پژوهشنامه‌ی علوم انسانی و اجتماعی «ویژه‌ی اقتصاد »
سال هفتم/شماره‌ی بیست و ششم/ پاییز۸۶

تخمین تابع تقاضا برای گوشت قرمز در ایران

تاریخ دریافت: ۸۵/۹/۲۲ **تاریخ پذیرش:**۸۶/۷/۷

منصور زراء نژاد*
مسعود سعادت مهر**

چکیده

در این مقاله تابع تقاضای گوشت قرمز در ایران طی دوره‌ی زمانی ۱۳۵۶ - ۱۳۸۲ و مدل خود توزیع با وقفه های گسترده (ARDL) انجام شده است. نتایج تحقیق نشان داد که گوشت قرمز در کوتاه مدت نسبت به تغییرات قیمت، کالایی باکشش و در بلند مدت کالایی کم کشش است. ضریب کشش درآمدی گوشت قرمز بیان کننده‌ی آن است که گوشت قرمز هم در کوتاه مدت و هم در بلند مدت یک کالای ضروری است؛ اما تقاضا برای آن در بلند مدت نسبت به تغییر درآمد از حساسیت بیشتری برخوردار است. ضریب کشش متقاطع گوشت قرمز و گوشت سفید (مرغ و ماهی) از جانشین بودن این دو کالا حکایت دارد؛ این جانشینی در بلند مدت شدیدتر از کوتاه مدت است. نتایج هم‌چنین نشان داد که ۵۸ درصد از عدم تعادل یک دوره در تقاضای گوشت قرمز، در دوره‌ی بعد تعدیل می شود، به طوری که ایجاد یک تغییر در متغیّرهای برونزای تأثیر گذار بر تقاضای گوشت قرمز، تا دو سال اثر خود را بر تقاضا برای گوشت قرمز در اقتصاد ایران نشان می دهد.

واژه گان کلیدی:
گوشت، گوشت قرمز، تقاضا برای گوشت، گوشت سفید، ARDL
طبقه بندی JEL: C13,D12

* نویسنده مسئول - دانشیار اقتصاد و عضو هیأت علمی دانشگاه شهید چمران اهواز(zarram@gmail.com)
** کارشناس ارشد اقتصاد و عضو هیات علمی دانشگاه پیام نور استان لرستان

Archive of SID
www.SID.ir

۱- مقدمه

گوشت قرمز چه از جنبه‌ی تأمین پروتیین مورد نیاز و امنیت غذایی جمعیت رو به رشد کشور و چه از جنبه‌ی سهم آن در ارزش افزوده‌ی بخش کشاورزی، جایگاه ویژه ای دارد. نظر به اهمیت این ماده‌ی غذایی در سبد کالای مصرف کننده، لازم است تا تابع تقاضای آن مورد بررسی قرار گیرد. از طرفی دیگر، برآورد و پیش بینی میزان تقاضای گوشت قرمز و واکنش مصرف کنندگان نسبت به متغیّرهایی مانند قیمت گوشت قرمز، قیمت گوشت سفید (به عنوان کالای مرتبط) و درآمد مصرف کننده، می تواند به سیاست‌گذاران و برنامه ریزان در تصمیم گیری های اقتصادی مناسب کمک کند. این مقاله با استفاده از داده های سری زمانی ۱۳۵۶ - ۱۳۸۲ به تخمین تابع تقاضای گوشت قرمز در ایران می پردازد. این تحقیق با استفاده از مدل خود توزیع با وقفه‌ی گسترده[1] (ARDL) انجام می شود. آمار و اطلاعات لازم، از منابع آماری معتبر مانند بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، مرکز آمار ایران و سازمان مدیریت و برنامه ریزی ایران جمع آوری می شود. هدف از تحقیق حاضر تخمین تابع تقاضای گوشت قرمز و آگاهی از کشش‌های قیمتی و غیر قیمتی تقاضای گوشت قرمز است. از این رو، فرضیه های تحقیق را می توان به صورت زیر بیان کرد:

الف- گوشت قرمز در ایران یک کالای ضروری است.

ب- گوشت قرمز در ایران یک کالای بی کشش است.

ج- گوشت سفید (مرغ و ماهی) در ایران یک کالای جانشین برای گوشت قرمز است.

این مقاله در شش بخش تنظیم شده است. پس از مقدمه، در بخش دوم، پیشینه‌ی تحقیق، مطالعات انجام شده در داخل و خارج از کشور ارائه می شود. در بخش سوم مدل نظری تقاضای گوشت قرمز در ایران ارائه می شود. در بخش چهارم روش تحقیق و مدل ARDL به اختصار بیان می گردد. تجزیه و تحلیل نتایج و تخمین روابط کوتاه مدت و بلند مدت تقاضای گوشت قرمز در بخش پنجم صورت می گیرد. بخش ششم به جمع بندی و نتیجه گیری اختصاص دارد.

1-Auto Regressive Distributed Lag

Archive of SID

www.SID.ir

۲- پیشینه‌ی تحقیق

عزیزی و ترکمانی (۱۳۸۰) در یک تحقیق با استفاده از سیستم تقاضای تقریباً ایده آل[1] (AIDS)، توابع تقاضای انواع گوشت را در جوامع شهری و روستایی ایران تخمین زده اند. نتایج نشان داد که در طول دوره‌ی زمانی مورد بررسی، سهم بودجه‌ی اختصاص یافته به گوشت قرمز در هر دو جامعه‌ی شهری و روستایی کاهش یافته است؛ در حالی که در این دوره، بودجه‌ی اختصاص یافته به گوشت مرغ و ماهی در شهرها به تدریج افزایش داشته است.

خمسه (۱۳۷۵) با استفاده از روش‌های حداقل مربعات معمولی[2] (OLS) و حداقل مربعات دو مرحله‌ای[3] (TSLS) به برآورد توابع تقاضای گوشت قرمز و سفید (مرغ و ماهی) در دو منطقه‌ی شهری و روستایی ایران پرداخته است. در این تحقیق، فرضیه‌ی شکل‌گیری عادت در مورد مصرف هر یک از انواع گوشت نیز بررسی شده است. بر اساس نتایج به دست آمده، فرضیه‌ی 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.

سالم (۱۳۷۴) با استفاده از داده های سالیانه ۱۳۳۲ - ۱۳۷۰به تخمین تابع تقاضای گوشت مرغ با مدل خطی- لگاریتمی پرداخته است. نتایج نشان داد 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.

فیدان و کلاسرا[4] (۲۰۰۵) به بررسی اثر فصلی تقاضا برای گوشت قرمز و ماهی در آنکارا پرداخته اند. نتایج این تحقیق حاکی از آن است که مصرف گوشت در آنکارا در فصل های مختلف تغییر می کند؛ به ویژه برای مسلمانان در عید قربان به شدّت افزایش می یابد. این تحقیق هم‌چنین نشان داد که گوشت قرمز کالایی بی کشش، اما تقاضا برای ماهی نسبت به تغییرات قیمت با کشش است.

1-Almost Ideal Demand System
2- Ordinary Least Square
3- Two Stage Least Square
4-Fidan and Klasra

Archive of SID

www.SID.ir

میرن و آکجانگور[1] (۲۰۰۵) به تخمین تابع تقاضای گوشت گاو در ایالت ازمیر ترکیه پرداخته اند. در این تحقیق تقاضا برای گوشت گاو تابعی از قیمت گوشت گاو، گوشت گوسفند، گوشت مرغ و درآمد مصرف کننده در نظر گرفته شده است. این تحقیق که با استفاده از داده های ماهیانه و برای دوره‌ی زمانی ۱۹۹۵ - ۱۹۹۷به روش OLS انجام شده است، نشان داد که کشش قیمتی تقاضا برای گوشت گاو در ایالت ازمیر بزرگ‌تر از یک و از این رو یک کالای با کشش است. هم‌چنین، نتایج تحقیق نشان داد که گوشت گوسفند، جانشین گوشت گاو است، ولی بین گوشت گاو و گوشت مرغ رابطه‌ی جانشینی وجود ندارد. کشش درآمدی گوشت گاو بزرگ‌تر از یک و حاکی از تجملی بودن این کالا در مناطق مورد مطالعه است.

هوتاسوهوت و همکارانش[2] (۲۰۰۲) در یک مطالعه به تخمین تابع تقاضای انواع گوشت در اندونزی پرداخته اند. این مطالعه از ترکیب داده های مقطعی و سری زمانی ۱۹۹۰ - ۱۹۹۶ مربوط به خانوارهای دو ایالت دکی جاکارتا[3] و وست جاوا[4] انجام شده است. در این تحقیق برای تخمین تابع تقاضای هر نوع گوشت، مصرف سرانه آن به عنوان متغیّر وابسته و قیمت خود کالا، قیمت کالای مرتبط و درآمد خانوار به عنوان متغیّرهای توضیحی در نظر گرفته شده است. نتایج تحقیق نشان داد که تقاضا برای گوشت گاو در اندونزی، مستقل از درآمد است، اما تقاضا برای گوشت مرغ نسبت به تغییر درآمد بسیار حساس است. محاسبه‌ی کشش های قیمتی نشان می دهد که گوشت گاو یک کالای بی کشش است، اما گوشت مرغ باکشش است. کشش متقاطع این دو کالا نیز نشان می دهد که در اندونزی، گوشت گاو و گوشت مرغ جانشین های خوبی برای هم‌دیگر هستند.

گالن[5] و دیگران (۲۰۰۰) به تخمین تابع تقاضای انواع گوشت در مکزیک پرداخته اند. در این تحقیق از داده های مقطعی خانوارهای ۳۱ ایالت مکزیک در مقطع زمانی ۱۹۹۲ استفاده شده است. نتایج تحقیق نشان داد که گوشت مرغ و گوشت خوک به ترتیب با کشش های قیمتی ۰/۶۴ و ۰/۵۶ نسبت به تغییرات قیمت بی کشش هستند.

1-Miran and Akgungor
2-Hutasuhut at al(2002)
3-Dki Jakarta
4-West Java
5-Golan at al(2000)

Archive of SID

www.SID.ir

از طرفی دیگر، گوشت گاو و گوشت ماهی به ترتیب با کشش های قیمتی ۱/۰۸ و ۲/۱۵ نسبت به تغییرات قیمت با کشش هستند.

اگرچه تحقیقات مختلفی در مورد تخمین تابع تقاضای گوشت قرمز در ایران انجام شده است؛ تحقیق حاضر از جهاتی با تحقیقات گذشته متفاوت است. در برخی از تحقیقات انجام شده، مانند مطالعه‌ی خمسه (۱۳۷۵) و سالم (۱۳۷۴)، از روش OLS استفاده شده است، در حالی که فرض پایایی متغیّرها که جزء فروض اساسی در این روش محسوب می شود، بررسی نشده است. اما در تحقیق حاضر از روش خود توزیع با وقفه های گسترده (ARDL) استفاده می شود که در آن، برآورد با لحاظ پایایی و ناپایایی متغیّرها انجام می گیرد. در برخی دیگر از تحقیقات انجام شده مانند عزیزی و ترکمانی (۱۳۸۰) از روش AIDS استفاده شده است. در این گونه تحقیقات، تابع تقاضای کل برای گوشت قرمز برآورد نشده است و تقاضا برای انواع گوشت (گوشت گاو، گوسفند، بره، شتر، مرغ و ....) به طور جداگانه برآورد شده است. هم‌چنین برخی از تحقیقات حداقل مربوط به ده سال گذشته است و با توجه به وجود داده ها و اطلاعات جدید، بررسی رفتار مصرف کننده گان از طریق تخمین تابع تقاضا بسیار مفید است. علاوه بر آن، تمامی این تحقیقات به صورت برآوردهای غیر پویاست؛ حال آن‌که تحقیق حاضر به صورت پویا است.

۳- روش تحقیق

استفاده از روش های سنتی در اقتصاد سنجی برای مطالعات تجربی، مبتنی بر فرض پایایی متغیّرها است. اما بررسی های انجام یافته در این زمینه نشان می دهد که در مورد بسیاری از سری های زمانی، این فرض نادرست است و اغلب این متغیّرها ناپایا هستند. این مسأله ممکن است سبب بروز رگرسیون جعلی شود و اعتماد را نسبت به ضرایب برآورد شده از بین ببرد. بنابراین، طبق نظریه‌ی همجمعی در اقتصاد سنجی مدرن، ضروری است که از روش هایی در برآورد توابع هنگام استفاده از سری های زمانی، استفاده شود که به مسأله‌ی پایایی و همجمعی توجه داشته باشند. چون ممکن است که متغیّرهای پایا از یک درجه نباشند، روش همجمعی یوهانسن– جوسیلیوس[1] نمی تواند مفید باشد. روش خود توزیع با وقفه های گسترده (ARDL) از جمله

1-Johansen - Juselius

Archive of SID

www.SID.ir

روش هایی است که در آن بـر خـلاف روش یوهانـسن– جوسـیلیوس کـه بایـد همـه‌ی متغیّرهای پایا از درجه‌ی یک باشند، لازم نیست کـه درجـه‌ی پایـایی متغیّرهـا یکـسان باشد و صرفاً با تعیین وقفه های مناسب برای متغیّرها، می توان مدل مناسب را انتخـاب کرد. بنابراین، با توجه بـه ایـن ملاحظـات، در ایـن تحقیـق از روش ARDL اسـتفاده می شود.

مدل خود توزیع با وقفه های گسترده تعمیم یافته را می توان به صورت زیر نشان داد (نوفرستی، ۱۳۷۸ : ۹۳- ۹۵):

$$Q(L,p)Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{k} \beta_i(L,q_i)X_{it} + U_t \quad , \quad i=1, 2,\ldots, k \qquad (۳)$$

در رابطه‌ی فوق α_0 عرض از مبدأ، Y_t متغیّر وابسته و L عامل وقفه است که به صـورت زیر تعریف می شود:

$$L^j Y_t = Y_{t-j} \qquad (۴)$$

در رابطه‌ی ۳ داریم:

$$Q(L,p) = 1 - Q_1 L^1 - Q_2 L^2 - \ldots - Q_p L^p \qquad (۵)$$

$$\beta_i(L,q_i) = 1 - \beta_{i1} L - \beta_{i2} L^2 - \ldots - \beta_{iq} L^{q_i} \qquad (۶)$$

تعداد وقفه های بهینه برای هر یـک از متغیّرهـا را مـی تـوان بـه کمـک ضـابطه هـای آکاییک،[1] شوارز- بیزین[2] و حنان- کویین[3] تعیین کرد.

در روش ARDL تخمین رابطه‌ی بلند مـدت طـی دو مرحلـه انجـام مـی شـود. در مرحله‌ی اول وجود رابطه‌ی بلند مدت بین متغیّرهای مـدل آزمـون مـی شـود. در ایـن رابطه اگر مجموع ضرایب برآورد شده مربوط به وقفه های متغیّر وابسته کوچک‌تر از یک

1-Akaike
2-Schwarz - Bayesian
3-Hannan - Quinn

Archive of SID

www.SID.ir

باشد، الگوی پویا به سمت تعادل بلند مدت گرایش می یابد. بنابراین، برای آزمون همجمعی،[1] فرضیه‌ی زیر باید آزمون شود (نوفرستی، ۱۳۷۸: ۹۹-۹۶):

$H_0: \sum_{i=1}^{m} \beta_i - 1 \geq 0$ عدم وجود همجمعی (عدم وجود رابطه‌ی بلند مدت)

$H_1: \sum_{i=1}^{m} \beta_i - 1 < 0$ وجود همجمعی (وجود رابطه‌ی بلند مدت)

کمیت آماره‌ی t مورد نیاز برای انجام آزمون فوق به صورت زیر محاسبه می شود:

$$t = \frac{\sum_{i=1}^{m} \hat{\beta}_i - 1}{\sum_{i=1}^{m} S\hat{\beta}_i} \qquad (۷)$$

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

با مقایسه‌ی آماره‌ی t محاسبه شده و کمیت بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر[2] در سطح اطمینان مورد نظر، می توان در مورد وجود رابطه‌ی بلند مدت (همجمعی) بین متغیّرها، که مبنای استفاده از مدل‌های تصحیح خطاست، قضاوت کرد.

۴- نتایج تجربی تحقیق

۴-۱- تصریح مدل

با توجه به مبانی نظری تقاضا و مطالعات پیشین در مورد تابع تقاضا برای گوشت، مدل تقاضا برای گوشت به صورت خطی و خطی- لگاریتمی تخمین زده شد. مدل خطی- لگاریتمی از نظر سازگاری با داده ها و تئوری مدل مناسب‌تری است. به همین دلیل از این مدل برای تخمین به صورت زیر استفاده شد.

$$\ln Q_t = \ln C + \ln P_t + \ln PC_t + \ln Y_t + D_t + u_t \qquad (۸)$$

1-Cointegration
2-Banerjee, Dolado and Mestera

Archive of SID

www.SID.ir

در مدل فوق ln در ابتدای متغیّرها نشان دهنده‌ی لگاریتم طبیعی متغیّرهاست. Q_t نشانه‌ی مصرف سرانه‌ی گوشت قرمز در سال t ، C جمله‌ی ثابت، P_t شاخص قیمت گوشت قرمز در سال t ، PC_t شاخص قیمت گوشت سفید به عنوان کالای مرتبط با گوشت قرمز (مرغ و ماهی) در سال t ، Y_t متوسط درآمد واقعی خانوار در سال t ، D_t متغیّر مجازی و u_t جمله اخلال است. متغیّر مجازی D_t برای بررسی تأثیر جنگ بر مصرف سرانه‌ی گوشت در نظر گرفته شده است. این متغیّر برای دوره‌ی ۱۳۵۹ - ۱۳۶۷که دوره‌ی جنگ ایران و عراق است، دارای مقدار یک و برای بقیه‌ی سال ها دارای مقدار صفر است.

۴-۲- بررسی پایایی متغیّرها

در ابتدا به بررسی پایایی متغیّرها می‌پردازیم. برای این کار از آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته[1] (ADF) استفاده شد. در این زمینه، برای تعیین خودهمبستگی از آزمون LM و برای تعیین تعداد وقفه ها از شاخص شوارز– بیزین استفاده شد. نتایج حاصل در جدول شماره‌ی یک آمده است.

جدول شماره‌ی یک - بررسی پایایی متغیّرهای مدل خطی- لگاریتمی با استفاده از آزمون ADF

متغیّر	وقفه	روند	جمله‌ی ثابت	آماره آزمون	آماره ی مکنیون	نتیجه در سطح احتمال ۹۵ درصد
LnQ_t	۰	-	+	۲/۵۹	۳/۰۲	ناپایا
ΔLnQ_t	۱	-	+	۵/۳۴	۳/۰۳	پایا
LnP_t	۰	-	+	۰/۷۳	۳/۰۱	ناپایا
ΔLnP_t	۰	-	+	۳/۶۴	۳/۰۳	پایا
$LnPC_t$	۰	-	+	۰/۴۳	۳/۰۲	ناپایا
$\Delta LnPC_t$	۰	-	+	۳/۵۲	۳/۰۳	پایا
LnY_t	۲	+	+	۲/۸۷	۳/۶۷	ناپایا
ΔLnY_t	۱	+	+	۳/۱۲	۳/۶۷	ناپایا
$\Delta\Delta LnY_t$	۱	-	+	۳/۳۲	۳/۰۴	پایا

ماخذ: نتایج آزمون ADF توسط Microfit

1-Augmented Dickey - Fuller

Archive of SID

www.SID.ir

با توجه به جدول شماره‌ی یک، کلیه‌ی متغیّرهای مورد مطالعه به جز LnY_t در سطح احتمال ۹۵ درصد جمعی از درجه‌ی یک (I(۱)) هستند و متغیّر LNY_t جمعی از درجه‌ی دو (I(۲)) است. چون متغیّرهای مدل در سطح، ناپایا هستند، تخمین مدل به روش OLS ممکن است که به رگرسیون کاذب منتهی شود. از طرفی دیگر، با توجه به این‌که متغیّرهای مدل از درجه‌ی پایایی یکسانی (I (۱)) برخوردار نیستند، استفاده از روش همجمعی یوهانسن– جوسیلیوس ممکن است، درست نباشد. به همین دلیل، در این تحقیق از روش خود توزیع با وقفه های گسترده (ARDL) استفاده شده است.

پس از برآورد مدل خطی- لگاریتمی کوتاه مدت تقاضای گوشت قرمز در ایران با در نظر گرفتن حداکثر دو وقفه از طریق ضابطه‌ی شوارتز– بیزین و حذف جمله‌ی عرض از مبدأ به دلیل معنی دار نبودن، نتایج حاصل در جدول شماره‌ی دو آورده شده است.

جدول شماره‌ی دو - مدل پویای خطی- لگاریتمی تقاضای گوشت در کوتاه مدت

ARDL(1,1,0,0,0)

متغیّرها	ضرایب	انحراف معیار	آماره‌ی t	سطح احتمال
LnQ_{t-1}	۰/۴۲۲۳	۰/۱۰۵۸	۳/۹۹۱	۰/۰۰۱
LnP_t	-۱/۲۳۸	۰/۱۹۹۱	-۶/۲۱۸	۰/۰۰۰
LnP_{t-1}	۰/۸۵۶۸	۰/۱۱۸۷	۷/۲۱۸	۰/۰۰۰
$LnPC_t$	۰/۳۸۶۹	۰/۱۵۸۹	۲/۴۳۵	۰/۰۲۴
LnY_t	۰/۱۱۷۲	۰/۰۲۱۷	۵/۴۰۷	۰/۰۰۰
D_t	-۰/۰۶۹۸	۰/۰۴۷۲	-۱/۴۷۹	۰/۱۵۵
R^2=۸۵/۰۹,	DW=۲/۱,	F=۲۴/۴۵(۰/۰۰۰)		

ماخذ: نتایج تحقیق، جدول شماره‌ی سه پیوست

کلیه‌ی فروض کلاسیک در خصوص تخمین فوق مورد بررسی قرار گرفت و صحّت آن‌ها با احتمال خطای کمتر از ۵ درصد پذیرفته شد. از آن‌جا که این مدل نسبت به مدل‌های دیگر ترجیح داده شده و نتایج آن مورد تجزیه وتحلیل قرار می گیرد، نتایج آزمون‌های این مدل در جدول شماره‌ی سه به اختصار ارائه می شود.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول شماره‌ی سه - نتایج آزمون های تشخیصی فروض کلاسیک

آزمون	آماره‌ی LM	آماره‌ی F	نتیجه
عدم وجودخود همبستگی	۰/ ۷۹۲۹ (۰/۳۷۳۰)	۰/ ۵۶۶۲ (۰/۴۶۱۱)	**تأیید**
تصریح صحیح (رمزی)	۰/ ۷۳۴۷ (۰/۳۷۳)	۰/ ۵۲۳۴ (۴۷۹۱)	**تأیید**
نرمال بودن توزیع	۰/ ۳۷۳۶۱۷۰)	-	**تأیید**
واریانس ناهمسانی	۱/ ۰۳۷۱ (۰/۳۰۹)	۰/ ۷۹۹۷۰ (۰/۳۲۸)	**تأیید**

ماخذ: نتایج تحقیق

با توجه به جدول شماره‌ی دو آماره‌ی F رگرسیون برابر ۲۴/۵۴ است و صحیح بودن کلیت رگرسیون در سطح احتمال بیش از ۹۵ درصد تأیید می شود. مقدار ضریب تعیین، از قدرت توضیح دهندگی بالای مدل حکایت دارد، به طوری که بیش از۸۵ درصد از تغییرات تقاضای گوشت قرمز توسط متغیّرهای موجود در مدل توضیح داده می شود. کلیه‌ی متغیّرهای موجود در مدل به‌جز متغیّر D_t از مقادیر آماره‌ی t بالایی برخوردارند و معنی دار بودن آن‌ها با احتمال خطای کمتر از ۵ درصد تأیید می شود. ضرایب همه‌ی متغیّرهای مدل دارای علامت های مورد انتظار هستند.

در این مدل تقاضا برای گوشت قرمز در یک دوره، رابطه‌ی مثبت و معنی داری با میزان مصرف آن در دوره‌ی قبل دارد. هم‌چنین، تقاضا برای گوشت قرمز رابطه‌ی معکوسی با قیمت آن دارد، به گونه ای که یک درصد افزایش در قیمت گوشت قرمز به طور متوسط مقدار تقاضا برای آن را به میزان ۱/۲۳۸ درصد در دوره‌ی جاری کاهش می دهد. اگر قیمت گوشت قرمز در یک دوره یک درصد افزایش یابد، متوسط مقدار تقاضا برای گوشت قرمز ۰/۸۶ درصد کاهش می یابد. برآیند هر دو دوره، بر کاهش میزان تقاضا در اثر افزایش قیمت گوشت قرمز دلالت دارد و گویای آن است که تقاضا برای گوشت قرمز در کوتاه مدت با کشش است. هم‌چنین، در این مدل، تقاضا برای گوشت قرمز رابطه‌ی مثبت و معنی داری با قیمت گوشت سفید (مرغ و ماهی) دارد، به گونه ای که یک درصد افزایش در قیمت گوشت سفید، تقاضا برای گوشت قرمز را در ۰/۳۸۷ درصد افزایش می دهد. این نتیجه، فرضیه‌ی جانشین پذیری گوشت قرمز و گوشت سفید در کوتاه مدت را تأیید می کند. تقاضا برای گوشت قرمز رابطه‌ی مثبت و معنی داری با سطح درآمد مصرف کننده دارد، به گونه ای که یک درصد افزایش در

Archive of SID

www.SID.ir

متوسط درآمد خانوارها، مقدار تقاضا برای گوشت قرمز را به طور متوسط به میزان ۰/۱۱۷ درصد افزایش می دهد.

با توجه به نتایج، کشش قیمتی گوشت قرمز ۱/۲۴- است که از با کشش بودن این کالا حکایت دارد. هم‌چنین، کشش درآمدی گوشت قرمز ۰/۱۱۷ است که حاکی از ضروری بودن این کالا در کوتاه مدت است. کشش متقاطع گوشت قرمز و گوشت سفید ۰/۳۸۷ است و بیان کننده‌ی آن است که این دو کالا در کوتاه مدت جانشین هم‌دیگر هستند.

در روش ARDL وجود رابطه‌ی بلند مدت (همجمعی) وقتی قابل تأیید است که قدر مطلق کمیت آماره‌ی t که به روش زیر محاسبه می شود، از قدر مطلق مقدار بحرانی آن بیشتر باشد.

$$t = \frac{\sum_{i=1}^{m} \hat{\beta}_i - 1}{\sum_{i=1}^{m} S\hat{\beta}_i} = \frac{0.4223 - 1}{0.1058} = -5.46$$

با مقایسه‌ی آماره‌ی محاسباتی (۵/۴۶-) با قدر مطلق کمیت بحرانی این آزمون در سطح ۹۵ درصد (۴/۴۳-) که توسط بنرجی و همکارانش (۱۹۹۲) ارائه شده است، فرضیه وجود رابطه‌ی بلندمدت (همجمعی) بین متغیّرهای مدل تأیید می شود. بنابراین، مدل بلند مدت تقاضا برای گوشت قرمز در ایران تخمین زده شد و نتایج تخمین در جدول زیر آمده است:

جدول شماره‌ی چهار - مدل خطی- لگاریتمی تقاضای گوشت قرمز در بلند مدت

متغیرها	ضرایب	انحراف معیار	آماره‌ی t	سطح احتمال
LnP_t	-۰/۶۵۹۲	۰/۳۰۱۱	-۲/۱۸۹	۰/۰۴۱
$LnPC_t$	۰/۶۶۹۷	۰/۲۹۵۲	۲/۲۶۹	۰/۰۳۵
LnY_t	۰/۲۰۲۸	۰/۰۱۳۱	۱۵/۵۱	۰/۰۰۰
D_t	-۰/۱۲۰۸	۰/۰۷۲۶	-۱/۶۶۵	۰/۱۱۲
$LnQ_t = -0.6592\ lnP_t + 0.6697\ lnPC_t + 0.2028\ lnY_t - 0.1208D_t$				

ماخذ: نتایج تحقیق، جدول شماره‌ی چهار پیوست

در مدل فوق، کلیه‌ی متغیّرها به‌جز D_t از آماره‌ی t بالایی برخوردارند و معنی داری آن‌ها با احتمال خطای کمتر از پنج درصد تأیید می شود. کلیه‌ی متغیّرهای مربوط

Archive of SID

www.SID.ir

دارای علامت های مورد انتظار هستند. در این مدل، تقاضا برای گوشت قرمز رابطه‌ی معکوسی با قیمت آن دارد. کشش قیمتی تقاضا برای گوشت قرمز در بلند مدت کوچک‌تر از یک (۰/۶۵۹) و حاکی از آن است که گوشت قرمز در بلند مدت یک کالای کم کشش است. به عبارتی دیگر، اگر قیمت گوشت قرمز یک درصد افزایش یابد، تقاضا برای آن به طور متوسط در بلندمدت به میزان ۰/۶۵۹ درصد کاهش می یابد. هم‌چنین، نتایج نشان می دهد که تقاضا برای گوشت قرمز به طور مستقیم با قیمت گوشت سفیدارتباط دارد. کشش متقاطع بلند مدت گوشت قرمز و گوشت سفید کوچک‌تر از یک و مثبت (۰/۶۷) است که از جانشین بودن این دو کالا در بلند مدت حکایت می کند. یک درصد افزایش در قیمت گوشت سفید، تقاضا برای گوشت قرمز را به طور متوسط ۰/۶۷ درصد افزایش می دهد. کشش درآمدی گوشت قرمز ۰/۲۰۳ است؛ یعنی از نظر مصرف کنندگان، گوشت قرمز در بلند مدت یک کالای ضروری تلقی می شود، به طوری که یک درصد کاهش در درآمد مصرف کنندگان، تقاضا برای گوشت قرمز را به طور متوسط تنها ۰/۲۰۳ درصد کاهش می دهد.

مقایسه‌ی نتایج نشان می دهد که گوشت قرمز در بلند مدت کالایی کم کشش (۰/۶۵۹) و در کوتاه مدت کالایی با کشش (۱/۲۴) است. هم‌چنین، کشش متقاطع گوشت قرمز و گوشت سفید در بلند مدت (۰/۶۷) بیشتر از کوتاه مدت (۰/۳۸۷) است. بنابراین، این دو کالا در بلند مدت قدرت جانشینی بیشتری دارند. مقایسه‌ی کشش های درآمدی تقاضا نیز نشان می دهد که گوشت قرمز هم در بلند مدت و هم در کوتاه مدت یک کالای ضروری تلقی می شود؛ اگرچه در بلند مدت از حساسیت بیشتری نسبت به تغییر درآمد برخوردار است؛ یعنی هر گاه مصرف کننده گان افزایش در درآمد واقعی خود را دائمی تلقی کنند، تقاضا برای گوشت قرمز را افزایش می دهند.

وجود رابطه‌ی بلند مدت بین متغیّرها، مبنای استفاده از الگوی تصحیح خطا را (ارتباط دهنده‌ی نوسانات کوتاه مدت به مقادیر تعادلی و بلند مدت) فراهم می آورد. بنابراین، الگوی تصحیح خطا تخمین زده شد و نتایج آن در جدول زیر آمده است.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول شماره‌ی پنج - مدل تصحیح خطای تقاضا برای گوشت قرمز

متغیّرها	ضرایب	انحراف معیار	آماره t	سطح احتمال
ΔLnP_t	-۱/۲۳۸	۰/۱۹۹۱	-۶/۲۱۸	۰/۰۰۰
$\Delta LnPC_t$	۰/۳۸۶۹	۰/۱۵۸۹	۲/۴۳۵	۰/۰۲۴
ΔLnY_t	۰/۱۱۷۲	۰/۰۲۱۷	۵/۴۰۷	۰/۰۰۰
ECT_{t-1}	-۰/۵۷۷۷	۰/۱۰۵۸	-۵/۴۵۹	۰/۰۰۰

$$\Delta \mathrm{LnQ_t} = -1.238\,\Delta \mathrm{LnP_t} + 0.387\,\Delta \mathrm{LnPC_t} + 0.117\,\Delta \mathrm{LnY_t} - 0.578\,\mathrm{ECT_{t-1}}$$

R2=83.70, DW= 2.12, F=25.76(0.000)

ماخذ: نتایج تحقیق، جدول۵ پیوست

همان گونه که ملاحظه می شود، تمامی ضرایب الگو با احتمال بیش از ۹۵ درصد معنی دار هستند. ضریب تعیین نشان دهنده‌ی قدرت توضیح دهندگی نسبتاً بالای الگو است. آن‌چه در مدل تصحیح خطا بیش از همه حائز اهمیت است ضریب جمله تصحیح خطا (ECT_{t-1}) است که نشان دهنده‌ی سرعت تعدیل فرآیند عدم تعادل است. همان طور که ملاحظه می شود، این ضریب معنی دار و دارای علامت منفی است و همجمعی بین متغیّرها را تأیید می کند. مقدار این ضریب ۰/۵۸- است و بیان کننده‌ی آن است که ۵۸ درصد از عدم تعادل ایجاد شده در تقاضای گوشت قرمز در یک دوره، در دوره‌ی بعد تعدیل می شود. بنابراین، ایجاد یک تغییر در متغیّرهای برونزای تأثیر گذار بر تقاضای گوشت قرمز، تا دو سال اثر خود را بر تقاضای گوشت قرمز در اقتصاد ایران نشان می دهد.

۶- جمع بندی و نتیجه گیری

در این تحقیق، تابع تقاضای گوشت قرمز در اقتصاد ایران برای دوره‌ی زمانی ۱۳۵۶ – ۱۳۸۲ به روش مدل خود توزیع با وقفه‌ی گسترده، به صورت روابط بلند مدت، کوتاه مدت و مدل تصحیح خطا تخمین زده شد. در این تابع، مصرف سرانه‌ی گوشت قرمز تابع شاخص قیمت گوشت قرمز، شاخص قیمت گوشت سفید (مرغ و ماهی) و متوسط درآمد واقعی خانوار در نظر گرفته شده است. هم‌چنین، یک متغیّر مجازی به منظور بررسی تأثیر جنگ تحمیلی بر تقاضای گوشت قرمز، در تابع تقاضا در نظر گرفته شد که از نظر آماری معنی دار نبود؛ یعنی جنگ تأثیر معنی داری بر روی تقاضای گوشت قرمز در ایران نداشت. نتایج نشان داد که گوشت قرمز در کوتاه مدت دارای کشش قیمتی

Archive of SID

www.SID.ir

تقاضای بزرگ‌تر از یک (۱/۲۴) یعنی باکشش است و در بلند مدت دارای کشش قیمتی کوچک‌تر از یک (۰/۶۵۹) یعنی کم کشش است. به عبارتی دیگر، تقاضا برای گوشت قرمز به نوسانات قیمت در کوتاه مدت بسیار حساس است، اما در بلند مدت از حساسیت کمتری نسبت به تغییرات قیمت برخوردار است. هم‌چنین، کشش درآمدی تقاضا برای گوشت قرمز در کوتاه مدت ۰/۱۱۷ و در بلند مدت ۰/۲۰۳ است. به عبارتی دیگر، گوشت قرمز هم در کوتاه مدت و هم در بلند مدت یک کالای ضروری تلقی می شود، اما در بلند مدت در مقایسه با کوتاه مدت از حساسیت بیشتری نسبت به تغییر درآمد برخوردار است. در این تحقیق، گوشت سفید به عنوان کالای مرتبط با گوشت قرمز در نظر گرفته شد. کشش متقاطع این دو کالا در کوتاه مدت ۰/۳۸۷ و در بلند مدت ۰/۶۷ است؛ یعنی گوشت سفید هم در کوتاه مدت و هم در بلند مدت، جانشین مناسبی برای گوشت قرمز است و قدرت جانشینی در بلند مدت بیشتر از کوتاه مدت خواهد بود. بر اساس نتایج به دست آمده، سرعت تعدیل مدل تصحیح خطای تقاضا برای گوشت قرمز بالاست، به طوری که نوسانات و عدم تعادل های کوتاه مدت طی دو دوره تعدیل می شود. بنابراین، ایجاد یک تغییر در متغیّرهای برونزای تأثیر گذار بر تقاضا برای گوشت قرمز، تا دو سال بعد، اثر خود را بر تقاضای گوشت قرمز در اقتصاد ایران نشان خواهد داد.

Archive of SID

www.SID.ir

منابع و مآخذ

۱- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران: **شاخص قیمت خرده فروشی**، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، سال‌های مختلف.

۲- مرکز آمار ایران: **سالنامه‌ی آماری کشور**، مرکز آمار ایران، سال‌های مختلف.

۳- پندیک، ر. و رابینفیلد، د.(۱۳۸۱) **اقتصاد خرد**، ترجمه‌ی احمد ذیحجه زاده، تهران، انتشارات سمت.

۴- عزیزی، جعفر و ترکمانی، جواد(۱۳۸۰) **تخمین توابع تقاضای انواع گوشت در ایران**، فصلنامه‌ی اقتصاد کشاورزی و توسعه، شماره‌ی ۳۴، ص ۱۷-۳۵.

۵- خمسه، محمد علی(۱۳۸۵) **بررسی دینامیکی تقاضای گوشت قرمز و سفید در مناطق شهری و روستایی: مورد ایران**، پایان نامه‌ی کارشناسی ارشد، دانشکده‌ی علوم انسانی دانشگاه شیراز.

۶- سالم، جلال(۱۳۸۴) **بررسی سیاست آزادسازی قیمت گوشت مرغ در ایران**، پایان نامه‌ی کارشناسی ارشد، دانشکده‌ی کشاورزی دانشگاه تربیت مدرس.

۷- صادقی، حسین(۱۳۸۱) **اندازه گیری آثار مداخله‌ی دولت در قیمت گذاری محصولات دامی: بررسی موردی گوشت مرغ**، فصلنامه‌ی اقتصاد کشاورزی و توسعه، شماره‌ی ۳۷، ص ۵۳- ۷۱.

۸- گجراتی، دامودار(۱۳۷۷) **مبانی اقتصاد سنجی**، ترجمه‌ی حمید ابریشمی، جلد اول و دوم،تهران،انتشارات دانشگاه تهران.

۹- موریس، چارلز و فیلیپس، اون(۱۳۷۴) **تحلیل اقتصادی**، ترجمه‌ی اکبر کمیجانی، جلد اول، تهران،انتشارات دانشگاه تهران.

۱۰- نوفرستی، محمد(۱۳۷۸) **ریشه‌ی واحد و همجمعی در اقتصاد سنجی**، تهران، انتشارات مؤسسه‌ی‌خدمات فرهنگی رسا.

11-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.

12-Golan, A. Perloft, J.M. and Shen, E.Z(2000) ***Estimating A DemandSystem with Nonnegativity Constraints: Mexican Meat***

Archive of SID

www.SID.ir

Demand, American Journal of Agricultural Economics, Vol. 92, pp. 1-36.

13- Hutasuhut, M. at al(2000) ***The Demand for Beef in Indonesia: Implication for Australian Agribusiness***, Agribusiness Review, Vol. 10, pp. 1-10.

14- Miran, B. and Akgungor,(2005) S ***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.

15-Seddighi, H.R. Lawler, K.A. and Katos, A.V(2000) ***Econometrics a Practical Approach***, London and New York.

Archive of SID

www.SID.ir

پیوست

جدول شماره‌ی یک - تخمین تابع تقاضای گوشت قرمز در ایران به صورت فرم خطی

Autoregressive Distributed Lag Estimates
ARDL(1,0,0,1,0) selected based on Schwarz Bayesian Criterion

Dependent variable is QT
26 observations used for estimation from 1357 to 1382

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
QT(-1)	.37614	.16159	2.3277[.032]
PT	-.0045101	.0017023	-2.6494[.016]
PCT	.0044965	.0017488	2.5712[.019]
YT	.3251E-3	.1056E-3	3.0773[.006]
YT(-1)	-.2761E-3	.9854E-4	-2.8017[.012]
DT	-1.4733	.52313	-2.8163[.011]
C	2.5304	1.1493	2.2017[.041]

R-Squared	.72953	R-Bar-Squared	.62435
S.E. of Regression	.58648	F-stat. F(7, 18)	6.9359[.000]
Mean of Dependent Variable	5.7915	S.D. of Dependent Variable	.95689
Residual Sum of Squares	6.1912	Equation Log-likelihood	-18.2378
Akaike Info. Criterion	-26.2378	Schwarz Bayesian Criterion	-31.2702
DW-statistic	1.9888	Durbin's h-statistic	.050444[.960]

Diagnostic Tests

Test Statistics	LM Version	F Version
A:Serial Correlation	CHSQ(1)= .4297E-3[.983]	F(1, 17)= .2810E-3[.987]
B:Functional Form	CHSQ(1)= .83983[.359]	F(1, 17)= .56745[.462]
C:Normality	CHSQ(2)= 1.1130[.573]	Not applicable
D:Heteroscedasticity	CHSQ(1)= .95980[.327]	F(1, 24)= .91993[.347]

A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation
B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values
C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals
D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

www.SID.ir

جدول شماره‌ی دو - تخمین تابع تقاضای گوشت قرمز در ایران به صورت فرم خطی- لگاریتمی

Autoregressive Distributed Lag Estimates
ARDL(1,1,0,0,0) selected based on Schwarz Bayesian Criterion

Dependent variable is LNQT
26 observations used for estimation from 1357 to 1382

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
LNQT(-1)	.40643	.11738	3.4626[.003]
LNPT	-1.2885	.25008	-5.1521[.000]
LNPT(-1)	.86027	.12179	7.0633[.000]
LNPCT	.43382	.21073	2.0587[.054]
LNYT	.16612	.14157	1.1734[.255]
DT	-.067330	.048728	-1.3818[.183]
C	-.45354	1.2953	-.35013[.730]

R-Squared	.86076	R-Bar-Squared	.81680
S.E. of Regression	.074974	F-stat. F(6, 19)	19.5766[.000]
Mean of Dependent Variable	1.7422	S.D. of Dependent Variable	.17516
Residual Sum of Squares	.10680	Equation Log-likelihood	34.5412
Akaike Info. Criterion	27.5412	Schwarz Bayesian Criterion	23.1379
DW-statistic	2.1667	Durbin's h-statistic	-.53037[.596]

Diagnostic Tests

Test Statistics	LM Version	F Version
A:Serial Correlation	CHSQ(1)= .79292[.373]	F(1, 18)= .56621[.461]
B:Functional Form	CHSQ(1)= .73473[.391]	F(1, 18)= .52345[.479]
C:Normality	CHSQ(2)= .96522[.617]	Not applicable
D:Heteroscedasticity	CHSQ(1)= 1.0371[.309]	F(1, 24)= .99705[.328]

A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation
B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values
C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals
D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

Archive of SID

www.SID.ir

جدول شماره‌ی سه - تخمین مدل پویای خطی- لگاریتمی تقاضای گوشت قرمز بدون عرض از مبدأ

Autoregressive Distributed Lag Estimates
ARDL(1,1,0,0,0) selected based on Schwarz Bayesian Criterion

Dependent variable is LNQT
26 observations used for estimation from 1357 to 1382

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
LNQT(-1)	.42235	.10582	3.9912[.001]
LNPT	-1.2376	.19905	-6.2175[.000]
LNPT(-1)	.85684	.11871	7.2181[.000]
LNPCT	.38685	.15890	2.4345[.024]
LNYT	.11717	.021668	5.4074[.000]
DT	-.069763	.047160	-1.4793[.155]

R-Squared	.85987	R-Bar-Squared	.82483
S.E. of Regression	.073311	F-stat. F(5, 20)	24.5442[.000]
Mean of Dependent Variable	1.7422	S.D. of Dependent Variable	.17516
Residual Sum of Squares	.10749	Equation Log-likelihood	34.4576
Akaike Info. Criterion	28.4576	Schwarz Bayesian Criterion	24.6833
DW-statistic	2.1228	Durbin's h-statistic	-.37175[.710]

Diagnostic Tests

Test Statistics	LM Version	F Version
A:Serial Correlation	CHSQ(1)= .52724[.468]	F(1, 19)= .39327[.538]
B:Functional Form	CHSQ(1)= .063925[.800]	F(1, 19)= .046830[.831]
C:Normality	CHSQ(2)= .92734[.629]	Not applicable
D:Heteroscedasticity	CHSQ(1)= .95118[.329]	F(1, 24)= .91136[.349]

A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation
B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values
C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals
D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

Archive of SID

www.SID.ir

جدول شماره‌ی چهار - تخمین مدل بلند مدت تقاضای گوشت قرمز در ایران

Estimated Long Run Coefficients using the ARDL Approach
ARDL(1,1,0,0,0) selected based on Schwarz Bayesian Criterion

Dependent variable is LNQT
26 observations used for estimation from 1357 to 1382

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
LNPT	-.65916	.30110	-2.1892[.041]
LNPCT	.66969	.29518	2.2687[.035]
LNYT	.20283	.013079	15.5080[.000]
DT	-.12077	.072553	-1.6646[.112]

جدول شماره‌ی پنج - تخمین مدل تصحیح خطای گوشت قرمز در ایران

Error Correction Representation for the Selected ARDL Model
ARDL(1,1,0,0,0) selected based on Schwarz Bayesian Criterion

Dependent variable is dLNQT
26 observations used for estimation from 1357 to 1382

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
dLNPT	-1.2376	.19905	-6.2175[.000]
dLNPCT	.38685	.15890	2.4345[.024]
dLNYT	.11717	.021668	5.4074[.000]
dDT	-.069763	.047160	-1.4793[.154]
ecm(-1)	-.57765	.10582	-5.4588[.000]

List of additional temporary variables created:
dLNQT = LNQT-LNQT(-1)
dLNPT = LNPT-LNPT(-1)
dLNPCT = LNPCT-LNPCT(-1)
dLNYT = LNYT-LNYT(-1)
dDT = DT-DT(-1)
ecm = LNQT + .65916*LNPT -.66969*LNPCT -.20283*LNYT + .12077*DT

R-Squared	.83754	R-Bar-Squared	.79692
S.E. of Regression	.073311	F-stat. F(4, 21)	25.7759[.000]
Mean of Dependent Variable	-.013661	S.D. of Dependent Variable	.16268
Residual Sum of Squares	.10749	Equation Log-likelihood	34.4576
Akaike Info. Criterion	28.4576	Schwarz Bayesian Criterion	24.6833
DW-statistic	2.1228		

R-Squared and R-Bar-Squared measures refer to the dependent variable
dLNQT and in cases where the error correction model is highly
restricted, these measures could become negative.

www.SID.ir