اقتصادکشاورزی و توسعه، سال بیستم، شماره ۷۹، پاییز ۱۳۹۱

بررسی رفتار قیمتی در بازار تولید مرغ ایران

دکتر زهرا اردکانی*، دکتر ماندانا طوسی**

تاریخ دریافت: ۸۹/۱۲/۲۳ تاریخ پذیرش: ۹۰/۱۱/۱

چکیده

در این مطالعه رابطه بلندمدت و کوتاه‌مدت قیمت گوشت مرغ و قیمت نهاده‌های آن شامل کنجاله سویا، ذرت و جوجه یکروزه گوشتی با به‌کارگیری روش خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی بررسی و به این منظور از قیمتهای ماهانه طی سالهای ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۹ استفاده شد. براساس محاسبات کشش بلندمدت قیمتی گوشت مرغ نسبت به قیمت جوجه یکروزه گوشتی، ذرت و کنجاله سویا به‌ترتیب ۰/۲۹، ۰/۲۷ و ۰/۳۴ تعیین شد. همان‌گونه که ملاحظه می‌شود، در بین نهاده‌های مورد بررسی، قیمت گوشت مرغ نسبت به تغییرات و نوسانات قیمت کنجاله سویا حساسیت بیشتری در بلندمدت نشان می‌دهد. همچنین نتایج نشان می‌دهد که هرگونه شوک قیمتی از سوی بازار نهاده‌ها باعث می‌شود که قیمت گوشت مرغ از حالت

* استادیار اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی و منابع طبیعی، دانشگاه آزاد اسلامی واحد قائم‌شهر (نویسنده مسئول) e-mail: zahra.ardakani@ gmail.com

** دکترای اقتصاد کشاورزی و پژوهشگر مؤسسه پژوهشهای برنامه‌ریزی، اقتصاد کشاورزی و توسعه روستایی e-mail: mandana.toossi@yahoo.com

تعادل خارج و در هر دوره (ماه) ۰/۴۹ از عدم تعادل کوتاه‌مدت قیمت گوشت مرغ برای رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل شود. بنابراین، عدم تعادل قیمت گوشت مرغ تنها ناشی از هرگونه تغییر در بازار قیمت نهاده‌ها در طی دو دوره (دو ماه) تصحیح می‌گردد. لذا سیاستگذاران باید از شوکهای قیمتی که باعث ایجاد نوسان در قیمت این محصول می‌شود و آن را از حالت تعادل خارج می‌کند، جلوگیری کنند.برای انجام این مهم، ضمن پیشنهاد ایجاد پایگاههای اطلاعاتی جهت آگاهی کامل سیاستگذار از وضعیت بازار نهاده و بازار محصول، ضروری است هرگونه تصمیم‌گیری و سیاستگذاری درخصوص تنظیم بازار با واکنش آنی به منظور کاهش دوره زمانی عدم تعادل در بازار همراه باشد. همچنین سیاستگذاری برای تعدیل نوسان قیمت جوجه یکروزه گوشتی بیش از سایر نهاده‌ها ضروری به نظر می‌رسد.

طبقه‌بندی JEL: E31, Q12, C22

کلیدواژه‌ها:

گوشت مرغ، جوجه یکروزه گوشتی،کنجاله سویا، ذرت، مدل خودرگرسیونی با وقفه توزیعی، مدل تصحیح خطا

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی

مقدمه

گوشت مرغ، به‌عنوان مهمترین منبع تأمین پروتئین حیوانی، همواره در جیره غذایی و سبد کالاهای مصرفی خانوارها، به ویژه خانوارهای متوسط و کم‌درآمد از اهمیت ویژه‌ای برخوردار بوده است. نوسان قیمت محصولات کشاورزی از جمله بازار گوشت مرغ و نهاده‌های آن در اکثر بازارها امری اجتناب‌ناپذیر و پذیرفتنی است، اما آنچه نگران‌کننده و حساسیت برانگیز است، وسعت و دامنه این نوسان می‌باشد. بررسی قیمتهای ماهانه ذرت وارداتی، کنجاله سویا وارداتی، جوجه یکروزه گوشتی و گوشت مرغ طی سالهای ۱۳۸۰ الی

۱۳۸۹ نشان می‌دهد در طول سال به‌طور متوسط بین حداقل و حداکثر قیمت هر محصول به‌ترتیب ۲۸، ۲۷، ۱۱۹ و ۳۰ درصد اختلاف وجود داشته است. مقایسه قیمتها در سالهای مورد مطالعه نشان می‌دهد بازار هر محصول در ماه‌های متفاوتی از سال شاهد حداقل و حداکثر قیمت محصول بوده است؛ برای مثال قیمت گوشت مرغ در سال ۱۳۸۹ در مرداد ماه ولیکن در سال ۱۳۸۸ در اسفندماه به بیشترین مقدار خود رسید. همچنین مشاهده می‌شود در برخی از سالها بازار محصول با حداقل قیمت پیش از حداکثر قیمت و در برخی دیگر از سالها با حداکثر قیمت پیش از حداقل قیمت مواجه بوده است؛ برای مثال در طول سال ۱۳۸۹ حداقل و حداکثر قیمت نهاده وارداتی کنجاله سویا به‌ترتیب مربوط به ماه‌های تیر و اسفند بوده در حالی که در طول سال ۸۸ حداکثر قیمت این محصول ابتدا در ماه خرداد (نیمه اول سال) و سپس حداقل قیمت در دی ماه (نیمه دوم سال) مشاهده شد (جدول ۱). تمامی این موارد نشان می‌دهد که قیمت چه در بازار نهاده‌ها و چه در بازار گوشت مرغ، از یک روند مشخص و معینی پیروی ننموده و با نوسانات شدید و غیرمتعارفی روبه‌رو بوده است. این گونه نوسانات غیرمتعارف قیمت در بازار در مقاطع مختلف سال علائم قیمتی را منحرف و موجب عدم تعادل بازار شده و مشکلاتی را برای مصرف‌کننده و تولیدکننده ایجاد نموده و می‌نماید. از آنجا که بخش قابل توجهی از نوسانات قیمتی گوشت مرغ ناشی و متأثر از نوسانات و تغییرات قیمت نهاده‌هاست، لذا دستیابی به ثبات نسبی در عرصه تولید فراورده‌های دامی از جمله گوشت مرغ، نیازمند ایجاد ثبات و یا تعدیل دامنه نوسانات در بخش عرضه نهاده‌های دامی و تعدیل انتقال آن به بازار محصول می‌باشد. بدین منظور تحقیق حاضر جهت کمک به شناخت واقع بینانه رابطه بین قیمت نهاده‌های تولید صنعت طیور و قیمت گوشت مرغ به عنوان محصول تولیدی این صنعت شکل گرفته است تا بتواند رویکردی مناسب برای ارزیابی علمی این مسئله ارائه کند. بر این اساس ضمن تعیین وجود و یا عدم وجود رابطه بلندمدت بین قیمت گوشت مرغ و قیمت نهاده‌ها با استفاده از روش حداقل مربعات کاملاً اصلاح شده، به‌منظور بررسی رابطه بلندمدت و کوتاه‌مدت بین تغییرات قیمت کنجاله سویا، ذرت، جوجه یکروزه و قیمت گوشت مرغ از

روش خودرگرسیونی با وقفه‌های گسترده استفاده شد. سنجش و ارزیابی تأثیر تغییرات قیمت نهاده بر قیمت فراورده‌های صنعت طیور از جمله مسائلی است که مورد مطالعه و بررسی بسیاری از پژوهشگران قرار گرفته است.

در مورد بازار محصولات نهایی صنعت طیور عبدی و رضایی (۱۳۸۸) در مطالعه‌ای تحت عنوان «پیش‌بینی قیمت کنجاله ذرت و سویا» به بررسی تأثیر تغییرات قیمت این دو نهاده بر قیمت عمده‌فروشی گوشت مرغ و تخم مرغ با استفاده از آزمون علیت گرنجر، رابطه علّی دوطرفه بین قیمت دو نهاده فوق با قیمت دو محصول پرداختند. نتایج حاکی از آن است که قیمت دو محصول به‌طور قابل ملاحظه‌ای متأثر از قیمت دو نهاده می‌باشد. آنها در ادامه به منظور بررسی این نکته که تغییر قیمت دو نهاده با چه تأخیری در قیمت دو محصول تأثیر می‌گذارد، ضریب همبستگی بین قیمت دو محصول را با قیمت یک، دو، سه و چهار ماه قبل دو نهاده محاسبه کردند و نشان دادند که قیمت عمده‌فروشی ماه جاری تخم مرغ با قیمت دو ماه قبل کنجاله سویا و با قیمت سه ماه قبل ذرت دارای بالاترین همبستگی بوده و قیمت عمده‌فروشی گوشت مرغ با قیمت سه ماه قبل ذرت و قیمت یک ماه قبل کنجاله سویا دارای بالاترین همبستگی بوده است.

حسینی و پرمه (۱۳۸۹) به منظور ارزیابی انحصار، رقابت و تمرکز در بازار گوشت مرغ و تخم مرغ در ایران ضمن بررسی شاخصهای نسبت تمرکز هرفیندال و لرنر، به بررسی همبستگی بین قیمت دان و قیمت جوجه یکروزه با قیمت گوشت مرغ و تخم مرغ پرداختند. آنها وجود همبستگی بالا بین قیمت دان و قیمت جوجه یکروزه با قیمت گوشت مرغ و تخم مرغ را یکی از نتایج مهم ذکر کردند.

اندرو و هوالو (Andrew and Hualu, 2010) در مطالعه خود به منظور بررسی آثار پویای قیمتهای انرژی و دان بر بخشهای خوراک و تولید گربه ماهی، از رهیافت خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی استفاده کردند. در این مطالعه وجود رابطه بلندمدت بین قیمت محصول و قیمت خوراک و قیمت انرژی با معنی داری بالایی تأیید گردید. همچنین

مقایسه نتایج براورد کششهای بلندمدت بین قیمت محصول گربه ماهی و قیمت نهاده‌ها نشان می‌دهد قیمت گربه ماهی بیشترین حساسیت را نسبت به تغییرات قیمت کنجاله سویا دارد. آنها همچنین با استفاده از مدل تصحیح خطا به براورد ضریب تعدیل در صورت ایجاد عدم تعادل در دو پارامتر قیمت خوراک و قیمت سرمزرعه محصول پرداختند و نشان دادند درخصوص قیمت خوراک، در صورت ایجاد عدم تعادل، هر ماه ۲۷/۷۷ درصد از عدم تعادل تعدیل می‌شود و تقریباً چهارماه زمان می‌برد تا عدم تعادل به‌طور کامل تصحیح شود. در مورد قیمت محصول، مقدار این ضریب ۰/۱۳۴ می‌باشد بدین مفهوم که جهت تصحیح عدم تعادل در قیمت گربه ماهی به هفت ماه و نیم زمان نیاز می‌باشد.

اردم و همکاران (Erdem et al., 2011) در مطالعه خود تحت عنوان «بررسی رفتار قیمتی در بازار مرغ ترکیه» با استفاده از داده‌های ماهانه در دوره زمانی ۱۹۹۴–۲۰۰۸ و الگوی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی، به بررسی رابطه بلندمدت و کوتاه‌مدت بین قیمتهای عمده‌فروشی و خرده‌فروشی مرغ و قیمت نهاده‌ها پرداختند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد در کوتاه‌مدت بین تمامی متغیرهای توضیحی (قیمت ذرت، سویا، پودرماهی، مواد نفتی و برق) و قیمت عمده‌فروشی و خرده‌فروشی رابطه معنی داری وجود دارد. در بلندمدت نیز تقریباً بین تمامی قیمت نهاده‌ها و قیمت خرده‌فروشی رابطه معنی دار از نظر آماری دیده می‌شود در حالی که در بلندمدت بین قیمت عمده‌فروشی و تنها قیمت برق و ذرت رابطه معنی دار وجود دارد. در یک جمعبندی کلی می‌توان گفت این تحقیق در مقایسه با عموم مطالعات صورت گرفته درخصوص صنعت دامپروری در کشور ضمن تعدیل تورش در بررسی روابط بلندمدت با استفاده از روش براورد حداقل مربعات کاملاً اصلاح شده، محاسبه کششهای قیمتی بلندمدت و کوتاه‌مدت محصول را نسبت به تک تک نهاده‌ها میسر نموده است.

جدول ۱. روند قیمت گوشت مرغ، ذرت وارداتی، کنجاله سویا وارداتی و جوجه یکروزه طی سالهای ۱۳۸۰-۸۹

محصول / سال		۱۳۸۰	۱۳۸۱	۱۳۸۲	۱۳۸۳	۱۳۸٤	۱۳۸۵	۱۳۸٦	۱۳۸۷	۱۳۸۸	۱۳۸۹
ذرت وارداتی	ماه مینیمم قیمت	آذر	تیر	مرداد	آذر	اردیبهشت	فروردین	فروردین	بهمن	مرداد	تیر
	ماه ماکزیمم قیمت	خرداد	بهمن	اسفند	اردیبهشت	شهریور	اسفند	اسفند	شهریور	بهمن	اسفند
	درصد تغییرات مینیمم و ماکزیمم قیمت	۱۸	۱۸	۲۷	۱۲	۱۴	۲۴	۳۰	۴۲	۴۲	۵۶
کنجاله سویا وارداتی	ماه مینیمم قیمت	آذر	بهمن	اردیبهشت	دی	اردیبهشت	مهر	فروردین	دی	دی	تیر
	ماه ماکزیمم قیمت	فروردین	مهر	اسفند	اردیبهشت	مهر	آذر	اسفند	شهریور	خرداد	اسفند
	درصد تغییرات مینیمم و ماکزیمم قیمت	۳۴	۱۹	۴۸	۳۷	۱۳	۷	۵۲	۱۶	۱۲	۳۴
جوجه یکروزه گوشتی	ماه مینیمم قیمت	خرداد	اسفند	شهریور	مرداد	اسفند	تیر	دی	خرداد	فروردین	دی
	ماه ماکزیمم قیمت	بهمن	تیر	تیر	خرداد	خرداد	آذر	خرداد	بهمن	اسفند	آذر
	درصد تغییرات مینیمم و ماکزیمم قیمت	۱۶۹	۱۷۶	۱۴۱	۱۴۴	۹۵	۱۳۹	۱۳۴	۶۳	۷۲	۵۸
گوشت مرغ	ماه مینیمم قیمت	اردیبهشت	اسفند	فروردین	بهمن	بهمن	اردیبهشت	آبان	بهمن	مهر	خرداد
	ماه ماکزیمم قیمت	مرداد	تیر	اسفند	خرداد	مهر	شهریور	خرداد	شهریور	اسفند	مرداد
	درصد تغییرات مینیمم و ماکزیمم قیمت	۴۰	۴۶	۱۶	۲۶	۲۴	۲۸	۲۲	۴۱	۳۵	۲۴

مأخذ:یافته‌های تحقیق

روش تحقیق

به‌منظور بررسی روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیر وابسته و متغیرهای مستقل الگو می‌توان از الگوی تصحیح خطا (ECM)[1] استفاده کرد. الگوهای تصحیح خطا، نوسانهای کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر تعادلی درازمدت آنها ارتباط می‌دهد (Perman and Stern, 2003). وجود همجمعی بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی، مبنای آماری استفاده از الگوهای تصحیح خطا را فراهم می‌کند. در صورتی که متغیرهای موجود همجمع باشند، جمله پسماند رابطه کوتاه‌مدت، جمعی از مرتبه صفر(ایستا) خواهد بود و در نتیجه می‌توان ضرایب الگوی تصحیح خطا را بدون هراس از به دست آوردن یک رگرسیون کاذب، به روش حداقل مربعات معمولی (OLS)[2] براورد نمود (غدیانفر و همکاران، ۱۳۸۸). روشهای متعددی برای آزمون همجمعی تاکنون پیشنهاد شده است که یکی از آنها آزمون دیکی فولر تعمیم یافته (ADF)[3] بر روی جملات پسماند براورد شده از رگرسیون همجمعی است که به آزمون انگل گرنجر تعمیم یافته (AEG)[4] مشهور است. در ابتدا پس از بررسی پایایی متغیرها، با استفاده از آزمونهایی نظیر دیکی فولر و فیلیپس پرون، یک رابطه بلندمدت براورد می‌شود:

$$LogPF = C_0 + C_1 LogPC + C_2 LogPIC + C_3 LogPIS \qquad (۱)$$

که در آن PF قیمت گوشت مرغ، PIS قیمت کنجاله سویای وارداتی، PIC قیمت ذرت وارداتی و PC قیمت جوجه یکروزه گوشتی می‌باشد. در براوردهای تجربی، از لگاریتم طبیعی این متغیرها استفاده گردید، زیرا استفاده از لگاریتم متغیرها باعث تثبیت واریانس آنها می‌گردد (نوفرستی، ۱۳۷۸). جهت براورد رابطه بلندمدت با پیش فرض وجود هم‌انباشتگی باید روشهای هم‌انباشتگی بهره گرفت. در این تحقیق از روش حداقل مربعات کاملاً اصلاح شده

1. Error Correction Model
2. Ordinary Least Squres
3. Augmented Dicky Fuller
4. Augmented Engle-Granger

(FMOLS)[1] برای بررسی هم‌انباشتگی و روابط بلندمدت متغیرها استفاده شد. این روش امکان تخمین پارامترهای یک معادله هم‌انباشتگی را در شرایط وجود مجموعه‌ای از متغیرهای I(1) فراهم می‌نماید (دهمرده و همکاران، ۱۳۸۹).

در مرحله بعد، پایایی جمله پسماند حاصل از رابطه بلندمدت آزمون و در صورت تأیید، از متغیر وقفه پسماند به‌عنوان ضریب جزء تصحیح خطا استفاده می‌شود (رابطه ۲) و رابطه ۳ براورد می‌گردد:

$$ECM = LogPF - \ddot{C}_0 - \ddot{C}_1 LogPC - \ddot{C}_2 LogPIC - \ddot{C}_3 LogPIS \quad (۲)$$

$$\Delta \text{Log PF} = \delta_0 + \sum_{k=1}^{\rho 1} \delta_{1k} \Delta \text{Log PF}_{t-k} + \sum_{k=0}^{\rho 2} \delta_{2k} \Delta \text{Log PC}_{t-k} + \sum_{k=0}^{\rho 3} \delta_{3k} \Delta \text{Log PIC}_{t-k} + \sum_{k=0}^{\rho 4} \delta_{4k} \Delta \text{Log PIS}_{t-k} + \delta_5 ECM_{t-1} + \varepsilon_t \quad (۳)$$

که در آن ECM جزء تصحیح خطا، Δ عامل تفاضل و ρ طول وقفه می‌باشد. ضریب جزء تصحیح خطا، یعنی براورد ضریب δ_5 در صورتی که با علامت منفی ظاهر شود، نشاندهنده سرعت تصحیح خطا و میل به تعادل بلندمدت خواهد بود. در واقع این ضریب نشان می‌دهد که در هر دوره چند درصد از عدم تعادل متغیر وابسته تعدیل می‌گردد و به سمت رابطه بلندمدت نزدیک می‌شود (جرجرزاده و اقبالی، ۱۳۸۴).

در قسمت دوم مطالعه به منظور تفکیک و بررسی آثار تغییر قیمت نهاده‌ها بر تغییر قیمت گوشت مرغ، از الگوی خودبازگشت با وقفه‌های توزیعی (ARDL)[2] استفاده شده است. این الگوها پویایی کوتاه‌مدت را در خود دارند و منجر به ضرایب دقیقتری از الگو می‌شوند (همان منبع). رابطه ۴ یک الگوی خودتوضیح با وقفه‌های گسترده مورد استفاده در این مقاله را نشان می‌دهد:

1. Fully Modified Ordinary Least Squres
2. Auto Regressive Distribution Lag

$$\text{Log PF} = \gamma_0 + \sum_{k=1}^{p1} \gamma_{1k} \text{Log PF}_{t-k} + \sum_{k=0}^{p2} \gamma_{2k} \text{Log PC}_{t-k} + \sum_{k=0}^{p3} \gamma_{3k} \text{Log PIC}_{t-k} + \sum_{k=0}^{p4} \gamma_{4k} \Delta \text{Log PIS}_{t-k} + u_t \quad (۴)$$

براساس نتایج براورد رابطه ۴، برای محاسبه ضرایب بلندمدت مربوط به متغیرهای توضیحی، از معادله زیر استفاده می‌شود:

$$E_i = \frac{\sum_{k=0}^{p1} \hat{\gamma}_{ik}}{1 - \sum_{k=1}^{p1} \hat{\gamma}_{1k}} \qquad i = 2,3,4 \quad (۵)$$

درخصوص نحوه تعیین نهاده‌های مهم و مؤثر در تعیین قیمت گوشت مرغ، از دیدگاه‌های کارشناسی معاونت امور دام وزارت جهاد کشاورزی استفاده گردید. براساس این دیدگاه‌ها و براوردهای کارشناسی ملاحظه می‌شود در مجموع، هزینه‌های مربوط به خوراک دان (که قسمت اعظم آن کنجاله سویا و ذرت می‌باشد) و جوجه یکروزه بیش از ۷۸ درصد از قیمت تمام شده گوشت مرغ را تشکیل می‌دهد. همچنین مشاهده می‌شود بخش عمده‌ای از نهاده‌های مصرفی این صنعت (خوراک دان) از منابع خارجی تأمین می‌شود. بررسیها نشان می‌دهد طی سالهای ۱۳۷۳-۸۸ به‌طور متوسط حدود ۵۶ درصد از ذرت و حدود ۸۹ درصد از کنجاله سویای مصرفی صنعت طیور از منابع خارجی تأمین شده است (مؤسسه پژوهشهای برنامه‌ریزی، اقتصاد کشاورزی و توسعه روستایی، ۱۳۸۹). لذا در تحقیق حاضر با توجه به ضریب اهمیت نهاده‌ها در تعیین قیمت گوشت مرغ، تخمین مدلها با استفاده از داده‌های ماهانه قیمت گوشت مرغ، قیمت کنجاله سویای وارداتی، قیمت ذرت وارداتی و قیمت جوجه یکروزه گوشتی طی دوره زمانی ۱۳۸۰ الی ۱۳۸۹ (جمع آوری شده از پایگاه اینترنتی شرکت پشتیبانی امور دام) و نرم افزار آماری Eviews 7.1 صورت پذیرفت.

نتایج و بحث

در ابتدا براساس مشاهده نمودار روند تغییرات تمامی متغیرها در طول زمان، آزمون ریشه واحد با مدل شامل عرض از مبدأ و روند انجام شد. نتایج آزمون دیکی فولر تعمیم یافته نشان می‌دهد دو متغیر لگاریتم قیمت جوجه یکروزه گوشتی و قیمت ذرت وارداتی در سطح ناایستا هستند و با یک بار تفاضل‌گیری مانا می‌شوند. در مورد لگاریتم قیمت گوشت مرغ و لگاریتم قیمت کنجاله وارداتی در سطح فرضیه صفر در آزمون دیکی فولر تعمیم یافته با معیار شوارتزدر سطح ۵ درصد پذیرفته شد. به منظور بررسی مجدد، از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته بر مبنای تمامی معیارهای پیش فرض (آکائیک، حنان کوئین، آماره t) استفاده شد (جدول ۲) و در تمامی آنها ایستایی متغیر با یک بار تفاضل‌گیری با قدرت بالایی اثبات گردید.

جدول ۲. نتایج آزمون ریشه واحد متغیرها

متغیر	آماره آزمون		درجه ایستایی
	سطح متغیر	تفاضل مرتبه نخست	
Lpf (لگاریتم قیمت گوشت مرغ)	-۳/۴۳	-۱۰/۴۴	I(1)
Lpc (لگاریتم قیمت جوجه یکروزه گوشتی)	-۲/۴۸	-۸/۸۷	I(1)
Lpic (لگاریتم قیمت ذرت وارداتی)	-۲/۵۲	-۹/۴۳	I(1)
Lpis (لگاریتم قیمت کنجاله وارداتی)	-۳/۳۹	-۷/۵۲	I(1)

مأخذ:یافته‌های تحقیق مقدار بحرانی آماره دیکی فولر در سطح ۵ درصد: ۳/۴۴-

جهت بررسی رابطه بلندمدت بین قیمت گوشت مرغ و قیمت نهاده‌های مصرفی مورد نظر در تولید آن از روش دو مرحله‌ای انگل گرنجر استفاده گردید. براساس این روش، در ابتدا مدل به صورت استاتیک و به روش هم‌انباشتگی (حداقل مربعات کاملاً اصلاح شده) براورد شد که نتایج براورد الگو به صورت جدول ۳ می‌باشد.

جدول ۳. نتایج براورد مدل استاتیک به روش حداقل مربعات کاملاً اصلاح شده (متغیر وابسته: LPF)

متغیر	ضریب	خطای معیار	آماره t
LPC	۰/۳۳***	۰/۰۳	۱۱/۹۳
LPIC	۰/۱۸*	۰/۱۰	۱/۹۰
LPIS	۰/۳۸***	۰/۰۹	۴/۰۸
C	۲/۱۹***	۰/۲۲	۹/۹۰
R^2=۰/۹۴		D.W.=۰/۸۳	

مأخذ:یافته‌های تحقیق ***، **، *: به‌ترتیب، معنیداری در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد

به منظور بررسی وجود هم‌انباشتگی بین قیمت محصول و قیمت نهاده‌ها و در نتیجه تأیید رابطه بلندمدت، از آزمون هم‌انباشتگی انگل گرنجر استفاده گردید (جدول ۴). براساس نتایج هر دو آماره محاسباتی در آزمون انگل-گرنجر فرضیه صفر رد می‌شود به این معنا که بین قیمت گوشت مرغ و قیمت نهاده‌ها، شامل قیمت کنجاله سویای وارداتی، قیمت ذرت وارداتی و قیمت جوجه یکروزه، هم‌انباشتگی و رابطه بلندمدت وجود دارد.

جدول ٤. نتایج آزمون همجمعی انگل - گرنجر

فرضیه صفر: عدم وجود هم‌انباشتگی بین متغیرهای سری زمانی LPC، LPE، LPIS، LPIC			
نتیجه	احتمال	ارزش آماره	
عدم پذیرش	۰/۰۰۰۵	-۵/۷۰	Engle-Granger tau-statistic
عدم پذیرش	۰/۰۰۰۵	-۵۰/۵۸	Engle-Granger z-statistic

مأخذ:یافته‌های تحقیق

همچنین به منظور تأیید مجدد این مطلب، پسماند حاصل از براورد مدل به صورت استاتیک محاسبه گردید. آزمون ریشه واحد روی متغیر پسماند نشان می‌دهد باقیمانده‌ها در سطح ایستا می‌باشند بدین مفهوم که بین متغیرهای موردنظر شامل قیمت محصول و قیمت نهاده‌ها رابطه بلندمدت وجود دارد (جدول ۵).

جدول ۵. نتایج آزمون ایستایی جمله پسماند مدل همجمعی

متغیر	آماره t	درجه ایستایی
جمله پسماند مدل همجمعی (جدول ۲)	-۵/۶۷***	I(0)

مأخذ:یافته‌های تحقیق

در ادامه به منظور محاسبه ضریب تعدیل بلندمدت مدل تصحیح خطا، با وارد نمودن جمله پسماند، الگوی همجمعی به روش OLS براورد گردید (جدول ۶). در مرحله اول براورد بنا به انتظار، ضریب تعدیل منفی و معنی‌دار می‌باشد. در این شرایط، ضریب تعدیل حدود ۰/۴۹ و برخی از ضرایب غیر معنی‌دار است. سپس مدل تصحیح مجدداً به روش رگرسیون مرحله‌ای[1] براورد و متغیرهای غیر معنی‌دار به‌ترتیب کم اهمیت بودن حذف گردید (جدول ۷). در نهایت مشاهده می‌شود ضریب تعدیل منفی و برابر همان مقدار ۰/۴۹ می‌باشد. بنابراین می‌توان نتیجه‌گیری نمود که عدم تعادل قیمت گوشت مرغ ناشی از هرگونه تغییر در بازار قیمت نهاده‌ها در طی دو دوره (دو ماه) تصحیح می‌گردد.

جدول ٦. نتایج براورد مدل تصحیح خطا به روش حداقل مربعات معمولی

(متغیر وابسته: DLPF)

متغیر	ضریب	خطای معیار	آماره t
C	۰/۰۰۳	۰/۰۰۶۲	۰/۵۳
DLPF(-1)	۰/۲۰**	۰/۰۹	۲/۲۸
DLPC	۰/۰۰۰۱***	۰/۰۰۰۰	۶/۷۸
DLPC(-1)	-۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	-۰/۴۷
DLPIC	-۰/۱۰	۰/۱۲	-۰/۸۲
DLPIC(-1)	۰/۱۰	۰/۱۳	۰/۷۸
DLPIS	۰/۰۷	۰/۱۵	۰/۴۶
DLPIS(-1)	-۰/۳۰**	۰/۱۵	-۲/۰۱
ECM(-1)	-۰/۴۹***	۰/۰۸	-۵/۸۲
R^2=۰/۴۵		D.W.=۱/۸۷	

مأخذ:یافته‌های تحقیق

1. Stepwise Regression

جدول ۷. نتایج براورد مدل تصحیح خطا به روش رگرسیون مرحله‌ای

(متغیر وابسته: DLPF)

متغیر	ضریب	خطای معیار	آماره t
DLPC	۰/۰۰۰۱***	۰/۰۰۰۰	۷/۱۷
DLPIS(-1)	-۰/۲۵**	۰/۱۳	-۱/۹۹
DLPF(-1)	۰/۱۹***	۰/۰۷	۲/۶۳
ECM(-1)	-۰/۴۹***	۰/۰۸	-۶/۵۱
R^2=۰/۴۴		D.W.=۱/۸۲	

مأخذ:یافته‌های تحقیق

در ادامه جهت بررسی روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت بین قیمت محصول و قیمت تک تک نهاده‌ها از الگوی خودبازگشت با وقفه‌های توزیعی و جهت تعیین تعداد وقفه بهینه از روش رگرسیون مرحله‌ای استفاده گردید (جدول ۸). همان‌طور که براساس نتایج براورد مدل پویا مشاهده می‌شود، تنها بین قیمت گوشت مرغ و قیمت جوجه یکروزه رابطه کوتاه‌مدت وجود داشته و مقدار ضریب کوتاه‌مدت برابر ۰/۲۱ می‌باشد. ضرایب کوتاه‌مدت بین قیمت گوشت مرغ و قیمت نهاده‌های کنجاله سویا و ذرت صفر است بدین مفهوم که هر گونه تغییری در قیمت کنجاله سویا و یا قیمت ذرت در صورت ثابت بودن سایر شرایط، به‌طور آنی در قیمت گوشت مرغ بازتاب نخواهد یافت. براساس براورد مدل پویا، کششهای کوتاه‌مدت و بلندمدت بین قیمت گوشت مرغ و قیمت نهاده‌های موردنظر محاسبه و مقادیر عددی آن در جدول ۹ درج شده است. نتایج نشان می‌دهد کشش بلندمدت قیمتی گوشت مرغ نسبت به قیمت جوجه یکروزه گوشتی، ذرت و کنجاله سویا به‌ترتیب برابر ۰/۲۹، ۰/۲۷ و ۰/۳۴ می‌باشد. همان‌گونه که ملاحظه می‌شود، در بین نهاده‌ها ی مورد بررسی، قیمت گوشت مرغ نسبت به تغییرات و نوسانات قیمت کنجاله سویا حساسیت بیشتری در بلندمدت نشان می‌دهد.

جدول ۸. نتایج براورد مدل خود بازگشت با وقفه‌های توزیعی به روش رگرسیون مرحله‌ای

(متغیر وابسته: LPF)

متغیر	ضریب	خطای معیار	آماره t
LPF(-1)	۰/۷۷***	۰/۰۹	۸/۵۰
LPC	۰/۲۱***	۰/۰۳	۷/۶۸
LPC(-1)	-۰/۰۸**	۰/۰۳	-۲/۴۱
LPIS(-2)	۰/۱۵***	۰/۰۶	۲/۶۹
C	۰/۹۷***	۰/۲۰	۴/۷۷
LPF(-2)	-۰/۳۶***	۰/۱۰	-۳/۵۳
LPIC(-1)	۰/۱۲**	۰/۰۵	۲/۳۶
LPF(-3)	۰/۱۵**	۰/۰۷	۲/۱۹
R^2=۰/۹۷		D.W.=۱/۹۵	

مأخذ:یافته‌های تحقیق

جدول ۹. نتایج محاسبات کشش‌های قیمتی گوشت مرغ

قیمت جوجه یکروزه گوشتی		قیمت ذرت وارداتی		قیمت کنجاله سویای وارداتی	
کوتاه‌مدت	بلندمدت	کوتاه‌مدت	بلندمدت	کوتاه‌مدت	بلندمدت
۰/۲۱	۰/۲۹	۰	۰/۲۷	۰	۰/۳۴

مأخذ:یافته‌های تحقیق

نتیجه‌گیری و پیشنهاد

– در بین نهاده‌های مورد بررسی، بیشترین تغییرات قیمتی مربوط به نهاده جوجه یکروزه گوشتی می‌باشد.

– قیمت گوشت مرغ نسبت به قیمت نهاده جوجه یکروزه گوشتی هم دارای کشش کوتاه‌مدت و هم دارای کشش بلندمدت می‌باشد.

- قیمت گوشت مرغ نسبت به قیمت نهاده کنجاله سویای وارداتی در بلندمدت دارای کشش بالاتری نسبت به سایر نهاده‌هاست.

- با توجه به دوره زمانی درنظر گرفته شده مشاهده می‌شود قیمت گوشت مرغ در صورت ثابت بودن سایر شرایط، به سرعت تحت تأثیر شوکهای قیمتی در بازار نهاده‌ها قرار می‌گیرد.

- هرگونه شوک قیمتی از سوی بازار نهاده‌ها باعث می‌شود که قیمت گوشت مرغ از حالت تعادل خارج شود و این عدم تعادل طی دو دوره (دو ماه) تصحیح گردد.

براساس نتایج مطالعه و در راستای کاهش و تعدیل نوسانات قیمت در بازار گوشت مرغ ایران پیشنهادهای زیر ارائه می‌گردد:

- با توجه به اهمیت محصول گوشت مرغ در سبد غذایی خانوارها، سیاستگذاران باید از تکانه‌های قیمتی که باعث ایجاد نوسان در قیمت این محصول می‌شود و آن را از حالت تعادل خارج می‌کند، جلوگیری کنند. به‌ویژه با توجه به وارداتی بودن برخی نهاده‌ها، این تکانه‌ها می‌تواند ناشی از سیاستگذاریهای تجاری، تغییرات نرخ ارز، تغییرات قیمتهای جهانی باشد. برای انجام این مهم، ضمن پیشنهاد ایجاد پایگاههای اطلاعاتی برای آگاهی کامل سیاستگذار از وضعیت بازار نهاده و بازار محصول، ضروری است هرگونه تصمیم‌گیری و سیاستگذاری درخصوص تنظیم بازار با واکنش آنی به منظور کاهش دوره زمانی عدم تعادل در بازار همراه باشد.

- با توجه به تغییرات شدید قیمتی برای نهاده جوجه یکروزه گوشتی و اثرگذاری آن بر قیمت گوشت مرغ، سیاستگذاری برای تعدیل نوسان آن بیش از سایر نهاده‌ها ضروری به نظر می‌رسد.

منابع

۱. مؤسسه پژوهشهای برنامه‌ریزی، اقتصاد کشاورزی و توسعه روستایی (۱۳۸۹)، طرح تأمین و ذخیره‌سازی مواد پروتئینی از منابع داخلی (گوشت مرغ)، گزارش مقدماتی، گروه پژوهشی سیاستهای حمایتی، وزارت جهاد کشاورزی.

۲. جرجرزاده، ع. و ا. اقبالی (۱۳۸۴)، بررسی درآمدهای نفتی بر توزیع درآمد در ایران، فصلنامه علمی پژوهشی *رفاه اجتماعی*، ۴ (۱۷): ۲۰۷-۲۲۶.

۳. حسینی، م. و ز. پرمه (۱۳۸۹)، ارزیابی انحصار، رقابت و تمرکز در بازار گوشت مرغ و تخم مرغ در ایران، مجله علمی پژوهشی *دانش و توسعه*، ۱۷ (۳۰): ۱۸۸-۲۱۴.

۴. دهمرده، ن.، م. صفدری و م. شهیکی تاش (۱۳۸۹)، تأثیر شاخصهای کلان بر توزیع درآمد در ایران (۱۳۸۶-۱۳۵۳)، فصلنامه *پژوهشنامه بازرگانی*، ۵۴: ۲۵-۵۵.

۵. شرکت‌پشتیبانی‌امور دام(سالهای‌مختلف)،گزارش میانگین قیمت اقلام خوراک‌دام‌و طیور و برخی از فراورده‌ها در کشور، قابل‌دسترس‌در:http://www.iranslal.com.

۶. عبدی، ا. و ا. رضایی (۱۳۸۸)، پیش‌بینی قیمت ذرت و کنجاله سویا با استفاده از شبکه عصبی- فازی، مجموعه مقالات هفتمین کنفرانس دوسالانه اقتصاد کشاورزی ایران، پردیس کشاورزی و منابع طبیعی دانشگاه تهران، ۱۴و۱۵ بهمن ماه ۱۳۸۸.

۷. غدیانفر، م.، ع. کیهانی، ا. اکرم و ع.محمدی(۱۳۸۸)، بررسی اثر کوتاه‌مدت و بلندمدت عرضه توان تراکتور و عملکرد غلات در ایران با استفاده از الگوهای همگرایی خودتوضیح با وقفه‌های گسترده، مجموعه مقالات هفتمین کنفرانس دوسالانه اقتصاد کشاورزی ایران، پردیس کشاورزی و منابع طبیعی دانشگاه تهران، ۱۴و۱۵ بهمن ماه ۱۳۸۸.

۸. نوفرستی، م. (۱۳۷۸)، ریشه واحد و همجمعی در اقتصادسنجی، مؤسسه خدمات فرهنگی رسا.

9. Akal, M. (2006), Estimating mining export and import structures: price and output elasticities in Turkey, *Journal of Economic and Social Research*, 7 (1): 71-97, In farsi.

10. Andrew, M. and Z. Hualu (2010), Dynamic effects of grain and energy prices on the catfish feed and farm sectors, *Journal of Agricultural and Applied Economics*, 42 (4):719–730.

11. Erdem, C., I. Senturk, O. Karkacier and T. Simsek (2011), An examination of price behavior in Turkish broiler markets, *The Empirical Economics Letters*,10(6): (June 2011).

12. Food and Agricultural Organization (FAO), online: http://www.fao.org

13. Perman, R. and D. I. Stern (2003), Evidence from panel unit root and cointegrationtests that the environmental Kuznets curve does not exist, *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, 47: 325-47.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی