

برآورد تابع تقاضای گوشت مرغ در ایران

مسعود سعادت مهر

استادیار اقتصاد و عضو هیئت علمی دانشگاه پیام نور

masd1352@yahoo.com

گوشت مرغ یکی از کالاهای اساسی در زندگی خانوارهایی ایرانی است که سهم زیادی در سبد مصرفی خانوارها دارد. از این رو آگاهی از میزان حساسیت تقاضای مصرف کنندگان نسبت به تغییرات قیمت این کالا از اهمیت بالایی برخوردار است که می‌تواند در جهت سیاست قیمت‌گذاری مورد استفاده قرار گیرد. در این مقاله تابع تقاضای گوشت مرغ در ایران برآورد شده است. این تحقیق برای دوره زمانی (۱۳۹۳-۱۳۶۳) و به کمک مدل خود توضیح با وقفه گسترده (ARDL) انجام شده است. نتایج تحقیق نشان داد که گوشت مرغ هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت نسبت به تغییرات قیمت، کالایی کم‌کشش است. ضریب کشش درآمدی گوشت مرغ بیانگر آن است که گوشت مرغ هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت یک کالای ضروری است؛ اما تقاضا برای آن در بلندمدت در مقایسه با کوتاه‌مدت از حساسیت بیشتری نسبت به تغییر درآمد برخوردار است. ضریب کشش متقاطع بین گوشت مرغ و گوشت قرمز از جانشین بودن این دو کالا حکایت دارد؛ این جانشینی در بلندمدت شدیدتر از کوتاه‌مدت است. ضریب کشش متقاطع بین گوشت مرغ و ماهی نیز بیانگر جانشین بودن این دو کالا است. قدرت جانشینی این دو کالا در بلندمدت بیشتر از کوتاه‌مدت است. نتایج همچنین نشان داد که ۵۴ درصد از عدم تعادل یک دوره در تقاضای گوشت مرغ در دوره بعد تعدیل می‌شود، به طوری که ایجاد یک تغییر در متغیرهای برون‌زای تأثیرگذار بر تقاضای گوشت مرغ، پس از گذشت دو سال به طور کامل اثر خود را بر تقاضای گوشت مرغ نشان می‌دهد.

واژه‌های کلیدی: گوشت، گوشت مرغ، تقاضای گوشت، قیمت مرغ

۱. مقدمه

گوشت مرغ به عنوان یکی از مواد غذایی که به طور گسترده مورد استفاده مصرف کنندگان قرار می‌گیرد از اهمیت بالایی برخوردار است. نظر به اهمیت این ماده غذایی در سبد کالای مصرف کننده، لازم است تا تابع تقاضای آن مورد بررسی قرار گیرد. از طرفی دیگر، برآورد و پیش‌بینی میزان تقاضای گوشت مرغ و واکنش مصرف کنندگان نسبت به متغیرهایی مانند قیمت گوشت مرغ، قیمت گوشت قرمز و قیمت ماهی به عنوان کالاهای مرتبط و درآمد مصرف کننده، می‌تواند به سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان در تصمیم‌گیری‌های اقتصادی کمک نماید.

این مقاله با استفاده از داده‌های سری زمانی (۱۳۹۳ - ۱۳۶۳) به تخمین تابع تقاضای گوشت مرغ در ایران می‌پردازد. این تحقیق با استفاده از مدل خود توضیح با وقفه گسترده^۱ (ARDL) انجام می‌شود. آمار و اطلاعات لازم، از منابع آماری معتبر مانند مرکز آمار ایران، سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی ایران و وزارت جهاد کشاورزی ایران جمع‌آوری می‌شود. هدف از تحقیق حاضر تخمین تابع تقاضای گوشت مرغ در ایران و آگاهی از کشش‌های قیمتی و غیرقیمتی تقاضای گوشت مرغ است.

این مقاله در شش بخش تنظیم شده است. پس از مقدمه، در بخش دوم پیشینه تحقیق شامل مطالعات انجام شده در داخل و خارج از کشور ارائه می‌شود. در بخش سوم مدل نظری تقاضای گوشت مرغ ارائه می‌شود. در بخش چهارم روش تحقیق ARDL به اختصار بیان می‌گردد. تجزیه و تحلیل نتایج و تخمین روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت تقاضای گوشت مرغ در بخش پنجم صورت می‌گیرد. بخش ششم به جمع‌بندی و نتیجه‌گیری اختصاص دارد.

۲. پیشینه تحقیق

سالم (۱۳۷۴) در یک تحقیق با استفاده از داده‌های سالیانه ۱۳۷۰ - ۱۳۳۲ به تخمین تابع تقاضای گوشت مرغ به وسیله مدل خطی - لگاریتمی پرداخته است. نتایج نشان می‌دهد که گوشت مرغ در مناطق شهری یک کالای ضروری و در مناطق روستایی یک کالای لوکس است. همچنین، تقاضا برای گوشت مرغ در مناطق شهری و روستایی با کشش است، ولی میزان کشش در مناطق روستایی بیشتر از مناطق شهری است.

1. Auto Regressive Distributed Lag

خمسه (۱۳۷۵) در رساله خود با استفاده از روش‌های حداقل مربعات معمولی^۱ (OLS) و حداقل مربعات دو مرحله‌ای^۲ (TSL) به برآورد توابع تقاضای گوشت قرمز و سفید (مرغ و ماهی) در دو منطقه شهری و روستایی ایران پرداخته است. در این تحقیق، فرضیه شکل‌گیری عادت در مورد مصرف هر یک از انواع گوشت نیز بررسی شده است. براساس نتایج به دست آمده، فرضیه شکل‌گیری عادت، تنها در مورد گوشت قرمز در مناطق شهری و روستایی کشور پذیرفته شده است، ولی در مورد گوشت مرغ و ماهی رد شده است.

عزیزی و ترکمانی (۱۳۸۰) در یک تحقیق توابع تقاضای انواع گوشت را در جوامع شهری و روستایی ایران تخمین زده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که در طول دوره زمانی مورد بررسی، سهم بودجه اختصاص یافته به گوشت قرمز در هر دو جامعه شهری و روستایی کاهش یافته است؛ در حالی که در این دوره، بودجه اختصاص یافته به گوشت مرغ و ماهی در شهرها به تدریج افزایش داشته است. فیدان و کلاسرا^۳ (۲۰۰۵) در یک تحقیق به بررسی اثر فصلی تقاضا برای گوشت قرمز و ماهی در آنکارا پرداخته‌اند. نتایج این تحقیق حاکی از آن است که مصرف گوشت در آنکارا در فصل‌های مختلف تغییر می‌کند؛ به ویژه برای مسلمانان در عید قربان به شدت افزایش می‌یابد. این تحقیق همچنین نشان می‌دهد که گوشت قرمز کالایی بی‌کشش، اما تقاضا برای ماهی نسبت به تغییرات قیمت با کشش است.

میرن و آکجانگور^۴ (۲۰۰۵) به تخمین تابع تقاضای گوشت گاو در ایالت از میر ترکیه پرداخته‌اند. در این تحقیق تقاضا برای گوشت گاو تابعی از قیمت گوشت گاو، گوشت گوسفند، گوشت مرغ و درآمد مصرف‌کننده در نظر گرفته شده است. این تحقیق که با استفاده از داده‌های ماهیانه و برای دوره زمانی (۱۹۹۷-۱۹۹۵) به روش OLS انجام شده است، نشان می‌دهد که کشش قیمتی تقاضا برای گوشت گاو در ایالت از میر بزرگ‌تر از یک و از این رو یک کالای با کشش است. همچنین، نتایج تحقیق نشان می‌دهد که گوشت گوسفند، جانشین گوشت گاو است، ولی بین

1. Ordinary Least Square
 2. Two Stage Least Square
 3. Fidan and Klasra
 4. Miran and Akgungor

گوشت گاو و گوشت مرغ رابطه جانشینی وجود ندارد. کشش درآمدي گوشت گاو بزرگ‌تر از يك و حاكي از تجملي بودن اين کالا در مناطق مورد مطالعه است.

هوتاسوهوت و همكارانش^۱ (۲۰۰۲) در يك مطالعه به تخمين تابع تقاضاي انواع گوشت در اندونزي پرداخته‌اند. اين مطالعه از تركيب داده‌هاي مقطعي و سري زماني (۱۹۹۶-۱۹۹۰) مربوط به خانوارهاي دو ايالت دكي جاكارتا^۲ و وست جاوا^۳ انجام شده است. در اين تحقيق براي تخمين تابع تقاضاي هر نوع گوشت، مصرف سرانه آن به عنوان متغير وابسته و قيمت خود کالا، قيمت كالاي مرتبط و درآمد خانوار به عنوان متغيرهاي توضيحي در نظر گرفته شده است. نتايج تحقيق نشان مي‌دهد كه تقاضا براي گوشت گاو در اندونزي، مستقل از درآمد است، اما تقاضا براي گوشت مرغ نسبت به تغيير درآمد بسيار حساس است. محاسبه کشش‌هاي قيمتي نشان مي‌دهد كه گوشت گاو يك كالاي بي‌کشش است، اما گوشت مرغ باکشش است. کشش متقاطع بين اين دو کالا نيز نشان مي‌دهد كه در اندونزي، گوشت گاو و گوشت مرغ جانشين‌هاي خوبي براي همدیگر هستند.

گالن^۴ و ديگران (۲۰۰۰) در يك تحقيق، به تخمين تابع تقاضاي انواع گوشت در مكزيك پرداخته‌اند. در اين تحقيق از داده‌هاي مقطعي خانوارهاي ۳۱ ايالت مكزيك در مقطع زماني ۱۹۹۲ استفاده شده است. نتايج تحقيق نشان مي‌دهد كه گوشت مرغ و گوشت خوك به ترتيب با کشش‌هاي قيمتي ۰/۶۴ و ۰/۵۶ نسبت به تغييرات قيمت بي‌کشش هستند. از طرفي ديگر، گوشت گاو و گوشت ماهي به ترتيب با کشش‌هاي قيمتي ۱/۰۸ و ۲/۱۵ نسبت به تغييرات قيمت با کشش هستند.

۳. تصريح مدل

در روش‌هاي پايه‌اي مدل‌هاي اقتصادسنجي تقاضا، مقدار تقاضا شده يك کالا تابعي از مجموعه‌اي از متغيرهاي مستقل فرض شده و برابري اساس پارامترهاي مدل با در دست داشتن داده‌هاي سري زماني يا مقطعي يا تركيبی از اين دو و با كمك تكنيك‌هاي معمول اقتصادسنجي تخمين زده مي‌شود. در روش‌هاي اقتصادسنجي، الكوسازي تابع تقاضا مبتني بر نظريه‌هاي اقتصاد خرد مي‌باشد. الكوهاي مبتني بر نظريه‌هاي اقتصاد خرد، شكل سيستمي توابع تقاضا است و به

1. Hutasuhut and at al.
2. Dki Jakarta
3. West Java
4. Golan at al.

تخصیص کل بودجه مصرف کننده به یک مجموعه از کالاهای مختلف مربوط می شود. توابع تقاضای سیستمی خود شامل انواع مختلفی هستند. معروف ترین این توابع عبارتند از: تابع تقاضای تقریباً ایده آل (AIDS)، تابع تقاضای روتردام، CBS و NBR. این توابع از طریق حداکثر کردن تابع مطلوبیت خاصی به دست می آیند.

توابع سیستمی تقاضا به طور همزمان، تقاضا را برای هر کالا در ارتباط با قیمت آن کالا و سایر کالاها و درآمد بررسی می کنند. از آنجا که در توابع تقاضای سیستمی ضرایب بسیاری باید تخمین زده شود، لذا درجات آزادی به شدت کاهش یافته و برای تخمین این توابع به سری زمانی طولانی تری نیاز است و یا باید از ترکیب داده های سری زمانی و مقطعی استفاده نمود که البته این گونه آمار و اطلاعات در مورد متغیرهای گوناگون کمتر یافت می شود. در کارهای تجربی به دلیل مشکل بودن انتخاب تابع مطلوبیت مناسب و استخراج تابع تقاضا از آن، معمولاً از تابع تقاضا در حالت های غیرسیستمی یا تک معادله ای استفاده می شود.

در تابع تقاضای تک معادله ای، همه محدودیت های توابع تقاضای سیستمی وجود ندارد؛ همچنین این تابع تقاضا لازم نیست که از حداکثر کردن تابع مطلوبیت خاصی به دست آید. به طور کلی توابع تقاضای منفرد از نظریه اقتصادی خاصی استنتاج نشده بلکه بیشتر از طریق آزمون و خطا در استفاده از متغیرها و فرم های مختلف معادلات به دست آمده اند؛ در نتیجه این توابع انعطاف پذیری زیادی دارند و به راحتی می توان متغیرهای مربوط را وارد الگو و متغیرها زائد را از آن حذف کرد. توابع تقاضای تک معادله ای را می توان در حالت های مختلف خطی، نمایی و لگاریتمی به کار برد. با توجه به این ملاحظات در این تحقیق از تابع تقاضای تک معادله ای استفاده می شود. با توجه به مبانی نظری در خصوص توابع تقاضا و مطالعات پیشین در مورد تابع تقاضای گوشت، مدل تجربی تقاضا برای گوشت مرغ در ایران به صورت زیر پیشنهاد می شود:

$$Q_t = f (P_{Ct} , P_{mt} , P_{Ft} , Y_t , D_t) \quad (1)$$

Q_t = مصرف سرانه گوشت مرغ در سال t

P_{Ct} = شاخص قیمت گوشت مرغ در سال t

P_{mt} = شاخص قیمت گوشت قرمز به عنوان کالای مرتبط با گوشت مرغ در سال t

P_{Ft} = شاخص قیمت ماهی به عنوان کالای مرتبط با گوشت مرغ در سال t

$Y_t =$ درآمد سرانه واقعی در سال t

$Dt =$ متغیر مجازی در سال t

متغیر مجازی Dt برای بررسی تأثیر جنگ بر مصرف سرانه گوشت مرغ در نظر گرفته شده است. این متغیر برای سال‌هایی از دوره زمانی مورد مطالعه که شامل جنگ تحمیلی است یعنی سال‌های (۱۳۶۷ - ۱۳۶۳)، دارای مقدار یک و برای بقیه سال‌ها دارای مقدار صفر است. از آنجا که یکی از اهداف این مطالعه آگاهی از کشش‌های قیمتی و درآمدی گوشت قرمز است، به جای متغیرهای اولیه از لگاریتم طبیعی آن‌ها (\ln) در مدل استفاده می‌شود. در این صورت، ضرایب برآورد شده، کشش‌های مورد نظر هستند، به این ترتیب مدل پیشنهادی را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$\ln Q_t = f(\ln PC_t, \ln Pmt, \ln Pft, \ln Y_t, Dt) \quad (2)$$

۴. روش تحقیق

استفاده از روش‌های سنتی در اقتصادسنجی برای مطالعات تجربی، مبتنی بر فرض پایایی متغیرها است. اما بررسی‌های انجام یافته در این زمینه نشان می‌دهد که در مورد بسیاری از سری‌های زمانی، این فرض نادرست است و اغلب این متغیرها ناپایا هستند. این مسأله ممکن است سبب بروز رگرسیون جعلی شود و اعتماد را نسبت به ضرایب برآورد شده از بین ببرد. بنابراین، طبق نظریه هم‌جمعی در اقتصادسنجی مدرن، ضروری است که از روش‌هایی در برآورد توابع هنگام استفاده از سری‌های زمانی، استفاده شود که به مسأله پایایی و هم‌جمعی توجه داشته باشند؛ چون ممکن است که متغیرها پایا از یک درجه نباشند، روش هم‌جمعی یوهانسن - جوسیلیوس^۱ نمی‌تواند مفید باشد. روش خود توضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) از جمله روش‌هایی است که در آن برخلاف روش یوهانسن - جوسیلیوس که باید همه متغیرها پایا از درجه یک باشند، لازم نیست که درجه پایایی متغیرها یکسان باشد و صرفاً با تعیین وقفه‌های مناسب برای متغیرها، می‌توان مدل مناسب را انتخاب کرد. بنابراین، با توجه به این ملاحظات، در این تحقیق از روش ARDL استفاده می‌شود. مدل خود توضیح با وقفه‌های گسترده تعمیم یافته را می‌توان به صورت زیر نشان داد (نورستی، ۱۳۷۸، صص ۵-۹۳).

$$Q(L, p)Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \beta_i(L, q_i)X_{it} + U_t, \quad i = 1, 2, \dots, k \quad (3)$$

1. Johansen - Juselius

در رابطه فوق، α_0 عرض از مبدأ، Y_t متغیر وابسته و L عامل وقفه است که به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$L^j Y_t = Y_{t-j} \quad (4)$$

در رابطه ۳ داریم:

$$Q(L, p) = 1 - Q_1 L^1 - Q_2 L^2 - \dots - Q_p L^p \quad (5)$$

$$\beta_i(L, q_i) = 1 - \beta_{i1} L - \beta_{i2} L^2 - \dots - \beta_{iq} L^q \quad (6)$$

تعداد وقفه‌های بهینه برای هر یک از متغیرها را می‌توان به کمک ضابطه‌های آکائیک^۱، شوارز-بیزین^۲ و حنان کوئین^۳ تعیین کرد.

در روش ARDL تخمین رابطه بلندمدت طی دو مرحله انجام می‌شود. در مرحله اول وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل آزمون می‌شود. در این رابطه اگر مجموع ضرایب برآورد شده مربوط به وقفه‌های متغیر وابسته کوچکتر از یک باشد، الگوی پویا به سمت تعادل بلندمدت گرایش می‌یابد. بنابراین، برای آزمون هم‌جمعی^۴، لازم است که آزمون فرضیه زیر انجام گیرد (نوفرستی، ۱۳۷۸، صص ۹-۹۶):

$$H_0: \sum_{i=1}^m \beta_i - 1 \geq 0 \quad \text{عدم وجود هم‌جمعی (عدم وجود رابطه بلندمدت)}$$

$$H_1: \sum_{i=1}^m \beta_i - 1 < 0 \quad \text{وجود هم‌جمعی (وجود رابطه بلندمدت)}$$

کمیت آماره t مورد نیاز برای انجام آزمون فوق به صورت زیر محاسبه می‌شود:

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

که در آن $S \hat{\beta}_i$ نشانگر انحراف معیار ضرایب وقفه‌های متغیر وابسته است.

با مقایسه آماره t محاسبه شده و کمیت بحرانی ارائه شده از سوی بنرجی، دولادو و مستراه^۵ در سطح اطمینان مورد نظر، می‌توان به وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت پی برد. اگر وجود رابطه

1. Akaike
2. Schwarz - Bayesian
3. Hannan - Quinn
4. Cointegration
5. Banerjee, Dolado and Mester

بلندمدت بین متغیرهای مدل اثبات شود، در مرحله دوم، تخمین و تحلیل ضرایب بلندمدت و استنتاج در مورد ارزش آن‌ها صورت می‌گیرد. وجود هم‌جمعی بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی، مبنای استفاده از مدل‌های تصحیح خطا را فراهم می‌کند. الگوی تصحیح خطا، نوسان‌های کوتاه‌مدت را به مقادیر بلندمدت آن‌ها ارتباط می‌دهد. در نرم افزار Microfit این امکان وجود دارد که وقتی الگوی تعادلی بلندمدت مرتبط با الگوی ARDL استخراج شد، الگوی تصحیح خطای مرتبط با آن نیز ارائه شود.

۵. تجزیه و تحلیل داده‌ها

۵-۱. بررسی پایایی متغیرها

در ابتدا به بررسی پایایی متغیرها می‌پردازیم. برای این کار از آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته^۱ (ADF) استفاده شد. در این ارتباط، برای تعیین خودهمبستگی از آزمون LM و برای تعیین تعداد وقفه‌ها از شاخص شوارز- بیزین استفاده گردید. نتایج حاصل در جدول (۱) آمده است.

1. Augmented Dickey - Fuller

جدول ۱. بررسی پایایی متغیرهای مدل خطی با استفاده از آزمون ADF

متغیر	وقفه	روند	جمله ثابت	آماره آزمون	آماره مکنیون	نتیجه در سطح احتمال ۹۵ درصد
LNMC	۲	-	+	۰/۵۳۵۵	۳/۰۰۱	ناپایا
LNMC	۳	+	+	۲/۲۸۶	۳/۶۳۳	ناپایا
DLNMC	۳	-	+	۳/۱۰۲	۳/۰۱۱	پایا
LNPC	۱	-	+	۲/۲۵۱	۳/۰۰۴	ناپایا
LNPC	۱	+	+	۱/۰۴۱	۳/۶۳	ناپایا
DLNPC	۰	-	+	۶/۱۵	۳/۰۱۱	پایا
LNPM	۱	-	+	۰/۰۷۲	۳/۰۰۴	ناپایا
LNPM	۲	+	+	۲/۰۲۷	۳/۶۳	ناپایا
DLNPM	۰	-	+	۵/۷۳۵	۳/۶۴۵	پایا
LNPF	۲	-	+	۰/۳۶۳	۳/۰۰۴	ناپایا
LNPF	۲	+	+	۲/۹۵	۳/۶۳۳	ناپایا
DLNPF	۲	-	+	۳/۳۵۷	۳/۰۱۲	پایا
LNYP	۱	-	+	۱/۶۱	۳/۰۰۴	ناپایا
LNYP	۱	+	+	۲/۹۷	۳/۶۳	ناپایا
DLNPF	۲	-	+	۳/۳۵۷	۳/۰۱۱	پایا

مأخذ: نتایج آزمون ADF توسط Microfit

با توجه به جدول (۱)، کلیه متغیرهای مورد مطالعه در سطح ناپایا هستند تفاضل مرتبه اول همه این متغیرها در سطح احتمال ۹۵ درصد پایا می‌باشند بنابراین متغیرهای مدل، پایا از درجه یک یعنی $I(1)$ هستند. از آنجا که کلیه متغیرها در سطح ناپایا هستند استفاده از روش OLS ممکن است به نتایج جعلی منتهی شود. اما اگر بین این متغیرها رابطه هم‌جمعی وجود داشته باشد، می‌توان بدون هراس از کاذب بودن تخمین، بر پایه سطوح متغیرهای سری زمانی، رگرسیونی برآورد کرد که اطلاعات بلندمدت را در بر داشته باشد. از این روال روش ARDL برای تخمین تقاضای گوشت مرغ استفاده می‌شود.

۲-۵. برآورد رابطه کوتاه‌مدت (مدل پویا)

نتایج حاصل از برآورد مدل پویای تقاضای گوشت مرغ در ایران که در قالب رابطه (۲) ارائه شده، از روش ARDL تخمین زده شد. با استفاده ضابطه شوارتز - بیزین حداکثر ۲ وقفه در نظر گرفته شد. نتایج در جدول (۲) آورده شده است.

جدول ۲. مدل کوتاه‌مدت (پویا) تقاضای گوشت قرمز $ARDL(1, 0, 0, 0, 0, 0)$

متغیرها	ضرایب	انحراف معیار (SE)	آماره t	Prob
LNMS(-1)	۰/۴۵۵۶	۰/۱۱۸۸	۳/۸۳۶	۰/۰۰۱
LNPC	-۰/۱۷۲۲	۰/۰۷۱	-۲/۴۲۵	۰/۰۲۶
LNPM	۰/۱۵۷۶	۰/۰۵۳۳	۲/۹۵۷	۰/۰۱۵
LNPF	۰/۰۹۵۷	۰/۰۲۷۴	۳/۳۸۳	۰/۰۰۲
LNYP	۰/۱۱۵۱	۰/۰۳۱۱	۳/۰۷	۰/۰۰۹
DAM	-۰/۰۱۰۴	۰/۰۳۲۲	-۰/۳۲۲	۰/۷۵۱
C	-۰/۸۳۳	۰/۲۸۲۴	-۳/۱۲۹	۰/۰۰۶
R ² = ۰.۸۹		$\overline{R^2} = 0.86$		
DW = ۱.۸۹		F = ۷۴۰.۱۸ (۰.۰۰۰)		

مأخذ: یافته‌های تحقیق

آزمون‌های لازم برای صحت فروض کلاسیک انجام شد که نتایج آن در جدول ۳ آمده است. در این جدول معیار قضاوت مقدار prob است که هرچه این مقدار بیشتر باشد مثلاً بیشتر از ۰/۱ حاکی از صحت فروض کلاسیک در سطح خطای کمتر از ۱۰ درصد است.

جدول ۳. آزمون فروض کلاسیک

نام آزمون	آماره آزمون	Prob	نتیجه
آزمون LM	۰/۰۴۱۸	۰/۸۳۸	عدم وجود خودهمبستگی سریالی
آزمون ARCH	۱/۲۴۱	۰/۲۳۲	عدم وجود ناهمسانی واریانس‌ها
آزمون ریسست رمزی	۱/۰۸۲	۰/۲۹۸	صحت فرم تابعی مدل

مأخذ: یافته‌های تحقیق

با توجه به جدول فوق، فروض کلاسیک مربوط به تخمین مدل کوتاه مدت در جدول (۲) از صحت لازم برخوردار هستند. همچنین در جدول (۲)، آماره F مربوط به آزمون صحت کلی رگرسیون برابر $۷۴۰/۱۸$ می باشد که در سطح خطای کمتر از ۵ درصد ($\text{prob} = ۰/۰۰۰$) کلیت رگرسیون را تأیید می کند. ضریب تعیین (R^2) برابر $۰/۸۹$ است و حاکی از آن است که ۸۹ درصد از تغییرات تقاضای گوشت مرغ در ایران توسط متغیرهای موجود در مدل توضیح داده می شود که مقدار بسیار بالایی است. با توجه به این ملاحظات، این مدل به عنوان تابع تقاضای کوتاه مدت گوشت مرغ در ایران معرفی می شود. از آنجا که متغیرهای مدل به صورت لگاریتم هستند ضرایب این متغیرها بیانگر کشش های تقاضا می باشند.

در جدول (۲)، براساس آماره t و مقدار prob ، ضرایب کلیه متغیرها به جزء متغیر DAM در سطح خطای کمتر از ۵ درصد معنی دار هستند. یعنی این متغیرها تأثیر معنی داری بر تقاضای گوشت مرغ در ایران دارند. نتایج نشان می دهد که تقاضا برای گوشت مرغ در ایران در یک دوره با مقدار مصرف در یک دوره قبل رابطه مستقیم دارد. ضریب متغیر $\text{LNMS}(-1)$ برابر $۰/۴۵۵۶$ بوده و نشان می دهد که ۴۶ درصد از مقدار مصرف در یک دوره به مصرف دوره قبل وابسته است.

با توجه به مدل کوتاه مدت، تقاضا برای گوشت مرغ با قیمت آن رابطه معکوس دارد. ضریب متغیر LNPC برابر $-۰/۱۷۲۲$ است قدر مطلق این مقدار کوچکتر از یک بوده و حاکی از آن است که گوشت مرغ در نزد مصرف کنندگان ایرانی یک کالای بی کشش است. کشش قیمتی گوشت مرغ در کوتاه مدت برابر $-۰/۱۷$ است؛ به طوری که یک درصد افزایش در قیمت گوشت مرغ تقاضا برای آن را در کوتاه مدت به طور متوسط $۰/۱۷$ درصد کاهش می دهد.

در جدول ۲، تقاضا برای گوشت مرغ رابطه مستقیمی با قیمت گوشت قرمز دارد. ضریب متغیر LNPM برابر $۰/۱۵۷۶$ است. به عبارت دیگر، کشش متقاطع گوشت قرمز و گوشت مرغ در کوتاه مدت برابر $۰/۱۵۷۶$ است و حاکی از جانشین بودن این دو کالا دارد. به طوری که یک درصد افزایش در قیمت گوشت قرمز تقاضا برای گوشت مرغ را در کوتاه مدت به طور متوسط $۰/۱۶$ درصد افزایش می دهد.

با توجه با تابع تقاضای کوتاه مدت، کشش متقاطع بین گوشت مرغ و ماهی برابر $۰/۰۹۲۷$ است و نشان می دهد که مرغ و ماهی دو کالای جانشین هم در ایران می باشند. به گونه ای که یک درصد

افزایش در قیمت ماهی تقاضا برای گوشت مرغ را در کوتاه‌مدت به طور متوسط ۰/۰۹ درصد افزایش می‌دهد.

با توجه به جدول (۲)، ضریب متغیر در آمد یعنی LNY برابر ۰/۱۱۵۱ است این ضریب بیانگر کشش در آمدی گوشت مرغ می‌باشد. از آنجا که کشش در آمدی گوشت مرغ عدد مثبتی بوده لذا گوشت مرغ برای مصرف کنندگان ایرانی یک کالای عادی است؛ یعنی با افزایش در آمد مصرف کننده تقاضا برای گوشت مرغ نیز افزایش می‌باشد. از طرف دیگر کشش در آمدی کوچک‌تر از یک بوده و نشان می‌دهد که گوشت مرغ برای مصرف کنندگان در ایران یک کالای ضروری است. یک درصد افزایش در در آمد مصرف کنندگان تقاضا برای گوشت مرغ را در کوتاه‌مدت به طور متوسط ۰/۱۲ درصد افزایش می‌دهد.

متغیر DAM برای بررسی تأثیر جنگ بر تقاضای گوشت مرغ در مدل آورده شد. نتایج جدول ۲ نشان می‌دهد که ضریب این متغیر با آماره $t = -0/322$ بوده و در سطح خطای کمتر از ۵ درصد معنی‌دار نیست؛ از این رو نتیجه می‌گیریم که جنگ احتمالی تأثیر معنی‌دار بر مصرف گوشت مرغ نداشته است.

۳-۵. بر آورد مدل بلندمدت

در روش ARDL علاوه بر ارائه طول وقفه، تأثیر گذاری متغیرهای توضیحی بر متغیر وابسته در بلندمدت نیز ارائه می‌شود. نتایج مربوط به ضرایب بلندمدت، زمانی قابل استناد است که کمیت آماره t که در زیر محاسبه شده است از مقدار بحرانی آن بیشتر باشد. با توجه به جدول ۲ خواهیم داشت:

$$t = \frac{\sum_{i=1}^m \hat{\beta}_i - 1}{\sum_{i=1}^m S \hat{\beta}_i} = \frac{0.4556}{0.1188} = -3.836$$

مقایسه قدر مطلق آماره محاسباتی (۳/۸۳۶) با قدر مطلق کمیت بحرانی این آزمون در سطح ۹۵ درصد (۲/۸۹) که توسط بنرجی و همکارانش (۱۹۹۲) ارائه گردیده است، فرضیه وجود رابطه بلندمدت (وجود هم‌جمع) بین متغیرهای مدل تأیید می‌شود. بنابراین مدل بلندمدت تقاضای گوشت مرغ در ایران تخمین زده شد و نتایج تخمین در جدول (۴) آمده است.

جدول ۴. مدل بلندمدت تقاضای گوشت مرغ در ایران

متغیرها	ضرایب	انحراف معیار (SE)	آماره t	Prob
LNPC	-۰/۲۱۲۶	۰/۰۴۴۰	-۴/۸۳	۰/۰۰۰
LNPM	۰/۰۱۸۵۶	۰/۰۵۲۶	۳/۵۳۴	۰/۰۰۲
LNPF	۰/۱۳۲۵	۰/۰۱۵۷	۸/۴۳۹	۰/۰۰۰
LNPY	۰/۱۷۷۹	۰/۰۸۵	۲/۰۹۳	۰/۰۴۸
DAM	-۰/۰۱۹	۰/۰۵۹۶	-۰/۳۱۹	۰/۷۵۳
C	-۱/۶۲۳	۰/۵۳۰۷	-۳/۰۵۷	۰/۰۰۷

مأخذ: یافته‌های تحقیق

با توجه به جدول (۴)، تقاضا برای گوشت مرغ در بلندمدت با قیمت آن رابطه معکوس و با قیمت گوشت قرمز، قیمت ماهی و درآمد مصرف کننده رابطه مستقیم دارد. کشش قیمتی گوشت مرغ در بلندمدت برابر $-۰/۲۱۲۶$ است که از بی کشش بودن این کالا حکایت دارد به طوری که یک درصد افزایش در قیمت گوشت مرغ تقاضا برای آن را در بلندمدت به طور متوسط $۰/۲۱$ درصد کاهش می‌دهد. مقایسه کشش قیمتی گوشت مرغ در کوتاه‌مدت ($۰/۱۷۲۲$) و بلندمدت ($-۰/۲۱۲۶$) نشان می‌دهد که این کالا در بلندمدت باکشش‌تر از کوتاه‌مدت است.

در جدول ۴، کشش متقاطع بین گوشت مرغ و گوشت قرمز در بلندمدت برابر $۰/۱۸۵۹$ است که از جانشین بودن این دو کالا حکایت دارد. یک درصد افزایش در قیمت گوشت قرمز تقاضا برای گوشت مرغ را در بلندمدت به طور متوسط $۰/۱۹$ درصد افزایش می‌دهد. مقایسه کشش قیمتی متقاطع بین گوشت مرغ و گوشت قرمز در کوتاه‌مدت ($۰/۱۵۷۶$) و بلندمدت ($۰/۱۸۵۹$) نشان می‌دهد که این دو کالا در بلندمدت جانشین‌های بهتری برای همدیگر هستند.

با توجه به جدول ۴، کشش قیمتی متقاطع بین گوشت مرغ و ماهی در بلندمدت برابر $۰/۱۳۲۵$ بوده و بیانگر جانشین بودن این دو کالا در نزد مصرف کنندگان ایرانی است. یک درصد افزایش در قیمت ماهی تقاضا برای گوشت مرغ را در بلندمدت به طور متوسط $۰/۱۳$ درصد افزایش می‌دهد. مقایسه کشش قیمتی متقاطع مرغ و ماهی در کوتاه‌مدت ($۰/۰۹۲۷$) و بلندمدت ($۰/۱۳۲۵$) حاکی از آن است که این دو کالا در بلندمدت از قدرت جانشینی بیشتری برخوردار هستند.

با نگاه به جدول (۴)، کشش درآمدی گوشت مرغ در بلندمدت برابر ۰/۱۷۷۹ است و نشان می‌دهد که گوشت مرغ یک کالای ضروری برای مصرف‌کنندگان می‌باشد. یک درصد افزایش در درآمد مصرف‌کنندگان تقاضا برای گوشت مرغ را در بلندمدت به طور متوسط ۰/۱۸ درصد افزایش می‌دهد. کشش درآمدی گوشت مرغ در بلندمدت (۰/۱۷۷۹) بیشتر از کوتاه‌مدت (۰/۱۱۵۱) است.

۵-۴. برآورد مدل تصحیح خطا (ECM)

وجود رابطه بلندمدت بین مجموعه متغیرهای تابع تقاضای گوشت مرغ، مبنایی برای استفاده از الگوی تصحیح خطا را که در آن نوسانات کوتاه‌مدت به مقادیر تعادلی و بلندمدت آن‌ها ارتباط داده می‌شود، فراهم می‌آورد. بنابراین، الگوی تصحیح خطای تقاضای گوشت مرغ در ایران تخمین زده شد و نتایج آن در جدول زیر آمده است.

جدول ۵. مدل تصحیح خطای تقاضای گوشت مرغ در ایران

متغیرها	ضرایب	انحراف معیار (SE)	آماره t	Prob
DLNPC	-۰/۱۷۲۲	۰/۰۵۱۱	-۳/۳۶۹	۰/۰۰۵
DLNPM	۰/۱۵۷۶	۰/۰۲۷۳	۶/۶۵	۰/۰۰۰
DLNPF	۰/۰۹۴۷	۰/۰۲۷۴	۳/۴۵۶	۰/۰۰۲
DLNPY	۰/۱۷۵۱	۰/۰۵۱۱	۳/۴۳۲	۰/۰۰۴
DDAM	-۰/۰۱۰۴	۰/۰۳۲۲	-۰/۳۲۱۷	۰/۷۵۱
DC	-۰/۸۸۳۵	۰/۲۸۲۴	-۳/۱۲۸	۰/۰۰۶
ECM(-1)	-۰/۵۴۴۴	۰/۱۱۵۸	-۴/۵۸۴	۰/۰۰۰
R ² = 0.۶۱	$\overline{R^2} = 0.48$			
DW = ۱.۸۹	F = ۴.۶۸ (۰.۰۰۵)			

مأخذ: یافته‌های تحقیق

همان‌گونه که ملاحظه می‌شود، تمامی ضرایب الگو به جز متغیر دامی با احتمال بیش از ۹۵ درصد معنی‌دار هستند. ضریب تعیین نشان‌دهنده قدرت توضیح‌دهندگی نسبتاً بالای الگو است. به طوری که ۶۱ درصد از تغییرات تقاضای گوشت مرغ توسط تغییرات متغیرهای موجود در مدل توضیح داده می‌شود. آماره F برابر ۴/۶۸ است که در سطح خطای کمتر از ۵ درصد صحت کلی

رگرسیون را تأیید می‌کند. آنچه در مدل تصحیح خطا بیش از همه حائز اهمیت است ضریب جمله تصحیح خطا یعنی $ECM(-1)$ می‌باشد که نشان‌دهنده سرعت تعدیل فرآیند عدم تعادل است. ضریب ECM معنی‌دار و دارای علامت منفی بوده و هم‌جمعی بین متغیرها را تأیید می‌کند. این ضریب برابر $0/544-$ است و بیانگر آن است که ۵۴ درصد از عدم تعادل ایجاد شده در تقاضای گوشت مرغ در ایران، در یک سال تعدیل می‌شود. بنابراین، ایجاد یک تغییر در متغیرهای برون‌زای تأثیرگذار بر تقاضای گوشت مرغ، بعد از تقریباً دو سال به طور کامل اثر خود را بر تقاضای گوشت مرغ در ایران نشان می‌دهند. به این ترتیب، نوسانات و عدم تعادل‌های ایجاد شده در تقاضای گوشت مرغ، طی دو دوره تعدیل می‌شود و تعادل بلندمدت پس از گذشت دو سال از زمان وقوع تغییر، برقرار می‌شود.

۶. نتیجه گیری

در این تحقیق تابع تقاضای گوشت مرغ در ایران با استفاده از داده‌های سری زمانی (۱۳۹۳ - ۱۳۶۳) برآورد گردید. برای این کار در ابتدا آمار و اطلاعات لازم از منابع آماری معتبر جمع‌آوری شد. پس از آن در ابتدا به کمک روش‌های اقتصادسنجی به ویژه روش ADF پایایی متغیرها بررسی گردید. سپس تابع تقاضای گوشت مرغ به روش $ARDL$ به صورت کوتاه‌مدت و بلندمدت برآورد شد. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که تقاضای گوشت مرغ در ایران با قیمت گوشت مرغ رابطه معکوس و با قیمت گوشت قرمز، قیمت ماهی و درآمد مصرف‌کننده رابطه مستقیم دارد. محاسبه کشش قیمتی گوشت مرغ نشان می‌دهد که این کالا هم در بلندمدت و هم در کوتاه‌مدت یک کالای کم‌کشش است اما در کوتاه‌مدت کم‌کشش‌تر می‌باشد.

کشش‌های متقاطع حاکی از آن است که دو کالای گوشت قرمز و ماهی به عنوان جانشین‌های گوشت مرغ در نزد مصرف‌کنندگان ایرانی عمل می‌کنند. مقایسه کشش قیمتی متقاطع مرغ و ماهی در کوتاه‌مدت ($0/0927$) و بلندمدت ($0/1325$) حاکی از آن است که این دو کالا در بلندمدت از قدرت جانشینی بیشتری برخوردار هستند. همچنین، مقایسه کشش قیمتی متقاطع بین گوشت مرغ و گوشت قرمز در کوتاه‌مدت ($0/1576$) و بلندمدت ($0/1859$) نشان می‌دهد که این دو کالا در بلندمدت جانشین‌های بهتری برای همدیگر هستند. از طرف دیگر، کشش درآمدی بیانگر آن است که گوشت مرغ هم در بلندمدت و هم در کوتاه‌مدت یک کالای ضروری برای مصرف‌کنندگان است. کشش درآمدی گوشت مرغ در بلندمدت ($0/1779$) بیشتر از کوتاه‌مدت ($0/1151$) می‌باشد.

در این تحقیق، مدل تصحیح خطای تقاضای گوشت مرغ نیز ایران نیز برآورد شد. نتایج حاصل از این تخمین نشان داد که ۵۴ درصد از عدم تعادل ایجاد شده در تقاضای گوشت مرغ در ایران، در یک سال تعدیل می‌شود. بنابراین، ایجاد یک تغییر در متغیرهای مؤثر بر تقاضای گوشت مرغ، بعد از تقریباً دو سال به طور کامل اثر خود را بر تقاضای گوشت مرغ در ایران نشان می‌دهند.

منابع

- سالنامه آماری ایران، مرکز آمار ایران، سالهای مختلف.
- خمسه، محمد علی، (۱۳۷۵)، "بررسی دینامیکی تقاضای گوشت قرمز و سفید در مناطق شهری و روستایی: مورد ایران"، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده علوم انسانی دانشگاه شیراز.
- سالم، جلال، (۱۳۷۴)، "بررسی سیاست آزادسازی قیمت گوشت مرغ در ایران"، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده کشاورزی دانشگاه تربیت مدرس.
- عزیزی، جعفر و ترکمانی، جواد (۱۳۸۰)، "تخمین توابع تقاضا انواع گوشت در ایران"، فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه، شماره ۳۴، صص ۳۵-۱۷.
- نوفرستی، محمد (۱۳۷۸)، "ریشه واحد و هم جمعی در اقتصادسنجی"، تهران: انتشارات مؤسسه خدمات فرهنگی رسا.
- Fidan, H. and Klasra, A.M. (2005), "Seasonality in Household Demand for Meat and Fish: Evidence from an Urban Area", *Turk J Vet Anim Sci*, Vol. 29, pp. 1217-24.
- Golan, A. Perloft, J.M. and Shen, E.Z. (2000), "Estimating A Demand System with Nonnegativity Constraints: Mexican Meat Demand", *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 92, pp. 1- 36.
- Hutasuhut, M. at al. (2002), "The Demand for Beef in Indonesia: Implication for Australian Agribusiness", *Agribusiness Review*, Vol. 10, pp. 1-10.
- Miran, B. and 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*, Vol. 29, PP. 225-31.