اقتصاد کشاورزی / جلد ۱۰/ شماره ۲/ صفحه‌های۱۴۵-۱۳۱

کاربرد نظام تقاضای معکوس ترکیبی (SIDS) برای محصولات گوشتی در استان مازندران

کمال عطائی سلوط، محمود صبوحی، کمیل مهجوری کارمزدی[۱]

تاریخ دریافت: ۱۳۹٤/۱۲/۰٤ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۰٤/۰۱

چکیده

نوسان‌های قیمت مواد غذایی، یکی از دشواری‌های تاریخی اقتصاد ایران بوده که نارضایتی در بین همه گروه‌های جامعه و بدنبال آن، به چالش کشیدن مسئولان و دولتمردان را در پی داشته است. از این رو، ثبات و تنظیم بازار این محصولات و ایجاد قیمت‌های متعادل برای آنها یکی از نگرانی‌های معمول سیاستگذاران است. محصولات گوشتی همواره جزء محصولات مهم و ضروری برای افراد جامعه ایرانی بوده است. در این تحقیق، نظام توابع تقاضای محصولات گوشتی برای گوشت سفید (مرغ)، گوشت قرمز (گاو) و گوشت آبزیان (ماهیان) در مناطق شهری استان مازندران در قالب سیستم تقاضای ترکیبی معکوس (SIDS) طی دوره زمانی۱۳۹۲-۱۳۶۷ برآورد شده است. پس از آزمون ضریب‌ها، نتایج مشخص کرد که از بین ۴ نظام تقاضای IROT، ICBS، IAIDS و INBR، تنها نظام تقاضای INBR با داده‌های تحقیق سازگار است. همچنین کشش‌های جبرانی و غیرجبرانی متقاطع نشان از جانشینی انواع گوشت دارد. بر پایه کشش مقیاس، گوشت قرمز محصولی لوکس و گوشت سفید و آبزیان محصولی عادی (نرمال) و ضروری است.

طبقه‌بندی JEL: B21, B41, C01, C32.

واژه‌های کلیدی: استان مازندران، نظام تقاضای معکوس ترکیبی (SIDS)، کشش تابع تقاضا، محصولات گوشتی.

[۱] به ترتیب دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی دانشگاه زابل ،استاد و دانشجوی اقتصاد کشاورزی دانشگاه فردوسی مشهد.
Email: Kamal.ataie.s@gmail.com

مقدمه

نوسان‌های قیمت مواد غذایی، یکی از دشواری‌های تاریخی اقتصاد ایران بوده که نارضایتی در بین همه‌ی گروه‌های جامعه و بدنبال آن، به چالش کشیدن مسئولان و دولتمردان را در پی داشته است. از این رو، ثبات و تنظیم بازار این محصولات و ایجاد قیمت‌های متعادل برای آنها یکی از نگرانی‌های همیشگی سیاستگذاران است. بنابراین تعیین میزان تأثیرپذیری میزان تقاضای یک محصول کشاورزی از تغییرات قیمت آن محصول و محصولات دیگر، همواره از موضوع‌های با اهمیت برای تنظیم بازار محصولات کشاورزی بوده است. برگزیدن تصمیم‌های مستدل و اثربخش در زمینه تنظیم بازار محصولات کشاورزی نیازمند آگاهی از ضریب کشش قیمتی خودی و متقاطع تابع تقاضا است (صبوحی و احمدپور، ۱۳۹۲).

محصولات گوشتی همواره جزء محصولات مهم و ضروری برای افراد جامعه ایرانی بوده است به طوری که در سال ۱۳۹۰، زیرگروه گوشت ۲۵/۱۳ درصد از میانگین هزینه مواد خوراکی یک خانوار مازندرانی را تشکیل داده است. در این زیرگروه، سهم هزینه‌های گوشتی خانوار به ازای گوشت قرمز (گوسفند، گاو و گوساله) ۲۰/۸۸ درصد، گوشت سفید (مرغ) ۳۹/۵۶ درصد و گوشت آبزیان (ماهیان پرورشی و دریایی) ۳۹/۵۶ درصد بوده است. مصرف سرانه محصولات گوشتی در سال ۱۳۸۹ برای گوشت قرمز ۱۵/۲۵ کیلوگرم، گوشت مرغ ۲۲/۹ کیلوگرم و برای گوشت آبزیان ۸/۵ کیلوگرم می‌باشد (وزارت جهاد کشاورزی، ۱۳۹۳؛ بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، ۱۳۹۳). با توجه به جایگاه محصولات گوشتی در سبد غذایی خانوارها و تأمین امنیت غذایی آنها، این گروه کالایی همواره مورد توجه دولتمردان بوده است. در نتیجه در ایران نیز همانند دیگر کشورهای در حال توسعه، چگونگی واکنش مردم به قیمت انواع محصولات گوشتی و اینکه به طور کلی مصرف‌کنندگان چگونه هزینه‌های مصرفی خود را بین کالاها و خدمات متفاوت تخصیص می‌دهند، همیشه از موضوع‌های خاص مورد علاقه اقتصاددانان و سیاستگذاران می‌باشد (فلسفیان و قهرمان‌زاده، ۱۳۹۱؛ البغدادی و العشری، ۲۰۱۰).

هدف از این پژوهش آن است که برای نخستین بار در ایران نشان داده شود، چگونه هزینه‌های تقاضای محصول، می‌تواند از نظام (سیستم) تقاضای ترکیبی معکوس (SIDS)[1]محصول نشأت بگیرد که رویکرد معمولی تقاضای بارتن (۱۹۹۳) را به تقاضای معکوس

[1] Synthetic Inverse Demand System (SIDS).

بسط می‌دهد. تحقیقات گسترده‌ای پیرامون نظام‌های تقاضای مستقیم در ایران صورت گرفته است.

فلسفیان و قهرمان‌زاده (۱۳۹۱) در تحقیق خود با عنوان انتخاب نظام تابعی مناسب برای تحلیل تقاضای انواع گوشت در ایران، برای پرهیز از تحمیل شکل تابعی خاص بر نظام تقاضای گوشت، از نظام تقاضای تفاضلی تعمیم‌یافته (GODDS)[۱] استفاده کردند. نتایج حاصل از آزمون انتخاب نظام مناسب تابعی در الگوی GOODS نشان می‌دهد، نظام تقاضای تقریباً ایده‌آل (AIDS) سازگاری بیشتری با رفتار واقعی خانوارهای ایرانی دارد. همچنین نتایج حاصل از محاسبه کشش‌های درآمدی در این نوع تابع تقاضا حکایت از لوکس بودن گوشت‌های گوسفند و ماهی و ضروری بودن گوشت گوساله و مرغ دارد. برای خانوارهای ایرانی، بر پایه میزان‌های کشش قیمتی متقاطع، انواع گوشت بیشترین تأثیرپذیری را از قیمت گوشت گوسفند دارند و قیمت دیگر گوشت‌ها تأثیر کمتری بر مصرف آن دارد.

شفیعی (۱۳۹۰) در تحقیق خود به شناسایی عامل‌های مؤثر بر تقاضا و چگونگی افزایش مصرف آبزیان در استان کرمان (۸۷-۱۳۶۸) با استفاده از AIDS و برآورد کشش‌های قیمتی و غیرقیمتی توابع تقاضای مارشال و هیکس پرداخت. بنا بر یافته‌های تحقیق، کشش متقاطع میان گوشت مرغ و ماهی نشان‌دهنده حالت جانشینی این محصولات است و کشش درآمدی آبزیان نشان از ضروری بودن این محصول در بین مصرف‌کنندگان مناطق شهری و لوکس بودن این محصول در بین مصرف‌کنندگان روستایی دارد. قربانی و همکاران (۱۳۸۹) با استفاده از داده‌های دوره زمانی ۸۱-۱۳۶۷، الگوی تصحیح خطای AIDS برای انواع گوشت در ایران را برآورد کردند. نتایج تحقیق، گویای کوچکتر بودن کشش‌های دوره بلندمدت نسبت به کوتاه مدت بوده است. کشش درآمدی دوره‌ی کوتاه و بلندمدت گویای آن است که در کوتاه‌مدت و بلندمدت گوشت مرغ و در بلندمدت گوشت ماهی کالاهایی ضروری می‌باشند.

در این تحقیق، به برآورد نظام‌یافته (سیستمی) توابع تقاضای محصولات گوشتی شامل گوشت سفید (مرغ)، گوشت قرمز (گاو) و گوشت آبزیان (ماهیان) در مناطق شهری استان مازندران در قالب نظام تقاضای ترکیبی معکوس (SIDS) طی دوره زمانی ۱۳۹۲-۱۳۶۷ پرداخته می‌شود. هدف از این تحقیق، تعیین میزان حساسیت تقاضای انواع گوشت نسبت به تغییرات قیمتی و درآمدی مصرف‌کنندگان آن طی دوره زمانی مورد برررسی در استان مازندران می‌باشد.

---

[۱] Generalized Ordinary Differential Demand System (GODDS).

مواد و روش‌ها

برای تبدیل شکل تجربی به شکل تقاضای معکوس برای محصولات گوشتی، یک نظام تقاضای معکوس را به عنوان ترجیح‌های مصرف‌کننده به صورت رابطه (۱) مشخص می‌کنیم (پارکر و همکاران، ۲۰۰۴):

$$p_i=g_i(q_1,\ldots,q_n,m), \quad i=1,\ldots,n \qquad (۱)$$

که p_i و q_i قیمت و میزان تقاضای i امین محصول (انواع گوشت) و m هزینه‌های اختصاص داده شده برای انواع محصولات مصرفی افراد می‌باشد. با دانستن این حقیقت که g_i نسبت به درآمد همگن خطی است، می‌توان آن را به صورت عادی (نرمال) شده نوشت:

$$v_i=g_i(q_1,\ldots,q_n), \quad i=1,\ldots,n \qquad (۲)$$

که در رابطه (۲)، v_i قیمت نرمال شده‌ی محصولات i به صورت p_i/m می‌باشد. با فرض دیفرانسیل‌پذیری، محدودیت تئوری مطلوبیت توابع تقاضا می‌تواند به آسانی برای توابع نرمال مشتق‌شده نیز، بیان شود. بر این پایه، مشتق لگاریتمی توابع معکوس تقاضا را به صورت رابطه (۳) داریم:

$$dlnv_i=\sum_j b_{ij} dlnq_j \qquad (۳)$$

که b_{ij} تغییرات غیرجبرانی قیمت محصول i (کشش قیمت با توجه به میزان) است. رابطه (۳) می‌تواند بر حسب اثرات مقیاس و جانشینی تفسیر شود. بر پایه بسط بارتن و بتندروف (۱۹۸۹)، رابطه (۳) را به صورت رابطه (۴) داریم:

$$w_i dlnv_i=\sum_j r_{ij} dlnq_j + r_i dlnQ \qquad (IROT) \qquad (۴)$$

که $w_i=v_iq_i$ سهم بودجه‌ای محصول i ام و dlnQ شاخص مقداری مشتق جزئی است. اگر r_{ij} و r_i ثابت نگه داشته شوند، آنگاه رابطه (۴) به صورت یک شکل تجربی نظام تقاضای معکوس روتردام (IROT)[۱] تبدیل می‌شود (بارتن و بتندروف، ۱۹۸۹).

نظام تقاضای جزئی معکوس دیگری را می‌توان با بازنویسی همسان رابطه‌های (۳) و (۴) ایجاد کرد. به منظور دستیابی به یک شکل تجربی ما نظام IROT را مشابه ۳ نظام دیگر معکوس AIDS (IAIDS)، معکوس CBS (ICBS)[۲] و معکوس NBR (INBR)[۳] جایگذاری می‌کنیم که در ادامه

---

[۱] Inverse Rotterdam Demand System (IROT).

[۲] Central Bureau of Statistics (ICBS).

[۳] National Bureau of Research (INBR).

به صورت خلاصه تشریح می‌شود. بارتن و بتندروف (۱۹۸۹)، یک مدل خطی معکوس AIDS را از برقراری شرط اولیه به صورت رابطه (۵) به دست آوردند که در آن a_{ij} و a_i ضریب‌های ثابت تجربی هستند:

$$dwi = \sum_j a_{ij} dlnq_j + a_i dln\mathrm{Q} \quad \text{(IAIDS)} \qquad (۵)$$

معکوس CBS (ICBS)، که در آغاز توسط لیتینن و تیل (۱۹۷۹) و بعدها توسط بارتن و بتندروف (۱۹۸۹)، پیشنهاد شد می‌تواند با اضافه کردن $w_i dlnQ$ به هر دو سمت رابطه (۴) به دست آید که به طور خلاصه در رابطه (۶) نشان داده شده است:

$$w_i dln\frac{p_i}{p} = \sum_j r_{ij} dlnq_j + a_i dln\mathrm{Q} \quad \text{(ICBS)} \qquad (۶)$$

که $dlnP=\sum_j w_i dlnp_j$ تغییرات لگاریتمی شاخص قمیت دیویژیا[۱] و r_{ij} و a_i ضریب‌های ثابت هستند. ICBS تسهیم ضریب مقیاس مدل IAIDS و ضریب مقداری مدل IROT است. متغیر وابسته مدل ICBS قیمت نسبی محصولات i می‌باشد. نوز (۱۹۹۴) نظام تقاضای مستقیم NBR را پیشنهاد داد که می‌تواند با کم کردن $w_i dlnQ$ از دو طرف مدل IAIDS در رابطه (۵)، دوگان نظام تقاضای INBR بدست آید:

$$dw_i - w_i dlnQ = \sum_j a_{ij} dlnq_j + r_i dln\mathrm{Q} \qquad (۷)$$

که در این نظام فرض ثابت بودن ضرائب a_{ij} و r_i برقرار است. همچنین در سمت راست رابطه (۷) ضریب‌های مقیاس IROT و ضریب‌های مقداری IAIDS قرار دارد.

حال با ۴ نظام تقاضایی که در دست داریم می‌توانیم یک نظام تقاضای معکوس انعطاف‌پذیر بسازیم که همه‌ی آنها را در خود جای داده باشد. این ادبیات بسط داده شده توسط بارتن (۱۹۹۳) پیشنهاد شده است. گسترش روش بارتن برای نظام تقاضای معکوس، در پژوهش برون و همکاران (۱۹۹۵) نیز آمده است و کاربرد دیگر آن را در پژوهش ایلز و همکاران (۱۹۹۷) می‌توان یافت. نوآوری مدل ترکیبی بارتن در این است که در عمل، ضریب‌های جزئی در یک مدل بهتر از مشابه آن در چند مدل دیگر است. این حرکت ترکیب مدل‌ها اجازه می‌دهد که برای مدل مشخصی، هدف‌های خاص انتخاب شود.

همان طور که مشاهده شد، سمت راست هر ۴ نظام تقاضا متفاوت است در حالی که سمت راست آنها ترکیب خطی از متغیرهای مشابه است. این شرایط اجازه می‌دهد که ۴ نظام به صورت زیر نوشته شود:

---

[۱] Divisia Price Index

$$\begin{aligned}&\text{IROT: } y_i^R = X'\prod_i^R + \varepsilon_i^R \\ &\text{ICBS: } y_i^C = X'\prod_i^C + \varepsilon_i^C \\ &\text{IAIDS: } y_i^A = X'\prod_i^A + \varepsilon_i^A \\ &\text{INBR: } y_i^N = X'\prod_i^N + \varepsilon_i^N\end{aligned} \quad (۸)$$

یک ترکیب خطی از ۴ نظام بالا می‌تواند به صورت زیر نوشته شود:

$$\alpha_R y_i^R + \alpha_C y_i^C + \alpha_A y_i^A + \alpha_N y_i^N = X'\prod\nolimits_i + \varepsilon_i \quad (۹)$$

که $\prod = \alpha_R \prod_i^R + \alpha_C \prod_i^C + \alpha_A \prod_i^A + \alpha_N \prod_i^N$ و ε_i جز اخلال می‌باشد. با عادی (نرمال) کردن با وزن α_k برای یکی داریم:

$$y_i^R = X'\prod\nolimits_i + \alpha_C(y_i^R - y_i^C) + \alpha_A(y_i^R - y_i^A) + \alpha_N(y_i^R - y_{i)}^N \quad (۱۰)$$

در نهایت، رابطه (۱۰) را می‌توانیم به صورت رابطه (۱۱) بازنویسی کنیم:

$$\begin{aligned}y_i^C - y_i^R &= w_i dln\left(\frac{p_i}{P}\right) - w_i dln\left(\frac{p_i}{M}\right) = w_i dlnQ \\ y_i^A - y_i^C &= w_i dln\left(\frac{p_i q_i}{P}\right) - w_i dln\left(\frac{p_i}{P}\right) = w_i dln(q_i/Q) \\ y_i^N - y_i^A &= dw_i - w_i dlnQ - dw_i = -w_i dlnQ\end{aligned} \quad (۱۱)$$

رابطه (۱۱) اجازه می‌دهد که نظام ترکیبی که قابل برآورد است را به صورت رابطه (۱۲) داشته باشیم:

$$y_i^R = X\pi_i + \theta_1(y_i^R - y_i^C) + \theta_2(y_i^R - y_i^N) \quad (۱۲)$$

که $\theta_1 = \alpha_C + \alpha_A$ و $\theta_2 = \alpha_N + \alpha_A$. در ارتباط با متغیرهای اساسی با ۴ محصول داریم:

$$\begin{aligned}&\bar{w}_i dlnv_i = \sum_j \pi_{ij}\, dlnq_j + \pi_i dlnQ - \theta_1 w_i dlnQ - \theta_2 w_i dln\left(\frac{q_i}{Q}\right) = \\ &\sum_j (\pi_{ij} - \theta_2 w_i \delta_{ij} + \theta_2 w_i w_j) dlnq_j + (\pi_i - \theta_1 w_i) dlnQ\end{aligned} \quad (۱۳)$$

این نظام آشیانه‌ای[۱]، نظام تقاضای معکوس ترکیبی (SIDS)[۲] نام دارد. مشخصه‌های (پارامترهای) θ_1 و θ_2 می‌توانند به عنوان اثرات جانشینی و مقیاس مدل IAIDS در نظر گرفته شود. اگر $\theta_1 =$

[۱] Nesting System.

[۲] Synthetic Inverse Demand System (SIDS).

$\theta_2 = 0$ باشد آنگاه مدل SIDS با از بین رفتن اثرات IAIDS به IROT ساده می‌شود. اگر $\theta_1 = 1$ $\theta_2 = 1$ باشد هر دو اثر مدل IAIDS موجود و مدل SIDS به IAIDS تبدیل می‌شود. اگر $\theta_1 = 0$ و $\theta_2 = 1$ باشد، مدل SIDS به مدل ترکیبی ICBS تبدیل می‌شود. اگر $\theta_1 = 0$ و $\theta_2 = 1$ باشد، مدل SIDS به مدل متمم ترکیبی INBR تبدیل می‌شود.

دو مجموعه محدودیت در مشخصه‌های رابطه (۱۳) وجود دارد. بر پایه نظام مستقیم تقاضای ترکیبی بارتن، می‌توانیم بسیاری از محدودیت‌های مشخصه‌ای فرضیه (تئوری) مصرف را بر این رابطه اعمال کنیم. محدودیت‌ها عبارت‌اند از:

$$\sum_i (\pi_{ij} - \theta_2 w_i \delta_{ij} + \theta_2 w_i w_j) = \sum_i \pi_{ij} = 0 \qquad (Addingup), \qquad (۱۴)$$

$$\sum_i (\pi_i - \theta_1 w_i) = -1 \qquad (Addingup),$$

$$\sum_j (\pi_{ij} - \theta_2 w_i \delta_{ij} + \theta_2 w_i w_j) = \sum_j \pi_{ij} = 0 \qquad (Homogeneity)$$

$$\pi_{ij} = \pi_{ji} \qquad (Symmetry)$$

همچنین کشش‌های مقداری و مقیاس به آسانی از رابطه (۱۳) قابل استحصال است. کشش‌های مقیاس[۱]، متقاطع جبرانی[۲]، خودمقداری جبرانی[۳]، غیرجبرانی مقداری[۴]، و کشش موریشیما[۵] از روابط (۱۵) الی (۱۹) عبارت است از:

$$f_i = \frac{\pi_i}{w_i} - \theta_1 \qquad (۱۵)$$

$$f_{ij}^* = \frac{\pi_{ij}}{w_i} + \theta_2 w_j \qquad (۱۶)$$

$$f_{ii}^* = \frac{\pi_{ii}}{w_i} - \theta_2 + \theta_2 w_j \qquad (۱۷)$$

$$f_{ij} = f_{ij}^* + w_j f_i \qquad (۱۸)$$

$$\sigma_{ij} = f_{ji}^* - f_{ii}^* \qquad (۱۹)$$

---

[۱] Scale Elasticity.

[۲] Compensated Cross-Quantity Elasticity.

[۳] Compensated Own-Quantity Elasticity.

[۴] Uncompensated Quantity Elasticity.

[۵] Morishima Elasticity.

داده‌های مورد استفاده در این تحقیق، شامل شاخص قیمت گوشت سفید، گوشت آبزیان و گوشت قرمز،؛ درآمد خانوار شهری و روستایی؛ و سهم هزینه‌ای انواع گوشت نام برده شده از درآمد خانوار می‌باشد که از پایگاه‌های اطلاع‌رسانی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران (۱۳۹۳)، مرکز آمار ایران (۱۳۹۲) و وزارت جهاد کشاورزی (۱۳۹۳) گردآوری شده است.

نتایج و بحث

در این پژوهش با هدف تحمیل نکردن نظام مشخص تابعی در برآورد تابع تقاضای انواع گوشت سفید، گوشت آبزیان و گوشت قرمز در استان مازندران، از نظام تقاضای معکوس ترکیبی (SIDS)، استفاده شده است. به منظور برآورد رابطه (۱۳) که شکل کلی نظام تقاضای معکوس ترکیبی (SIDS) است، یکی از معادله‌های مربوط به گوشت را حذف و آن‌گاه دیگر معادله‌ها، با اعمال فرض‌های همگنی و همجمعی برآورد شده است. بر این پایه، معادله‌ی مربوط به گوشت قرمز، حذف و معادلات گوشت مرغ (معادله اول) و گوشت آبزیان (معادله دوم) بر پایه آن برآورد شده است. در جدول (۱)، P_1 متغیر وابسته معادله اول برابر $W_1*dLn(P_1/Income)$ که سهم هزینه مرغ ضرب در تغییرات لگاریتم نسبت قیمت مرغ به درآمد (قیمت نسبی مرغ) می‌باشد. P_2 متغیر وابسته معادله دوم برابر $W_2*dLn(P_2/Income)$ که سهم هزینه ماهی ضرب در تغییرات لگاریتم نسبت قیمت ماهی به درآمد (قیمت نسبی ماهی)، P_i قیمت مربوط به هر کدام از کالاها و M هزینه‌های واقعی انواع گوشت می‌باشد. q_1 میزان مصرف مرغ که برابر تغییرات لگاریتم مقدار مصرف مرغ منهای میزان مصرف گوشت قرمز ($dLn(q_1-q_3)$)؛ q_2 میزان مصرف ماهی که برابر تغییرات لگاریتم مقدار مصرف ماهی منهای مقدار مصرف گوشت قرمز ($dLn(q_2-q_3)$) و Q شاخص مقداری کل لاسپیرز[۱] ($Sum(P_{0i}q_{ti})/Sum(P_{0i}q_{0i})$) است. همچنین W_{1q} برابر W_1*dLnq، W_{2q} برابر W_2*dLnq، W_{1qq} برابر $W_1*dLn(q_1/Q)$ و W_{2qq} برابر $W_2*dLn(q_2/Q)$ است. در ادامه نظام تقاضای معکوس ترکیبی (SIDS) با استفاده از روش SURE و 3SLS برآورد شده که نتایج آن در جدول (۱) نشان داده شده است.

[۱] Laspiers

جدول (۱) ضریب‌های برآورد شده‌ی نظام تقاضای معکوس ترکیبی (SIDS) برای انواع گوشت به روش SURE.

ضریب‌ها / معادله‌ها	گوشت سفید	گوشت آبزیان	گوشت قرمز	π_i شاخص دیویژیا[1]	عرض از مبدأ	θ_1	θ_2	R^2
معادله اول (P_1 متغیر وابسته) گوشت سفید	-۰/۰۶۶ (۰/۰۲۲)**	۰/۰۰۲ (۰/۰۰۶)	۰/۰۶۴ (/۰۳۲)	-۰/۱۳۸ (۰/۱۵۴)	-۰/۰۰۴ (۰/۰۰۱)	۰/۵۸	-۰/۱۴	۰/۷۳
معادله دوم (P_2 متغیر وابسته) گوشت آبزیان	-۰/۱۲۱ (۰/۰۲۴)**	۰/۰۴۴ (۰/۰۱۲)**	۰/۰۷۷ (۰/۰۳)	-۰/۸۱۴ (۰/۲۵۷)	-۰/۰۲۶ (۰/۰۰۳)			۰/۶
معادله سوم (P_3 متغیر وابسته) گوشت قرمز	۰/۱۸۷ (۰/۰۹)	-۰/۰۴۶ (۰/۰۲)	-۰/۱۴۱ (۰/۰۷)	۰/۹۵ (۰/۰۴۲)	۰/۰۳ (۰/۰۰۱۵)			

منبع: یافته‌های تحقیق؛ نکته: خانه‌هایی که با رنگ تیره نمایش داده شده است، با استفاده از اعمال فرض‌های همگنی و همجمعی محاسبه شده است.

برای انتخاب بهترین روش برآورد از آزمون هاسمن[2] استفاده شده که با توجه به اینکه آماره کای-دو (χ^2) برابر ۴۱/۰۵ به دست آمده است، فرضیه صفر مبنی بر اینکه اختلاف ضریب‌ها نظام‌یافته (سیستماتیک) نیست، پذیرفته می‌شود؛ بنابراین برای برآورد از روش SURE استفاده شد. سپس آزمون بروچ-گادفری[3] برای سنجش خودهمبستگی در مدل انجام شده و مقدار آماره کای-دو (χ^2) برابر با ۲/۴۸ به دست آمد که در نتیجه فرضیه صفر مبنی نبود خودهمبستگی مورد پذیرش قرار می‌گیرد؛ بنابراین تخمین با استفاده از روش SURE مشکلی ندارد. لازم به یادآوری است، با توجه به استفاده از داده‌های دوره زمانی در این بررسی، در آغاز آزمون‌های ایستایی[4] برای همه متغیرهای مدل انجام شده که نتایج نشان داد که همه‌ی متغیرها در سطح ایستا می‌باشند. در

[1] ضریب شاخص مقداری

[2] Hausman Test

[3] Breusch–Godfrey Test

[4] Stationary Test

این پژوهش، برای تعیین بردار همجمعی یا رابطه تعادلی بلندمدت متغیرها، از آزمون همگرایی یوهانسون-جوسیلیسوس[۱] استفاده شده است چراکه این آزمون در مواردی که بیش از یک رابطه بلندمدت میان متغیرها وجود داشته باشد، در مقایسه با آزمون دومرحله‌ای انگل-گرنجر دارای کارایی بیشتری است. برای این کار بایستی از آزمون اثر[۲] و بیشینه مقدار ویژه[۳]، شمار r بردار همجمعی میان متغیرهای مدل تعیین شود. با توجه به نتایج در هر یک از معادله‌های گوشت مرغ و آبزیان، هر دو معیار اثر و بیشینه مقدار ویژه، دو بردار همجمعی میان متغیرهای مورد نظر وجود دارد که نتایج آن در جدول (۲) نشان داده شده است.

در گام بعدی، بایستی برابری θ_1 و θ_2 را با صفر و یک آزمون کرد تا مشخص شود که کدامیک از نظام‌های تقاضای IROT، ICBS، IAIDS و یا INBR با داده‌های تحقیق سازگار است. با توجه به آماره کای-دو (χ^2) در آزمون LR[۴] در جدول (۳) فرضیه صفر مبنی بر $\theta1=0$ و $\theta2=1$، در مدل نظام INBR رد نشده است، بنابراین نظام INBR به عنوان نظام سازگار با داده‌ها از بین ۴ نظام انتخاب می‌شود.

جدول (۲) آزمون یوهانسون-جوسیلویس برای تعیین بردار همجمعی در معادله‌های تقاضای گوشت مرغ و گوشت آبزیان در استان مازندران

	ردیف	آزمون بیشینه مقدار ویژه				آزمون اثر				
		آماره آزمون	مقدار بحرانی	احتمال	فرضیه مخالف	آماره آزمون	مقدار بحرانی	احتمال	فرضیه مخالف	فرضیه صفر
گوشت مرغ	۱	۳۲/۰۶	۲۱/۱۳	۰/۰۰	r=1	۴۸/۲۶	۲۹/۷۹	۰/۰۰	r≥1	r=0
	۲	۱۱/۷۷	۱۴/۲۶	۰/۱۱۹	r=2	۱۶/۱۹	۱۵/۴۹	۰/۰۳۹	r≥2	r≤1
	۳	۴/۴۲	۳/۸۴	۰/۰۳۵	r=3	۴/۴۲	۳/۸۴	۰/۳۵	r≥3	r≤2
گوشت آبزیان	۴	۳۱/۰۵	۲۱/۱۳	۰/۰۰	r=1	۴۱/۱۹	۲۹/۷۹	۰/۰۰	r≥1	r=1
	۵	۶/۶۹	۱۴/۲۶	۰/۵۲	r=2	۱۰/۱۳	۱۵/۴۹	۰/۲۷	r≥2	r≤1
	۶	۳/۴۴	۳/۸۴	۰/۰۶	r=3	۳/۴۴	۳/۸۴	۰/۰۶	r≥3	r≤2

منبع: یافته‌های تحقیق.

[۱] Jhoansen and Juselius cointegration Test
[2] Trace Test
[3] Maximum Eigenvalue Test
[۴] Likelihood-ratio test

جدول (۳) آزمون ضریب‌های θ_1 و θ_2 برای تعیین نظام مناسب تقاضای گوشت در استان مازندران

مشخصه‌ها / نظام‌ها	θ_1	θ_2	LR (χ^2)	سطح اطمینان
IROT	۰	۰	۱۵/۸	۰/۰۰۳
ICBS	۱	۰	۷/۲۱	۰/۰۲۷
IAIDS	۱	۱	۴/۵۳	۰/۰۰۰۱
INBR	۰	۱	۴/۲۸	۰/۱۱۷

منبع: یافته‌های تحقیق.

در جدول (۴) نتایج بدست‌آمده از برآورد نظام INBR برای ۳ نوع گوشت سفید، آبزیان و قرمز نشان داده شده است. معنی‌داری بسیاری از مشخصه‌های نظام INBR، در فاصله اطمینان ۹۹ درصد بوده و آماره‌ی ضریب تعیین نیز نشانگر آن است که در مدل اول و دوم، متغیرهای مستقل توانسته‌اند به ترتیب ۷۴ و ۵۹ درصد از تغییرات متغیر وابسته را توضیح دهند. از آنجایی که نمی‌توان تفسیرهای مستقیمی از مشخصه‌های برآورد شده‌ی نظام INBR ارائه کرد، کشش‌های مختلف با توجه به مشخصه‌های برآورد شده در جدول (۴) محاسبه و در جدول (۵) گزارش شده است. مقادیر کشش‌های جبرانی در این جدول، در واقع جبرانی برای اثرات درآمدی می‌باشد. بر پایه مبانی تئوریک برای اینکه نتایج به دست آمده با رفتار بیشینه‌کننده رفاه مصرف کنندگان عقلائی، سازگار باشد، باید همه‌ی کشش‌های خودقیمتی جبرانی منفی باشند که کشش‌های خودقیمتی هر سه نوع گوشت، منفی می‌باشند. کشش‌های متقاطع جبرانی، نشان‌دهنده‌ی روابط جانشینی و یا مکملی بین محصولات گوشتی می‌باشد که میزان‌های مثبت همه‌ی کشش‌ها در جدول (۵)، نشان‌دهنده‌ی وجود یک رابطه رقابتی در مصرف و جانشینی این محصولات با یکدیگر می‌باشد.

جدول (۴) ضریب‌های برآورد شده‌ی نظام تقاضای INBR برای انواع گوشت به روش SURE

ضرایب/معادله	گوشت سفید	گوشت آبزیان	گوشت قرمز	π_i شاخص دیویژیا	عرض از مبدأ	θ_1	θ_2	R^2
معادله اول	-۰/۰۵۵	۰/۰۰۲۵	۰/۰۵۲۵*	-۰/۱۱۶۴	-۰/۰۰۳۷	۰	۱	۰/۷۴
گوشت سفید	(۰/۰۲۱۹)**	(۰/۰۰۵۶)	(/۰۲۶)	(۰/۰۳۷۲)	(۰/۰۰۱)			
معادله دوم	-۰/۱۰۸۶	۰/۰۳۳۷	-۰/۱۴۲۳	-۰/۳۴۰۹	-۰/۰۲۳۲			۰/۵۹
گوشت آبزیان	(۰/۰۲۴)**	(۰/۰۱۱)**	(۰/۰۷۱)	(۰/۴۵۸۴)	(۰/۰۰۳)			
معادله سوم	-۰/۰۵۳۶	-۰/۰۳۶۲	-۰/۰۸۹۸	۰/۵۴۲۷	۰/۰۲۶۹			
گوشت قرمز	(۰/۰۲)	(۰/۰۱۸)	(۰/۰۴۵)	(۰/۲۷۲۷)	(۰/۰۱۳)			

منبع: یافته‌های تحقیق؛ *: خانه‌هایی که با رنگ تیره نمایش داده شده است، با استفاده از اعمال فروض همگنی و هم-جمعی محاسبه شده است.

در جدول (۵)، کشش مقداری متقاطع گوشت قرمز نسبت به گوشت سفید (f_{ij}^{*}=۰/۱۳۲) از کشش مقداری متقاطع گوشت سفید نسبت به گوشت قرمز (f_{ij}^{*}=۰/۳۳۸) کمتر است که نشان می‌دهد اگر چه این دو نوع گوشت در بین مصرف‌کنندگان آن جانشین به شمار می‌آیند اما حساسیت گوشت سفید نسبت به تغییرات قیمت گوشت قرمز بیشتر از حساسیت گوشت قرمز نسبت به تغییرات قیمت گوشت سفید می‌باشد. برای دیگر کشش‌های متقاطع نیز تفسیر فوق به همین نحو قابل تبیین است. همچنین بر پایه مقادیر کشش‌های متقاطع انواع گوشت، قیمت گوشت آبزیان به طور نسبی، تأثیر زیادی را بر مصرف گوشت سفید و قرمز می‌گذارد و مصرف گوشت آبزیان نیز تأثیر بسیاری از قیمت گوشت سفید می‌پذیرد. در جدول (۵) کشش‌های مقیاس نیز برای انواع گوشت محاسبه شده است که نشان‌دهنده عادی بودن محصولات گوشت سفید و آبزیان و لوکس بودن محصول گوشت قرمز است؛ بدین معنا که اگر مقیاس کل بازار گوشت استان یک درصد کاهش یابد، قیمت گوشت سفید و آبزیان کمتر از یک واحد و قیمت گوشت قرمز بیشتر از یک واحد افزایش خواهد یافت.

جدول(۵) محاسبه کشش‌های خودقیمتی و متقاطع جبرانی و کشش مقیاس مربوط به انواع گوشت

نوع کشش / نوع گوشت	کشش خودمقداری و متقاطع جبرانی			کشش مقیاس
	گوشت سفید	گوشت آبزیان	گوشت قرمز	
گوشت سفید	-۰/۷۴۶	۰/۴۰۷	۰/۳۳۸	۰/۲۹۵
گوشت آبزیان	۰/۶۶۳	-۰/۵۱۴	۰/۱۴۹	۰/۸۴۹
گوشت قرمز	۰/۱۳۲	۰/۲۲۴	-۰/۳۵۶	۲/۶۴۷

منبع: یافته‌های تحقیق

متفاوت بودن کشش‌های متقاطع بین انواع گوشت نشاندهنده‌ی تفاوت در توان جانشینی بین آنهاست. برای مثال، اگر قیمت گوشت آبزیان یک درصد افزایش یابد، مصرف گوشت آبزیان کاهش یافته و این کاهش در مصرف گوشت آبزیان باعث افزایش تقاضا در گوشت سفید شده و قیمت گوشت سفید را ۰/۴ درصد افزایش می‌دهد؛ اما اگر قیمت گوشت سفید یک درصد افزایش یابد، مصرف گوشت سفید کاهش یافته و این کاهش در مصرف گوشت سفید باعث افزایش تقاضا در گوشت آبزیان شده و قیمت گوشت آبزیان را ۰/۶۶۳ درصد افزایش می دهد. از این مطلب می

توان نتیجه گرفت که احتمال دارد مصرف‌کنندگان با توجه به افزایش قیمت کمتر گوشت سفید نسبت به گوشت آبزیان، گوشت سفید را ترجیح دهند.

با توجه به مشخصه‌های برآوردشده، کشش غیرجبرانی هر یک از انواع گوشت محاسبه و در جدول (۶) نشان داده شده است. بر پایه مبانی نظری، کشش‌های خودمقداری غیرجبرانی برای انواع گوشت منفی بوده و کشش‌های متقاطع غیرجبرانی نیز نشان‌دهنده‌ی جانشینی انواع گوشت می‌باشد. همچنین کشش موریشیما نیز در جدول (۶) گزارش شده است. بنابر فرضیه مصرف، کشش موریشمیا، تغییر در مصرف یک محصول را نسبت به تغییرات قیمت‌های نسبی محصولات دیگر می‌سنجد. بر این پایه، کشش موریشیما ۱/۴۱ برای گوشت سفید-آبزیان به این معنی است که یک درصد افزایش در قیمت نسبی گوشت آبزیان، نسبت مصرف گوشت $\frac{\text{سفید}}{\text{آبزیان}}$ به میزان ۱/۴۱ درصد افزایش می‌یابد با فرض اینکه دیگر شرایط ثابت باشد. همچنین کشش موریشیما ۰/۸۷۸ برای گوشت سفید-قرمز به این معنی است که ۱۰ درصد افزایش در قیمت نسبی گوشت قرمز، نسبت مصرف گوشت $\frac{\text{سفید}}{\text{قرمز}}$ به میزان ۸/۷۸ درصد افزایش می‌یابد با فرض اینکه دیگر شرایط ثابت باشد.

جدول (۶) محاسبه کشش‌های خودی و متقاطع غیرجبرانی و کشش موریشیما برای انواع کالاها

نوع کشش / نوع گوشت	کشش غیرجبرانی			کشش موریشیما		
	سفید	آبزیان	قرمز	سفید	آبزیان	قرمز
سفید	-۰/۸۶۲	۰/۲۸۹	۰/۲۷۷	-	۱/۴۱	۰/۸۷۸
آبزیان	۰/۳۲۹	-۰/۸۵۵	۰/۶۹۲	۰/۹۲۲	-	۰/۷۳۹
قرمز	۰/۹۰۹	۰/۸۳۷	-۰/۸۹۹	۰/۶۹۵	۰/۲۰۷	-

منبع: یافته‌های تحقیق

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این بررسی به منظور پرهیز از تحمیل شکل خاص تابعی برای برآورد تابع تقاضای انواع گوشت در استان مازندران، از نظام تقاضای معکوس ترکیبی (SIDS) استفاده شده است. پس آزمون ضریب‌ها مشخص شد که از بین ۴ نظام تقاضای IROT، ICBS، IAIDS و INBR، تنها نظام تقاضای INBR با داده‌های تحقیق سازگار است. کشش‌های متقاطع جبرانی برآوردشده در نظام تقاضای INBR نشان از جانشینی هر سه نوع گوشت داشته و کشش‌های خودمقداری جبرانی

نیز برابر با مبانی نظری، منفی بوده است. کشش مقیاس نشاندهنده‌ی عادی بودن گوشت‌های سفید و آبزیان و لوکس بودن گوشت قرمز است. بنابراین اعمال سیاست‌های افزایش درآمد مصرف‌کنندگان شهری و توزیع مطلوب‌تر درآمد مانند سیاست‌های پرداخت مستقیم یارانه به دهک‌های نیازمند که هم اکنون دولت یازدهم در دستور کار قرار داده است می‌تواند در تثبیت مصرف کنونی انواع گوشت و افزایش رفاه آنان به کار برده شود. همچنین کشش‌های خودقیمتی گوشت سفید و قرمز از کشش‌های متقاطع بزرگتر هستند، بنابراین برای اثرگذاری یک سیاست قیمتی بر مصرف یک کالا، سیاست تغییر قیمتی آن کالا مناسب به نظر می‌رسد و غیر از گوشت آبزیان، آثار جایگزینی قیمتی پایین است. کشش‌های متقاطع غیرجبرانی محاسبه شده نیز نشانگر جانشینی انواع گوشت در بین مصرف کنندگان آن در استان مازندران بوده است. مقدار کشش موریشیما برآورد شده نشان داد که گوشت سفید بیشترین تأثیرپذیری را (۱/۴۱) از قیمت گوشت آبزیان داشته است. همچنین گوشت قرمز کمترین تأثیرپذیری را از قیمت گوشت آبزیان دارد.

منابع

وزارت جهاد کشاورزی، ۱۳۹۳. آمارنامه کشاورزی، جلد دوم. انتشارات وزارت جهاد کشاورزی، www.maj.ir.

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، ۱۳۹۳. گزارش حساب‌های ملی ایران (قیمت کالاها و خدمات مصرفی): www.cbi.ir.

شفیعی، ل. ۱۳۹۰ شناسایی عوامل موثر بر تقاضا و چگونگی افزایش مصرف آبزیان در استان کرمان. مجله اقتصاد و توسعه کشاورزی، ۷۵ (۴): ۴۹۷-۴۸۸.

صبوحی، م. و احمدپور، م. ۱۳۹۱ برآورد تابع‌های تقاضای محصولات کشاورزی ایران با استفاده از روش برنامه ریزی ریاضی (کاربرد روش بیش‌ترین بی‌نظمی). مجله اقتصاد کشاورزی، ۶(۱): ۹۱-۷۱.

فلسفیان، آ. و قهرمان‌زاده، م. ۱۳۹۱ انتخاب نظام تابعی مناسب جهت تحلیل تقاضای انواع گوشت در ایران. مجله پژوهش‌های صنایع غذایی، ۲۲ (۲): ۱۸۷-۱۷۵.

قربانی، م.، شکری، ا. و مطلبی، م. ۱۳۸۹ برآورد الگوی تصحیح خطای نظام تقاضای تقریباً ایده‌آل برای انواع گوشت در ایران. مجله اقتصاد کشاورزی، ۶۹: ۱۷-۱.

مرکز آمار ایران، ۱۳۹۲ گزارش حساب‌های ملی و درآمد خانوار: www.amar.org.ir

Alboghdady, MA. and Alashry, MK. 2010 The demand for meat in Egypt: An Almost Ideal estimation. *African journal of Agricultural and Resources Economics 4:70-81*.

Barten, A.P., and L.J. Bettendorf. 1989 Price Formation of Fish: An Application of an Inverse Demand System. *European Economic Review33:1509–25*.

Barten, A.P. 1993 Consumer Allocation Models: *Choice of Functional Form.Empirical Economics18:129–58.*

Brown, M.G., J.Y. Lee, and J.L. Seale, Jr. 1995 A Family of Inverse Demand Systems and Choice of Functional Forms. *Empirical Economics (20): 519–*30.

Eales, J., C. Durham, and C.R. Wessells. 1997 Generalized Models of Japanese Demand for Fish. *American Journal of Agricultural Economics79:1153–63*.

Laitinen, K., and H. Theil. 1979 The Antonelli Matrix and the Reciprocal Slutsky *Matrix. Economics Letters (3):153–57*.

Neves, P.D. 1994 A Class of Differential Demand Systems. Economic Letters, (44): 83–7.

Parker, H., Thurman, W.N., and Easly, J.E. (2004) Modeling Inverse Demands for Fish: Empirical Welfare Measurement in Gulf and South Atlantic Fisheries. *Marine Resource Economics, (19): 333–351.*