

بررسی عوامل مؤثر بر بازار گوشت مرغ در ایران (کاربرد مدل خود رگرسیون برداری)

دکتر سیامک مشایخی

استادیار و عضو هیئت علمی مرکز تحقیقات کشاورزی و منابع طبیعی استان تهران*

مهرداد حاجی زاده فلاح

کارشناس ارشد علوم اقتصادی و مدرس دانشگاه جامع علمی کاربردی**

تاریخ دریافت: ۸۴/۹/۱۰ تاریخ پذیرش: ۸۴/۱۲/۱۶ تاریخ تجدید نظر: ۹۰/۳/۳ صفحات: ۱۵۴-۱۳۱

صنعت مرغداری در ایران به دلایل متعدد فنی، اقتصادی و بهداشتی در مقایسه با سایر صنایع دامپروری از اهمیت و جایگاه ویژه‌ای برخوردار است اما به رغم این اهمیت و تلاشهای دولت در حمایت از این صنعت، تولیدات این بخش به نحو اطمینان‌بخشی پاسخگوی تقاضای فزاینده داخلی نیست. در بین عوامل تأثیرگذار بر این صنعت، قیمت‌گذاری و تأمین مناسب نهاده‌های اصلی تغذیه مرغ به دلیل سهم بالا در هزینه‌های موجود واحدهای مرغداری بسیار حائز اهمیت می‌باشد. هدف مقاله حاضر بررسی ارتباط بلندمدت و کوتاه‌مدت عوامل مؤثر بر بازار گوشت مرغ ایران است. به این منظور با استفاده از آمار سری زمانی ماهیانه مربوط به سالهای ۱۳۷۲ تا ۱۳۸۹ و با ارائه یک چارچوب نظری و با استفاده از روش "یوهانس - جوسیلیوس" روابط بلندمدت، و با به‌کارگیری مکانیسم تصحیح خطای برداری (VECM) روابط کوتاه‌مدت برآورد شد. نتایج نشان داد که آثار قیمت نهاده‌های اصلی تغذیه مرغ بر قیمت گوشت مرغ در کوتاه‌مدت و بلندمدت مثبت و در یک جهت می‌باشد. ضمن آنکه بدلیل سرعت تعدیل بالا در مدل، در کوتاه‌مدت با اعمال سیاست‌های مناسب می‌توان بازار گوشت مرغ را تنظیم نمود.

طبقه بندی JEL: C32, D40, Q13

کلید واژه‌ها:

ایران، بازار گوشت مرغ، الگوی VAR، روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت، آزمون هم‌انباشتگی و مدل تصحیح خطا

*. E.mail: mashayekhi2006@gmail.com

** E. mail: fhm0331@iiu.ac.ir

مقدمه

غذا و تأمین آن همواره به عنوان یکی از مهمترین چالش‌های فرآروی بشر به شمار آمده و از این‌رو، وجود امنیت غذایی در هر کشوری به عنوان یکی از شاخص‌های مهم توسعه یافتگی آن کشور محسوب می‌شود و در این میان عرضه پروتئین حیوانی در سید غذایی یک معیار اساسی در تأمین امنیت غذایی جامعه می‌باشد. گوشت مرغ به دلایل گوناگون اقتصادی و بهداشتی از جایگاه ویژه‌ای در بین اقلام مختلف پروتئین حیوانی برخوردار است. این امر به نوبه خود، رشد و گسترش صنعت مرغداری در ایران و جهان را به همراه داشته است به گونه‌ای که تولید گوشت مرغ در ایران از ۴۲ هزار تن در سال ۱۳۴۴ به رقم ۱۶۷۰ هزار تن در سال ۱۳۸۸ افزایش یافته و از این جهت حائز رتبه ششم در بین کشورهای تولیدکننده این محصول بوده و ۲/۳۱ درصد از کل تولید جهانی را به خود اختصاص داده است.^۱ همسو با افزایش تولید، سرانه مصرف این محصول نیز از ۱/۸ کیلوگرم در سال ۱۳۵۰ به رقم ۲۰/۸ کیلوگرم در سال ۱۳۸۶ رسیده است که خوشبختانه از متوسط سرانه مصرف گوشت مرغ در دنیا (۱۲ کیلوگرم) نیز به مراتب بیشتر می‌باشد.^۲

صنعت مرغداری به دلایل گوناگونی از جمله سرعت بالای رشد طیور در زمان کوتاه نسبت به سایر دامها، ضریب تبدیل غذایی پایین، امکان تولید در تمام شرایط آب و هوایی و بازگشت سریع سرمایه نسبت به سایر صنایع دامپروری دارای اولویت می‌باشد. مضاف براین، مصرف گوشت مرغ از لحاظ جنبه‌های بهداشتی نیز به دلیل عدم امکان انتقال سریع بیماریهای میکروبی، ویروسی و انگلی به انسان، ارزش غذایی بالا، ترکیب مناسب اسیدهای آمینه ضروری و ضریب هضم بالا نسبت به مصرف گوشت قرمز برتری دارد. همچنین، شایان ذکر است که این صنعت در سالهای اخیر پیشرفت‌های فن‌آوری وسیعی در زمینه اصلاح ژنتیکی طیور داشته که از لحاظ کمی و کیفی تولید را متأثر از خود ساخته است. اما به‌رغم

^۱. [http: www. faostat. fao. org/ site](http://www.faostat.fao.org/site).

^۲. مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی. دفتر مطالعات زیربنایی، وضعیت صنعت دام و طیور کشور، شماره مسلسل ۹۸۰۸، (۱۳۸۸).

این اهمیت و کوشش‌های دولت در حمایت از این صنعت، تولیدات این بخش هنوز تکافوی تقاضای فزاینده داخلی را نمی‌کند.

بررسی‌های انجام شده توسط مرکز پشتیبانی طیور شرکت سهامی پشتیبانی امور دام کشور نشان می‌دهد که به طور متوسط حدود ۶۰ تا ۷۰ درصد هزینه تولید یک کیلوگرم گوشت مرغ اختصاص به هزینه تغذیه (دان) دارد. در بین اقلام مختلف تشکیل دهنده غذای مرغ، ذرت، کنجاله سویا و پودر ماهی به طور متوسط ۶۲ تا ۷۰ درصد از هزینه خوراک مرغ را تشکیل می‌دهد. آنچه براهمیت ذرت، کنجاله سویا و پودر ماهی به عنوان نهاده‌های اصلی صنعت مرغداری می‌افزاید، آن است که این اقلام عمدتاً وارداتی بوده و نوسانات ناشی از قیمت واردات این محصولات همواره باعث نوسانات شدید قیمت محصول نهایی (گوشت مرغ) این صنعت گردیده است. به‌رغم تلاش‌های صورت گرفته، صنعت مرغداری کشور هنوز نوسانات شدید قیمت نهاده‌های تولید و عدم کنترل مناسب قیمت آنها را از یک سو و کنترل شدید قیمت محصول تولیدی (گوشت مرغ) را از سوی دیگر تجربه می‌کند که این امر به نوبه خود موجب کاهش سود تولید کننده و عدم رغبت به سرمایه گذاری در این بخش می‌گردد.

لذا با توجه به اهمیت نهاده‌های مذکور در صنعت مرغداری، این تحقیق در نظر دارد اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت قیمت این نهاده‌ها بر قیمت گوشت مرغ و به طور کلی صنعت مرغداری گوشتی در ایران را با استفاده از مدل‌های اقتصادسنجی مورد بررسی قرار دهد.

داده‌های اصلی مورد نیاز این تحقیق از آمارهای سری زمانی ماهیانه قیمت گوشت مرغ، ذرت، کنجاله سویا و پودر ماهی در فاصله زمانی فروردین ماه ۱۳۷۲ تا اسفند ماه ۱۳۸۹ شرکت سهامی پشتیبانی امور دام کشور وابسته به وزارت جهاد کشاورزی به دست آمد.

مروری بر تحقیقات انجام شده

بررسی‌های انجام شده نشان می‌دهد که تاکنون مطالعات متعددی در داخل و خارج از کشور با استفاده از مدل‌های خود رگرسیون برداری و تصحیح خطا و همچنین هم‌انباشتگی در زمینه علوم کشاورزی صورت گرفته که از آن جمله به عنوان نمونه می‌توان به "علیجانی و همکاران" (۱۳۸۹)، "ترکمانی و وزیرزاده" (۱۳۸۶)، "ترکمانی و باقری" (۱۳۸۱)، "بختیاری و

پاسبان“ (۱۳۸۳)، “فیتراستون و باکر“ (۱۹۸۷)، “گودوین و شرودر“ (۱۹۹۱)، “فانچن و وندل“ (۱۹۹۲)، “بسلر و فولر“ (۱۹۹۳)، “بن کابیا و جیل“ (۱۹۹۴)، “شین“ (۱۹۹۵)، “تانسند و تریتل“ (۱۹۹۸)، “بالکمب و پاراکاش“ (۲۰۰۰) و “شارما و پاناگیتیدیس“ (۲۰۰۵) اشاره نمود. با وجود این، مطالعات اقتصادی انجام شده در زمینه صنعت مرغداری با بهره‌گیری از مدل‌های مورد استفاده در تحقیق حاضر، بسیار محدود بوده و از آن جمله می‌توان به موارد ذیل اشاره کرد:

“قربانی، شکری و مطلبی“ در تحقیقی به برآورد الگوی تصحیح خطای انواع گوشت در ایران در دوره زمانی ۱۳۶۷ تا ۱۳۸۱ پرداختند. نتایج این تحقیق نشان داد که در کوتاه مدت و بلندمدت گوشت مرغ و در کوتاه مدت گوشت ماهی کالاهای ضروری می‌باشند. نتایج همچنین نشان داد که کشش‌ها در بلندمدت کوچکتر از بلندمدت می‌باشد. در نتیجه در کوتاه مدت، آثار اعمال سیاست‌ها به ویژه قیمت گذاری در زمینه گوشت به سرعت ظاهر می‌گردند.^۱ “سندیپ و گنگوار“ هم‌انباشتگی فضایی در بین بازارهای اصلی عمده فروشی تخم مرغ در هند را مورد تحلیل قرار دادند. ایشان بدین منظور از آزمون انگل - گرنجر استفاده نمودند. نتایج تحقیق بیانگر درجه بالای هم‌انباشتگی بازارهای مورد مطالعه بود که به نوبه خود نشان دهنده کارا و رقابتی بودن این بازارها در سطح عمده فروشی است.^۲

“ولرات و هالاهان“ همگرایی بازارهای دام و گوشت کانادا و آمریکا را با استفاده از داده‌های سری زمانی مورد آزمون قرار دادند. ایشان بدین منظور از مدل خود رگرسیون برداری استفاده نمودند. نتایج این تحقیق نشان داد که بازارهای گوشت مرغ کانادا و آمریکا تفکیک شده می‌باشد. ضمن اینکه بازار گوشت خوک در این کشورها همگراتر از بازار گوشت

۱. قربانی، محمد، شکری، الهام و مطلبی، مرضیه. «برآورد الگوی تصحیح خطای سیستم تقاضای تقریباً ایده آل برای انواع گوشت در ایران». اقتصاد کشاورزی و توسعه، شماره ۶۹ (بهار ۱۳۸۹) ۱۷-۱.

۲. Sandeep, S. and Gangwar, L.S. “Analysis of spatial cointegration amongst major wholesale egg markets in India”. *Agricultural Economics Research Review*, Vol. 21 (2008): 259-263.

گوساله می‌باشد. نتایج همچنین نشان داد که نرخ مبادله بین دو کشور مانع از همگرایی در بازار این کالاها می‌گردد.^۱

”جمعه“ استراتژیهای بلندمدت قیمت‌گذاری گوشت مرغ و خوک در اتریش را با استفاده از آمار سری زمانی ماهیانه قیمت واقعی تولیدکننده و خرده‌فروشی گوشت مرغ و خوک در فاصله ژانویه ۱۹۷۳ تا آوریل ۱۹۹۴ میلادی در چارچوب مدل هم‌انباشتگی یوهانسن بررسی نمود. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که استراتژی قیمت‌گذاری در بلندمدت با سهم بازار و کشش قیمتی تقاضا این دو محصول ارتباط داشته و تعدیل بلندمدت قیمت نیز مرتبط با رویکرد قیمت‌گذاری است. نتایج همچنین بیانگر وجود قدرت بازار در بازار خرده‌فروشی خوک و رفتار رقابتی در بازار خرده‌فروشی مرغ می‌باشد.^۲

”خلیلیان، بلالی و بیک زاده“ در تحقیقی روند نرخ ارز در نتیجه سیاست آزادسازی و تأثیرات آن بر قیمت گوشت مرغ در ایران را با استفاده از مدل تصحیح خطای برداری (VEC) و مدل ARIMA مورد مطالعه قرار دادند. نتایج نشان داد که یک رابطه تعادلی بلندمدت بین نرخ ارز و قیمت گوشت مرغ وجود دارد. هر چند در صورت اتخاذ سیاست آزاد سازی، نرخ ارز به شدت افزایش می‌یابد، اما سیاست تثبیت، نرخ ارز را با یک سیر نزولی و به طور جزئی کاهش خواهد داد.^۳

”باقری و ترکمانی“ پیوستگی بازارهای منطقه‌ای گوشت مرغ در سطح ۹ استان ایران را با استفاده از آمار هفتگی قیمت مصرف‌کننده گوشت مرغ در سال ۱۳۷۸ بررسی نمودند. ایشان به منظور تعیین ارتباط بلندمدت این بازارها از آزمون هم‌انباشتگی انگل-گرنجر و برای رابطه کوتاه‌مدت از مدل تصحیح خطا (ECM) استفاده نمودند. نتایج این تحقیق نشان داد که ۲۵ بازار از مجموع ۳۶ بازار مورد مطالعه با هم ارتباط بلندمدت داشته و قانون تک قیمتی در

¹. Vollrath, T. and Hallahan, C. “Testing the integration of U.S.-Canadian meat and livestock markets”, *Canadian Journal of Agricultural Economics*, Vol. 22 (2006): 55-79.

². Juma, A. “The long run, market power and retail pricing”, *Empirical Economics*, Vol. 29, No. 3 (2004): 605-620.

^۳. خللیان، صادق، بلالی، حمید و بیک زاده، صدیف. «تحلیل روند نرخ ارز در اثر سیاست آزاد سازی و تأثیر آن بر قیمت گوشت مرغ». پژوهش و سازندگی، شماره ۵۴ (بهار ۱۳۸۱) ۵۸-۵۳.

این بازارها رعایت می‌شود. از سوی دیگر وجود ارتباط کوتاه‌مدت، در ۱۴ بازار توسط مدل تصحیح خطا تأیید گردید.^۱

«کاراگیانیس، کاترانیدیس و ولتزاس» کشش قیمتی تقاضا برای گوشت مرغ، گوسفند، گوساله و خوک را در بلندمدت و کوتاه‌مدت به ترتیب با استفاده از آزمون هم‌انباشتگی و مدل تصحیح خطا تعیین نمودند. ایشان به این منظور از داده‌های سری زمانی مصرف گوشت در فاصله سالهای ۱۹۵۸ تا ۱۹۹۳ میلادی استفاده نمودند. نتایج نشان داد که در کوتاه‌مدت، گوشت گوساله دارای کشش قیمتی تقاضا بالاتر از یک، گوشت خوک دارای کشش واحد و گوشت مرغ و گوسفند کشش ناپذیرند. این در حالی است که در بلندمدت گوشت گوساله و خوک هر دو کشش‌پذیر و گوشت مرغ و گوسفند همچنان کشش ناپذیرند.^۲

مبانی نظری و مدل تجربی

یکی از ابزارهای مهم در تحلیل روابط موجود بین متغیرهای اقتصادی، تحلیل رگرسیون می‌باشد که در واقع، مطالعه وابستگی یک متغیر به عنوان متغیر وابسته به یک یا چند متغیر مستقل با تخمین یا پیش‌بینی میانگین مقادیر متغیر وابسته صورت می‌گیرد. اما چنین رابطه‌ای یک طرفه همواره جهت تبیین روابط اقتصادی مناسب نمی‌باشد. زیرا در بسیاری از موارد Y نه تنها به متغیرهای X بستگی دارد بلکه بعضی از X ها نیز به نوبه خود به وسیله Y تعیین می‌شوند. به عبارت دیگر، بین Y و (بعضی از) متغیرهای X رابطه‌ای دوطرفه یا همزمان وجود دارد. در نتیجه، تفکیک متغیرهای توضیحی و وابسته اعتبار خود را از دست می‌دهد به این گونه مدل‌ها که با دسته بندی مجموعه متغیرهایی که به طور همزمان به وسیله بقیه مجموعه متغیرها تعیین می‌شوند، مدل معادلات همزمان^۳ می‌گویند.^۴

^۱. باقری، مهرداد و ترکمانی، جواد. «بررسی پیوستگی بازار گوشت مرغ در ایران»، مجموعه مقالات سومین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران، مشهد (۱۳۷۹) ۱۰۳-۸۷.

^۲. Karagiannis, G., Katramidis, S. and Velemtzas, K. "An error correction almost ideal demand system for meat in Greece", *Agricultural Economics*, Vol. 22, No. 1 (2000): 29-35.

^۳. Simultaneous equations model

^۴. گجراتی، دامودار. مبانی اقتصاد سنجی. ترجمه حمید ابریشمی، جلد دوم، تهران: انتشارات دانشگاه تهران، ۱۳۸۳.

چنانچه در تحلیل رگرسیون در رابطه با سری‌های زمانی، متغیرهای وابسته (درونزا) با تأخیر در سمت راست مدل رگرسیون خطی ظاهر شوند، در این صورت مدل مورد تحلیل در برگیرنده یک یا چند عنصر با وقفه از متغیر وابسته به عنوان متغیر توضیحی می‌باشد و به آن مدل خودرگرسیونی^۱ می‌گویند. این گونه مدل‌ها از نوع مدل‌های دینامیک یا پویا^۲ می‌باشند. زیرا به وسیله آنها می‌توان ارتباط بین متغیر وابسته را با مقادیر گذشته آن طی زمان نشان داد. یکی از انواع مدل‌های خودرگرسیونی، مدل خودرگرسیون برداری^۳ می‌باشد. این مدل نخستین بار توسط کریستوفر سیمز^۴ در سال ۱۹۸۰ میلادی در مقاله‌ای تحت عنوان «اقتصاد کلان و واقعیت» برای پیش بینی داده‌های سری زمانی کلان اقتصادی مطرح گردید. در واقع در این مدل هر متغیر تابعی از وقفه‌های خود و سایر متغیرهای موجود در مدل می‌باشد.

مدل VAR در فرم ماتریسی به صورت زیر نشان داده می‌شود:

$$Y_t = X_t \cdot \beta + \sum A_s \cdot Y_{t-s} + U_t \quad (1)$$

$$U_t = IN(0, \sigma^2), E[u_t \cdot u_t] = \psi \quad (2)$$

که در آن :

Y_t = بردار $n \times 1$ متغیرهای درونزا

$X_t \cdot \beta$ = جزء معین Y_t

U_t = بردار ستونی $n \times 1$ خطاهای ناهمبسته سریالی

A_s = ماتریس $n \times n$ ضرایب

¹ . Autoregressive model

² . Dynamic model

³ . Vector Autoregression model. (VAR)

⁴ . Sims, C.A. "Macroeconomics and Reality", *Econometrica*, Vol. 48 (1980): 1-48.

در این تحقیق به منظور ارزیابی اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت متغیرها بر قیمت گوشت مرغ از مدل خود رگرسیون برداری غیر مقید^۱ که به ترتیب به صورت معادلات (۳) تا (۶) تخمین زده شده، استفاده گردید.

$$\begin{aligned} \Delta LCM_t &= \sum_{i=1}^k \gamma_{11}^i \Delta LCM_{t-i} + \sum_{i=1}^k \gamma_{12}^i \Delta LCO_{t-i} + \sum_{i=1}^k \gamma_{13}^i \Delta LSM_{t-i} + \sum_{i=1}^k \gamma_{14}^i \Delta LFP_{t-i} + \varepsilon_{1t} \\ \Delta LCO_t &= \sum_{i=1}^k \gamma_{21}^i \Delta LCM_{t-i} + \sum_{i=1}^k \gamma_{22}^i \Delta LCO_{t-i} + \sum_{i=1}^k \gamma_{23}^i \Delta LSM_{t-i} + \sum_{i=1}^k \gamma_{24}^i \Delta LFP_{t-i} + \varepsilon_{2t} \\ \Delta LSM_t &= \sum_{i=1}^k \gamma_{31}^i \Delta LCM_{t-i} + \sum_{i=1}^k \gamma_{32}^i \Delta LCO_{t-i} + \sum_{i=1}^k \gamma_{33}^i \Delta LSM_{t-i} + \sum_{i=1}^k \gamma_{34}^i \Delta LFP_{t-i} + \varepsilon_{3t} \\ \Delta LFP_t &= \sum_{i=1}^k \gamma_{41}^i \Delta LCM_{t-i} + \sum_{i=1}^k \gamma_{42}^i \Delta LCO_{t-i} + \sum_{i=1}^k \gamma_{43}^i \Delta LSM_{t-i} + \sum_{i=1}^k \gamma_{44}^i \Delta LFP_{t-i} + \varepsilon_{4t} \end{aligned}$$

که در آن:

LCM = لگاریتم قیمت گوشت مرغ (Price of chicken meat)

LCO = لگاریتم قیمت ذرت (Price of corn)

LSM = لگاریتم قیمت کنجاله سویا (Price of soybean meal)

LFP = لگاریتم قیمت پودر ماهی (price of fish powder)

γ_{nm}^i = پارامترهای تخمینی، k = حداکثر طول وقفه توزیعی

Δ = عامل اختلاف، ε_{nt} = جزء اخلاص (iid)

قواعد گوناگونی در تعیین درجه خود رگرسیونی (طول وقفه) متغیرهای سری زمانی وجود دارد. فرآیند خود رگرسیونی از درجه K یا $AR(K)$ ، یک سری زمانی است که مقادیر کنونی اش وابسته به مقادیر با وقفه K آن است. در این مطالعه از معیار اطلاعات آکائیک^۲

^۱ . Unrestricted VAR

^۲ . Akaike Information Criterion (AIC)

(AIC) و معیار اطلاعات شوارتز^۱ (SIC) برای تعیین طول وقفه بهینه استفاده شد. نتایج آزمون‌های AIC و SIC نشان داد که طول وقفه توزیعی $k=1$ برای کلیه متغیرهای مورد بررسی، طول وقفه بهینه بوده و تأمین کننده شرط توزیع نرمال و عدم همبستگی سریالی اجزای اخلال می‌باشد (جدول ۱). محدود بودن تعداد متغیرهای مورد بررسی (۴ متغیر) صرفاً به دلیل اجتناب از افزایش تعداد پارامترهای تخمینی و کاهش اعتبار رگرسیون می‌باشد.

مانایی^۲ و آزمون‌های ریشه واحد:

ایده اصلی مانا (ساکن یا پایا) بودن متغیرها مربوط به ثبات گشتاورهای یک سری زمانی است. مانا بودن از این جهت برای ما حائز اهمیت است که کلیه استنباط‌های آماری روی ضرایب برآورده شده معادلات رگرسیون مبتنی بر فرض ساکن بودن متغیرها استوار است و در غیر این صورت، هیچ یک از استنباط‌های آماری معتبر نخواهد بود.

آزمون ریشه واحد دیککی فولر^۳ یکی از معروف‌ترین آزمونها برای بررسی مانایی (عدم وجود ریشه واحد) می‌باشد. برای درک بهتر این آزمون، مدل رگرسیون زیر را در نظر می‌گیریم:

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + U_t \quad (7)$$

که در آن U_t جمله اختلال سفید^۴ نامیده می‌شود، زیرا از فروض کلاسیک (میانگین صفر، واریانس ثابت σ^2 و غیرهمبسته) تبعیت می‌کند. به بیانی دیگر:

$$U_t \sim \text{IID}(0, \sigma^2) \quad (8)$$

آماره t آزمون دیککی فولر را به روش زیر محاسبه می‌نماییم:

$$t_c = (\hat{\rho} - 1) / s.e(\hat{\rho}) \quad (9)$$

که در آن :

$$s.e = \text{انحراف معیار}$$

¹ . Schwarz Information Criterion (SIC)

² . Stationarity

³ . Dickey – Fuller Unit Root test

⁴ . White noise

اگر قدر مطلق t محاسباتی فوق از قدر مطلق مقادیر بحرانی آماره t که در قالب یک جدول توسط دیکی فولر (۱۹۷۹)^۱ مطرح و در سال ۱۹۹۱ به وسیله ماک کینون^۲ بسط داده شده، بزرگتر باشد، فرضیه صفر ($H_0: \rho = 1$) مبتنی برمانا بودن سری زمانی رد می‌شود. در تحقیق حاضر، برای رهایی از مشکل رگرسیون کاذب^۳ یک متغیر روند به عنوان یک متغیر مستقل جدید وارد مدل شده تا روندزدایی^۴ صورت گیرد. در نتیجه شکل کلی مدل به صورت زیر خواهد بود:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \alpha_i \sum_{i=1}^m \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (10)$$

بنابه تعریف، هنگامی که از آزمون دیکی فولر برای مدل‌هایی نظیر مدل‌های (۳) تا (۶) استفاده می‌کنیم. این آزمون، به عنوان آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته^۵ معرفی می‌گردد. تابع آزمون ADF دارای توزیعی مجانبی همچون تابع آزمون DF بوده و در نتیجه مقادیر بحرانی آنها نیز یکسان می‌باشد. در نتیجه، فرضیه صفر $\delta = 0$ یا $\rho = 1$ مبنی بر وجود ریشه واحد و مانایی سری زمانی همچنان به قوت خود باقی است. فیلیپس و پرون^۶ در سال ۱۹۸۸ یک روش ناپارامتریک به عنوان جایگزینی برای تعیین وجود همبستگی پیاپی برای آزمون ریشه واحد پیشنهاد نمودند. روش فیلیپس- پرون در واقع معادله دیکی فولر تعمیم نیافته را برآورد نموده و نسبت t ضریب α را به منظور این که همبستگی پیاپی تحت تأثیر توزیع مجانبی آماره آزمون قرار نگیرد، تعدیل می‌نماید. آزمون فیلیپس- پرون برپایه آماره زیر استوار است:

¹. Dickey, D.A. and Fuller, W.A. "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", Journal of the American Statistical Association, Vol. 74 (1979): 427-431.

². Mackinnon, J.G. Critical values for cointegration tests. ch. 13 in Long Run Economic Relationships: Readings in Cointegration, eds. R.F. Engle and C.W.J. Granger, Oxford University press, Oxford, UK. 1991.

³. Spurious regression

⁴. Detrend

⁵. Augmented Dickey – Fuller Unit Root Test (ADF)

⁶. Philipps, P.C.B. and Perron, P. "Testing for a unit root in time series regression", *Biometrika*, Vol. 75 (1988): 335-346.

(۱۱)

$$\hat{t}_\alpha = t_\alpha \left(\frac{\gamma_0}{f_0} \right)^{1/2} - \frac{T(f_0 - \gamma_0) \left(se(\hat{\alpha}) \right)}{2 f_0^{1/2} s}$$

که در آن:

$\hat{\alpha}$ = ضریب برآورد شده ، t_α = نسبت t برای α

se = خطای معیار ، γ_0 = برآورد سازگار واریانس خطا

f_0 = برآوردگر طیف باقیمانده در فراوانی صفر، ε_{nt} = جزء اخلاص (iid)

چنانچه نتایج آزمون حاکی از نامانایی سری زمانی باشد، برای مانا نمودن سری‌های زمانی از تفاضل مراتب بالاتر آنها استفاده می‌شود. جدول (۱) نشان دهنده نتایج آزمون ADF و PP برای متغیرهای مورد نظر می‌باشد. همانگونه که ملاحظه می‌شود، نتایج نشانگر آن است که کلیه سری‌های زمانی مورد مطالعه شامل سری‌های زمانی LCM، LCO، LFP و LSM در سطح نامانا بوده ($I(0)$)، و پس از انجام یکبار تفاضل‌گیری در تفاضل مرتبه اول در سطح ۱٪ معنی داری، مانا شده اند ($I(1)$) برای تائید نتایج آزمون‌های ADF و PP از تابع خودهمبستگی^۱ (ACF) و نمودار آن که به همبسته نگار^۲ معروف است، استفاده شد. از آنجایی که ACF برای کلیه سری‌های زمانی در سطح با کاهش ملایم همراه بوده، در نتیجه تمام متغیرها در سطح نامانا هستند. حال آن که بدلیل کاهش شدید ACF در تفاضل مرتبه اول، سری‌های مذکور انباشته از درجه یک می‌باشند که این امر مؤید نتایج حاصل از آزمون‌های ADF و PP می‌باشد.

1. Autocorrelation Function

2. Correlegram

جدول ۱. نتایج آزمون ریشه واحد

با استفاده از آزمون‌های دیکی فولر تعمیم یافته و فیلیس - پرون

نام متغیر	طول وقفه بهینه (K)		آماره دیکی فولر تعمیم یافته (ADF)		آماره فیلیس - پرون (PP)		نتیجه
	SIC	AIC	با عرض از مبداء و روند	با عرض از مبداء	با عرض از مبداء	با عرض از مبداء و روند	
LCM	۱	۱	-۰/۹۳۳	-۲/۷۱۸	-۰/۶۵۸	-۳/۲۶۸	نامانا
D(LCM)	۱	۱	-۱۳/۰۴۹	-۱۳/۰۱۳	-۲۴/۱۲۸	-۲۲/۸۲۵	مانا
LCO	۱	۱	-۱/۱۷۳	-۲/۹۲۲	-۱/۱۷۴	-۳/۱۰۹	نامانا
D(LCO)	۱	۱	-۱۳/۳۵۲	-۱۳/۳۳۶	-۱۳/۳۰۵	-۱۳/۲۸۸	مانا
LFP	۱	۱	-۱/۴۱۲	-۲/۲۰۳	-۱/۶۴۸	-۲/۵۲۱	نامانا
D(LFP)	۱	۱	-۱۹/۶۴۴	-۱۹/۶۴۵	-۲۱/۴۸۸	-۲۱/۷۸۴	مانا
LSM	۱	۱	-۱/۵۷۹	-۲/۴۴۵	-۱/۹۷۱	-۳/۰۰۶	نامانا
D(LSM)	۱	۱	-۱۳/۷۰۵	-۱۳/۷۲۰	-۱۳/۹۱۳	-۱۴/۳۲۰	مانا

منبع: نتایج تحقیق

توجه: مقادیر بحرانی آماره‌های ADF و PP با عرض از مبداء، و عرض از مبداء و روند در سطح معنی داری ۱٪ به ترتیب برابر ۱/۰۰۴- و ۳/۴۶۱- می‌باشد.

براین اساس، مشکلی از حیث وجود متغیرهای $I(2)$ وجود نداشته و می‌توان نتیجه‌گیری کرد که حتی در صورت وجود شکست ساختاری نیز، تمام سری‌های زمانی از مرتبه انباشتگی یک $I(1)$ برخوردارند.

هم‌انباشتگی^۱ و بررسی روابط بلندمدت متغیرها:

اگرچه در عمل بسیاری از سری‌های زمانی اقتصادی، غیر ساکن (نامانا) بوده و یک روند تصادفی افزایشی یا کاهشی دارند ولی در بلندمدت ممکن است یک ترکیب خطی از این متغیرها، همواره ساکن و بدون روند تصادفی بوده و یا به اصطلاح هم‌انباشتگی باشند. بنابراین،

^۱. Cointegration

به رغم نامانایی تک تک این سری‌های زمانی، ترکیب خطی آنها ساکن بوده و در واقع یک رابطه تعادلی بلندمدت بین آنها برقرار است. این امر به دلیل آن است که این متغیرها در طول زمان با هم حرکت کرده و در بلندمدت از یکدیگر دور نمی‌شوند. در این حالت، رگرسیون کاذب وجود نداشته و فروض اساسی برای معتبر بودن آن نقض نمی‌شود و در نتیجه، انجام رگرسیون بی معنی نبوده و میزان پارامترهای مدل را می‌توان به شیوه‌ای سازگار تخمین زد. در این تحقیق، از آزمون هم‌انباشتگی یوهانسن و جوسیلیوس^۱ که برپایه روش حداکثر درستنمایی (ML) و نسبت درستنمایی (LR) استوار بوده و براساس وجود داده‌ها در قالب یک سیستم خود رگرسیون برداری (VAR) می‌باشد، استفاده شده است. معادله رگرسیون زیر را در نظر می‌گیریم:

$$Y_t = \beta X_t + U_t \quad (12)$$

که در آن: $Y_t \approx I(1)$ و $X_t \approx I(1)$ بوده و در نتیجه، جمله اخلاص U_t نیز غیر ساکن و $I(1)$ خواهد بود. حال اگر مقداری برای β وجود داشته باشد، به طوریکه $Y_t - \beta X_t$ ساکن گردد آنگاه متغیرهای X_t و Y_t را هم انباشته می‌نامند. این بدین معنی است که با وجود این که متغیرهای مذکور غیر ساکن هستند، اما یک ترکیب خطی از آنها با استفاده از مقدار مشخص β ساکن است و می‌توان آن را به شیوه‌ای سازگار تخمین زد. حال اگر در مدل (۱۲)، U_t نیز ساکن باشد، رگرسیون مذکور یک رگرسیون هم‌انباشته کننده^۲ بوده و رابطه تعادلی بلندمدت بین X_t و Y_t برقرار خواهد بود.

یوهانسن دو نوع آزمون را به منظور تعیین بردارهای هم‌انباشته کننده (I) در قالب مدل تصحیح خطای برداری^۳ تحت عنوان آزمون تریس^۴ و آزمون حداکثر مقادیر ویژه^۵ (آزمون حداکثر لامبدا) معرفی نمود که در این مطالعه برای تعیین تعداد بردارهای هم‌انباشته از این

1. Johansen- Juselius Cointegration test

2. Cointegrating regression

3. Vector Error Correction model (VECM)

4. Trace test

5. Maximal Eigenvalue test

آزمون‌ها استفاده شد. این آزمون‌ها بر مبنای بالاترین طول وقفه (K) به دست آمده از معیارهای AIC و SIC انجام می‌گیرد. در صورتی که آماره محاسبه شده آزمون تریس و آزمون حداکثر مقادیر ویژه از مقادیر بحرانی مربوط به این آزمونها در جداول توزیع آماره‌های λ_{trace} و λ_{max} که توسط هال و همکاران^۱ در سال ۱۹۸۹ محاسبه و ارائه گردید، کمتر باشد، فرضیه صفر مبنی بر وجود I بردار هم انباشته کننده پذیرفته می‌شود.

در این تحقیق، برای تشخیص بهترین فرض آزمون هم‌انباشتگی یوهانس، این آزمون با در نظر گرفتن فروض مختلف روند معین^۲ در داده‌ها از نظر وجود یا عدم وجود عرض از مبدا و روند خطی یا غیر خطی انجام گرفت که در نهایت فرض وجود عرض از مبدا و عدم وجود روند معین مورد تأیید قرار گرفت. جداول (۲) و (۳) به ترتیب نتایج آزمون‌های هم‌انباشتگی تریس و حداکثر مقدار ویژه را به ازای طول وقفه بهینه $K=1$ نشان می‌دهد.

جدول ۲. آزمون تعیین تعداد بردارهای هم انباشته کننده تریس

مقادیر بحرانی λ_{trace}		آماره آزمون λ_{trace}	فرضیه آزمون	
۵٪	۱٪		فرضیه مخالف (H_A)	فرضیه صفر (H_0)
۵۴/۰۷۹	۶۱/۲۶۷ *	۱۰۰/۴۱۷	$r \geq 1$	$r = 0$
۳۵/۱۹۳	۴۱/۱۹۵ *	۴۳/۸۶۷	$r \geq 2$	$r \leq 1$
۲۰/۲۶۲ **	۲۵/۰۷۸	۲۳/۱۲۰	$r \geq 3$	$r \leq 2$
۹/۱۶۵ **	۱۲/۷۶۰	۱۰/۶۵۳	$r \geq 4$	$r \leq 3$

* معنی داری در سطح یک درصد

** معنی داری در سطح پنج درصد

منبع: نتایج تحقیق

^۱. Hall, S.G., Henry, S.G.B. and Wicox, J.B. "The long-run determination of the UK monetary aggregates", Bank of England Discussion paper, No. 41

^۲. Deterministic trend

مطابق آزمون حداکثر مقدار ویژه، وجود یک بردار هم‌انباشته کننده در سطح یک درصد معنی داری پذیرفته می‌شود، حال آن که آزمون تریس مؤید وجود دو بردار هم‌انباشته کننده در سطح یک درصد معنی داری می‌باشد. اما همانطور که یوهانسن و جوسیلیوس^۱ در سال ۱۹۹۴ میلادی بیان می‌کنند، چون آزمون حداکثر مقدار ویژه دارای فرض مقابل قاطع‌تری می‌باشد، لذا در صورت بروز تناقض، آزمون حداکثر مقدار ویژه برای تعیین تعداد روابط بلندمدت اولویت دارد. براین اساس، نتایج آزمون‌های هم‌انباشتگی بیانگر وجود یک رابطه تعادلی بلندمدت بین قیمت گوشت مرغ و متغیرهای مورد مطالعه می‌باشد.

جدول ۳. آزمون تعیین تعداد بردارهای هم‌انباشته کننده

حداکثر مقادیر ویژه

مقادیر بحرانی λ_{max}		آماره آزمون λ_{max}	فرضیه آزمون	
۵ %	۱ %		فرضیه مخالف (H_A)	فرضیه صفر (H_0)
۲۸/۵۸۸	۳۳/۷۳۳ *	۵۵/۵۵۰	$r=1$	$r=0$
۲۲/۳۰۰ **	۲۷/۰۶۸	۲۰/۷۴۶	$r=2$	$r \leq 1$
۱۵/۸۹۲	۲۰/۱۶۲	۱۲/۴۶۸	$r=3$	$r \leq 2$
۹/۱۶۵	۱۲/۷۶۱	۱۰/۶۵۳	$r=4$	$r \leq 3$

* معنی داری در سطح یک درصد

** معنی داری در سطح پنج درصد

منبع: نتایج تحقیق

پس از تعیین تعداد بردارهای هم‌انباشته، لازم است عمل نرمال کردن بر روی بردار هم‌انباشته کننده براساس یک متغیر مورد نظر که آثار سایر متغیرها را بر آن مورد تحلیل قرار می‌دهیم (در اینجا قیمت گوشت مرغ)، صورت گیرد. این عمل با تقسیم کلیه عناصر موجود در بردار هم‌انباشته کننده غیر مقید برضرب متغیر مورد نظر حاصل می‌گردد (جدول ۴).

¹. Johansen, S. and Juselius, K. "Identification of the long-run and short-run structure an application to the ISLM model", Journal of Econometrics, Vol. 63, No. 1 (1994): 7-36.

جدول ۴. نتایج برآورد بردار هم انباشته کننده

و روابط بلندمدت متغیرها

بردار هم انباشته کننده نرمال شده		ضرایب بردار هم انباشته کننده غیر مقید	متغیر
آماره t	ضریب		
-	۱	۱۷/۵۱۹	LCM
۶/۸۸۵ *	۰/۶۸۳	۱۱/۹۶۷	LCO
۲/۱۲۶ **	۰/۱۷۸	۳/۱۱۳	LSM
۱/۲۳۲	۰/۱۰۷	۱/۸۷۸	LFP
۷/۶۹۸ *	۰/۷۹۲	۱۳/۸۳۳	عرض از مبدا

* معنی داری در سطح یک درصد

** معنی داری در سطح پنج درصد

منبع: نتایج تحقیق

جدول (۵) نمایانگر وجود یک رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگو می‌باشد که این رابطه برحسب متغیر LCM بصورت زیر قابل شناسایی است:

$$LCM = 0.792 + 0.683 LCO + 0.178 LSM + 0.107 LFP \quad (13)$$

(0.1029) (0.0992) (0.0836) (0.0870)

در رابطه بالا، اعداد داخل پرانتز انحراف معیار است. نتایج الگوی بلندمدت نشان می‌دهد که تمامی متغیرهای مورد مطالعه دارای علامت مورد انتظار بوده و به ترتیب عرض از مبدا و متغیر LCO در سطح یک درصد، متغیر LSM در سطح ۵ درصد معنی دار می‌باشد. ضمن این که متغیر LFP در سطح ۵ درصد معنی دار نمی‌باشد. بنابراین، یک رابطه بلندمدت مستقیم بین قیمت گوشت مرغ و قیمت نهاده‌های ذرت و کنجاله سویا برقرار است به طوری که افزایش قیمت این نهاده‌ها در بلندمدت موجب افزایش قیمت گوشت مرغ خواهد شد. از آنجایی که رابطه بلندمدت تعادلی (۱۳) به صورت لگاریتمی تصریح شده است ضرایب ارایه شده بیانگر نرخ رشد بلندمدت قیمت گوشت مرغ نسبت به هر یک از عوامل تأثیرگذار

می‌باشد. به طوری که در بلندمدت افزایش (کاهش) به میزان یک درصد در قیمت ذرت و کنجاله سویا موجب افزایش (کاهش) قیمت گوشت مرغ به ترتیب به میزان ۰/۶۸۳ و ۰/۱۷۸ درصد خواهد شد. براین اساس، مدل بلندمدت نشان می‌دهد قیمت ذرت بیشترین تأثیر را در بلندمدت بر قیمت گوشت مرغ دارد که این امر با توجه به اهمیت بیشتر ذرت در تغذیه طیور گوشتی به ویژه مرغ، از لحاظ فنی نیز توجیه پذیر است.

مدل تصحیح خطای برداری و بررسی روابط کوتاه‌مدت متغیرها

ارتباط نزدیکی بین هم‌انباشتگی و مدل‌های تصحیح خطا وجود دارد به طوری که بنا به قضیه گرنجر، متناظر با هر رابطه بلندمدت اقتصادی باید یک رابطه کوتاه‌مدت به صورت مکانیسم تصحیح خطا برای حصول به تعادل بلندمدت وجود داشته باشد. این مفهوم نخستین بار توسط فیلیپس^۱ در سال ۱۹۵۷ میلادی مطرح گردید.

مدل تصحیح خطای برداری در واقع یک مدل خود رگرسیون برداری مقید (RVAR) می‌باشد که برای سری‌های نامانا هم انباشته شده طراحی گردیده است. این مدل رفتار بلندمدت متغیرهای درونزا را به منظور نزدیک نمودن روابط هم انباشته کننده، از طریق تعدیل‌های پویای کوتاه‌مدت محدود می‌نماید. به عبارت دیگر، این مدل، نحوه تعدیل متغیرها را نسبت به عدم تعادل در کوتاه‌مدت برای دستیابی به رابطه تعادلی بلندمدت نشان می‌دهد. در مدل تصحیح خطای برداری جمله هم انباشته شده، جمله تصحیح خطا^۲ خوانده می‌شود زیرا انحراف از تعادل بلندمدت به تدریج از طریق یک سری تعدیل‌های کوتاه‌مدت جزئی تصحیح می‌شود. ضریب جمله تصحیح خطا، سرعت تعدیل کوتاه‌مدت به بلندمدت را در صورت وقوع نوسان معین می‌کند. به این ترتیب، الگوهای تصحیح خطا، نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر تعادلی بلندمدت آنها ارتباط می‌دهند.

مدل تصحیح خطا را در فرم ریاضی به صورت زیر نمایش می‌دهند:

$$\Delta X_t = \alpha \cdot \beta' \cdot X_t + \sum A_i \Delta X_{t-i} + U_t \quad (14)$$

¹. Philipps, P.C.B. and Perron, P. "Stabilization policy and time form of lagged responses", *The Economic Journal*, Vol. 67 (1957): 265-277.

². Error Correction Term (ECT)

که در آن :

$$\Delta X_t = \text{تغییر (نوسان)} = \alpha \cdot X_t = \text{ماتریس ضرایب تعدیل}$$

$\beta =$ ماتریسی است که ستونهای آن بردارهای هم انباشته کننده می باشد.

$$X_t = \beta' \cdot X_t = \text{جمله تصحیح خطا}$$

$$\sum A_i \Delta X_{t-i} = \text{روابط کوتاه مدت (عدم تعادل های کوتاه مدت)}$$

$$U_t = \text{جمله اختلال سفید}$$

در این مطالعه، به منظور بررسی رابطه کوتاه مدت بین قیمت گوشت مرغ و سایر متغیرهای مورد بررسی از مدل تصحیح خطای برداری استفاده شد (جدول ۵). آماره دوربین - واتسون بیانگر عدم خود همبستگی جملات پسماند این رگرسیون می باشد. ضریب تعیین چندگانه برازش خوب رگرسیون را نشان می دهد. آماره F در سطح یک درصد معنی دار بوده و حاکی از تصریح خوب مدل می باشد.

نتایج الگوی کوتاه مدت نشانگر آن است که کلیه متغیرهای مورد مطالعه دارای علامت مورد انتظار بوده و به ترتیب جمله، تصحیح خطای دوره قبل و متغیرهای تفاضل مرتبه اول لگاریتم قیمت گوشت مرغ و ذرت در سطح یک درصد، متغیر تفاضل مرتبه اول لگاریتم قیمت کنجاله سویا در سطح ۵ درصد معنی دار می باشد. ضمن اینکه متغیر تفاضل مرتبه اول لگاریتم قیمت پودر ماهی در سطح ۵ درصد معنی دار نمی باشد.

جدول ۵. نتایج حاصل از برآورد مدل تصحیح خطای برداری

نام متغیر	فرم ریاضی	ضریب	آماره t
تفاضل مرتبه اول لگاریتم قیمت گوشت مرغ	D(LCM(-1))	۰/۱۷۸۴۸	۳/۱۷۸ *
تفاضل مرتبه اول لگاریتم قیمت ذرت	D(LCO(-1))	۰/۳۸۵۵۶	۲/۸۹۴ *
تفاضل مرتبه اول لگاریتم قیمت کنجاله سویا	D(LSM(-1))	۰/۱۶۵۴۳	۱/۹۷۷ **
تفاضل مرتبه اول لگاریتم قیمت پودر ماهی	D(LFP(-1))	۰/۰۶۲۷۳	۰/۸۵۱
جمله تصحیح خطای دوره قبل	ECT(-1)	-۰/۴۱۷۹۰	-۷/۲۸۵ *

$$RSS=0.479 \quad D.W = 2.13 \quad F=15.145 \quad R^2$$

* معنی داری در سطح یک درصد

** معنی داری در سطح پنج درصد

منبع: نتایج تحقیق

براین اساس معادله کوتاه‌مدت برآورد شده به صورت زیر قابل شناسایی است:

$$DLCM = 0.178 D(LCM(-1)) + 0.386 D(LCO(-1)) + 0.165 D(LSM(-1)) + 0.063 D(LFP(-1)) - 0.418 ECT(-1) \quad (15)$$

(0.0562) (0.1332) (0.0837) (0.0574) (0.0737)

در رابطه بالا اعداد داخل پرانتز انحراف معیار است. نتایج الگوی کوتاه‌مدت نشان می‌دهد ضریب جمله تصحیح خطای برآورد شده، معنی دار و دارای علامت مورد انتظار و برابر ۰/۴۲- می‌باشد و بیانگر آن است که حدود ۴۲ درصد انحرافات متغیر قیمت گوشت مرغ از مقدار تعادلی بلندمدت پس از گذشت یک دوره تعدیل می‌شود که حاکی از سرعت تعدیل بالا در مدل می‌باشد. در نتیجه می‌توان نسبت به تأثیرگذاری اعمال سیاست‌های مناسب بر قیمت

گوشت مرغ در کوتاه‌مدت امیدوار بود. نتایج نشان داد که یک درصد تغییر در قیمت گوشت مرغ با یک دوره وقفه به میزان ۰/۱۸ درصد از تغییرات قیمت گوشت مرغ را در جهت مثبت توضیح می‌دهد. یک درصد تغییر در قیمت ذرت و کنجاله سویا نیز با یک دوره وقفه به ترتیب میزان ۰/۳۹ و ۰/۱۶ درصد از تغییرات قیمت گوشت مرغ را در جهت مثبت توضیح می‌دهد. مقایسه ضرایب مدل بلندمدت و مدل کوتاه‌مدت نشان می‌دهد آثار کوتاه‌مدت و بلندمدت قیمت کلیه متغیرهای مورد مطالعه بر قیمت گوشت مرغ در یک جهت می‌باشند. همچنین، قیمت ذرت در بلندمدت تأثیر بیشتری بر قیمت گوشت مرغ داشته و قیمت کنجاله سویا دارای تأثیر نسبتاً مشابهی در هر دو مدل بوده است. ضمن اینکه قیمت پودر ماهی در هر دو مدل فاقد تأثیر معنی‌دار بر قیمت گوشت مرغ می‌باشد.

نتیجه‌گیری

صنعت مرغداری در ایران از بیش از دو دهه گذشته تاکنون با نوسانات شدید قیمت نهاده‌های تولید و عدم کنترل مناسب قیمت آنها از یک سو و کنترل شدید قیمت محصول تولیدی (گوشت مرغ) از سوی دیگر مواجه بوده است. در بین اقلام مختلف تشکیل دهنده غذای مرغ، ذرت، کنجاله سویا و پودر ماهی به طور متوسط ۶۲ تا ۷۰ درصد از هزینه خوراک مرغ را تشکیل می‌دهد و در نتیجه، روند مناسب قیمت این نهاده‌ها تأثیر شگرفی بر قیمت گوشت مرغ دارد. با توجه به این اهمیت، در این مطالعه اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت نوسان قیمت این نهاده‌ها بر محصول نهایی مورد ارزیابی قرار گرفت. نتایج حاصل از برآورد مدل بلندمدت بدست آمده از روش یوهانسن - جوسیلیوس نشان داد که مطابق انتظار یک رابطه بلندمدت مستقیم بین قیمت گوشت مرغ و قیمت نهاده‌های ذرت و کنجاله سویا برقرار است به طوری که افزایش قیمت این نهاده‌ها در بلندمدت موجب افزایش قیمت گوشت مرغ خواهد شد. در این میان، نوسان قیمت ذرت دارای بیشترین تأثیر بر قیمت گوشت مرغ می‌باشد به طوری که در بلندمدت افزایش قیمت ذرت به میزان یک درصد موجب افزایش قیمت گوشت مرغ به میزان ۰/۶۸۳ درصد خواهد شد. روابط کوتاه‌مدت بین متغیرهای مورد مطالعه با استفاده از مدل تصحیح خطای برداری نشان داد که حدود ۴۲ درصد انحرافات متغیر قیمت

گوشت مرغ از مقدار تعادلی بلندمدت پس از گذشت یک دوره تعدیل می‌شود. مقایسه ضرایب مدل بلندمدت و مدل کوتاه‌مدت حاکی از تأثیر مثبت و یک سویه قیمت متغیرهای قیمت ذرت و کنجاله سویا بر قیمت گوشت مرغ می‌باشد.

براین اساس پیشنهاد می‌شود دولت جهت تأمین امنیت غذایی و دستیابی به رشد معقول تولید گوشت مرغ در کشور با به کارگیری سیاست‌های مناسب قیمت‌گذاری نهاده‌های اصلی تغذیه مرغ از طریق اعمال تعرفه‌های گمرکی همسو با میزان تولید نهاده‌های مورد مطالعه در داخل، از نوسانات قیمت گوشت مرغ در کوتاه‌مدت کاسته و در بلندمدت با کاهش تصدیگری خود در زمینه تهیه و توزیع این اقلام، زمینه را برای حضور هرچه بیشتر بخش خصوصی در این عرصه فراهم نماید. با در نظر گرفتن این واقعیت که صنعت مرغداری در ایران بدلیل وجود تقاضای فزاینده داخلی، روز به روز در حال گسترش می‌باشد، سیاست‌گذاری بخش کشاورزی باید به‌گونه‌ای شکل گیرد که زمینه برای افزایش تولید و خودکفایی نهاده‌های خوراک طیور گوشتی در کشور فراهم گردد تا از این رهگذر، کاهش نوسانات شدید قیمت این نهاده‌ها که به طور مستقیم بر قیمت گوشت مرغ و به طبع آن سودآوری فعالیت مرغداری اثر می‌گذارد را شاهد باشیم.

پی‌نوشتها:

۱. ابریشمی، حمید. *اقتصادسنجی کاربردی (رویکردهای نوین)*. تهران: انتشارات دانشگاه تهران، ۱۳۸۱.
۲. باقری، مهرداد و ترکمانی، جواد. «بررسی پیوستگی بازار گوشت مرغ در ایران». *مجموعه مقالات سومین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران*، مشهد (۱۳۷۹): ۸۷-۱۰۳.
۳. بختیاری، صادق و پاسبان، فاطمه. «نقش اعتبارات کشاورزی در توسعه فرصتهای شغلی: مطالعه موردی بانک کشاورزی ایران». *اقتصاد کشاورزی و توسعه*، شماره ۴۶ (تابستان ۱۳۸۳) ۱۰۵-۷۳.
۴. ترکمانی، جواد و باقری، مهرداد. «بررسی ارتباط سرمایه‌گذاری خصوصی و دولتی با رشد ارزش افزوده در بخش کشاورزی». *اقتصاد کشاورزی و توسعه*، شماره ۴۰ (زمستان ۱۳۸۱): ۲۴-۱.
۵. ترکمانی، جواد و وزیرزاده، سولماز. «تعیین حق بیمه محصولات کشاورزی: کاربرد روش ناپارامتریک». *اقتصاد کشاورزی*، جلد ۱، شماره ۱ (۱۳۸۶): ۱۰۰-۸۳.
۶. خلیلیان، صادق. بلالی، حمید و بیک زاده، صدیف. «تحلیل روند نرخ ارز در اثر سیاست آزاد سازی و تأثیر آن بر قیمت گوشت مرغ». *پژوهش و سازندگی*، شماره ۵۴ (بهار ۱۳۸۱): ۵۸-۵۳.
۷. شرکت سهامی پشتیبانی امور دام و طیور کشور. «*تحلیلی بر صنعت مرغداری (گذشته، حال و آینده)*». دفتر برنامه ریزی، بودجه و تشکیلات، (۱۳۷۹).
۸. علیجانی، فاطمه. همایونی فر، مسعود. کرباسی، علیرضا و مسنن مظفری، مهدیه. «اثر سیاست‌های اقتصادی بر صادرات کشاورزی و صنعتی ایران». *پژوهش‌های اقتصادی*، شماره ۴ (زمستان ۱۳۸۹): ۱-۱۷.
۹. قربانی، محمد. شگری، الهام و مطلبی، مرضیه. «برآورد الگوی تصحیح خطای سیستم تقاضای تقریباً ایده آل برای انواع گوشت در ایران». *اقتصاد کشاورزی و توسعه*، شماره ۶۹ (بهار ۱۳۸۹): ۱-۱۷.
۱۰. گجراتی، دامودار. *مبانی اقتصادسنجی*. ترجمه حمید ابریشمی، جلد دوم، تهران: انتشارات دانشگاه تهران، ۱۳۸۳.
۱۱. مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی. «*وضعیت صنعت دام و طیور کشور*». دفتر مطالعات زیربنایی، شماره مسلسل ۹۸۰۸، (۱۳۸۸).
12. Balcombe, K. and Prakash, A. "Estimating the long-run supply and demand for agricultural labour in the UK", *European Review of Agricultural Economics*, Vol.27, No. 2 (2000): 153-166.
13. Ben Kaabia, M. and Jil, J.M. "Dynamic relationship between macroeconomic variables and Spanish agricultural exports to the EU", *Investigation Agraria Economica*, Vol.9, No. 2 (1994): 279-296.
14. Bessler, D.A. and Fuller, S.W. "Cointegration between U.S. wheat market", *Journal of Regional Science*, Vol.33, No.4 (1993): 481-501.

15. Dickey, D.A. and Fuller, W.A. "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 74 (1979): 427-431.
16. Fanchon, P. and Wendel, J. "Estimating VAR models under non-stationary and cointegration alternative approaches for forecasting cattle prices", *Applied Economics*, Vol. 24, No.2 (1992): 207-217.
17. Featherstone, A.M. and Baker, T.G. "An examination of farm sector real asset dynamics: 1910-85", *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 69, No. 3 (1987): 532-546.
18. Goodwin, B.K. and Schroder, T.C. "Price dynamics in international wheat markets", *Canadian Journal of Agricultural Economics*, Vol. 39, No. 2 (1991): 237-254.
19. Hall, S.G., Henry, S.G.B. and Wicox, J.B. "The long-run determination of the UK monetary aggregates", *Bank of England Discussion paper*, No. 41.
20. [http: www. faostat. fao. org/ site](http://www.faostat.fao.org/site).
21. Johansen, S. and Juselius, K. "Identification of the long-run and short-run structure an application to the ISLM model", *Journal of Econometrics*, Vol. 63, No. 1 (1994): 7-36.
22. Juma, A. "The long run, market power and retail pricing", *Empirical Economics*, Vol. 29, No. 3 (2004): 605-620.
23. Karagiannis, G., Katramidis, S. and Velemtzas, K. "An error correction almost ideal demand system for meat in Greece", *Agricultural Economics*, Vol. 22, No. 1 (2000): 29-35.
24. Mackinnon, J.G. *Critical values for cointegration tests*. ch. 13 in Long Run Economic Relationships: Readings in Cointegration, eds. R.F. Engle and C.W.J. Granger, Oxford University press, Oxford, UK., 1991.
25. Philipps, A.W. "Testing for a unit root in time series regression", *Biometrika*, Vol. 75 (1988): 335-346.
26. Philipps, P.C.B. and Perron, P. "Stabilization policy and time form of lagged responses", *The Economic Journal*, Vol. 67 (1957): 265-277.
27. Sandeep, S. and Gangwarn, L.S. "Analysis of spatial cointegration amongst major wholesale egg markets in India", *Agricultural Economics Research Review*, Vol. 21 (2008): 259-263.
28. Sharma, A. and Panagiotidis, T. "Estimating VAR models under non-stationary and cointegration alternative approaches for forecasting cattle prices", *Applied Economics*, Vol. 24, No. 2 (2005): 207-217.
29. Shin, B.K. and Schroder, Y.D. "The empirical investigation of the effects of monetary shocks on agricultural prices: using Korean data", *Journal of Rural Development*, Vol. 18, No. 1 (1995): 1-15.
30. Sims, C.A. "Macroeconomics and Reality", *Econometrica*, Vol. 48 (1980): 1-48.
31. Townsend, R.F. and Thirtle, C. "The effects of macroeconomic policy on South African agriculture: implications for exports, prices and farm

incomes”, *Journal of International Development*, Vol. 10, No. 1 (1998): 117-128.

32.Vollrath, T. and Hallahan, C. “Testing the integration of U.S.-Canadian meat and livestock markets”, *Canadian Journal of Agricultural Economics*, Vol. 54 (2006): 55-79.