‌باشد. نمودار (۱) مقادیر قیمت مرغ کشتار و مقادیر توضیح داده شده به وسیله‌ی مدل و احتمالات انتقال در سه رژیم اقتصادی پیش‌بینی شده توسط مدل را نمایش می‌دهد. همانگونه که نمودار نیز نشان می‌دهد مدل برآورد شده توانسته است برازشی مناسب بر داده‌ها داشته باشد.

نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که بر طبق معیار آکائیک که برابر با $-۴/۱۶۶$ می‌باشد، وقفه‌ی بهینه برای برآورد مدل، بدون وقفه است. پس از اینکه تعداد وقفه‌های بهینه گزینش شد، تعداد رژیم‌ها با استفاده از معیار آکائیک تعیین می‌شود. نتایج شبیه‌سازیهای مونت کارلو نشان داده است که معیار آکائیک در مقایسه با مقدار تابع راست نمایی شاخص مناسبتری برای تعیین تعداد رژیم‌ها است. جدول (۸) نشان دهنده‌ی مقادیر آماره‌ی اطلاعاتی آکائیک برای تعداد رژیم‌های دو تا چهار است. که نشان می‌دهد تعداد سه رژیم با معیار آکائیک $-۴/۰۴$ ، تعداد بهینه‌ی رژیم برای برآورد مدل است. همانگونه که در بخش روش تحقیق نیز اشاره شد، مدل مارکوف-سوچینگ حالت‌های مختلفی دارد که در هر یک از این حالتها جزء خاصی از معادله وابسته به رژیم‌ها است. پس، برای اینکه بتوان بهترین حالت را برگزید، از مقادیر حداکثر راست نمایی این حالتها استفاده می‌شود و مدل با مقدار حداکثر راست نمایی بیشتر به عنوان مدل بهینه برگزیده می‌شود. مقادیر



شکل ۱- مقادیر برآزش شده و احتمال انتقال رژیم‌ها در قیمت مرغ: (a) کل داده‌ها (b) رژیم اول (c) رژیم دوم (d) رژیم سوم

نشان می‌دهد که مشاهدات به طور پیاپی در رژیم مورد نظر قرار دارند. به عبارتی، اگر قیمت مرغ کشتار از رژیم دو به رژیم یک منتقل شود، به طور میانگین حدود دو دوره در این رژیم باقی خواهد ماند.

جدول ۷- ویژگی‌های هر یک از رژیم‌ها

رژیم	تعداد مشاهدات	احتمال قرار	میانگین دوره قرار
	قرار گرفته	گرفتن در رژیم	گرفتن در رژیم
رژیم ۱	۳۰	۱۱/۵۸	۲
رژیم ۲	۱۲۹	۴۹/۸۱	۴/۹۶
رژیم ۳	۱۰۰	۳۸/۶۱	۵/۲۶

منبع: یافته‌های تحقیق

اگر به شکل (۱) توجه شود، به راحتی می‌توان تشخیص داد که رژیم یک (شکل a) مربوط به دوره‌هایی است که در آن کاهش واقعی قیمت مرغ داشته و رژیم دو و سه (شکل‌های b,c) مربوط به دوره‌هایی است که در آن قیمت مرغ در حال افزایش بوده است. به عبارت دیگر رژیم یک کاهش شدید در قیمت مرغ را نشان می‌دهد و رژیم دو افزایش ملایم‌تر در قیمت مرغ و رژیم سه افزایش شدید در قیمت مرغ را نشان می‌دهد.

جدول (۷) ویژگی‌های هر یک از رژیم‌ها را نشان می‌دهد. ستون اول آن تعداد مشاهداتی را نشان می‌دهد که از مجموع ۲۵۹ مشاهده‌ی بررسی شده در هر یک از رژیم‌ها قرار دارد. ستون دوم آن احتمال حضور در رژیم مورد نظر را نشان می‌دهد. برای مثال، اگر به طور تصادفی یکی از مشاهدات گزینش شود، با احتمال ۱۱/۵۸ درصد می‌توان گفت که این مشاهده در رژیم یک قرار دارد. ستون سوم نیز میانگین طول دوره‌های را

جدول ۸- احتمال انتقال از یک به رژیم دیگر

	رژیم ۱	رژیم ۲	رژیم ۳
رژیم ۱	۰/۴۰۸ (۰/۱۸۷)	۰/۱۰۴ (۰/۰۵۱)	۰/۰۷۵ (۰/۰۳۹)
رژیم ۲	۰/۲۵۹ (۰/۱۹۴)	۰/۷۷۴ (۰/۰۶۵)	۰/۱۴۴ (۰/۰۵)
رژیم ۳	۰/۳۳۲ (۰/۳۹)	۰/۱۲۰ (۰/۰۵)	۰/۷۸۰ (۰/۰۴۸)

منبع: یافته های تحقیق، اعداد داخل پرانتز انحراف معیار می باشند.

جدول (۸) احتمالات انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر را نشان می دهد. همانطور که مشاهده می شود احتمال انتقال از رژیم سه به رژیم سه بسیار بالا بوده و ۰/۷۸۰ می باشد و بعد از آن رژیم دو می باشد، بنابراین احتمال پایداری در افزایش قیمت ها بیشتر می باشد.

نتیجه گیری

نتایج حاصل از مدل مارکوف-سویچینگ اتورگرسیو نشان می دهد قیمت گوشت مرغ تحت تاثیر نهاده های سویا، ذرت و جوجه یک روزه و شوک های حاصل از آن می باشد و همه این عوامل تاثیر مثبت و معنی داری بر قیمت گوشت مرغ دارند. همچنین احتمال قرار گرفتن در رژیم دو بیشتر از بقیه رژیم هاست بدین معنی که احتمال افزایش ملایم قیمت مرغ بیشتر از افزایش شدید و کاهش قیمت مرغ است و همچنین احتمال پایداری در افزایش قیمت مرغ بیشتر از کاهش قیمت مرغ است،

منابع مورد استفاده

- آماده ح، ۱۳۸۶. تحلیل تغییرات قیمتی گوشت مرغ با کاربرد الگوی ARDL: مطالعه موردی استان تهران. پژوهشنامه اقتصادی، جلد ۱۰، شماره ۲، صفحه های ۳۲۵-۲۹۵.
- حسینی س ص و نیکوکار ا، ۱۳۸۵. انتقال نامتقارن قیمت و اثر آن بر حاشیه بازار در صنعت گوشت مرغ ایران. علوم کشاورزی ایران، جلد ۳، شماره ۲، صفحه های ۹-۱.
- حسینی س ص و نیکوکار ا، ۱۳۸۸. تحلیل ساختار بازار و اثر انتقال قیمت بر حاشیه بازاریابی در صنعت گوشت گاو ایران، مجله تحقیقات اقتصاد و توسعه کشاورزی ایران، جلد ۲، شماره ۲، صفحه های ۱۵۷-۱۴۷.
- صمدی ع و بهلولی پ، ۱۳۹۱. مروری بر الگوهای مارکوف سویچینگ و کاربردهای آن در اقتصاد. اولین همایش بین المللی اقتصادسنجی، روش ها و کاربردها، دانشگاه آزاد اسلامی واحد سمنجان.

بنابراین می توان نتیجه گیری کرد که در نوسانات قیمت مرغ و شوک های قیمتی نهاده ها، عدم تقارن وجود دارد. این نوسانات و پافشاری در افزایش قیمت مرغ اثرات رفاهی نامطلوبی برای مصرف کنندگان در بر دارد که در مجموع منجر به کاهش رفاه جامعه می شود. برای کاهش نوسان در قیمت این کالا باید نوسان مقدار عرضه نهاده ها را کاهش داد. در این زمینه، بر این اساس پیشنهادهای سیاستی برای سیاستگذاران و برنامه ریزان کشور به صورت زیر است: جوجه یک روزه از دو طریق بر قیمت گوشت مرغ تأثیر می گذارد. از یک طرف با کاهش این نهاده، مقدار عرضه گوشت مرغ کاهش یافته و در نتیجه قیمت افزایش می یابد. از طرف دیگر، با کاهش این نهاده و افزایش قیمت آن، قیمت گوشت مرغ مستقیماً افزایش پیدا می کند. بنابراین، با توجه به نیازهای فصلی، برنامه ریزی برای جوجه ریزی اهمیت بسیاری در حذف این نوسانات دارد. همچنین، وجود بانک اطلاعاتی برای جوجه ی 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 می شود و هرگونه اختلال در واردات، اثر قابل توجهی بر قیمت گوشت مرغ دارد باید این نهاده ها به مقدار کافی خرید و ذخیره شوند تا قیمت مرغ دچار نوسان شدید نشود.

- عبدی ا و رضایی ع، ۱۳۸۸. پیش بینی قیمت ذرت و کنجاله سویا با استفاده از شبکه عصبی- فازی، ششمین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران.
- فلاحی ف و هاشمی دیزج ع، ۱۳۸۹. رابطه علیت بین GDP و مصرف انرژی در ایران با استفاده از مدل‌های مارکوف سویچینگ. فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی، جلد ۷، شماره ۲۶، صفحه‌های ۱۵۲-۱۳۱.
- قدمی کوهستانی م و نیکوکار ا، ۱۳۸۹. الگوی آستانه‌ای انتقال قیمت در بازار گوشت مرغ ایران. نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی (علوم و صنایع کشاورزی)، جلد ۲۴، شماره ۳، صفحه‌های ۳۸۴-۳۹۲.
- قنبری ع و خضری م، ۱۳۹۱. تشخیص اثرات نامتقارن شوک‌های نفت خام بر روی اقتصاد ایران در رژیم‌های اقتصادی: مدل راه‌گزینی مارکوف، تحقیقات اقتصادی، جلد ۴۷، شماره ۹۷، صفحه‌های ۱۱۹-۱۴۹.
- کازرونی ع و رضازاده ع، ۱۳۹۰. اثرات نامتقارن نوسانات نرخ واقعی ارز بر صادرات غیرنفتی ایران رویکرد غیرخطی مارکوف- سویچینگ، تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی، جلد ۵، شماره ۲، صفحه‌های ۱۷۸-۱۵۳.
- گیلانپور ا و کهنسال م، ۱۳۹۱. بررسی تأثیر مداخلات دولت در بازار گوشت مرغ، فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۶۳ صفحه‌های ۱-۹.
- مقدسی ر و یوسفی متقاعد ه، ۱۳۹۰. کشف قیمت‌ها در بازار گوشت مرغ- کاربرد نمودارهای غیرسیکلی جهت‌دار، تحقیقات اقتصاد کشاورزی، جلد ۳، شماره ۲، صفحه‌های ۹۸-۷۹.
- Brummer B, and 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.
- Clements M, and Krolzig H, 1998. A comparison of the forecast performance of Markov-switching and threshold autoregressive models of US GNP, *Econometrics J*, 1: 47-75.
- Clements M, and Krolzig H, 2000. Modeling business cycle features using switching regimes models, Discussion paper, Institute of Economics and Statistics Oxford.
- Kim C, and Nelson C., 1998. Business cycles turning points, a new coincident index and tests of duration dependence based on a dynamic factor model with regime switching, *Review of Econ and Statist*, 80: 188-201.
- Kim C, and Nelson C, 1999. In state space models with regime switching, Massachusetts institute of technology press, Cambridge.
- Krolzig HM, 1997. Markov-switching vector autoregressions modeling, *Statistical inference and application to business cycle analysis*, Berlin.
- Guaidolin M, and Timmermann A, 2006. An Econometric Model of Nonlinear Dynamics in the Joint Distribution of Stock and Bond Returns, *J of Applied Econ*, 21: 1-22.
- Krolzig HM, and Marcellino M, 2002. A Markov-switching vector equilibrium correction model of the UK labor market, *Empirical Econ*, 27: 233-254.
- Oliver A, and Veronique N, 2003. Modeling structural change in French beef, poultry, and fish demand: a Markov-switching AIDS model, American Agri Econ association annual meetings Denver, CO-August 1-4.
- Peltzman S, 2000. Prices rise faster than they fall, *J Political Econ*, 108(3): 466-502.
- Quandt R, 1972. A new approach to estimating switching regressions, *J of the American Statistical Association*, 67: 306-310.
- Quandt R, and Goldfeld S, 1973. A Markov model for switching regressions, *J of Econometrics*, 1: 3-16.
- Smith D, 2003. Markov-switching and stochastic volatility diffusion models of short-term interest rates, *J of Business and Econ Statistic*, 20: 183-197.

Villafuerte K, 2008. Asymmetric price transmission and structural breaks in the relationship between Costa Rican markets of livestock cattle, beef and milk, Department of Agricultural Economics and Rural development, University Gottingen, Germany. Working Papers 3(11), OECD.

The effects of input prices shocks on the chicken price: nonlinear approach of Markov-switching

E Pishbahar^{1*}, F AsadololahPoor² and R Ferdowsi²

Received: November 30, 2013

Accepted: October 07, 2014

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

²PhD Student, Department of Agricultural Economics, Faculty of Agriculture, University of Tabriz, Tabriz, Iran

*Corresponding author: Email: pishbahar@yahoo.com

Abstract

BACKGROUND: Note that the chicken has an importance role in household food needs and many investments come into this industry. Therefore, attention to price Factors and chicken prices formation process can increase efficiency and resource allocation. **OBJECTIVES:** This study investigate the input prices shocks of "one-day chicken", corn and soybean on the price of slaughtered chicken **METHODS:** whit using the Markov-Switching AR model based on weekly price data from 2008 through 2012. **RESULTS:** Result shows that price of poultry is a non-linear model, and the inputs of one-day chicken, soybean and corn are entirely effective on it. **CONCLUSIONS:** Moreover, the stability probability in the increase in poultry price regime is more than others.

Key words: Poultry, Markov-switching, Inputs shock, One-day chicken, Soybean, Corn