بررسی عوامل مؤثر بربازار 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 حاجی‌زاده 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:

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 اطمینان بخشی پاسخگوی تقاضای فزاینده داخلی نیست. در بین عوامل تأثیرگذار برای 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 بلند مدت و کوتاه مدت عوامل مؤثر بربازار 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 ـ جوسیلیوس" روابط بلند مدت، و با به‌کارگیری مکانیسم تصحیح خطای برداری (VECM) روابط کوتاه مدت برآورد شد. نتایج نشان داد که آثار قیمت نهاده‌های اصلی تغذیه مرغ برقیمت گوشت مرغ در کوتاه مدت و بلند مدت مثبت و در یک جهت می‌باشد. ضمن آنکه بدلیل سرعت تعدیل بالا در مدل، در کوتاه مدت 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 بلند مدت و کوتاه مدت، آزمون هم انباشتگی و مدل تصحیح خطا

*. E.mail: mashayekhi2006@gmail.com
**. E. mail: fhm0331@iiau.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 سبد 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 تولید کننده این محصول بوده و ۲/۳۱ درصد از کل تولید جهانی را به خود اختصاص داده است۱. 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 می‌باشد۲.

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

---

[1]. 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 کوتاه مدت و بلند مدت قیمت این نهاده‌ها برقیمت گوشت مرغ و به طور کلی صنعت مرغداری گوشتی در ایران را با استفاده از مدل‌های اقتصاد سنجی 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 هم انباشتگی 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)، "فیترستون و باکر"(۱۹۸۷)، "گودوین و شرودر"(۱۹۹۱)، "فانچن و وندل"(۱۹۹۲)، "بسلر و فولر"(۱۹۹۳)، "بن کابیا و جیل "(۱۹۹۴)، "شین "(۱۹۹۵)، "تانسند وتریتل"(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 معدود 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 بلند مدت گوشت مرغ و در کوتاه مدت گوشت ماهی کالاهای ضروری می‌باشند. نتایج همچنین نشان داد که کشش‌ها در بلند مدت کوچکتر از بلند مدت می‌باشد. در نتیجه در کوتاه مدت، آثار اعمال سیاست‌ها به ویژه قیمت گذاری در زمینه گوشت به سرعت ظاهر می‌گردند. ۱

"سندیپ و گنگوار" هم انباشتگی 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 هم انباشتگی 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

---

[1]. قربانی، محمد ، شکری، الهام و مطلبی، مرضیه. «براورد الگوی تصحیح خطای سیستم تقاضای تقریباً ایده آل برای انواع گوشت در ایران». اقتصاد کشاورزی و توسعه، شماره ٦٩ (بهار ١٣٨٩) ١٧-١.

[2]. 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 بلند مدت قیمت‌گذاری گوشت مرغ و خوک در اتریش را با استفاده از آمار سری زمانی ماهیانه قیمت واقعی تولیدکننده و خرده فروشی گوشت مرغ و خوک در فاصله ژانویه ۱۹۷۳ تا آوریل ۱۹۹۴ میلادی در چارچوب مدل هم انباشتگی یوهانسن بررسی نمود. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که استراتژی قیمت‌گذاری در بلند مدت با سهم بازار و کشش قیمتی تقاضا این دو محصول ارتباط داشته و تعدیل بلند مدت قیمت نیز مرتبط با رویکرد قیمت گذاری است. نتایج همچنین بیانگر وجود قدرت بازار در بازار خرده فروشی خوک و رفتار رقابتی در بازار خرده فروشی مرغ می‌باشد.۲

"خلیلیان، بلالی و بیک زاده" در تحقیقی روند نرخ ارز در نتیجه سیاست آزاد سازی و تأثیرات آن برقیمت 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 بلند مدت 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 وترکمانی" پیوستگی بازارهای منطقه‌ای گوشت مرغ در سطح ۹ استان ایران را با استفاده از آمار هفتگی قیمت مصرف کننده گوشت مرغ در سال ۱۳۷۸ بررسی نمودند. ایشان به منظور تعیین ارتباط بلند مدت این بازارها از آزمون هم انباشتگی انگل- گرنجر و برای رابطه کوتاه مدت از مدل تصحیح خطا (ECM) استفاده نمودند. نتایج این تحقیق نشان

---

[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]. خلیلیان, صادق ، بلالی, حمید و بیک زاده, صدیف. «تحلیل روند نرخ ارز در اثر سیاست آزاد سازی و تأثیر آن برقیمت گوشت مرغ». پژوهش و سازندگی, شماره ٥٤ (بهار ۱۳۸۱) ۵۸-۵۳.

داد که ۲۵ بازار از مجموع ۳۶ بازار مورد مطالعه با هم ارتباط بلند مدت داشته و قانون تک قیمتی در این بازارها رعایت می‌شود. از سوی دیگر وجود ارتباط کوتاه مدت، در ۱۴ بازار توسط مدل تصحیح خطا تائید گردید.۱

"کاراگیانیس، کاترانیدیس و ولتزاس" کشش قیمتی تقاضا برای گوشت مرغ، گوسفند، گوساله و خوک را در بلند مدت و کوتاه مدت به‌ترتیب با استفاده از آزمون هم انباشتگی 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 کوتاه مدت، 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 بلند مدت گوشت گوساله و خوک هر دو کشش پذیر 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 پیش بینی میانگین مقادیر متغیر وابسته صورت می‌گیرد. اما چنین رابطه علّی 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 Xها 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

پرتال جامع علوم انسانی

[1].باقری, مهرداد وترکمانی, جواد. «بررسی پیوستگی بازار گوشت مرغ در ایران», مجموعه مقالات سومین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران, مشهد(۱۳۷۹)۱۰۳-۸۷ .

[2]. 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.

می‌دهد به این گونه مدل‌ها که با دسته بندی مجموعه متغیرهـایی کـه بـه طـور همزمـان بـه وسیله بقیه مجموعه متغیرها تعیین می‌شوند، مدل معادلات همزمان۱ می‌گویند۲.

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 مـورد تحلیـل در برگیرنده یک یا چند عنصر با وقفه از متغیر وابسته به عنوان متغیر توضیحی می‌باشد و بـه آن مدل خود رگرسیونی۳ می‌گویند. این‌گونه مدل‌هـا از نـوع مـدل‌هـای دینامیـک یـا پویـا۴ می‌باشند. زیرا به وسیله آنها می‌توان ارتباط بین متغیر وابسـته را بـا مقـادیر گذشـته آن طـی زمان نشان داد. یکی از انواع مدل‌های خود رگرسیونی، مدل خود رگرسیون‌برداری۵ می‌باشـد. این مدل نخستین بار توسط کریسـتوفر سـیمز۶ در سـال ۱۹۸۰ مـیلادی در مقالـه‌ای تحـت عنوان « اقتصاد کلان و واقعیت» برای پیش بینی داده‌های سری زمانی کلان اقتصادی مطـرح گردید. در واقع در این مدل هر متغیر تابعی از وقفه‌های خـود و سـایر متغیرهـای موجـود در مدل می‌باشد.

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

$$Y_t = X_t \cdot \beta + \Sigma A_s \cdot Y_{t-s} + U_t \qquad (۱)$$

$$U_t = I N (0 , \sigma^2) , E [u_t \cdot u_t] = \psi \qquad (۲)$$

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

[1]. Simultaneous equations model

[۲]. گجراتـی, دامـودار. مبـانی اقتصـاد سـنجی.ترجمـه حمیـد ابریشـمی, جلـد دوم , تهـران: انتشـارات دانشـگاه تهـران. ۱۳۸۳.

[3] . Autoregressive model

[4]. Dynamic model

[5]. Vector Autoregression model. (VAR)

[6]. Sims, C.A. “Macroeconomics and Reality”, *Econometrica*, Vol. 48 (1980): 1-48.

که در آن :

Y_t = بردار n×۱ متغیرهای درونزا

$X_t . \beta$ = جزء معیّن Y_t

U_t = بردار ستونی n×۱ خطاهای ناهمبسته سریالی

A_s = ماتریس n × n ضرایب

در این تحقیق به منظور ارزیابی اثرات کوتاه مدت و بلند مدت متغیرها برقیمت گوشت مرغ از مدل خود رگرسیون برداری غیر مقید[1] که به‌ترتیب به صورت معادلات (۳) تا (۶) تخمین زده شده، استفاده گردید.

$$\Delta LCM_t = \sum_{i=1}^{k} \gamma_{11}^{i} \Delta LCM_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} \gamma_{12}^{i} \Delta LCQ_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} \gamma_{13}^{i} \Delta LSM_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} \gamma_{14}^{i} \Delta LFP_{t-i} + \varepsilon_{1t}$$

$$\Delta LCQ_t = \sum_{i=1}^{k} \gamma_{21}^{i} \Delta LCM_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} \gamma_{22}^{i} \Delta LCQ_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} \gamma_{23}^{i} \Delta LSM_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} {}^{i}_{24} \Delta LFP_{t-i} + \varepsilon_{2t}$$

$$\Delta LSM_t = \sum_{i=1}^{k} \gamma_{31}^{i} \Delta LCM_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} \gamma_{32}^{i} \Delta LCQ_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} \gamma_{33}^{i} \Delta LSM_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} {}^{i}_{34} \Delta LFP_{t-i} + \varepsilon_{3t}$$

$$\Delta LFP_t = \sum_{i=1}^{k} \gamma_{41}^{i} \Delta LCM_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} \gamma_{42}^{i} \Delta LCQ_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} \gamma_{43}^{i} \Delta LSM_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} {}^{i}_{44} \Delta LFP_{t-i} + \varepsilon_{4t}$$

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^{i}_{nm} = پارامترهای تخمینی، k = حداکثر طول وقفهٔ توزیعی

[1] . Unrestricted VAR

Δ = عامل اختلاف، ε_{nt} = جزء اخلال (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[1] (AIC) و معیار اطلاعات شوارتز[2] (SIC) برای تعیین طول وقفه بهینه استفاده شد. نتایج آزمون‌های AIC و SIC نشان داد که طول وقفه توزیعی k=۱ 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[3] 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 برفرض ساکن بودن متغیرها استوار است و در غیر این صورت، هیچ یک از استنباط‌های آماری معتبرنخواهد بود.

آزمون ریشه واحد دیکی فولر[4] یکی از معروف‌ترین آزمونها برای بررسی مانایی (عدم وجود ریشه واحد) می‌باشد. برای درک بهتر این آزمون، مدل رگرسیون زیر را درنظر می‌گیریم:

$$Y_t = \rho\, Y_{t-1} + U_t \qquad (۷)$$

که در آن Ut جمله اختلال سفید۱ نامیده می‌شود، زیرا از فروض کلاسیک (میانگین صفر، واریانس ثابت σ^2 و غیرهمبسته) تبعیت می‌کند. به بیانی دیگر:

---

[1] . Akaike Information Criterion (AIC)
[2] . Schwarz Information Criterion (SIC)
[3]. Stationarity
[4]. Dickey – Fuller Unit Root test

$$U_t - IID\ (0\ ,\ \sigma^2) \qquad (۸)$$

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

$$t_c = (\hat{\rho} - 1) / s.e(\hat{\rho}) \qquad (۹)$$

که در آن :

$s.e$ = انحراف معیار

اگر قدر مطلق t محاسباتی فوق از قدر مطلق مقادیر بحرانی آماره t که در قالب یک جدول توسط دیکی فولر (۱۹۷۹)۲ مطرح و در سال ۱۹۹۱ به وسیله ماک کینون۳ بسط داده شده، بزرگتر باشد، فرضیه صفر (H_0: ρ =1) مبتنی برمانا بودن سری زمانی رد می‌شود.

در تحقیق حاضر، برای رهایی از مشکل رگرسیون کاذب۴ یک متغیر روند به عنوان یک متغیر مستقل جدید وارد مدل شده تا روندزدایی۵ صورت گیرد. در نتیجه شکل کلی مدل به صورت زیر خواهد بود:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \alpha i \sum_{i=1}^{m} \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \qquad (۱۰)$$

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 یافته۶ معرفی می‌گردد. تابع آزمون ADF دارای توزیعی مجانبی همچون تابع آزمون DF بوده و در نتیجه

---

1. White noise
2. 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.
3. 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.
4. Spurious regression
5. Detrend
6. Augmented Dickey – Fuller Unit Root Test (ADF)

مقادیر بحرانی آنها نیز یکسان می‌باشد. در نتیجه، فرضیه صفر $\delta = 0$ یا $\rho = 1$ مبنی بروجود ریشه واحد و مانایی سری زمانی همچنان به قوت خود باقی است.

فیلیپس و پرون[1] 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:

$$\hat{t}_{\alpha} = t_{\alpha}\left(\frac{\gamma_0}{f_0}\right)^{1/2} - \frac{T\left(f_0 - \gamma_0\right)\left(se\left(\hat{\alpha}\right)\right)}{2 f_0^{1/2} s} \qquad (11)$$

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 اخلال (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

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

خودهمبستگی[1] (ACF) و نمودار آن که به همبسته نگار[2] 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.

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 فیلیپس – پرون (**PP**)		نتیجه
	AIC	SIC	با عرض از مبداء	با عرض از مبداء و روند	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٪ به‌ترتیب برابر ۴/۰۰۱- و ۳/۴۶۱- می‌باشد.

[1] . Autocorrelation Function
[2] . Correlegram

بـرایـن اسـاس، مشـکلی از حیـث وجـود متغیرهـای I(۲) وجـود نداشـته و مـی‌تـوان نتیجه‌گیری کرد که حتی در صورت وجود شکست ساختاری نیز، تمـام سـری‌هـای زمـانی از مرتبه انباشتگی یک I(۱) برخوردارند.

هم انباشتگی۱ و بررسی روابط بلند مدت متغیرها:

اگرچه در عمل بسیاری از سری‌های زمانی اقتصادی، غیر سـاکن (نامانـا) بـوده و یـک روند تصادفی افزایشی یا کاهشی دارند ولی در بلند مدت ممکن است یک‌ترکیب خطی از ایـن متغیرها، همواره ساکن و بدون روند تصادفی بوده و یا به اصطلاح هم انباشته باشند. بنـابراین، به رغم نامانایی تک تک این سری‌های زمانی،ترکیب خطی آنهـا سـاکن بـوده و در واقـع یـک رابطه تعادلی بلند مدت بین آنها برقرار است. این امر به دلیل آن اسـت کـه ایـن متغیرهـا در طول زمان با هم حرکـت کـرده و در بلنـد مـدت از یکـدیگر دور نمـی‌شـوند. در ایـن حالـت، رگرسیون کاذب وجود نداشته و فروض اساسـی بـرای معتبـربـودن آن نقـض نمـی‌شـود و در نتیجه، انجام رگرسیون بی معنی نبوده و میزان پارامترهای مدل را می‌توان به شیوه‌ای سازگار تخمین زد.

در این تحقیق، از آزمون هم انباشـتگی یوهانسـن و جوسـیلیوس۲ کـه بـرپایـه روش حداکثر درستنمایی (ML) و نسبت درستنمایی (LR)استوار بوده و براساس وجـود داده‌هـا در قالب یک سیستم خود رگرسیون‌برداری (VAR) می‌باشد، استفاده شده است.

معادله رگرسیون زیر را در نظر می‌گیریم:

$$Y_t = \beta X_t + U_t \qquad (۱۲)$$

که در آن: $Xt \approx I(1)$و$Yt \approx I(1)$ بوده و در نتیجه، جمله اخلال Ut نیز غیر ساکن و I(1) خواهد بود. حال اگر مقداری برایβوجود داشته باشد، به طوریکه $Y_t - \beta X_t$ ساکن گردد

[1]. Cointegration

[2]. Johansen- Juselius Cointegration test

آنگاه متغیرهای Xt و Yt را هم انباشته می‌نامند. این بدین معنی است که با وجود این که متغیرهای مذکور غیر ساکن هستند، اما یک‌ترکیب 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)، Ut نیز ساکن باشد، رگرسیون مذکور یک رگرسیون هم انباشته کننده[1] بوده و رابطه تعادلی بلند مدت بین Xt و Yt برقرار خواهد بود.

یوهانس دو نوع آزمون را به منظور تعیین بردارهای هم انباشته کننده (r) در قالب مدل تصحیح خطای برداری[2] تحت عنوان آزمون‌تریس[3] و آزمون حداکثر مقادیر ویژه[4] (آزمون حداکثر لامبدا) معرفی نمود که در این مطالعه برای تعیین تعداد بردارهای هم انباشته از این آزمون‌ها استفاده شد. این آزمون‌ها برمبنای بالاترین طول وقفه (K) به دست آمده از معیارهای AIC و SIC انجام می‌گیرد. در صورتی که آماره محاسبه شده آزمون‌تریس و آزمون حداکثر مقادیر ویژه از مقادیر بحرانی مربوط به این آزمونها در جداول توزیع آماره‌های λ_{trace} و λmax که توسط هال و همکاران[5] در سال ۱۹۸۹ محاسبه و ارایه گردید، کمتر باشد، فرضیه صفر مبنی بروجود r بردار هم انباشته کننده پذیرفته می‌شود.

در این تحقیق، برای تشخیص بهترین فرض آزمون هم انباشتگی یوهانس، این آزمون با در نظر گرفتن فروض مختلف روند معین[6] در داده‌ها از نظر وجود یا عدم وجود عرض از مبداء و روند خطی یا غیر خطی انجام گرفت که در نهایت فرض وجود عرض از مبداء و عدم وجود روند معین مورد تائید قرار گرفت. جداول (۲) و (۳) به‌ترتیب نتایج آزمون‌های هم انباشتگی‌تریس و حداکثر مقدار ویژه را به ازای طول وقفه بهینه K=۱ نشان می‌دهد.

پرتال جامع علوم انسانی

1. Cointegrating regression
2. Vector Error Correction model (VECM)
3. Trace test
4. Maximal Eigenvalue test
5. 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
6. Deterministic trend

جدول۲. آزمون تعیین تعداد بردارهای هم انباشته کننده‌تریس

فرضیه آزمون		آماره آزمون $\lambda_{\tau race}$	مقادیر بحرانی $\lambda_{\tau race}$	
فرضیه صفر (H_0)	فرضیه مخالف (H_A)		۱ ٪	۵ ٪
r = ۰	r ≥ ۱	۱۰۰/۴۱۷	۶۱/۲۶۷ *	۵۴/۰۷۹
r ≤ ۱	r ≥ ۲	۴۳/۸۶۷	۴۱/۱۹۵ *	۳۵/۱۹۳
r ≤ ۲	r ≥ ۳	۲۳/۱۲۰	۲۵/۰۷۸	۲۰/۲۶۲ **
r ≤ ۳	r ≥ ۴	۱۰/۶۵۳	۱۲/۷۶۰	۹/۱۶۵ **

* معنی داری در سطح یک درصد

** معنی داری در سطح پنج درصد

منبع: نتایج تحقیق

مطابق آزمون حداکثر مقدار ویژه، وجود یک بردار هم انباشته کننده در سطح یک درصد معنی داری پذیرفته می‌شود، حال آن که آزمون‌تریس مؤید وجود دو بردار هم انباشته کننده در سطح یک درصد معنی داری می‌باشد. اما همانطور که یوهانسن و جوسیلیوس[1] 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 بلند مدت اولویت دارد. براین اساس، نتایج آزمون‌های هم انباشتگی بیانگر وجود یک رابطه تعادلی بلند مدت بین قیمت گوشت مرغ و متغیرهای مورد مطالعه می‌باشد.

[1]. Johansen, S. and Juseliusr, 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.

جدول۳. آزمون تعیین تعداد بردارهای هم انباشته کننده

حداکثر مقادیر ویژه

فرضیه آزمون		آماره آزمون λmax	مقادیر بحرانی λmax	
فرضیه صفر (H_0)	فرضیه مخالف (H_A)		۱ ٪	۵ ٪
۰r =	r=۱	۵۵/۵۵۰	۳۳/۷۳۳ *	۲۸/۵۸۸
≤ r۱	r=۲	۲۰/۷۴۶	۲۷/۰۶۸	۲۲/۳۰۰ **
≤ r۲	r=۳	۱۲/۴۶۸	۲۰/۱۶۲	۱۵/۸۹۲
≤ r۳	r=۴	۱۰/۶۵۳	۱۲/۷۶۱	۹/۱۶۵

* معنی داری در سطح یک درصد

** معنی داری در سطح پنج درصد

منبع: نتایج تحقیق

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

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

جدول۴. نتایج برآورد بردار هم انباشته کننده و روابط بلند مدت متغیرها

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

* معنی داری در سطح یک درصد
** معنی داری در سطح پنج درصد
منبع: نتایج تحقیق

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

$$LCM = 0.792 + 0.683\ LCO + 0.178\ LSM + 0.107\ LFP \quad (۱۳)$$
$$(0.1029)\quad (0.0992)\quad (0.0836)\quad (0.0870)$$

در رابطه بالا، اعداد داخل پرانتز انحراف معیار است. نتایج الگوی بلند مدت نشان می‌دهد که تمامی متغیرهای مورد مطالعه دارای علامت مورد انتظار بوده و به‌ترتیب عرض از مبداء 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 بلند مدت مستقیم بین قیمت گوشت مرغ و قیمت نهاده‌های ذرت و کنجاله سویا برقرار است به طوری که افزایش قیمت این نهاده‌ها در بلند مدت موجب افزایش قیمت گوشت مرغ خواهد شد.

از آنجایی که رابطه بلند مدت تعادلی (۱۳) به صورت لگاریتمی تصریح شده است ضرایب ارایه شده بیانگر نرخ رشد بلند مدت قیمت گوشت مرغ نسبت به هر یک از عوامل

تأثیرگذار می‌باشد. به طوری که در بلند مدت افزایش (کاهش) به میزان یک درصد در قیمت ذرت و کنجاله سویا موجب افزایش (کاهش) قیمت گوشت مرغ به‌ترتیب به میزان ۰/۶۸۳ و ۰/۱۷۸ درصد خواهد شد. براین اساس، مدل بلند مدت نشان می‌دهد قیمت ذرت بیشترین تأثیر را در بلند مدت برقیمت 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 کوتاه مدت متغیرها

ارتباط نزدیکی بین هم انباشتگی و مدل‌های تصحیح خطا وجود دارد به طوری که بنا به قضیه گرنجر، متناظر با هر رابطه بلند مدت اقتصادی باید یک رابطه کوتاه مدت به صورت مکانیسم تصحیح خطا برای حصول به تعادل بلند مدت وجود داشته باشد. این مفهوم نخستین بار توسط فیلیپس[1] 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 بلند مدت متغیرهای درونزا را به منظور نزدیک نمودن روابط هم انباشته کننده، از طریق تعدیل‌های پویای کوتاه مدت محدود می‌نماید. به عبارت دیگر، این مدل، نحوه تعدیل متغیرها را نسبت به عدم تعادل در کوتاه مدت برای دستیابی به رابطه تعادلی بلندمدت نشان می‌دهد.

در مدل تصحیح خطای برداری جمله هم انباشته شده، جمله تصحیح خطا[2] خوانده می‌شود زیرا انحراف از تعادل بلند مدت به تدریج از طریق یک سری تعدیل‌های کوتاه مدت جزئی تصحیح می‌شود. ضریب جمله تصحیح خطا، سرعت تعدیل کوتاه مدت به بلند مدت را در صورت وقوع نوسان معین می‌کند. به این ترتیب، الگوهای تصحیح خطا، نوسانات کوتاه مدت متغیرها را به مقادیر تعادلی بلند مدت آنها ارتباط می‌دهند.

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

$$\Delta X_t = \alpha . \beta' . X_t + \sum A_i \Delta X_{t-i} + U_t \qquad (۱۴)$$

[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 :

ΔX_t = تغییر (نوسان) X_t ، α = ماتریس ضرایب تعدیل

β = ماتریسی است که ستونهای آن بردارهای هم انباشته کننده می باشد.

$\beta'. X_t$ = جملهٔ تصحیح خطا

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

U_t = جملهٔ 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 ـ واتسون بیانگر عدم خود همبستگی جملات پسماند این رگرسیون می‌باشد. ضریب تعیین چندگانه برازش خوب رگرسیون را نشان می‌دهد. آماره F در سطح یک درصد معنی دار بوده و حاکی از تصریح خوب مدل می‌باشد.

نتایج الگوی کوتاه مدت نشانگر آن است که کلیه متغیرهای مورد مطالعه دارای علامت مورد انتظار بوده و به‌ترتیب 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 می‌باشد. ضمن اینکه متغیر تفاضل مرتبه اول لگاریتم قیمت پودر ماهی در سطح ۵ درصد معنی دار نمی‌باشد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

جدول۵. 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 R^2 = 0.42 D.W = 2.13 F=15.145

* معنی داری در سطح یک درصد

** معنی داری در سطح پنج درصد

منبع: نتایج تحقیق

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

$$DLCM = 0.178\ D(LCM(-1)) + 0.386\ D(LCO(-1)) + 0.165 D(LSM(-1))$$
$$(0.0562) \qquad (0.1332) \qquad (0.0837)$$

$$+ 0.063\ D(LFP(-1)) - 0.418\ ECT(-1) \qquad (۱۵)$$
$$(0.0574) \qquad (0.0737)$$

در رابطه بالا اعداد داخل پرانتز انحراف معیار است. نتایج الگوی کوتاه مدت نشان می‌دهد ضریب جمله تصحیح خطای برآورد شده، معنی دار و دارای علامت مورد انتظار و برابر۰/۴۲- می‌باشد و بیانگر آن است که حدود ۴۲ درصد انحرافات متغیر قیمت گوشت مرغ از مقدار تعادلی بلند مدت 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

برقیمت گوشت مرغ در کوتاه مدت 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 به‌ترتیب میزان ۰/۳۹ و ۰/۱۶ درصد از تغییرات قیمت گوشت مرغ را در جهت مثبت توضیح می‌دهد. مقایسه ضرایب مدل بلند مدت و مدل کوتاه مدت نشان می‌دهد آثار کوتاه مدت و بلند مدت قیمت کلیه متغیرهای مورد مطالعه برقیمت گوشت مرغ در یک جهت می‌باشند. همچنین، قیمت ذرت در بلند مدت تأثیر بیشتری برقیمت 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 معنی دار برقیمت 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 برقیمت گوشت مرغ دارد. با توجه به این اهمیت، در این مطالعه اثرات کوتاه مدت و بلند مدت نوسان قیمت این نهاده‌ها برمحصول نهایی مورد ارزیابی قرار گرفت. نتایج حاصل از برآورد مدل بلند مدت بدست آمده از روش یوهانسن ـ جوسیلیوس نشان داد که مطابق انتظار یک رابطه بلند مدت مستقیم بین قیمت گوشت مرغ و قیمت نهاده‌های ذرت و کنجاله سویا برقرار است به طوری که افزایش قیمت این نهاده‌ها در بلند مدت موجب افزایش قیمت گوشت مرغ خواهد شد. در این میان، نوسان قیمت ذرت دارای بیشترین تأثیر برقیمت گوشت مرغ می‌باشد به طوری که در بلند مدت افزایش قیمت ذرت به میزان یک درصد موجب افزایش قیمت گوشت مرغ به میزان ۰/۶۸۳ درصد خواهد شد. روابط کوتاه مدت 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 بلند مدت پس از گذشت یک دوره تعدیل می‌شود. مقایسه ضرایب مدل بلند مدت و مدل کوتاه مدت حاکی از تأثیر مثبت و یک سویه قیمت متغیرهای قیمت ذرت و کنجاله سویا برقیمت 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 قیمت گذاری نهاده‌های اصلی تغذیه مرغ از طریق اعمال تعرفه‌های گمرکی همسو با میزان تولید نهاده‌های مورد مطالعه در داخل، از نوسانات قیمت گوشت مرغ در کوتاه مدت کاسته و در بلند مدت 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 برقیمت گوشت مرغ و به طبع آن سودآوری فعالیت مرغداری اثر می‌گذارد را شاهد باشیم.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

پی‌نوشتها:

۱. ابریشمی، حمید. ***اقتصاد سنجی 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): ۱۰۳-۸۷.

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 سرمایه گذاری 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 برقیمت گوشت مرغ». ***پژوهش و سازندگی***، شماره ۵۴ (بهار ۱۳۸۱): ۵۸-۵۳.

۷. شرکت سهامی پشتیبانی امور دام وطیور کشور. «***تحلیلی برصنعت 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 برصادرات کشاورزی و صنعتی ایران». ***پژوهشهای اقتصادی***، شماره ۴ (زمستان ۱۳۸۹): ۱۷-۱.

۹. 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.

۱۰. گجراتی، دامودار. ***مبانی اقتصاد سنجی***. 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.
21.Johansen, S. and Juseliusr, 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.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی