اقتصاد کشاورزی/ جلد 6/ شماره‌ي 1/ صفحه‌هاي 91-71

برآورد تابع‌هاي تقاضاي محصولات **کشاورزی ایران** با استفاده از روش برنامه**ریزی ریاضی (کاربرد روش بیش‌ترین بی‌نظمی)**

محمود صبوحی صابونی و محمود احمدپور برازجانی[1]

تاریخ دریافت: 1390 /11/9 تاریخ پذیرش: 1391/5/16

چکیده

توابع تقاضاي 35 محصول عمده‌ي کشاورزی، در قالب 14 گروهِ کالایی در سطح کشور برآورد، و کشش قیمتی خودی و متقاطع تقاضا برای این گروه از کالاها محاسبه شد. داده‌های مورد نیاز از میانگین قیمت و تجمیع داده‌هاي مربوط به اندازه‌ي مصرف محصولات کشاورزی ایران در سال 1387 به دست آمد. نتایج نشان داد که مقدار تقاضای بیش‌تر گروه‌ها نسبت به تغییرات قیمت کم‌کشش است. از سوی دیگر، چون این مدل بزرگ‌ترین بخش از محصولات کشاورزی است، با یک مدل تعادل در بخش کشاورزی هم‌سان است. بر این اساس، تغییر در اندازه‌ي مصرف هر گروه کالا باید بر اندازه‌ي مصرف دیگر گروه‌ها اثر داشته باشد. بنابراین، علامت بیش‌تر کشش‌هاي متقاطع مثبت شده است، و این گویای رابطه‌ي جانشینی میان بیش‌تر گروه‌های کالایی است. به دیگر سخن، مصرف‌کنندگان با کاهش اندازه‌ي یک گروه کالای کشاورزی در سبد مصرفی خود، محصولات گروه‌های دیگر را جای‌گزین آن می‌نمایند. مقایسه‌ي نتایج به دست آمده در این تحقیق با نتایج بررسی‌هاي پیشین در ایران، استفاده از روش بیش‌ترین بی‌نظمی برای برآورد توابع را به عنوان گزینه‌یی مناسب در کنار روش‌های اقتصاد سنجی جاي می‌دهد. به ویژه در هنگامی که داده‌های کافی در دست نیست، و یا جمع‌آوري داده‌هاي آماری کافی به صرف وقت و هزینه‌ي فراوان نیاز دارد.

طبقه‌بندي JEL: *C*02, *C*61, *Q*11

واژه‌های کلیدی: محصولات کشاورزی، تابع تقاضا، برنامه‌ریزی ریاضی، بیش‌ترین بی‌نظمی

[1]. به‌ترتیب دانشیار و دانشجوی دکتري گروه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه زابل.

Email: msabuhi39@yahoo.com Mahmoud_ahmadpour@yahoo.com

Archive of SID

www.SID.ir

مقدمه

مواد غذایی، ضروري‌ترین نیاز یک جامعه و بخش کشاورزی تنها تولیدکننده‌ي این کالاها است. کمبود یا نوسان قیمت این کالاها یکی از دشواري‌هاي تاریخی اقتصاد ایران بوده که نارضایتی در تمام گروه‌های جامعه و به چالش کشیدن مسوولان و دولت‌مردان را در پی داشته است. از این رو، ثبات و تنظیم بازار این محصولات و ایجاد قیمت‌هاي متعادل براي آن‌ها یکی از نگرانی‌هاي همیشگی سیاست‌گذاران است. بنابراین تعیین اندازه‌ي تاثیرپذیری اندازه‌ي تقاضای یک محصول کشاورزی از تغییرات قیمت آن محصول و محصولات دیگر، همواره از موضوع‌هاي بااهمیت برای تنظیم بازار محصولات کشاورزی بوده است. برگزیدن تصمیم‌هاي مستدل و اثربخش در این زمینه، نیازمند آگاهی از ضریب کشش قیمتی خودی و متقاطع تابع تقاضا به‌ویژه در سطح کل کشور است.

محققان در بررسی‌هاي متعددی تابع تقاضای محصولات کشاورزی را در ایران برآورد زده‌اند. عزیزی و ترکمانی (1380)، زراءنژاد و سعادت‌مهر (1385)، گودرزی و همکاران (1386)، مجاورحسینی (1386)، صمدي (1386) و کریمی و همکاران (1388) با استفاده از سیستم تقاضای تقریبا-دل‌خواه (*AIDS*)[1]، بریم‌نژاد و شوشتریان (1387) با استفاده از مجموعه‌ي معادله‌هاي هم‌زمان و حسینی‌پور و همکاران (1388) با مدل رتردام تابع تقاضاي گوشت را در ایران برآورد نمودند.

صفوي (1380) تابع تقاضاي محصولات پروتیینی را با جدا کردن مناطق شهري و روستایی با استفاده از درهم‌آمیزی داده‌های سری زمانی و مقطعی برآورد کرد، و کشش‌هاي درآمدي، قیمتی، و متقاطع را داد. نتایج نشان داد که کشش درآمدي مواد گوشتی بیش‌تر از مواد غیرگوشتی (تخم‌مرغ و لبنیات) است. دانشور کاخکی و همکاران (1386)، تاثیرات تغییر قیمت شیر بر رفاه تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان را تعیین نمودند. در این مطالعه، برای تعیین

[1]- Almost Ideal Demand System (AIDS)

www.SID.ir

اندازه‌ی تغییر رفاه تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان، توابع تقاضا و عرضه‌ي شیر برآورد شد. نتایج تحقیق گویای این بود که با افزایش قیمت شیر رفاه تولیدکنندگان افزایش، رفاه مصرف-کنندگان کاهش و در مجموع رفاه اجتماعی افزایش می‌یابد. حسینی‌پور و همکاران (1388)، توابع تقاضای گوشت در مناطق شهری و روستایی را با استفاده از مدل رتردام برآورد کردند. آن‌ها در برآورد سیستم تقاضای رتردام از روش رگرسیون به ظاهر نامرتبط[1] استفاده نمودند. نتایج مطالعه نشان داد که قیمت ابزار موثری برای تغییر اندازه‌ي تقاضای گوشت نیست، زیرا کشش قیمتی انواع گوشت در مناطق شهری و روستایی بسیار پایین بود. بریم‌نژاد و شوشتریان (1387)، عرضه و تقاضای گوشت قرمز در ایران را با نگرش سیستمی بررسی کردند. نتایج به دست آمده گویای ناهم‌زمانی در مجموعه‌ي معادلات گوشت در ایران بود. بنابراین، هرگونه سیاست‌گذاری بر اساس نتایج به دست آمده از مجموعه‌ي معادلات هم‌زمان می‌تواند در عمل به نتایج نادرست منجر شود.

موهنتی و پیترسون (1999)، تابع تقاضای گندم را برای دو گروه ایالات متحده و اتحادیه‌ي اروپا با استفاده از مدل *AIDS* پویا برآورد نمودند. نتایج نشان داد که کشش قیمتی تقاضای گندم وارداتی از کانادا به ایالات متحده بیش‌تر از کشش قیمتی تقاضا برای گندم تولید شده در ایالات متحده است. اما در بازار اتحادیه‌ي اروپا وضعیت چونین نبود.

ذلفقار و کشتی (2010)، یک مدل معادلات هم‌زمان، براي پوشش توابع عرضه و تقاضاي گندم پاکستان در سطح کلان به‌کار بردند. پژوهش آن‌ها نشان داد که عرضه‌ي داخلی گندم پاکستان نسبت به قیمت باکشش و رابطه مثبت با اندازه‌ي به‌کارگیری مواد مغذی دارد. با این که از لحاظ آماری قیمت اثر معنی‌داري بر طرف عرضه دارد، اثر معنی‌داري بر طرف تقاضا نشان نداد. آن‌ها ضریب قیمت برای تابع تقاضا را در سطح کلان معادل 0/0469- به دست آوردند، و نتیجه گرفتند که اندازه‌ي جمعیت اثر آماری معنی‌داري بر تقاضاي گندم دارد.

---

[1]- Smilingly Unrelated Regression (SUR)

www.SID.ir

بخشی و پیکانی (1388) برای برآورد تابع تولید از روش بیش‌ترین بی‌نظمی تعمیم یافته (*GME*)[1]، و اسد فلسفی‌زاده و همکاران (1388) برای تعیین کارآیی برنج‌کاران ایران از روش *GME* استفاده نمودند. به‌گفته‌ي آن‌ها این روش بی نیاز به نتیجه‌گیری آماري، عوامل مورد نیاز را برآورد می‌کند.

گولان و همکاران (1996) براي برآورد عوامل توابع در هنگام روبه‌رو شدن با محدودیت داده، یک مفهوم فیزیکی را که از آن در فن‌آوري اطلاعات استفاده شده بود به‌کار گرفتند. پاریس و هویت (1998) با به‌کار گیری ره‌یافت بیش‌ترین بی‌نظمی (ME) برای تصریح تابع هزینه، روش برنامه‌ریزی ریاضی اثباتی را تعمیم دادند. مارش و همکاران (1998) از روش GME برای برآورد یک سیستم معادلات هم‌زمان خطی استفاده نمودند. نتایج مطالعه‌ي تجربی آن‌ها نشان‌گر برتري‌هاي روش GME بر روش‌های سنتی مانند 2SLS و 3SLS بود. نتایج روش GME در مورد نمونه‌های کوچک در مقایسه با دو روش دیگر به واقعیت نزدیک‌تر بود. آرفینی و همکاران (2008) توابع تقاضای سطح کشت‌زار و تابع هزینه را با استفاده از روش ME برآورد نمودند. پایرز و همکاران (2010) برای یافتن روش بهتر برای برآورد توابع مطلوبیت، دو روش GME و کم‌ترین مربعات معمولی (OLS) را با یک‌دیگر مقایسه نمودند. نتایج نشان داد که تفاوت میان دو برآورد اندك است، و این تفاوت هنگامی که تعداد نقاط پشتیبان زیادتر می‌شود کاهش می‌یابد. به‌علاوه برآوردگر GME، دقیق‌تر از OLS است. به طور کلی، نتایج تحقیق آن‌ها نشان داد که هنگامی که داده‌ها با روش‌های استنباطی به دست می‌آید، GME یک جای‌گزین مناسب براي OLS در زمینه‌ي برآورد تابع مطلوبیت است.

اگرچه توابع تقاضاي برخی از محصولات کشاورزی (بیش‌تر انواع گوشت، آرد و نان، شکر و روغن) در ایران بارها برآورد شده است، ولی تابع تقاضای دیگر محصولات در

[1] - Generalized Maximum Entropy (GME)

www.SID.ir

مطالعه‌هاي پیشین کم‌تر دیده می‌شود. این تحقیق از نظر فراوانی محصولات مورد مطالعه و تاثیرات متقابل میان آن‌ها با مطالعات پیشین تفاوت دارد.

در این تحقیق کشش قیمتی خودی و متقاطع تقاضای گروه‌هاي مختلف محصولات کشاورزی در قالب یک سیستم منسجم با استفاده از داده‌های قیمت و مقدار مصرف محصولات کشاورزی در سال 1387 و به کمک روش بیش‌ترین بی‌نظمی برآورد شده است. روش بیش‌ترین بی‌نظمی بر خلاف بیش‌تر روش‌های اقتصاد سنجی، این توانایی را دارد که با کم‌ترین آمار و اطلاعات موجود، شمار بالایی از کالاها و یا گروه‌های کالایی را هم‌زمان و در ارتباط با هم مطالعه و بررسی نماید. این ویژگی امکان بازبینی آثار تصمیم‌هاي سیاست‌گذاران را در بازار محصولات کشاورزی فراهم می‌کند.

روش تحقیق

هدف از انجام این پژوهش بررسی تاثیرپذیری اندازه‌ي تقاضاي هر گروه از محصولات کشاورزی از قیمت همان گروه کالایی، و قیمت دیگر گروه‌های محصولات کشاورزی در سال 1387 است. به این منظور، محصولات کشاورزی در ایران به 14 گروه، مطابق جدول 1، طبقه بندي شد.

با توجه به این که اندازه‌ي بودجه‌یی که مصرف‌کنندگان کشور معمولا در یک سال معین صرف خرید محصولات کشاورزی می‌کنند در محدوده‌ي معینی است، تغییر اندازه‌ي مصرف یک گروه از محصولات به هر دلیلی می‌تواند بر قیمت آن گروه و دیگر گروه‌هاي محصولات کشاورزی مؤثر باشد. بر این اساس، انتظار می‌رود علامت بیش‌تر کشش‌هاي متقاطع مثبت باشد، یعنی گروه‌های کالایی بیش‌تر جانشین یک‌دیگر باشند. در این پژوهش، کشش‌هاي خودي و متقاطع تابع تقاضاي گروه‌های محصولات کشاورزي یک‌باره در یک مجموعه، با استفاده از روش *GME* محاسبه گردید. روش استخراج تابع تقاضا و شیوه‌ي برآورد عوامل

Archive of SID

www.SID.ir

آن با استفاده از روش GME به شرح زیر آورده شده است. شیوه‌ي جمع‌آوري آمار و اطلاعات مورد نیاز در ادامه آورده شده است.

الف) استخراج تابع تقاضا

بر اساس فرضیه‌ي نئودورهیکِ رفتار مصرف‌کننده، با بیش‌ترین کردن تابع مطلوبیت (1)، به شرط محدودیت بودجه (2)، تابع تقاضا به دست می‌آید. اگر تابع مطلوبیت یک مصرف‌کننده‌ي نماینده به صورت (1) باشد:

$$U(Q_i) = a_i Q_i - \frac{1}{2} b_i Q_i^2 \qquad (1)$$

که در آن Q_i اندازه‌ی تقاضای کالای i، a_i و b_i عوامل و مثبت است، تابع (1) اکیدا مقعر است. مصرف هر کالای خوراکی (Q_i) دارای یک حد بالا و پایین است، در:

$$\sum_{i=1}^{I} P_i Q_i \le E \qquad (2)$$

در این جا، E کل پول در دست‌رس برای خرید کل کالاهای خوراکی است که برون‌زا در نظر گرفته می‌شود.

با مشتق‌گیری از تابع (1) نسبت به Q_i، تابع تقاضای معکوس (3) به دست می‌آید (لتونن، 2001).

$$P_i = a_i - b_i Q_i \qquad (3)$$

اگر تاثیرات متقاطع میان محصولات در نظر گرفته شود، تابع تقاضای معکوس یک محصول (3)، یک تابع چند متغیره خواهد بود. به عبارت دیگر، اگر در رابطه‌ي 3، قیمت محصول i، علاوه بر این که زیر تاثیر اندازه‌ي تقاضا براي محصول i است، از مقدار تقاضا برای دیگر محصولات ($Q_{i'}, i' = 1,\ldots,I$) نیز تاثیر بگیرد، رابطه‌ي (3) به صورت زیر اصلاح خواهد شد (آرفینی و همکاران، 2008):

$$p_i = \alpha_i - BQ_i \qquad (4)$$

www.SID.ir

در این جا، p ، α و Q بردارهایی با ابعاد $(I\times 1)$ و B ماتریس اندازه‌های شیب تابع تقاضای معکوس و متقارن و نیمه معین مثبت با ابعاد $(I\times I)$ است.

با توجه به این که قیمت یک محصول خاص در استان‌های مختلف با قیمت میانگین کشور متفاوت است، یک سری تابع تقاضا وجود خواهد داشت. تابع تقاضای هر یک از استان‌ها به صورت زیر است (آرفینی و همکاران، 2008):

$$p_{gi} = \alpha_i - \sum_{i'=1}^{I'} B_{ii'} Q_{gi} + u_{gi} \quad \forall\, i, g \tag{5}$$

در این پژوهش به دلیل نبود آمار مربوط به قیمت و یا اندازه‌ی محصولات برای برخی از استان‌ها، امکان برآورد تابع تقاضا برای تک‌تک استان‌ها ممکن نبود. بنابراین، تابع تقاضا برای هر محصول در سطح کل کشور برآورد شده است. تابع تقاضای معکوس هر محصول در سطح کشور به صورت زیر است.

$$p_i = \alpha_i - \sum_{i'=1}^{I'} B_{ii'} Q_i + u_i \quad \forall\, i \tag{6}$$

با بازنویسی رابطه‌ی 6، بر اساس Q، تابع تقاضای مستقیم محصولات به شکل زیر به دست می‌آید:

$$Q_i = a_i - \sum_{i'=1}^{I'} B_{ii'} p_i + u_i \quad \forall\, i \tag{7}$$

برای دست‌یابی به کشش‌های خودی و متقاطع تابع تقاضا، بهتر است به‌جای Q_i و P_i در رابطه‌ی 7، اندازه‌های لگاریتم طبیعی آن‌ها در نظر گرفته شود. در این صورت ضرایب به دست آمده برابر با کشش خواهد بود. بنابراین، تابع برآورد شده در این تحقیق به صورت زیر در می‌آید:

$$\ln Q_i = a_i - \sum_{i'=1}^{I'} B_{ii'} \ln p_i + u_i \quad \forall\, i \tag{8}$$

Archive of SID

www.SID.ir

ب) برآورد تابع تقاضا با روش *GME*

از زمان انتشار کتابِ اقتصاد سنجی بیش‌ترین بی‌نظمی، توسط گولان و همکاران (1996)، اقتصاددانان کشاورزی بارها روش بیش‌ترین بی‌نظمی را به‌کار گرفته اند. بر اساس نظریه‌ي گولان و همکاران (1996) در مورد *GME*، هر عامل به وسیله‌ي حاصل‌ضرب برداري از نقاط پشتیبان[1] (اندازه‌هاي گسسته‌یی روی دامنه‌ي ممکن یک عامل) در بردار احتمالات مربوط به آن نقاط به دست می‌آید. با حل مدل *GME*، توزیع احتمال نقاط پشتیبان به دست می‌آید. فرآیند برآورد تابع تقاضا با استفاده از این روش در ادامه آورده شده است.

داده‌های مورد نیاز برای برآورد تابع (8) قیمت محصول i و اندازه‌ي تقاضاي آن در سطح کشور است. این تابع را از روش‌هاي کم‌ترین مربعات تعمیم یافته (GLS)[2]، بیش‌ترین درست‌نمایی (ML)[3] و بیش‌ترین بی‌نظمی تعمیم یافته (GME) می‌توان برآورد کرد. در این تحقیق، با وجود خوش‌فرم[4] بودن مساله (مثبت بودن درجه‌ي آزادي)، روش *GME* انتخاب شده است. آرفینی و همکاران (2008) بر این باور اند که تجربه‌هاي گذشته نشان داده است که زمانی که با محدودیت مشاهده مواجه ایم، روش *GME* در مقایسه با روش‌های دیگر نتایج واقع گرایانه‌تري براي عوامل در مرحله‌ي شبیه‌سازی به دست می دهد.

براي برآورد تابع تقاضاي 8 با روش *GME*، نخست باید برای عوامل فضای پشتیبان[5] ساخته شود. نقاط پشتیبان برای عامل a_i به صورت زیر در نظر گرفته می‌شود (هکلی و برایتز، 2000).

---

[1] . Support Points
[2] . Generalized Least Squares (GLS)
[3] - Maximum Likelihood (ML)
[4] - Well-Posed
[5] - Support space

www.SID.ir

$$za_i = \begin{bmatrix} 0.0 \\ 0.5 \\ 1 \\ 1.5 \\ 2.0 \end{bmatrix} \times \ln Q_i \quad \forall i \tag{9}$$

در این جا $\ln Q_i$، لگاریتم طبیعی اندازه‌ي مصرف محصول i در سال مورد مطالعه در کشور است. بر اساس رابطه‌ي 9 انتظار می‌رود مقدار عرض از مبدا تابع لگاریتم خطی تقاضا مثبت، و پیرامون لگاریتم طبیعی مقدار تقاضا باشد.

پیش از تعیین نقاط پشتیبان برای عناصر ماتریس شیب B، یادآوری این نکته لازم است که تابع تقاضای برآورد شده باید شرایط خمیدگی[1] مورد نیاز (شرط لازم مرتبه‌ي دوم) را تامین کند. این امر نیازمند نیمه‌ي معین و مثبت بودن ماتریس B است (هویت، 2005).

ساده‌ترین و کارآترین راه رعایت این شرط، تجزیه‌ي ماتریس B به سه جزء بر اساس روش فاکتورگیری چلوسکی[2] است (پاریس و هویت، 1998).

$$B = YHY' \tag{10}$$

در این جا ماتریس B به ماتریس‌هاي Y، H و Y' تجزیه شده است. Y، یک ماتریس مثلثی زیرین با اندازه‌های یک روی قطر اصلی و اندازه‌های صفر بالای این قطر، H، یک ماتریس قطری غیر منفی با اندازه‌های صفر برای عناصر غیر قطری و Y'، ترانهاده‌ي ماتریس Y است. این تجزیه، نیمه‌ي معین، مثبت و متقارن بودن ماتریس B را تضمین می‌کند. تجزیه را در فرم فشرده نیز می‌توان انجام داد.

$$B = YHY' = RR' \tag{11}$$

در این جا $R = YH^{1/2}$ است.

---

[1] - Curvature

[2] - Cholesky Factoring

www.SID.ir

نقاط پشتیبان برای عناصر ماتریس‌های H و Y، به ترتیب به صورت زیر در نظر گرفته شد.

فضای پشتیبان عناصر قطری ماتریس H:

$$zh_{ii'} = \begin{bmatrix} 0.0 \\ 0.5 \\ 1.0 \\ 1.5 \\ 2.0 \end{bmatrix} \times \ln Q_i^0 / \ln \overline{P}_i \quad \forall\, i = i' \tag{12}$$

در این جا، $\overline{P}_i$ میانگین قیمت کالای i در سال پایه در کشور است.

فضای پشتیبان عناصر غیر قطری ماتریس Y:

$$zy_{ii'} = \begin{bmatrix} -0.5 \\ 0.25 \\ 1.0 \\ 1.75 \\ 2.5 \end{bmatrix} \times \ln Q_i^0 / \ln \overline{P}_i' \quad \forall\, i \neq i' \tag{13}$$

در این جا، $\overline{P}_i'$ میانگین قیمت کالای i' که جانشین یا مکمل کالای i در سال پایه است، است. چونان که پیش‌تر فرض شد، سهم بودجه‌یی که در یک سال خاص، در سطح کل کشور یا خانوار به خرید مواد غذایی اختصاص داده می‌شود، تقریبا معین است، بنابراین انتظار می‌رود گروه‌های کالایی کشاورزی بیش‌تر جانشین یک‌دیگر باشد تا مکمل. بر این اساس، وزن نقاط پشتیبان بیش‌تر مثبت در نظر گرفته شده است تا منفی.

برای تعیین فضای پشتیبان جزء خطا از قاعده‌ي 3σ استفاده و نقاط این فضا به صورت زیر محاسبه شد (گولان و همکاران، 1996):

Archive of SID

www.SID.ir

$$zu_i = \begin{bmatrix} -3 \\ -1.5 \\ 0 \\ 1.5 \\ 3 \end{bmatrix} \times \ln \sigma_{Qi} \quad \forall\, i \tag{14}$$

در این جا σ_{Qi}، انحراف معیار اندازه‌های مصرف کالای i است.

با وارد کردن احتمالات نقاط پشتیبان و شرایط خمیدگی (شرط مرتبه‌ي دوم)، اندازه‌هاي عوامل به صورت زیر برآورد می‌شود.

$$\alpha_i = \sum_{t=1}^{T} z\alpha_{it}\, p\alpha_{it} \quad \forall\, i \tag{15}$$

$$Y_{ii'} = \sum_{t=1}^{T} zy_{ii't}\, py_{ii't} \quad \forall\, i \neq i' \tag{16}$$

$$H_{ii'} = \sum_{t=1}^{T} zh_{ii't}\, ph_{ii't} \quad \forall i = i' \tag{17}$$

$$u_i = \sum_{t=1}^{T} zu_{it}\, pu_{it} \quad \forall i \tag{18}$$

T، نشان‌گر تعداد نقاط پشتیبان است. $Y_{ii'}$ و $H_{ii'}$ به ترتیب عناصر ماتریس مثلثی زیرین و ماتریس غیرمنفیِ قطری را نشان می‌دهد.

سمت راست معادلات 15 تا 18، حاصل ضرب بردار نقاط پشتیبان در بردار احتمالات مجهول مربوط را نشان می‌دهد.

در نهایت، مدل GME براي برآورد عواملی تابع تقاضا در روابط 19 تا 24 نشان داده شده است.

Archive of SID

www.SID.ir

$$\max \quad H(p) = -\sum_{i=1}^{I}\sum_{t=1}^{T} p\alpha_{it} \ln p\alpha_{it} - \sum_{i=1}^{I}\sum_{i'=1}^{I'}\sum_{t=1}^{T} py_{ii't} \ln py_{ii't} - \sum_{i=1}^{I}\sum_{i'=1}^{I'}\sum_{t=1}^{T} ph_{ii't} \ln ph_{ii't} - \sum_{i=1}^{I}\sum_{t=1}^{T} pu_{it} \ln pu_{it} \tag{19}$$

Subject to:

$$Q_i = \sum_{t=1}^{T} zu_{it}\, pu_{it} + \sum_{t=1}^{T} p\alpha_{it} z\alpha_{it} - \sum_{i'=1}^{I'} R_{ii'} R_{i'i} \overline{P}_{i'} \qquad \forall i \tag{20}$$

$$R_{ii'} = (\sum_{t=1}^{T} zy_{ii't}\, py_{ii't}) \times (\sum_{t=1}^{T} zh_{ii't}\, ph_{ii't})^{1/2} \qquad \forall i, i' \tag{21}$$

$$\sum_{i=1}^{I}\sum_{t=1}^{T} pu_{it} zu_{it} = 0 \qquad \forall i \tag{22}$$

$$\begin{cases} \sum_{t=1}^{T} p\alpha_{it} = 1 \quad \forall i \\ \sum_{t=1}^{T} py_{ii't} = 1 \quad \forall i \neq i' \\ \sum_{t=1}^{T} ph_{ii't} = 1 \quad \forall i = i' \\ \sum_{t=1}^{T} pu_{it} = 1 \quad \forall i \end{cases} \tag{23}$$

$$p\alpha_{it} \geq 0 \qquad py_{ii't} \geq 0 \quad ph_{ii't} \geq 0 \tag{24}$$

معادله‌ي 19 نشانگر تابع هدف است که به **وسيله‌ي** آن، تابع بی‌نظمی برای عوامل بیش‌ترین می‌**شود**.

معادله‌ي 20 تابع تقاضا را برای هر یک از محصولات نشان می‌**دهد**.

معادله‌ي 21 فاکتورگیری چلوسکی را نشان می‌**دهد**.

معادله‌ي 22 نشانگر این است که امید ریاضی جزء پس‌**ماند 0 است**.

بر اساس معادله‌هاي 23 مجموع احتمالات نقاط پشتیبان باید برابر **1 باشد**.

www.SID.ir

نامعادله‌هاي 24 غیرمنفی بودن اندازه‌هاي احتمالات را نشان می‌دهد.

با حل مدل ریاضی بالا، توزیع‌های احتمال نقاط پشتیبانِ عرض از مبدأ، عناصر ماتریس شیب و جزء پس‌ماند به دست می‌آید، و می‌توان این عوامل را بر اساس روابط 15 تا 18 محاسبه نمود.

در توابع تقاضای برآورد شده، لگاریتم طبیعی مصرف کل محصولات هر گروه در ایران در سال 1387 متغیر وابسته، و لگاریتم طبیعی میانگین وزنی قیمت‌های محصولات متغیرهای توضیحی در نظر گرفته شد. براي نمونه، در رابطه‌ي 25 لگاریتم طبیعی مقدار تقاضای گروه غلات تابعی از لگاریتم طبیعی قیمت غلات و قیمت‌هاي گروه‌های دیگر محصولات در نظر گرفته شده است.

$$\ln Q_{cereals} = f(\ln P_{cereals}, \ln P_{grains}, \ln P_{summery\ and\ veg}, \ln P_{melons}, \ln P_{fresh\ fruit}, \ln P_{dried\ fruit}, \ln P_{animal\ products}, \ln P_{honey}, \ln P_{sugar}, \ln P_{oil}, \ln P_{catton}) \quad (25)$$

براي حل مدل *GME* از بستهی نرم‌افزاري *GAMS* و روش حل conopt3 موجود در این بسته استفاده شد (دراد، 1995).

ج) شیوه‌ي جمع‌آوري داده‌ها

اطلاعات استفاده شده در این پژوهش قیمت و اندازه‌ي مصرف محصولات نهایی کشاورزی استان‌هاي مختلف در سال 1387 است. این داده‌ها از سازمان‌هاي مربوط، مانند اداره‌ي تنظیم بازار سازمان جهاد کشاورزی استان‌ها (1387)، آمارنامه‌ها و گزارش‌هاي آماري وزارت جهاد کشاورزی (1387 الف، ب و ج)، عبادي و سعدي‌نیا (1388)، مرکز آمار ایران (1387)، و بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران (1388) جمع‌آوري شد.

اندازه‌های مصرف هر محصول در کل کشور با اندازه‌هاي مربوط به مصرف سرانه (معاونت امور تولیدات دامی 1387، فائو 2008) و جمعیت کشور (مرکز آمار ایران، 1385) محاسبه گردید.

www.SID.ir

نتایج و بحث

با توجه به این که برآورد تابع تقاضا برای تک‌تک محصولات کشاورزی، که در آن‌ها همه‌ي محصولات منظور می‌شود، در عمل با افزایش بیش از حد متغیرهای توضیحی و دشواري‌هایی مانند هم‌خطی مواجه بودیم. افزون بر آن، بسیاری از کشش‌هاي متقاطع در بازه‌ي نامعقولی به دست می‌آمد. سعی شد محصولات مورد بررسی گروه‌بندي شود، و تحلیل‌هاي تقاضا بر کالاهاي جمع‌شده صورت گیرد. با این کار امکان کنترل سیستم معادلات و تحلیل نتایج بیش‌تر شد. این گروه‌بندی بر اساس ویژگی‌های فیزیولوژیایی گیاهان، تقسیم‌بندي وزارت جهاد کشاورزی در آمارنامه‌هاي کشاورزی، نتایج مطالعات سلامی و کیانی‌راد (1380) بر جمعی‌سازي 21 کالای مهم کشاورزی ایران، و کیانی و سلامی (1386) با آزمون سازگاري جمع‌سازي جغرافیایی بنگاه‌ها در بخش کشاورزي ایران صورت گرفته است.

در این پژوهش برآورد توابع تقاضا براي 14 گروه مختلف از محصولات کشاورزی صورت پذیرفت (جدول 1).

جدول (1). گروه‌بندی محصولات کشاورزی عمده‌ي تولید شده در ایران

ردیف	گروه	محصولات
1	غلات	گندم، جو، ذرت، و برنج
2	حبوبات	نخود، عدس، و لوبیا
3	سبزیجات	سیب‌زمینی، پیاز، گوجه‌فرنگی
4	محصولات جالیزی	هندوانه، خیار سبز، خربزه
5	میوه‌هاي تازه	سیب، گلابی، مرکبات، موز، انار، گیلاس و آلبالو، زردآلو، انجیر، انگور و خرما
6	میوه‌های خشک	پسته، بادام و گردو
7	گوشت قرمز	گوشت گاو، گوسفند و بز
8	گوشت مرغ	گوشت مرغ
9	تخم مرغ	تخم مرغ

Archive of SID

www.SID.ir

ادامه جدول (1)

ردیف	گروه	محصولات
10	لبنیات	شیر، ماست، کره، پنیر، **و ...**
11	**عسل**	**عسل**
12	**قند** و شکر	قند و شکر
13	روغن نباتی	روغن نباتی
14	**پنبه**	**پنبه**

ماخذ: سلامی و کیانی**راد** (1380)، کیانی و سلامی (1386) و یافته‌های تحقیق

نتایج حاصل از حل مساله‌ي *GME* **براي گروه**های محصولات کشاورزی و محاسبه‌ي کشش‌های قیمتی خودی و متقاطع تابع **تقاضا در جدول 2 داده شده است**

جدول(2). کشش قیمتی و متقاطع تقاضای گروه**هاي مختلف محصولات**

نام محصول	غلات	حبوبات	سبزیجات	محصولات جالیزی	میوه‌هاي تازه	خشکبار	گوشت قرمز	گوشت مرغ	تخم مرغ	لبنیات	عسل	قند و شکر	روغن نباتی	پنبه
غلات	-0/927													
حبوبات	-0/025	-0/528												
سبزیجات	0/112	0/080	-0/876											
محصولات جالیزی	0/005	0/005	0/005	-0/803										
میوه‌هاي تازه	0/190	0/137	0/144	0/207	-0/955									
خشکبار	0/029	0/014	0/025	0/024	0/026	-0/442								
گوشت قرمز	0/910	0/132	0/129	0/218	-0/039	0/101	-1/072							
گوشت مرغ	0/410	0/090	0/130	0/119	0/009	0/005	0/710	-0/760						
تخم مرغ	0/140	0/008	0/012	0/014	0/008	0/004	0/010	0/016	0/510					
لبنیات	0/030	0/018	0/040	0/060	0/031	0/012	0/069	0/082	0/120	-0/821				
عسل	-0/042	-0/036	-0/029	-0/052	0/027	-0/008	0/060	0/004	0/007	0/012	-0/234			
قند و شکر	0/064	0/038	0/015	0/061	0/029	0/055	0/002	0/003	0/004	0/010	0/146	-0/839		
روغن نباتی	0/007	0/004	0/007	0/008	0/005	0/003	0/002	0/003	0/003	0/004	0/005	0/002	-0/184	
پنبه	-0/010	-0/026	-0/002	-0/035	0/060	0/013	0/092	0/004	0/017	0/037	0/019	0/109	0/002	-0/536

ماخذ: یافته‌های تحقیق

Archive of SID

www.SID.ir

عناصر قطري جدول 2 نشان‌گر کشش‌هاي قیمتی خودی است، و شماره‌هاي دیگر جدول کشش‌های متقاطع میان گروه‌هی مختلف محصولات را نشان می‌دهد. بر اساس نتایج این جدول، عموم محصولات کشاورزی، قدر مطلق کشش قیمتی پایین‌تر از 1 دارند. این گویای ضروری بودن کالاهای خوراکی است، و تا حدود زیادی با نتایج به دست آمده در مطالعات پیشین مانند باریکانی و همکاران (1386) و فرج‌زاده و نجفی (1383) هم‌خوانی دارد.

افزون بر آن، مثبت بودن بیش‌تر کشش‌های متقاطع گویای جانشین بودن گروه‌های کالایی برای یک‌دیگر است. پایین بودن قدر مطلق کشش‌هاي متقاطع (با میانگین حدود 0/1) نشان‌گر این است که این گروه‌های کالایی جانشین‌های بسیار ضعیفی در سطح کشور برای یک‌دیگر است، و 1% افزایش در قیمت کالاهای یک گروه، تنها سبب تغییر به‌میانگین 0/1% در مصرف کالاهای گروه دیگر می‌گردد. دلیل این وضعیت این است که بودجه‌یی که بر اثر کاهش خرید یک گروه کالایی آزاد می‌شود، در خرید دیگر گروه‌ها پخش می‌شود.

در مواردی که علامت کشش متقاطع منفی است، رابطه‌ي مکملی میان گروه‌های کالاها را نشان می‌دهد. براي نمونه، کشش متقاطع میان گروه غلات و حبوبات 0/025- است. بنابراین، 1% افزایش در قیمت حبوبات، علاوه بر 0/528% کاهش در مصرف حبوبات، سبب 0/025% کاهش در مصرف غلات نیز می‌شود. البته قدر مطلق این کشش متقاطع بسیار کم است، و چندان استناد کردنی نیست.

در نمونه‌یی دیگر، بر اساس جدول 2، قدر مطلق کشش قیمتی عسل 0/234 است. شاید این عدد مطابق انتظار نباشد، ولی باید به خاطر داشت که در سال 1387 هزینه‌ي عسل تنها 0/056% از هزینه‌ي صرف شده برای مواد غذایی خانوارهای ایرانی بود. در واقع 1% افزایش قیمت آن در سطح کل کشور، تنها سبب 0/234% کاهش در اندازه‌ي مصرف آن خواهد شد. بنابراین، علاوه بر نوع کالا (پست، ضروی و یا لوکس) سهم آن در بودجه‌ي خانوار یا بودجه‌ي تخصیص داده شده به کالاهای خوراکی در سطح کلان، در پیدایش نتایج بالا نقش دارد.

Archive of SID

www.SID.ir

نتیجه‌گیری و پیش‌نهادها

دلیل اصلی به‌کارگیری روش *GME*، مقابله با مشکل کم‌بود مشاهده برای متغیرهای مورد استفاده در برآورد توابع است که منجر به کاهش درجه‌ي آزادی می‌گردد. این وضعیت سبب معنی‌دار نشدن عوامل و یا نبود امکان برآورد آن‌ها با روش‌های اقتصاد سنجی، در صورت صفر یا منفی بودن درجه‌ي آزادی می‌شود. در روش *GME*، با تعریف یک فضای پشتیبان برای هر عامل و حل برای توزیع بیش‌ترین بی‌نظمی، می‌توان یک جواب منحصر به فرد براي مساله‌ي بد فرم[1] به دست آورد، و عواملی که تعداد آن‌ها حتی از تعداد مشاهده‌ها بیش‌تر است را برآورد کرد. از آن‌جا که داده‌های مقطع عرضی مناسبی برای قیمت و مقدار این محصولات در سطح کشور در سال مورد نظر در دست‌رس نبود، روش *GME* ره‌یافتی مناسب براي برآورد توابع دانسته شد. کشش‌هاي خودي و متقاطع حاصل از برآورد توابع تقاضاي گروه‌های محصولات کشاورزی، بیش‌تر گویای کشش پذیری پایین محصولات نسبت به تغییرات قیمت است، و این که محصولات گروه‌های مختلف در بیش‌تر موارد، جانشین‌هاي ناقص یک‌دیگر اند. بر این اساس، مصرف‌کنندگان با کاهش محصولات یکی از گروه‌ها در سبد مصرفی خود به هر دلیلی، محصولات دیگر گروه‌ها را جاي‌گزین آن می‌نمایند. این نتایج با نظریه‌هاي اقتصادي مبنی بر کشش ناپذیری کالاهای خوراکی به لحاظ قیمتی از سویی، و رفتار واقعی مصرف‌کنندگان ما از سویی دیگر هم‌خوانی دارد.

مقایسه‌ي نتایج به دست آمده در این مطالعه با مطالعات پیشین در خصوص ضرایب کشش تابع تقاضای محصولات کشاورزی در ایران، گویای این است که کشش‌هاي قیمتی به دست آمده در این تحقیق در طیف ضرایب به دست آمده در دیگر مطالعات قرار دارد.

---

[1]- Ill-Posed

www.SID.ir

بنا بر نتایج این تحقیق، به ویـژه در مـواقعی کـه داده‌هـای کـافی در اختیـار نیـست و یـا جمع‌آوري داده‌های آماری کافی به صرف وقـت و هزینـه‌ي فـراوان نیـاز دارد، روش *GME* گزینه‌یی مناسب در کنار روش‌هاي اقتصادسنجی برای برآورد توابع است.

سرانجام، در مواردی که باید تاثیرات خودی و متقابل شمار زیادی از متغیرها تعیین شـود، روش بیش‌ترین بی‌نظمی توصیه می‌گردد. نتایج این تحقیق، می‌تواند راه‌نمایی بـرای پـیش‌بینـی آثار تصمیمات سیاست‌گذاران بر بازار محصولات کشاورزی در سطح کشور باشد.

منابع

اسد فلسفی‌زاده، ن.، کیخا، ا. و صبوحی صابونی، م. (1388). کاربرد روش بیش‌ترین آنتروپی تعمیم یافته براي تعیین کارآیی برنج‌کاران ایران. هفتمین کنفرانس اقتصاد کشاورزی. تهران.

باریکانی، ا.، شجري، ش. و امجدي، ا. (1386). محاسبه‌ي کشش‌هاي قیمتی و درآمدي تقاضاي مواد غذایی در ایران با استفاده از سیستم تقاضاي تقریبا ایده‌آل پویا. فصل‌نامه‌ي اقتصاد کشاورزي و توسعه، 60: 145-125.

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. (1388). گزارش هفتگی میانگین قیمت خرده فروشی برخی از مواد خوراکی در تهران. مدیریت کل آمارهای اقتصادی، تهران.

بخشی، م. و پیکانی، غ. (1388). سیاست‌گذاري نهاده‌هاي شیمیایی و تاثیرات آن بر محیط زیست (با تاکید بر یارانه‌ي کودهای شیمیایی). هفتمین کنفرانس اقتصاد کشاورزی. تهران.

بریم‌نژاد، و. و شوشتریان، آ. (1387). بررسی عرضه و تقاضای گوشت قرمز در ایران با نگرش سیستمی. مجله‌ي اقتصاد و کشاورزی، 2(1): 35-25.

حسینی‌پور، م.، یزدانی، س. و زراعت‌کیش، ی. (1388). کاربرد مدل رتردام در برآورد توابع تقاضاي گوشت در مناطق شهري و روستایی ایران. هفتمین کنفرانس اقتصاد کشاورزی. تهران.

Archive of SID

www.SID.ir

دانشور کاخکی، م.، سروري، ع.، صدرالاشرافی، م. و هاتف، ح. (1386). تعیین تاثیرات تغییر قیمت شیر بر رفاه تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان و پیش‌بینی آن. ششمین کنفرانس اقتصاد کشاورزی. مشهد.

زراءنژاد، م. و سعادت‌مهر، م. (1386). برآورد تابع تقاضا براي گوشت قرمز در ایران. پژوهش‌نامه‌ي علوم انسانی و اجتماعی، 26: 82-63.

سلامی، ح. و کیانی‌راد، ع. (1380). استفاده از تئوري تعميم‌يافته کالاي مرکب براي گروه-بندي برخی از محصولات عمده‌ي کشاورزی در ایران. مجله‌ي علوم و فنون کشاورزي و منابع طبیعی، 4: 38-25

صفوي، ر. (1380) برآورد تابع تقاضاي محصولات پروتیینی در ایران. فصل‌نامه‌ي پژوهش‌هاي اقتصادي، 2: 167-152.

صمدي، ع. (1386). تجزیه و تحلیل تقاضاي انواع گوشت در مناطق شهري ایران. فصل‌نامه‌ي اقتصاد کشاورزي و توسعه، 57: 60-31.

عبادي، ف. و سعدي‌نیا، ا. (1388). ترازنامه‌ي غذایی جمهوری اسلامی ایران 1385-1381: بررسی روند تولید و عرضه درشت‌مغذي‌ها و ریزمغذی‌های موجود در مواد غذایی. موسسه‌ي پژوهش‌هاي برنامه‌ریزی و اقتصاد کشاورزی، تهران.

عزیزی، ج. و ترکمانی، ج. (1380) برآورد توابع تقاضای انواع گوشت در ایران. فصل‌نامه‌ي اقتصاد کشاورزی و توسعه، 34: 237-217.

فخرایی، ع. و نوروزي، ف. (1386) مدل تصحیح خطاي تقاضا براي انواع متفاوت برنج وارداتی و برنج داخلی در ایران. فصل‌نامه‌ي پژوهش‌هاي اقتصادي ایران، 3: 135-119.

فرج‌زاده، ذ. و نجفی، ب. (1383) رفتار مصرف‌کنندگان شهري و روستایی ایران: مطالعه‌ي موردي کالاهاي اساسی مشمول یارانه. مجله‌ي اقتصاد کشاورزي و توسعه، 47: 123-103.

www.SID.ir

کریمی، س.، راسخی، س. و احسانی، م. (1388). بررسی تقاضای مواد غذایی مشمول یارانه در مناطق شهری ایران با استفاده از مدل (AIDS) برای اولویت‌بندی تخصیص یارانه. فصل‌نامه‌ي پژوهش‌هاي اقتصادي ایران، 39: 166-147.

کیانی، غ. و سلامی، ح. (1386) آزمون سازگاري جمع‌سازي جغرافیایی بنگاه‌ها در بخش کشاورزی ایران. مجله‌ي اقتصاد و کشاورزی. 3: 218-208.

گودرزي، م.، مرتضوي، ا. و پیکانی، غ. (1386). بررسی تقاضاي گروه‌هاي اصلی کالاهاي مصرفی و خوراکی در مناطق شهري ایران با استفاده از الگوي بودجه‌بندي دو مرحله‌یی. فصل‌نامه‌ي اقتصاد کشاورزي و توسعه. 57: 159-131.

مجاورحسینی، ف. (1386). برآورد کشش‌هاي قیمتی و درآمدي براي گروه کالاهاي خوراکی و غیرخوراکی. فصل‌نامه‌ي اقتصاد کشاورزي و توسعه. 57: 224-199.

مرکز آمار ایران. (1385). سرشماري‌ها. سرشماري عمومی نفوس و مسکن سال 1385، تهران. قابل دست‌رس در وب سایت: http://www.amar.org.ir.

مرکز آمار ایران. (1387). سال‌نامه‌ي آماري کشور. مرکز آمار ایران، تهران. قابل دست‌رس در وب سایت: http://www.amar.org.ir.

وزارت جهاد کشاورزی. (1387 الف). آمارنامه‌ي کشاورزی. جلد دوم، وزارت جهاد کشاورزی، تهران.

وزارت جهاد کشاورزی. (1387 ب). میانگین قیمت محصولات کشاورزی و دامی استان اصفهان، اداره‌ي تنظیم بازار سازمان جهاد کشاورزی استان اصفهان، اصفهان.

وزارت جهاد کشاورزی. (1387 ج). آمار و اطلاعات، معاونت امور تولیدات دامی، تهران. قابل دست‌رس در وب سایت: www.dla.agri-jahad.ir.

Arfini, F., Donati, M., Grossi, L. and Paris, Q. (2008). Revenue and Cost Functions in PMP: a Methodological Integration for a Territorial Analysis of CAP.

www.SID.ir

107th EAAE Seminar "Modelling of Agricultural and Rural Development Policies", January 29 th -February 1st, Sevilla, Spain, pp: 1-18.

Drud, A. S. (1995). CONOPT: A System for Large Scale Nonlinear Optimization, Tutorial for CONOPT Subroutine Library, 16p, ARKI Consulting and Development A/S, Bagsvaerd, Denmark.

FAO. (2008). Most important agricultural commodities in Iran. Available in website: www.FAO.org.

Golan, A., Judge, G. and Miller. D. (1996). Maximum entropy econometrics: Robust estimation with limited data. New York: John Wiley and Sons.

Heckelei, T. and Britz, W. (1999). Maximum Entropy Specification of PMP in CAPRI. Capri working paper 99-08. Institute for Agricultural Policy, University of Bonn. 22 p. Available in website: http://a16.agp.uni-bonn.de:80/agpo.

Heckelei, T. and Britz, W. (2000). Positive Mathematical Programming with Multiple Data Points: A Cross-Sectional Estimation Procedure. Available in website: http://www.agp.uni-bonn.de/agpo/rsrch/capri/Capri.

Howitt, R.E. (2005). Agricultural and Environmental Policy Models: Calibration, Estimation and Optimization. Available in website: www.agecon.ucdavis.edu/people/faculty.

Lehtonen, H. (2001). Principles, structure and application of dynamic regional sector model of Finnish agriculture. Academic Dissertation. Helsinki University of Technology. 266p.

Marsh, T. L., Mittelhammer, R. C. and Cardell, N. S. (1998). A structural-equation GME estimator. AAEA annual meeting

Mohanty, S. and Peterson, W. W. (1999). Estimation of Demand for Wheat by Classes for the United States and the European Union. Agricultural and Resource Economics Review, 28(2): 158-168.

Paris, Q. and Howitt, R.E. (1998). An Analysis of Ill-Posed Production Problems Using Maximum Entropy, American Journal of Agricultural Economics, 80(1), p. 124-138.

Pires,C., Dionísio, A. and Coelho, L. (2010). GME versus OLS - which is the best to estimate utility functions?. available in website: http://www.cefage.uevora.pt

Zulfiqar, M. and Chishti, A. F. (2010). Development of Supply and Demand Functions of Pakistan's Wheat Crop. The Lahore Journal of Economics, 15(1): 91-102.

Archive of SID

www.SID.ir