برآورد توابع تقاضای بلندمدت فرآورده های پروتئینی در ایران

بیتا رحیمی بدر[1*]

تاریخ دریافت: 95/4/1 تاریخ پذیرش: 95/6/17

چکیده

با توجه به افزایش تقاضا برای فرآورده‌های غذایی اساسی، برآورد توابع تقاضا و برآورد کشش‌ها از اهمیتی ویژه برخوردار است. این مطالعه با استفاده از داده‌های سری زمانی 1391-1367مصرف این فرآورده ها اقدام به برآورد توابع تقاضای تخم مرغ، گوشت مرغ و گوشت قرمز نموده است. در این راستا، از الگوی خود توضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) استفاده شد. نتایج بدست آمده از برآورد کشش درآمدی بلندمدت تخم مرغ و گوشت مرغ به ترتیب با مقادیر 0/76 و 0/52 درصد حاکی از ضروری بودن این دو فرآورده در سبد غذایی خانوارهای ایرانی است، اما با توجه به ضریب کشش درآمدی برآورد شده در ارتباط با گوشت قرمز (2/44 درصد) می‌توان نتیجه گرفت که این کالا در میان سبد مصرفی خانوارهای ایرانی یک کالای لوکس است. ضریب کشش متقاطع بلندمدت بدست آمده نیز حاکی از وجود و تایید رابطه جانشینی بین گوشت قرمز و گوشت مرغ است. مقدار این کشش 7/57 درصد بوده و دارای بیش‌ترین تاثیر بر تقاضای گوشت قرمز در بلندمدت است.

طبقه بندی JEL: C32 ،C50 ،D11 ،Q11

واژه های کلیدی:تقاضا، فرآورده های پروتئینی، مدل ARDL، کشش های تقاضا.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

1- استادیار گروه اقتصاد و مدیریت کشاورزی، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد کرج، البرز، ایران.

*- نویسنده مسئول مقاله: b.rahimi@kiau.ac.ir

پیشگفتار

در ایران مسئله امنیت غذایی از بعد کمی مصرف و سرانه مصرف، مشکل خاصی ندارد، ولی از بعد کیفی و هم‌چنین، توزیع مواد غذایی در دهکهای گوناگون مسئله نسبتا حادی است و الگوی مصرف و تغذیه از کیفیتی بهینه برخوردار نیست. اهمیت غذایی فرآورده‌های پروتئینی در تأمین ماده غذایی افراد مورد تأکید است. کمبود پروتئین، به سیستم دفاعی بدن آسیب می‌رساند و بدن را مستعد ابتلا به بیماری می‌کند. با بررسی سهم گروههای مختلف غذایی در تامین مواد مغذی مورد نیاز خانوارهای ایرانی می‌توان دریافت که بیش‌ترین انرژی کسب شده از طریق نانوغلات می‌باشد، به گونه‌ای که 5/51 درصد انرژی از این گروه کسب شده است. هم‌چنین، بیش‌ترین پروتئین کسب شده نیز از راه نانو غلات می‌باشد (7/52 درصد) و سهم گوشت در تامین پروتئین کم‌تر است (5/10 درصد) و این ارقام بیانگر آن است که بیش‌تر پروتئین دریافتی از نوع گیاهی می‌باشد، درحالی که مطابق استاندارد، درصد مصرف پروتئین بر مبنای 55 درصد پروتئین حیوانی و 45 درصد پروتئین گیاهی می‌باشد(صفوی، 1380).

گزارش‌های رسمی بانک مرکزی در مرداد ماه سال 91 نشان می‌دهد که شاخص گروه اصلی خوراکی‌ها در ایران نسبت به ماه مشابه در سال گذشته در حدود 5/1 برابر افزایش داشته است. مسئله‌ای که در وضعیت مصرف مواد خوراکی در شهرها و کلانشهرهای کشور تاثیری بسزا دارد و به گفته کارشناسان اقتصاد سلامت این وضعیت منجر به تغییر الگوی مصرف مواد غذایی در بین مردم و روی برگرداندن از گوشت و پروتئین و روی آوردن به مواد چرب و قندی ارزان‌تر شده است. بررسی‌ها نشان می‌دهند که فرآورده‌های حاوی پروتئین بویژه فرآورده‌های دامی، سهمی اندک در سبد غذایی خانوار ایرانی داراست(بانک مرکزی ایران، 1391).

باتوجه به نقشی که مواد پروتئینی از لحاظ تأمین مواد مغذی مورد نیاز انسان در سبد غذایی خانوارهای ایرانی دارد، هرگونه پژوهش و مطالعه در این زمینه با توجه به روش، هدف و گستردگی آن در تمام مقاطع زمانی دارای اهمیت بوده و از این راه، عناصر مؤثر و تأثیرگذار از نگاه عرضه و تقاضا شناسایی شده و با فهم آن موجبات تغذیه مناسب برای جامعه فراهم می‌گردد. هم‌چنین، می‌تواند مقدمه‌ای در راستای برنامه‌ریزی دقیق‌تر و اصولی‌تر تلقی شود. مطالعات اقتصادی توابع تقاضای فرآورده‌های پروتئینی کمک می‌کند که با محاسبه کشش‌های تقاضا، برنامه ریزان اقتصادی در پاسخ‌گویی به پرسش‌های موجود در انتخاب سیاست‌های اقتصادی، هکچون پرداخت یا حذف یارانه و ایجاد رفاه اجتماعی موفق بوده و با توجه به شناخت موجود برنامه‌ریزی دقیق‌تر داشته باشند.

نظریه تقاضا در تئوری اقتصاد خرد نقشی بسیار اساسی ایفا کرده و یکی از مهم‌ترین ارکان دانش اقتصاد بشمار می‌رود به گونه ای که بدون وجود این نظریه بخش بزرگی از مفاهیم و مبانی نظری اقتصادی بی‌مفهوم خواهند ماند. مفهوم تقاضا در اقتصاد به مقدار کالایی که در یک دوره زمانی، باتوجه به قیمت آن کالا و سایر عامل‌های موثر خریداری می‌شود، اشاره دارد. به گونه‌ای که در این تعریف، وجود تمایل و هم‌چنین، توان خرید افراد مستتر می‌باشد که آن را با مفهوم نیاز برای داشتن یک کالا متمایز می‌سازد. بنابراین، تقاضا برای یک کالا مقدار کالایی است که افراد با توجه به نیازها و ترجیحا تم صرفی خود، در سطوح گوناگون درآمد و قیمت‌ها، مایل به خرید هستند (کمیجانی،1376).

روش‌های بسیاری برای برآورد تقاضا وجود دارد که بسته به ماهیت داده‌ها و اهداف پژوهش متفاوت هستند. برخی از این روش‌ها از داده‌های تولید، مصرف، تجارت و قیمت‌ها در سطح ملی استفاده می‌کنندکه اغلب از منابع بین المللی برای بسیاری از کشورها قابل استخراج است. در برخی مطالعات نیز بمنظور بدست آوردن برخی داده‌های مربوط به درآمد، مخارج، سطح سواد و... اقدام به نمونه‌گیری و گرد آوری آمار در سطح خانوار می‌شود. در نهایت، داده‌های گردآوری شده (در سطح خانوار یا در سطح ملی) به وسیله نمودارهای مناسب تجزیه و تحلیل شده و سپس با بکاربردن برخی روش‌ها و کاربرد مدل‌های اقتصادسنجی توابع تقاضا برآورد و مقادیر آن پیش‌بینی می‌شود (نورتون و همکاران،2010).

در بیش‌تر مطالعات انجام شده در زمینه برآورد تقاضای فرآورده‌های کشاورزی از سیستم تقاضای تقریبا ایده آل AIDS [1] استفاده شده است که البته این امر به این دلیل است که هدف این مطالعات تجزیه و تحلیل رفتار مصرفی خانوار و محاسبه کشش‌های درآمدی و قیمتی فرآورده های مورد نظر در بعد مصرف کننده نهایی می‌باشد.[2] برای مثال، می‌توان به مطالعات کاراگیانیس و همکاران (2000)، تامبی (2001)، کاراگیانیس و مرگوس (2002)، عزیزی و ترکمانی (1380) و قریشی و صدرالاشرافی (1384) اشاره کرد که در تمامی مطالعات یاد شده تابع تقاضای انواع گوشت با استفاده از سیستم تقاضای تقریبا ایده‌آل و روش‌های همگرایی برآورد شده و سپس رفتار مصرفی خانوارهای جوامع شهری و روستایی به تفکیک ویژگی‌های درآمدی آن‌ها بررسی و نتیجه‌گیری شده است.

[1] -Almost Ideal Demand System

2- در سیستم AIDS از میزان مخارج خوراکی خانوار در مورد محصول مورد نظر به عنوان متغیر وابسته استفاده می‌شود.

در این مطالعه از مدل خود توضیح با وقفه‌های گسترده ARDL به دلیل در نظر گرفتن تمامی مصارف فرآورده‌های پروتئینی اعم از خوراکی و غیر خوراکی، با هدف پیش بینی کل تقاضای هر محصول بمنظور نیل به خودکفایی و به سبب ویژگی‌های منحصر به فرد این مدل در پیش‌بینی و تجزیه و تحلیل پویای تقاضا استفاده می‌شود. این مدل در مطالعات بسیاری برای پیش‌بینی تقاضای انواع کالاها مانند نفت، الکتریسیته، بنزین، انرژی و پول بکار رفته است، ولی در مورد فرآورده‌های کشاورزی کم‌تر کاربرد داشته است. از این میان نیز می‌توان به مطالعات سهیلی (1386)، ختایی و اقدامی (1384) اشاره کرد. هم‌چنین، شریفی و شهرستانی(1386) در مطالعه‌ای با عنوان پیش‌بینی تقاضای پول در ایران با استفاده از مدل ARDL وجود یک رابطه با ثبات بلندمدت را بین حجم پول و درآمد، نرخ ارز و نرخ تورم ثابت کرده و پس از تجزیه و تحلیل ضرایب مدل مقدار تقاضای پول را پیش بینی کرده‌اند.

در میان مطالعات خارجی در این باره نیز می‌توان به مطالعه عبدالرحمان ال یوسف (2005) که با استفاده از مدل ARDL به پیش‌بینی تقاضای نفت خام به وسیله کشورهای آسیایی پرداخت، اشاره کرد. وی ابتدا وجود یک رابطه همگرایی بین تولید ناخالص داخلی این کشورها، قیمت نفت خام و تقاضا برای آن را ثابت کرد و سپس مقدار تقاضای هر کشور را با ارایه فرض‌هایی پیش‌بینی کرد. هم‌چنین، فیدان و کلاسرا (2005) به بررسی اثر فصلی تقاضا برای گوشت قرمز و ماهی در آنکارا پرداخته اند. نتایج این پژوهش حاکی از آن است که مصرف گوشت در آنکارا در فصل‌های گوناگون تغییرمی‌کند؛ بویژه، برای مسلمانان در عید قربان به شدت افزایش می‌یابد. این پژوهش هم‌چنین، نشان داد که گوشت قرمز کالایی بی‌کشش، اما تقاضا برای ماهی نسبت به تغییرات قیمت با کشش است.

در این مطالعه نیز بمنظور برآورد توابع تقاضای فرآورده‌های مورد بررسی که شامل تخم‌مرغ، گوشت مرغ و گوشت قرمز می‌باشند، از مدل خود توضیحی با وقفه‌های گسترده (ARDL) استفاده شد. بدین ترتیب، پس از انجام آزمون‌های ریشه واحد، همگرایی و ثبات ساختاری، توابع تقاضای فرآورده‌های یاد شده طی دوره 1391- 1367، برآورد شدند. در ادامه پس از پیشگفتار، تئوری و روش پژوهش ارایه شده؛ سپس یافته‌های بدست آمده از برآورد الگوهای تقاضا به روش ARDL آورده و در ارتباط با آن‌ها بحث شده است. در نهایت، پس از نتیجه‌گیری، پیشنهادها ارایه شده اند.

روش پژوهش

تقاضا یک سیستم پویای پیچیده است و تحت تاثیر عوامل اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی قرار گرفته و متحول می‌شود. شناسایی عوامل اصلی تاثیرگذار بر این سیستم پیچیده و شناخت ودرک

مکانیزم‌های آن راهنمای خوبی برای یافتن بهترین مدل برای پیش‌بینی آن می‌باشد (کمیجانی،1376). تقاضای هر فرآورده‌ای نتیجه جمع تقاضای آن فرآورده برای مصرف نهایی، تقاضا برای کاربردهای دیگر (مانند تقاضا برای فرآوری فرآورده در بخش صنایع تبدیلی، خوراک دام، مصرف به صورت بذر)، تقاضای صادرات، ضایعات و ذخیره سازی است (عبادی و سعید نیا، 1388) :

$$Q_t^d = Y_t^d + IV_t^d + EQ_t + MQ_t + LQ_t \qquad (1)$$

Q_t^d : کل تقاضای فرآورده در سال t

Y_t^d: تقاضا برای مصرف نهایی فرآورده در سال t

IV_t^d : مقدار ذخیره فرآورده در سال t

EQ_t: تقاضا برای صادرات در سال t

MQ_t: تقاضای فرآورده برای سایر کاربردها در سال t

LQ_t : ضایعات فرآورده در سال t

مدل تجربی بکار رفته در این پژوهش تمامی متغیرها و عوامل بالا را در نظر گرفته و اقدام به پیش‌بینی تقاضای محصول می‌کند. به گونه‌ای که ابتدا مقدار تقاضا برای هر فرآورده با استفاده از رابطه 1بدست آمده و در رابطه 2 قرار گرفته و بدین ترتیب ضرایب مدل (کشش‌ها) از راه روش ARDL برآورد می‌شود:

$$Ln\ Q_t^d = C + \alpha \ln P_t + \beta \ln OP_t + \gamma \ln GDP_t + \delta \ln PQ_t + \varepsilon_t \qquad (2)$$

به گونه‌ای که C عرض از مبداء، P_t قیمت محصول مورد نظر، OP_t قیمت فرآورده‌های جانشین و مکمل، GDP_t تولید ناخالص داخلی یا شاخص توسعه اقتصادی و PQ_t جمعیت است. هم‌چنین، α، β، δ، γ کشش های تقاضا برای هر محصول بوده و ε_t نیز جمله خطا می‌باشد.

پسران و شین (1999)، ثابت کردند که اگر بردار هم انباشتگی از بکارگیری روش کم‌ترین مربعات بر یک رابطه خود توضیح با وقفه‌های گسترده (که وقفه‌های آن به خوبی تصریح شده باشد) بدست آید، افزون بر این که برآوردگر کم‌ترین مربعات توزیع نرمال دارد، در نمونه‌های کوچک نیز از اریب کم‌تر و کارایی بیش‌تری برخوردار خواهد بود. هم‌چنین، آن‌ها نشان دادند که یکی از مزایای استفاده از روش ARDL این است که بدون توجه به درجه هم‌جمعی متغیرها برآوردهای سازگاری از ضرایب را بدست می‌دهد. هم‌چنین، این روش الگوی بلندمدت و کوتاه مدت موجود در مدل را به گونه هم‌زمان برآورد می‌کند و مشکلات مربوط به حذف متغیرها و خود همبستگی را رفع می‌کند. لذا، برآوردهای ARDL به دلیل جلوگیری از مشکلاتی همچون خود همبستگی و درون‌زایی، نااریب و کارا هستند و افزون بر این، این مدل نشان دهنده تعداد دوره‌های زمانی است

که طول می‌کشد تا اثر یک شوک تعدیل شود. مدل ARDL تعمیم یافته را می‌توان به صورت زیر نشان داد (زراء نژاد و سعادت مهر،1386) :

$$\alpha(L,P) = \alpha_0 + \sum\beta_i (L,q_i)x_{it} + u_t \quad i= 1,2,\ldots,k \qquad (3)$$

که در آن α_0 عرض از مبداء، y_t متغیر وابسته و L عامل وقفه است که به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$L^j y_t = y_{t-j} \qquad (4)$$

$$\alpha(L,P) = 1 - \alpha_1 L^1 - \ldots - \alpha_p L^p \qquad (5)$$

$$\beta_i (L,q_i) = \beta_{i0} + \beta_{i1} L + \beta_{i2} L^2 + \ldots + (\beta_{iq} L_i^q) \qquad (6)$$

در این روش پس از تصریح مدل باید تعداد وقفه های بهینه یکایک متغیرها اعم از درون‌زا و برون‌زا را تعیین کرد. نرم افزار میکروفیت[1] به کاربر این امکان را می‌دهد که از بین $(m+1)^{k+1}$ برآورد شده با استفاده از یکی از چهار معیار ضریب تعیین (R^2)، آکائیک (AIC)، شوارتز- بیزین (SBC)و یا حنان کویین (HAC) الگویی را برگزیند که تعداد وقفه های آن در مقایسه با سایر الگوها بهینه باشد. به گونه معمول، از معیار شوارتز – بیزین برای تعیین تعداد وقفه‌های بهینه الگو استفاده می‌شود زیرا این معیار از وقفه‌هایی کم‌تر استفاده می‌کند. در مرحله بعد، ارتباط تعادلی بلندمدت بین متغیرها بررسی می‌شود. در واقع،در این مرحله هدف، آزمون این نکته است که آیا رابطه پویای کوتاه مدت برآوردشده به سمت رابطه تعادلی بلندمدت گرایش دارد یا نه. برای این آزمون از مدل تصحیح خطا مربوط به الگوی انتخاب شده استفاده می‌شود. به این ترتیب که پس از آزمون هم انباشتگی بین متغیرها، جمله خطای مربوط به رگرسیون هم انباشتگی با یک وقفه زمانی را به عنوان متغیر توضیحی در کنار تفاضل مرتبه نخست سایر متغیرها قرار داده، سپس به کمک روش حداقل مربعات معمولی ضرایب برآورد می‌شوند. ضریب جمله تصحیح خطا (ECT)[2] سرعت تعدیل به سمت تعادل بلندمدت را نشان می‌دهد (زراء نژاد و سعادت مهر،1386).

برای برآورد رابطه بلندمدت می‌توان از روش دو مرحله ای به شکل زیر استفاده کرد: در مرحله نخست وجود ارتباط بلندمدت بین متغیرهای مورد بررسی آزمون می‌شود. در این رابطه اگر مجموع ضرایب برآورد شده مربوط به وقفه های متغیر وابسته کوچک‌تر از یک باشد، الگوی پویا به سمت تعادل دراز مدت گرایش می‌یابد. لذا، برای آزمون هم‌گرایی لازم است آزمون فرضیه زیر انجام گیرد (نوفرستی،1378):

---

[1]-Microfit

[2]-Error Correction Term

$$H_0: \sum_{i=1}^{m} \beta_i - 1 \geq 0$$ عدم رابطه همجمعی

$$H_1: \sum_{i=1}^{m} \beta_i - 1 < 0$$ وجود همجمعی

کمیت آماره t مورد نیاز برای انجام آزمون بالا به گونه زیر محاسبه می‌شود:

$$t = \frac{\sum_{i=1}^{m} \hat{\beta}_i - 1}{\sum_{i=1}^{m} S\beta_i} \quad (7)$$

که در آن $S\hat{\beta}_i$ نشانه انحراف معیار ضرایب وقفه های متغیر وابسته است.

با مقایسه آماره t محاسبه شده وکمیت بحرانی ارایه شده به وسیله بنرجی، دولادو و مستر در سطح اطمینان مورد نظر، می‌توان به وجود یا نبود رابطه تعادلی بلند مدت بین متغیرهای الگو پی برد. حال اگر در سطح اطمینان مورد نظر کوچک‌تر از کمیت آماره محاسباتی بالا باشد، فرض H_0 رد می‌شود و نتیجه گرفته می‌شود که یک رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگو وجود دارد.

درمرحله دوم، برآورد و تجزیه و تحلیل ضرایب بلندمدت و استنتاج در مورد ارزش آن‌ها انجام می‌گیرد. ضرایب بلندمدت متغیرهای توضیح دهنده بر اساس رابطه زیر محاسبه می‌شود (نوفرستی،1378):

$$\hat{\theta}_i = \frac{\hat{\beta}_{i0} + \hat{\beta}_{i1} + \hat{\beta}_{i2} + \cdots + \hat{\beta}_{i\hat{q}i}}{1 - \hat{a}_1 - \hat{a}_2 - \cdots - \hat{a}_{\hat{p}i}} \quad (8)$$

که در آن $\hat{p}_i$ و$\hat{q}_i$ برای i=1,2,3,4,……,k مقادیر انتخاب شده $\hat{p}_i$ و $\hat{q}_i$ براساس یکی از ضوابط تعیین وقفه هستند.

مدل تصحیح خطای مدل ARDL را می‌توان به صورت رابطه زیر نوشت (نوفرستی،1378):

(9)

$$\ln Q_t^d = \Delta\hat{e} + \sum_{i=1}^{m} \hat{\mu}_i \Delta \ln Q_{t-i}^d + \sum_{i=0}^{n} \hat{\varepsilon}_i \Delta \ln P_{t-i} + \sum_{i=0}^{k} \hat{\alpha}_i \Delta \ln OR_{t-i} + \sum_{i=0}^{f} \hat{\gamma}_i \Delta \ln GDP_{t-i} + \sum_{i=0}^{g} \hat{\delta}_i \Delta \ln PQ_{t-i} + \theta ECT_{t-i} + u_t$$

به گونه‌ای که جزء تصحیح خطا (ECT_{t-i}) به صورت زیر است :

(10)

$$ECT_t = \ln Q_t^d - \hat{e} - \hat{\varepsilon}_1 \ln P_t - \hat{\alpha}_1 \ln OR_t - \hat{\gamma}_1 \ln GDP_t - \hat{\delta}_1 \ln PQ_t$$

که در آن t عملگر نخستین تفاضل و $\hat{\delta}_1$ و$\hat{\alpha}_1$، $\hat{\gamma}_1$،$\hat{\varepsilon}_1$ ضرایب براورد شده از معادله است. θ ضریب جزء تصحیح خطاست که سرعت تعدیل را اندازه گیری می‌کند.

تعداد وقفه‌های بهینه برای هر یک از متغیرها را نیز همان‌گونه که پیش‌تر گفته شد، می‌توان با کمک ضابطه‌های آکاییک، شواتز - بیزین و حنان کوئین تعیین کرد (ترکمانی وطرازکار،1384).

گفتنی است آمار و داده‌های مربوط به مقدار تقاضا از سایت سازمان خواربار و کشاورزی ملل متحد (فائو) و از تراز نامه‌های غذایی ایران استخراج شده است. سایر داده‌های مورد نیاز نیز از وزارت جهاد کشاورزی و بانک مرکزی گرفته شده است.

نتایج و بحث

بمنظور بررسی ایستایی متغیرها از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته (ADF[1]) و فیلیپس پرون استفاده شد. نتایج بدست آمده برای تمامی متغیرهای مورد بررسی که شرح آن‌ها در جدول 1 آمده، در جدول 2 آورده شده است.

با توجه به جدول 2 بر اساس آزمون‌های ایستایی به استثنای متغیر تقاضای تخم مرغ، سایر متغیر ناایستا در سطح می‌باشند. همان‌گونه که در جدول مشاهده می‌شود، مقدار آماره آزمون برای متغیر تقاضای تخم مرغ در حالت وجود عرض از مبداء و روند برابر 3/77- بدست آمده که قدر مطلق آن در مقایسه با مقدار بحرانی (3/69-) بزرگ‌تر می باشد و در سطح 5 درصد معنی دار است. لذا، فرضیه نبود ریشه واحد رد نمی‌شود و متغیر یاد شده در سطح ایستا می‌باشد. هم‌چنین، در رابطه با متغیرهایی که قدر مطلق مقدار آماره محاسبه شده از مقدار بحرانی کم‌تر است، می‌توان با توجه به نبود معنی‌داری در سطح 5 درصد، فرض نبود ریشه واحد را رد کرد و در ارتباط با ناایستایی این متغیرهای در سطح قضاوت کرد. برای تعیین درجه ایستایی متغیرهای ناایستا تفاضل‌گیری انجام شد که نتایج آن در جدول 3 قابل مشاهده است. بر اساس این جدول تمامی متغیرها در حالت تفاضل مرتبه نخست ایستا شده و لذا از درجه ایستایی I(1) برخوردارند.

برآورد تابع تقاضای تخم مرغ

نتایج برآورد الگوی 2 به روش ARDL برای محصول تخم مرغ در جدول 4 ارایه شده است. با توجه به این جدول، مشخص می شود که شمار وقفه بهینه برای تقاضای تخم مرغ صفر تعیین شده است. بدین معنی که تغییر تقاضا برای تخم مرغ در دوره‌های گذشته تاثیری بر تقاضای این

[1]- Augmented Dickey – Fuller

محصول در دوره جاری ندارد. این امر با توجه به کشش ناپذیر بودن این محصول توجیه‌پذیر است؛ به گونه‌ای که کاهش تقاضای ناشی از افزایش قیمت تخم مرغ در دوره گذشته به دلیل کشش‌ناپذیری اندک بوده و در طول دوره تعدیل خواهد شد. هم‌چنین، بر اساس معیار شوارتز بیزین وقفه‌های بهینه 1، 1و 2 به ترتیب برای قیمت تخم مرغ، قیمت گوشت مرغ و درآمد سرانه تعیین شده است. بدین ترتیب، مدل خود توضیح با وقفه‌های گسترده در رابطه با این محصول به صورت [(ARDL (0,1,1,2] می‌باشد. برای نمونه، تغییر درآمد سرانه در دو دوره یا دو سال گذشته بر تقاضای تخم مرغ در سال جاری موثر است. هم‌چنین، مقدار ضریب تعیین این مدل نشان دهنده این است که در حدود 95درصد تغییرات تقاضای تخم‌مرغ به وسیله متغیرهای توضیحی موجود در مدل توضیح داده شده است.

پس از برآورد مدل ARDL باید از وجود رابطه هم انباشتگی بین متغیرها اطمینان یافت. چنانچه مجموع ضرایب متغیرهای با وقفه متغیر وابسته کوچک‌تر از یک باشد، الگوی پویا به سمت الگوی تعادلی بلندمدت گرایش خواهد داشت. در این مدل ضریب متغیر با وقفه متغیر وابسته صفر بوده بنابراین، فرضیه صفر مبنی بر نبود هم انباشتگی و رابطه بلندمدت رد شده و وجود یک رابطه بلندمدت تعادلی بین متغیرهای مدل تایید می‌شود. پس از اطمینان از وجود رابطه بلندمدت آن را برآورد زده و نتایج آن بر اساس جدول 5 تفسیر می‌شود.

نتایج نشان می‌دهند که لگاریتم قیمت گوشت مرغ بیش‌ترین تاثیر مثبت بر تقاضای تخم مرغ داشته و در سطح اطمینان 99 درصد معنی دار بوده است. بنابراین، کشش تقاضای متقاطع تخم‌مرغ و گوشت مرغ مثبت و بزرگ‌تر از یک با مقدار دقیق 1/22می‌باشد که مبنی بر حساسیت نسبتا بالای تقاضای تخم مرغ نسبت به تغییرات قیمت گوشت مرغ به‌عنوان یک کالای جانشین است. به گونه‌ای که با ثابت در نظر گرفتن سایر متغیرها، یک درصد افزایش در قیمت گوشت مرغ موجب 1/22درصد افزایش در تقاضای تخم مرغ می شود. این امر بویژه در خانوارهای با درآمد پایین‌تر منطقی به نظر می‌رسد. بدین معنی که مصرف کنندگان با توجه به افزایش قیمت گوشت قرمز و گوشت مرغ بمنظور تامین پروتئین دریافتی با منشاء حیوانی اقدام به جایگزینی نسبی تخم مرغ می‌کنند.

بر اساس نتایج جدول 5 لگاریتم درآمد سرانه که از نظر آماری در سطح اطمینان 99 درصد معنی دار است نیز اثری مثبت بر تقاضای تخم مرغ داشته است. مقدار این ضریب (0/76) نیز حاکی از ضروری بودن این محصول در سبد خانوارهای ایرانی طی دوره مورد بررسی می‌باشد.

کشش قیمتی تقاضای تخم‌مرغ که از نظر آماری معنی‌دار نیست نیز حاکی از کشش‌ناپذیر بودن این محصول است. به گونه‌ای که یک درصد افزایش قیمت تخم مرغ، در حدود 0/70درصد کاهش تقاضا برای این محصول را به دنبال خواهد داشت.

ضرایب مربوط به برآورد الگوی تصحیح خطا که بیانگر ارتباط میان متغیر تقاضای تخم مرغ و متغیرهای توضیحی است، در جدول 6 ارایه شده است. بر اساس این جدول ضریب متغیر تصحیح خطا 1- بوده و معنی داری این متغیر با توجه به نبود وقفه بهینه برای متغیر وابسته مطابق معیار شوارتز بیزین قابل بررسی نیست. بدین معنی که در هر سال 100 درصد عدم تعادل متغیر وابسته به سمت رابطه بلندمدت تعدیل می‌شود.

در رابطه با آزمون‌های ثبات ساختاری پسماند تجمعی (CUSUM) و مجذور پسماند تجمعی (CUSUMSQ) برای تابع تقاضای تخم مرغ نیز با توجه به قرار گرفتن نمودارهای پسماند تجمعی و مجذور پسماند تجمعی در بین کرانه های بالا و پایین در شکل (1)، ثبات ساختاری مدل تایید پذیر می‌باشد.

برآورد تابع تقاضای گوشت مرغ

بمنظور تبیین وقفه‌های بهینه برای الگوی تقاضای گوشت مرغ با استفاده از معیار شوارتز بیزین، الگوی پویای مدل برآورد شد. بر اساس این معیار برای تمامی متغیرهای توضیحی به استثنای درآمد سرانه و متغیر وابسته وقفه بهینه 3 انتخاب شد. دو وقفه بهینه نیز برای متغیر درآمد سرانه تعیین گردید. به این ترتیب، الگوی مورد نظر به صورت [ARDL (3,3,3,2)] در نظر گرفته شد. نتایج الگوی پویای یاد شده برای تقاضای گوشت مرغ در جدول 7 ارایه شده است. هم‌چنین، بررسی قیمت گوشت قرمز در تمامی دوره‌ها حاکی از تاثیرگذاری مثبت بر تقاضای گوشت مرغ در دوره جاری می‌باشد. اثر منفی تغییر درآمد سرانه بر تقاضای گوشت مرغ نیز در وقفه های نخست و دوم مثبت می‌گردد.

پیش از بررسی رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مورد بررسی لازم است که آزمون وجود هم انباشتگی بین متغیرهای موجود صورت گیرد. بنابراین، برای آزمون وجود رابطه بلندمدت محاسبه آماره t ضروری است.

آماره t محاسباتی از کمیت بحرانی ارایه شده به وسیله بنرجی، دولادو و مستر (4/39-) در سطح اطمینان 95درصد بیش‌تر است. بنابراین، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود هم انباشتگی و رابطه بلندمدت رد شده و وجود یک رابطه بلندمدت تعادلی بین متغیرهای مدل تایید می‌گردد.

پس از اطمینان از وجود رابطه بلندمدت تعادلی، آنرا برآورد زده و نتایج در جدول 8آورده شده است.

همان‌گونه که نتایج جدول بالا نشان می‌دهند، تمامی متغیرهای مدل از نظر آماری در سطح اطمینان 99 درصد معنی‌دار هستند. ضریب برآورد شده برای لگاریتم درآمد سرانه دارای بیش‌ترین اثر مثبت بر تقاضای گوشت مرغ می‌باشد. این نتیجه نشان می‌دهد که افزایش یک درصدی در مقدار درآمد سرانه تقاضا برای گوشت مرغ را در حدود 0/52 درصد افزایش می‌دهد. هم‌چنین، می‌توان نتیجه گرفت که این فرآورده جزو کالاهای ضروری در سبد مصرفی خانوارهای ایرانی قرار گرفته است. در این مدل گوشت قرمز به عنوان کالای جانشین گوشت مرغ در نظر گرفته شده بود که نتایج بدست آمده نیز بیانگر این رابطه می‌باشد. به گونه‌ای که مقدار مثبت کشش متقاطع تقاضا دال بر وجود رابطه جانشینی بین این دو محصول است. بدین معنی که یک درصد افزایش قیمت گوشت قرمز باعث کاهش 0/5درصدی تقاضا برای گوشت مرغ با فرض ثابت ماندن سایر شرایط می‌گردد. هم‌چنین، داده‌های این جدول نشان دهنده کشش ناپذیر بودن گوشت مرغ از نظر قیمتی است؛ به گونه‌ای که کشش قیمتی تقاضای گوشت مرغ منفی و از نظر مقدار مطلق برابر 0/139 می‌باشد. بدین معنی که با فرض ثابت ماندن سایر شرایط یک‌درصد افزایش در قیمت گوشت مرغ باعث کاهشی در حدود 0/14 درصد در تقاضای این فرآورده می‌گردد. با استفاده از رابطه تعادلی بلندمدت می توان به برآورد الگوی تصحیح خطا پرداخت. با استفاده از این الگو می‌توان به نوسان‌های کوتاه‌مدت متغیرها و ارتباط آن‌ها به مقادیر تعادلی بلندمدت دست یافت. ضرایب برآوردی الگوی تصحیح خطا در جدول 9 ارایه شده است.

همان‌گونه که در جدول بالا مشاهده می‌شود، ضریب تصحیح خطا منفی و از نظر آماری معنی‌دار است. این ضریب نشان می‌دهد که در کم‌تر از یک دوره عدم تعادل‌های تقاضای گوشت مرغ بر طرف می‌شود با توجه به این‌که دوره پژوهش سالانه است، می‌توان نتیجه گرفت که در هر ماه حدود 25 درصد از نبود تعادل‌های تقاضای گوشت مرغ برطرف می‌شود. با توجه به معنی‌دار شدن تمامی ضرایب کوتاه مدت می توان بیان داشت که در کوتاه مدت تمامی این متغیرها تقاضا برای گوشت مرغ را تحت تاثیر قرار خواهند داد.

نتایج آزمون‌های ثبات ساختاری پسماند تجمعی (CUSUM) و مجذور پسماند تجمعی (CUSUMSQ) برای تابع تقاضای گوشت مرغ، قرار گرفتن نمودار پسماند تجمعی در بین کرانه‌های بالا و پایین در شکل 2 می‌تواند تاییدی بر ثبات ساختاری مدل باشد.

در این مطالعه برای تعیین تعداد وقفه‌های بهینه برای هر یک از متغیرها در تابع تقاضای گوشت قرمز نیز از معیار شوارتز بیزین استفاده شد. نتایج مدل پویای ARDL برای دوره مورد بررسی در

ارتباط با گوشت قرمز در جدول 10 ارایه شده است. بر اساس این معیار وقفه بهینه برای دو متغیر قیمت گوشت قرمز و قیمت گوشت مرغ، 3 و متغیر درآمد سرانه، 2 تشخیص داده شده است. هم‌چنین، نبود مقادیر با وقفه از متغیر وابسته حاکی از عدم ارتباط مقادیر تقاضای گوشت قرمز در دوره های قبل و جاری است.

نتایج بدست آمده از برآورد الگوی بلندمدت تقاضای گوشت قرمز در جدول 11 قابل بررسی است. بر اساس نتایج این جدول به استثنای متغیر قیمت گوشت قرمز ، معنی‌داری سایر متغیرها در سطح اطمینان 99 درصد محرز اشد. ضریب بدست آمده برای متغیر لگاریتم قیمت گوشت قرمز نشان‌دهنده کشش ناپذیر بودن این فرآورده از لحاظ قیمتی است. به گونه‌ای که اگر قیمت گوشت قرمز یک درصد افزایش یابد، در بلندمدت تقاضا برای این فرآورده در حدود 0/52 درصد کاهش می‌یابد. این ضریب قانون تقاضا را مبنی بر وجود رابطه معکوس بین قیمت و مقادیر تقاضای یک فرآورده اثبات می‌کند.

ضریب متغیر درآمد سرانه حاکی از کشش پذیر بودن این فرآورده از لحاظ درآمدی و لوکس بودن گوشت قرمز در سبد مصرفی خانوارهای ایرانی است. به گونه‌ای که اگر درآمد سرانه 1 درصد افزایش یابد، تقاضا برای گوشت قرمز در حدود 2/44 درصد زیاد می‌شود. ضریب کشش متقاطع بدست آمده نیز حاکی از وجود و تایید رابطه جانشینی بین گوشت قرمز و گوشت مرغ است. مقدار این کشش نیز بزرگتر از یک بوده (2/75) و دارای بیش‌ترین تاثیر بر تقاضای گوشت قرمز در بلندمدت است. بدین معنی که برای مثال، کاهش یک درصدی قیمت گوشت مرغ تقاضا برای گوشت قرمز را در حدود 2/7 درصد کاهش می‌دهد.

نتایج برآورد الگویت صحیح خطای مدل بلندمدت تقاضای گوشت قرمز در جدول 12 نشان می‌دهد به جزء متغیر قیمت گوشت قرمز در سال جاری و یک دوره گذشته، سایر متغیرها از نظر آماری ار هستند. هم‌چنین، علامت ضریب متغیر تصحیح خطا بر اساس انتظار منفی است که نشان‌دهنده حرکت به سوی تعادل بلندمدت است. این ضریب نشان هد که تعدیل به سمت تعادل بلندمدت در هر دوره یا سال 100درصد رخ می‌دهد.

در نهایت، آزمون‌های ثبات ساختاری پسماند تجمعی (CUSUM) و مجذور پسماند تجمعی (CUSUMSQ) برای تابع تقاضای گوشت قرمز انجام شد که با توجه به قرار گرفتن نمودارهای پسماند تجمعی و مجذور پسماند تجمعی در بین کرانه های بالا و پایین در شکل 3 فرضیه صفر رد و ثبات ساختاری مدل پذیرش و تایید شد.

نتیجه گیری و پیشنهادها

در این مطالعه پس از انجام آزمون‌های ریشه واحد، همگرایی، ثبات ساختاری، توابع تقاضای فرآورده‌های پروتئینی در دوره‌های 1391- 1367، برآورد شد. در ادامه مهم‌ترین یافته‌های ناشی از برآورد کشش‌های تقاضای فرآورده‌ها برای هر فرآورده را می‌توان به صورت موردهای زیر خلاصه کرد:

- تمامی فرآورده‌های آزمون هم انباشتگی، حاکی از وجود رابطه بلندمدت تعادلی بین متغیرهای مدل‌ها بود.

- نتایج نشان می‌دهند که لگاریتم قیمت گوشت مرغ بیش‌ترین تاثیر مثبت بر تقاضای تخم مرغ داشته و در سطح اطمینان 99 درصد معنی‌دار بوده است. بنابراین، کشش تقاضای متقاطع تخم‌مرغ و گوشت مرغ مثبت و بزرگ‌تر از یک با مقدار دقیق 1/22 می باشد که مبنی بر حساسیت نسبتا بالای تقاضای تخم مرغ نسبت به تغییرات قیمت گوشت مرغ به عنوان یک کالای جانشین است. از سوی دیگر، کشش درآمدی برآورد شده برای این فرآورده(0/76) در بلندمدت حاکی از ضروری بودن تخم مرغ در سبد غذایی خانوارهای ایرانی است.

- ضریب برآورد شده برای لگاریتم درآمد سرانه دارای بیش‌ترین اثر مثبت بر تقاضای گوشت مرغ می‌باشد. این نتیجه نشان می‌دهد که افزایش یک درصدی در میزان درآمد سرانه تقاضا برای گوشت مرغ را در حدود 0/52 درصد افزایش می‌دهد. هم‌چنین، می‌توان نتیجه گرفت که این فرآورده جزو کالاهای ضروری در سبد مصرفی خانوارهای ایرانی قرار گرفته است. مقدار مثبت کشش متقاطع تقاضا دال بر وجود رابطه جانشینی بین دو فرآورده است. در تابع تقاضای گوشت مرغ یک درصد افزایش قیمت گوشت قرمز باعث کاهش 0/5 درصدی تقاضا برای گوشت مرغ می‌شود.

- با توجه به ضریب کشش درآمدی برآورد شده در ارتباط با گوشت قرمز (2/44) می‌توان نتیجه گرفت که این کالا در میان سبد مصرفی خانوارهای ایرانی یک کالای لوکس است. گوشت قرمز در میان کالاهای مورد بررسی در این مطالعه تنها کالای لوکس در بلندمدت بشمار می‌آید. ضریب کشش متقاطع بدست آمده نیز حاکی از وجود و تایید رابطه جانشینی بین گوشت قرمز و گوشت مرغ است. مقدار این کشش نیز بزرگ‌تر از یک بوده (7/75) و دارای بیش‌ترین تاثیر بر تقاضای گوشت قرمز در بلندمدت است.

در مجموع با توجه به مقادیر کشش های بلندمدت درآمدی و متقاطع تقاضا برای این سه فرآورده، در راستای تامین امنیت غذایی از نظر تامین پروتئین مورد نیاز در هرم غذایی خانوارهای ایرانی در بلندمدت، می‌توان نتیجه گرفت که افزایش درآمد سرانه و کاهش قیمت گوشت مرغ در

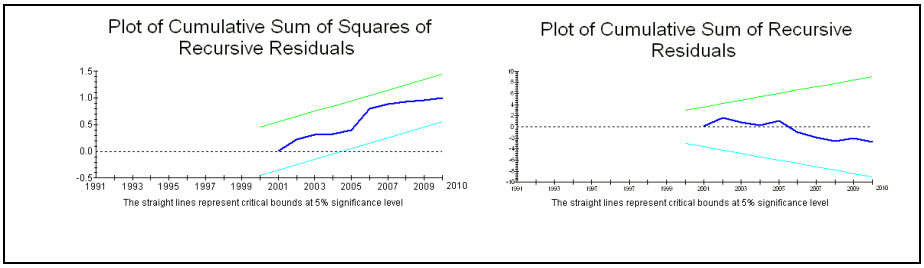
بلندمدت منجر به مصرف بیشتر این فرآورده در مقایسه با تخم مرغ و گوشت قرمز می‌شود. از سوی دیگر، با توجه به ضروری بودن تخم‌مرغ و گوشت مرغ در سبد مصرفی، به نظر می‌رسد افزایش جزئی در قیمت این دو فرآورده می‌تواند موجب افزایش سودآوری و بهبود عملکرد تولیدکنندگان این فرآورده ها گردد.

منابع

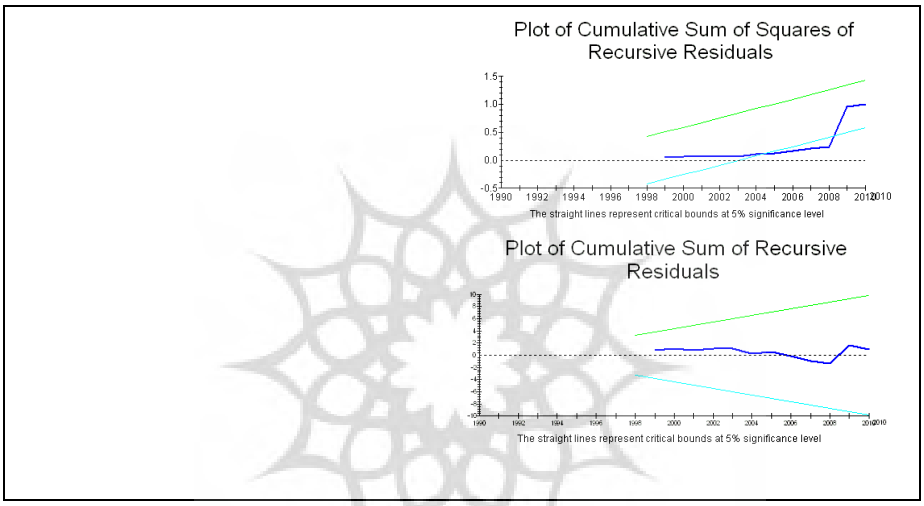
- آمارنامه بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، (1391).
- ترکمانی، ج. طرازکار، م.(1384). اثر تغییرات نرخ ارز بر قیمت صادراتی پسته؛ کاربرد روش خود توضیح با وقفه های گسترده. اقتصاد کشاورزی و توسعه، جلد13(49): 96-83.
- حسینی، ص. شهبازی، ح. (1392). برآورد عرضه و تقاضای جمعی بخش کشاورزی ایران. اقتصاد و توسعه کشاورزی، جلد27(1):24-16.
- ختایی، م.اقدامی، پ.(1384). تحلیل کشش قیمتی تقاضای بنزین در بخش حمل و نقل زمینی و پیش بینی آن تا سال 1394.پژوهشهای اقتصادی. جلد25,23-1.
- زراء نژاد، م. سعادت مهر، م. (1386). تخمین تابع تقاضا برای گوشت قرمز در ایران. پژوهشنامه علوم انسانی و اجتماعی – ویژه اقتصاد، جلد7 (26):86-64.
- سهیلی،ک. (1386). الگوهای تقاضا و تحلیل دینامیک تقاضای انرژی در ایران. فصلنامه پژوهشهای اقتصادی، جلد 7(2):79-67.
- صفوی،ر. (1380). براورد تابع تقاضای محصولات پروتئینی در ایران. پایاننامه ارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبایی، تهران.
- شریفی رنانی، ح. شهرستانی، ح.(1386). تخمین تابع تقاضای پول و بررسی ثبات آن در ایران. مجله تحقیقات اقتصادی، جلد 43(2): 63-50.
- عبادی، ف. سعید نیا، ا. (1388). ترازنامه غذایی جمهوری اسلامی ایران، تهران: وزارت جهاد کشاورزی، موسسه پژوهش های برنامه ریزی، اقتصاد کشاورزی و توسعه روستایی.
- عزیزی، ج. ترکمانی، ج. (1380). تخمین توابع تقاضای انواع گوشت در ایران. اقتصاد کشاورزی و توسعه، جلد 9(34):237-2177.
- قریشی ابهری، ج. صدرالاشرافی، س. (1384). برآورد تقاضای انواع گوشت در ایران با استفاده از سیستم تقاضای تقریبا ایده آل. علوم کشاورزی. جلد11(3):143-133.
- قریشی ابهری، ج. بریم نژاد، و.(1384). برآورد معادلات عرضه و تقاضای گوشت در ایران با استفاده از سیستم معادلات همزمان. اقتصاد کشاورزی و توسعه. جلد13(51):93-65.

- کمیجانی، ا. (1376)تحلیل اقتصادی . نظریه و کاربرد اقتصاد خرد، تهران: موسسه انتشارات و چاپ دانشگاه تهران.
- نوفرستی، م. (1378)ریشه واحد و همجمعی در اقتصادسنجی. تهران: موسسه خدمات فرهنگی رسا.
- Alyousef, A. (2005). The Demand for Crude Oil in Asia Countries, Accepted in the 25th USAEE/IAEE North American Conference held on September 18-21.
- Fidan H. & Klasra A.M. (2005). Seasonality in Household Demand for Meat and Fish: Evidence from an Urban Area. Turk J. Vet Anim. Sci. 26 29(12). 17-24.
- Hutasuhut, M. (2000). The Demand for Beef in Indonesia: Implication for Australian Agribusiness. Agribusiness Review.10: 1-10.
- Karagiannis, G. Katranidis, S. & Velentzas, K. (2000). An error correction almost ideal demand system for meat in Greece. Agricultural Economics. 22: 29–35.
- Karagiannis, G. & Mergos, G.J. (2002). Estimating theoretically consistent demand systems using cointegration techniques with application to Greek food data. Economics Letters. (74): 137–143.
- Miran, B. & Akgungor, S. (2005) The Effect of Mad Cow (BSE) Scare on Beef Demand and Sales Loss: The Case of Izmir.*Turk J.Vet. Anim. Sci.* 29: 225-231.
- Norton George, W. Alvang, J. & Masters, W. (2010). The Economics of Agricultural Development – World Food Systems and Resource Use. Abingdon: Routledge Press.
- Pesaran, M.H. & Pesaran, B. (1997). Microfit 4.0: An Interactive Econometric Software Package.Oxford. Oxford University Press.
- Pesaran, M.H. & Shin, Y. (1999). An Autoregressive Distributed-Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis. In Econometrics and Economic Theory in the 20th Century. The Ragnar Frisch Centennial Symposium (S. Strom, ed.). 371-413. Cambridge University Press.Cambridge.
- Pesaran, M.H. Shin, Y. & Smith, R. (2001). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships.Applied Econometrics. 16: 289 – 326.
- Sharifi – Renani, H. (2008). Demand for Money in Iran: An ARDL Approach, Online at http://mpra.ub.uni-muenchen.de/8224/MPRA Paper No. 8224, posted 11. April 2008 / 09:55.
- Tambi, N. E. (2001). Analysis of household attitudes toward the purchase of livestock products and fish in Cameroon. Agricultural Economics. (26): 135-147.

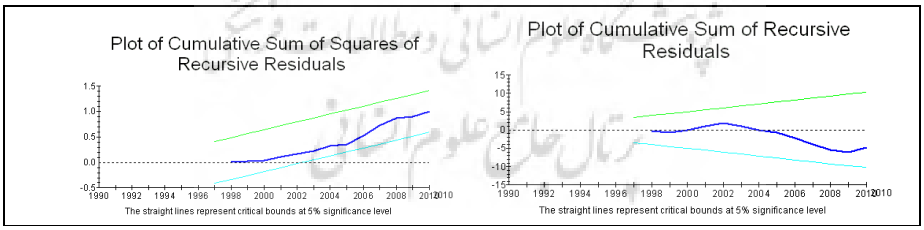
پیوست‌ها



شکل 1- نتایج آزمون های CUSUM و CUSUMSQ برای تابع تقاضای تخم مرغ،



شکل2- نتایج آزمون های CUSUM و CUSUMSQ برای تابع تقاضای گوشت مرغ برآورد تابع تقاضای گوشت قرمز،



شکل 3- نتایج آزمون های CUSUM و CUSUMSQ برای تابع تقاضای گوشت قرمز،

جدول1- تعریف متغیرهای مورد استفاده در پژوهش.

LDe	لگاریتم تقاضای تخم مرغ
LPe	لگاریتم قیمت تخم مرغ
LSPe	لگاریتم قیمت کالای جانشین تخم مرغ (گوشت مرغ)
LDc	لگاریتم تقاضای گوشت مرغ
LPc	لگاریتم قیمت گوشت مرغ
LSPc	لگاریتم قیمت کالای جانشین گوشت مرغ (گوشت قرمز)
LDs	لگاریتم تقاضای گوشت قرمز
LPs	لگاریتم قیمت گوشت قرمز
LSPs	لگاریتم قیمت کالای جانشین گوشت قرمز (گوشت مرغ)

ماخذ: یافته های پژوهش

جدول 2- آزمون ایستایی دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) متغیرهای مدل در سطح.

متغیر	آماره	مقدار بحرانی	عرض از مبداء	روند	ایستایی
LDe	-2/02	-3/04	*	-	ناایستا
LDe	-3/77	-3/69	*	*	ایستا - I(0)
LPe	-1/91	-3/04	*	-	ناایستا
LPe	-2/68	-3/69	*	*	ناایستا
LDc	0/41	-3/04	*	-	ناایستا
LDc	-2/06	-3/69	*	*	ناایستا
LPc	-1/64	-3/04	*	-	ناایستا
LPc	-2/29	-3/69	*	*	ناایستا
LDs	-1/52	-3/04	*	-	ناایستا
LDs	-1/58	-3/69	*	*	ناایستا
LPs	-0/77	-3/04	*	-	ناایستا
LPs	-2/98	-3/69	*	*	ناایستا

ماخذ: یافته های پژوهش

(*): نشانگر وجود روند یا عرض از مبداء است.

(-): نشانگر عدم وجود روند است.

مقادیر بحرانی آماره دیکی فولر تعمیم یافته در سطح 5 درصد می باشد.

جدول 3- آزمون ایستایی دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) متغیرهای مدل در تفاضل مرتبه نخست.

متغیر	آماره	مقدار بحرانی	عرض از مبداء	روند	ایستایی
LPe	-3/63	-3/05	*	-	ایستا - I(1)
LPe	-3/72	-3/71	*	*	ایستا - I(1)
LDc	-5/40	-3/05	*	-	ایستا - I(1)
LDc	-7/21	-3/71	*	*	ایستا - I(1)
LPc	-4/18	-3/05	*	-	ایستا - I(1)
LPc	-4/41	-3/71	*	*	ایستا - I(1)

ماخذ: یافته‌های پژوهش

(*): نشانگر وجود روند یا عرض از مبداء است.

(-): نشانگر عدم وجود روند است.

مقادیر بحرانی آماره دیکی فولر تعمیم یافته در سطح 5 درصد می باشد.

جدول 4- برآورد وقفه های بهینه بر اساس معیار شوارتز- بیزین.

متغیر	ضرایب	انحراف معیار	آماره t
LPe	0/012	0/331	0/035 (0/972)
LPe(-1)	-0/708	0/317	-2/23 (0/045)
LSPe	0/497	0/316	1/57 (0/141)
LSPe(-1)	0/723	0/342	2/11 (0/056)
LGper	0/490	0/304	1/61 (0/133)
LGper(-1)	0/936	0/294	3/18 (0/008)
LGper(-2)	-0/665	0/286	-2/32 (0/038)
عرض از مبداء	16/32	1/40	11/62 (0/000)
روند	-0/079	0/028	-2/83 (0/015)

ماخذ: یافته های پژوهش

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

جدول 5- نتایج برآورد ضرایب بلندمدت تابع تقاضای تخم مرغ.

متغیر	ضرایب	انحراف معیار	آماره t
LPe	-0/697	0/408	-1/71 (0/113)
LSPe	1/220	0/377	3/24 (0/007)
LGper	0/761	0/257	2/97 (0/012)
عرض از مبداء	16/32	1/404	11/62 (0/000)
روند	-0/078	0/028	-2/83 (0/015)

ماخذ: یافته های پژوهش

جدول 6- نتایج برآورد الگوی تصحیح خطای مدل تقاضای تخم مرغ.

متغیر	ضرایب	انحراف معیار	آماره t
dLPe	0/012	0/331	0/035 (0/972)
dLSPe	0/497	0/316	1/57 (0/138)
dLGper	0/490	0/304	1/61 (0/129)
dLGper1	0/655	0/286	2/32 (0/036)
Dc	16/32	1/40	11/62 (0/000)
dT	-0/078	0/028	-2/83 (0/013)
Ecm(-1)	-1/000	0/000	-
F - Statistics =7/42 (0/001)		DW= 2/25	R^2= 0/788

ماخذ: یافته های پژوهش

جدول7- برآورد وقفه های بهینه بر اساس معیار شوارتز- بیزین.

متغیر	ضرایب	انحراف معیار	آماره t
LDc(-1)	-0/539	0/242	-2/22 (0/090)
LDc(-2)	-1/08	0/195	-5/56 (0/005)
LDc(-3)	-1/19	0/354	-3/37 (0/028)
LPc	-0/276	0/136	2/03 (0/112)
LPc(-1)	0/096	0/100	0/96 (0/391)
LPc(-2)	-0/116	0/120	-0/97 (0/388)
LPc(-3)	-0/788	0/211	-3/73 (0/020)
LSPc	0/914	0/159	5/76 (0/004)
LSPc(-1)	0/052	0/190	0/27 (0/798)
LSPc(-2)	0/223	0/145	1/53 (0/200)
LSPc(-3)	0/737	0/265	2/78 (0/050)
LGper	-0/483	0/192	-2/51 (0/066)
LGper(-1)	1/69	0/359	4/71 (0/009)
LGper(-2)	0/765	0/326	2/35 (0/079)
عرض از مبداء	57/83	10/58	5/46 (0/005)
روند	-0/046	0/044	-1/04 (0/355)

ماخذ: یافته های پژوهش

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

جدول 8- نتایج برآورد ضرایب بلندمدت تابع تقاضای گوشت مرغ.

متغیر	ضرایب	انحراف معیار	آماره t
LPc	-0/139	0/030	-4/61 (0/010)
LSPc	0/505	0/051	9/90 (0/001)
LGper	0/517	0/057	9/05 (0/001)
عرض از مبداء	15/15	0/297	51/02 (0/000)
روند	-0/012	0/010	-1/17 (0/308)

ماخذ: یافته های پژوهش

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

جدول 9- نتایج برآورد الگوی تصحیح خطای مدل تقاضای گوشت مرغ،

متغیر	ضرایب	انحراف معیار	آماره t
dLDc1	2/277	0/478	4/76 (0/002)
dLDc2	1/193	0/354	3/37 (0/012)
dLPc	0/276	0/136	2/03 (0/082)
dLPc1	0/904	0/178	5/09 (0/001)
dLPc2	0/788	0/211	3/72 (0/007)
dLSPc	0/914	0/159	5/76 (0/001)
dLSPc1	-0/959	0/214	-4/48 (0/003)
dLSPc2	-0/737	0/264	-2/78 (0/027)
dLGper	-0/483	0/192	-2/51 (0/040)
dLGper1	-0/765	0/326	-2/35 (0/051)
Dc	57/83	10/58	5/46 (0/001)
dT	-0/046	0/044	-1/04 (0/331)
Ecm(-1)	-3/816	0/679	-5/62 (0/001)
F - Statistics = 15/72 (0/001)		DW = 3/38	R2 = 0/98

ماخذ: یافته‌های پژوهش

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

جدول 10- برآورد وقفه های بهینه بر اساس معیار شوارتز- بیزین.

متغیر	ضرایب	انحراف معیار	آماره t
LPs	-0/369	0/244	-1/51 (0/175)
LPs(-1)	-0/627	0/245	-2/56 (0/037)
LPs(-2)	1/171	0/263	-2/73 (0/029)
LPs(-3)	-0/690	0/253	-2/73 (0/029)
LSPs	1/003	0/198	5/06 (0/001)
LSPs(-1)	0/391	0/204	1/92 (0/096)
LSPs(-2)	0/089	0/225	0/396 (0/704)
LSPs(-3)	1/266	0/215	5/87 (0/001)
LGper	3/095	0/350	8/83 (0/000)
LGper(-1)	1/163	0/480	2/42 (0/046)
LGper(-2)	-1/822	0/382	-4/76 (0/002)
عرض از مبداء	23/54	2/40	9/79 (0/000)
روند	-0/472	0/069	-6/88 (0/000)

ماخذ: یافته های پژوهش

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

جدول 11- نتایج برآورد ضرایب بلندمدت تابع تقاضای گوشت قرمز.

متغیر	ضرایب	انحراف معیار	آماره t
LPs	-0/516	0/374	-1/38 (0/210)
LSPs	2/75	0/235	11/68 (0/000)
LGper	2/44	0/447	5/44 (0/001)
عرض از مبداء	23/54	2/404	9/79 (0/000)
روند	-0/472	0/068	-6/88 (0/000)

ماخذ: یافته های پژوهش

جدول 12- نتایج برآورد الگوی تصحیح خطای مدل تقاضای گوشت قرمز.

متغیر	ضرایب	انحراف معیار	آماره t
dLPs	-0/369	0/244	-1/51 (0/165)
dLPs1	-0/481	0/286	-1/68 (0/127)
dLPs2	0/690	0/253	2/73 (0/023)
dLSPs	1/003	0/198	5/06 (0/001)
dLSPs1	-1/355	0/274	-4/94 (0/001)
dLSPs2	-1/266	0/215	-5/87 (0/000)
dLGper	3/09	0/350	8/83 (0/000)
dLGper1	1/822	0/382	4/76 (0/001)
Dc	23/54	2/40	9/79 (0/000)
dT	-0/472	0/068	-6/88 (0/000)
Ecm(-1)	-1/000	0/00	-
F - Statistics = 13/10 (0/000)		DW = 2/56	R^2 = 0/95

ماخذ: یافته های پژوهش