

بررسی تقاضای مواد غذایی مشمول یارانه، در مناطق شهری ایران با استفاده از مدل (AIDS) به منظور اولویت‌بندی تخصیص یارانه

دکتر سعید کریمی^۱

دکتر سعید راسخی^۲

مجتبی احسانی^۳

تاریخ پذیرش: ۱۳۸۷/۱۲/۲۰

تاریخ ارسال: ۸/۴/۸۷

چکیده

دولت‌ها از طریق اجرای سیاست‌های حمایتی مناسب، مانند پرداخت یارانه به مواد غذایی اساسی می‌توانند نقش مهمی را در تأمین امنیت غذایی جامعه برعهده گیرند. با توجه به اینکه پرداخت یارانه، هزینه‌های سنگینی را به دولت تحمیل می‌کند، بنابراین، ضروری است این امر به صورت کاملاً هدفمند انجام گیرد. یکی از راه‌های رسیدن به پرداخت هدفمند یارانه توسط دولت، بررسی تقاضای کالاهای مشمول یارانه است. در این پژوهش، با استفاده از مدل AIDS تقاضای مواد غذایی اساسی مشمول یارانه (قند و شکر، روغن، نان، گوشت و شیر) را در مناطق شهری ایران، از طریق داده‌های بودجه خانوارهای شهری ایران و شاخص قیمت‌های مصرف‌کننده منتشر شده توسط بانک مرکزی در سال‌های ۱۳۶۳-۱۳۸۴، یک روش دو مرحله‌ای و تکنیک‌های همجمعی به دو صورت بلندمدت و کوتاه مدت برآورد کرده، همچنین قیود همگنی و تقارن را نیز با استفاده از آزمون والد مورد آزمون قرار داده‌ایم. در نهایت انواع کشش‌های قیمتی، درآمدی و متقاطع تقاضا به تفکیک بلندمدت و کوتاه مدت را به‌عنوان ابزاری برای تجزیه و تحلیل، محاسبه کرده‌ایم. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد به دلیل بی‌کشش بودن اقلام یارانه‌ای، هر گونه کاهش در پرداخت یارانه به کالاهای یادشده، به افزایش قیمت منجر شده و مخارج اضافی را به مصرف‌کنندگان تحمیل می‌کند. با این وجود، تغییر ساختار پرداخت یارانه و کاهش تدریجی یارانه‌های پرداختی به نان، قند و شکر و روغن و سوق دادن آن به سمت شیر و گوشت، به صورت کاملاً هدفمند توصیه می‌شود.

طبقه بندی JEL: C22, D11, D12, H25

واژگان کلیدی: سیستم تقاضای تقریباً ایده آل، یارانه، همجمعی، کشش درآمدی و قیمتی.

۱. عضو هیأت علمی دانشگاه مازندران

۲. عضو هیأت علمی دانشگاه مازندران

۳. کارشناس ارشد علوم اقتصادی

مقدمه

امنیت غذایی می‌تواند نقش مهم و کلیدی در تحقق توسعه انسانی، که یکی از شاخص‌های اصلی توسعه پایدار محسوب می‌شود، ایفا نماید. ناامنی غذایی نه تنها آثار ناگوار از جنبه سیاسی را به دنبال دارد، بلکه از جنبه اقتصادی، فرهنگی و اجتماعی نیز دارای اهمیت بوده و برنامه‌ریزی برای دستیابی به امنیت غذایی و پایداری آن به عنوان یکی از وظایف اصلی دولت تلقی می‌شود. سوء تغذیه نه تنها تقبل هزینه‌های هنگفت بهداشتی و درمانی را اجتناب ناپذیر می‌سازد، بلکه بر رشد جسمی و فکری نیروی انسانی که عامل کلیدی در توسعه اقتصاد پایدار است، اثر منفی داشته و کارایی، بهره‌وری، خلاقیت و نوآوری نیروی کار را کاهش می‌دهد. از این رو، اتخاذ سیاست‌های حمایتی مناسب، نظیر یارانه مواد غذایی اساسی، می‌تواند امنیت خاطر دولت را در راستای تغذیه صحیح خانوار فراهم نماید.

در کشور، تأمین غذا و امنیت غذایی از جمله مهم‌ترین اولویت‌های استراتژیک توسعه محسوب می‌شود، به طوری که در سند چشم‌انداز بیست ساله، برخورداری از سلامت، رفاه و امنیت غذایی، با کمک سیاست‌های حمایتی دولت، مطرح شده‌است. توجه به اینکه سیاست حمایتی یارانه‌ای دولت، هزینه‌هایی را به همراه دارد، لذا پرسش‌هایی در مورد کارایی آن مطرح شده و به دنبال آن موضوع هدفمند نمودن یارانه مورد توجه اقتصاددانان و سیاستگذاران قرار گرفته‌است. سیاستگذاران درصد برآمدن تا با انتخاب سبب حمایتی مطلوب در راستای کاهش هزینه‌های دولت، ضرری نیز از حیث امنیت غذایی به افراد جامعه نرسد. هدف اصلی این پژوهش، بررسی تقاضا و محاسبه کشش‌های قیمتی و درآمدی مواد غذایی مشمول یارانه به صورت بلندمدت و کوتاه مدت، با استفاده از سیستم معادلات تقاضای تقریباً ایده‌آل^۱ و روش دستگاه معادلات رگرسیون به ظاهر نامرتبط^۲، به منظور هدفمند نمودن هر چه بیشتر سیاست‌های حمایتی یارانه‌ای دولت است.

۱. مروری بر پژوهش‌های انجام شده

دیتون و مولبائر^۳ (۱۹۸۰) در مقاله‌ای مدل سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل (AIDS) را با استفاده از داده‌های سالانه کشور انگلستان در دوره ۱۹۵۴-۱۹۷۴ برای هشت گروه اصلی مخارج مصرفی شامل: غذا، پوشاک، مسکن، سوخت، نوشیدنی و دخانیات، حمل و نقل و ارتباطات، سایر کالاها و خدمات برآورد نمودند. نتایج حاصل از این پژوهش نشان داد که گروه کالایی غذا و مسکن جزء کالاهای ضروری محسوب می‌شوند، در حالی که سایر کالاها در زمره کالاهای لوکس قرار دارند. همچنین، فرض همگنی به منزله نبود توهم پولی مصرف‌کنندگان، برای چهار گروه کالایی غذا، پوشاک، مسکن، و حمل و نقل و ارتباطات رد می‌شود.

1. Almost Ideal Demand System (AIDS)

2. Semingly Unrelated Regression (SUR)

3. Deaton, A. and Muellboure, J. (1980). An Almost Ideal Demand System. American Economics Review, Vol. 70, No. 3, pp 312 – 326.

فورتی و گرین^۱ (۱۹۸۳) در پژوهش خود با لحاظ کردن اثر عادت‌های رفتاری در سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل درصد درآمد تا با گنجاندن جزء پویایی در مدل به بررسی فرض همگنی برای چهار گروه کالایی مطرح‌شده توسط دیتون و مولبائر بپردازند. برای ارائه مدل به صورت پویا فرض اساسی این است که عرض از مبدأ مدل مطرح‌شده توسط دیتون و مولبائر یک رابطه خطی با مصرف دوره قبل دارد. مدل مورد نظر با استفاده از داده‌های سالانه ایالات متحده آمریکا در دوره زمانی ۱۹۴۸-۱۹۷۸ برآورد شد. نتایج نشان می‌دهد که شکل‌گیری رفتار، در توضیح رفتار مصرفی نقش اساسی ایفا می‌کند. بنابراین، مدل AIDS با در نظر گرفتن این عامل مهم می‌تواند به منزله یک دستگاه تقاضای مناسب برای تجزیه و تحلیل رفتار مصرف‌کنندگان مورد استفاده قرار گیرد.

کاراگیانیس، ولنتزاس و کاترانیدیس^۲ (۲۰۰۰) با بررسی و برآورد سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل، بر اساس مدل تصحیح خطا^۳ و تکنیک‌های همجمعی^۴، برای گوشت یونان در دوره زمانی ۱۹۵۸-۱۹۹۳ و با استفاده از یک روش دو مرحله‌ای دریافتند که فرضیه همگنی در سطح معنادار پنج درصد رد نمی‌شود. در ضمن، کشش قیمتی هیکس در تمامی موارد منفی بوده که مقعربودن تابع مخارج را تأیید می‌کند. با توجه به کشش‌های مخارج، گوشت گوساله و مرغ جزء کالاهای لوکس و گوشت خوک، سوسیس، کالباس و گوشت گوسفند جزء کالاهای ضروری هستند.

کاراگیانیس و مرکوس^۵ (۲۰۰۲) در پژوهش خود دلیل ناسازگاری نظری سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل را با به‌کارگیری داده‌های مواد خوراکی کشور یونان در دوره ۵۰-۱۹۹۳ و در دو بازه زمانی مختلف بررسی نمودند. مدل مورد استفاده در این پژوهش مدل خطی ساده AIDS بود، به‌طوری‌که عرض از مبدأ مدل وابسته به روند زمانی قطعی است و می‌تواند تقریب مناسبی برای تغییر وضعیت ساختار جمعیتی در طول زمان به حساب آید. پس از برآورد مدل در دو بازه زمانی آنها به این نتیجه رسیدند که در دوره اول (۱۹۵۰-۱۹۸۶) همگنی رد می‌شود که بیانگر حساس بودن همگنی به حجم نمونه می‌باشد. همچنین با وارد کردن روند، همگنی و تقارن در هر دو دوره رد می‌شود.

عزیزی، جعفر و جواد ترکمانی^۶ (۱۳۸۰) در پژوهش خود الگوی AIDS را براساس اطلاعات سال‌های ۱۳۵۳-۱۳۷۴ در دو حالت شهری و روستایی برای انواع گوشت در ایران با استفاده از روش دستگاه معادلات به‌ظاهر نامرتب برآورد نمودند. نتایج برآورد و بررسی مدل نشان می‌دهد در طول دوره مورد بررسی سهم بودجه اختصاص یافته به گوشت قرمز در جوامع شهری و روستایی کاهش یافته، در حالی که سهم

1. Blanciforti, L. and Green, R. (1983). An Almost Ideal Demand System Incorporation Habit. Review of Economics and Statistics, Vol. LXV, No. 3, pp. 511-21.

2. Kara giannis, G. and Katranidis, S. and Velentzas, K. (2000). An Error Correction Almost Ideal System for Meat in Greece. Agricultural Economics, Vol. 22, pp. 29-35

3. Error Correction model

4. Cointegration

5. Karagiannis, G. and Mergos, G. J. (2002). Estimating Theoretically Consistent Demand System Using Cointegration Techniques with Application to Greek Food Data. Economic Letters, Vol. 74, pp. 137-143.

۶. عزیزی، جعفر ترکمانی. (۱۳۸۰). تخمین توابع تقاضای انواع گوشت در ایران. اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال اول ۹۰، شماره ۳۴.

اختصاص یافته به سایر اقلام گوشت در شهرها به تدریج افزایش یافته است. علاوه بر این، سهم بودجه اختصاص یافته به گوشت ماهی در جوامع روستایی نخست افزایش و سپس کاهش یافته است. بر اساس یافته‌های پژوهش انواع گوشت، به استثنای مرغ، در جوامع شهری و روستایی دارای تقاضای بی‌کشش بوده، بدین روی، استفاده از قیمت‌ها برای اصلاح الگوی مصرف در دوره مورد نظر مؤثر نخواهد بود.

۲. معرفی مدل

سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل، توسط دیتون و مولبائر در سال (۱۹۸۰) پایه‌گذاری شد. نقطه آغاز این سیستم، مجموعه‌ای از توابع هزینه‌ای مشخص با عنوان کلاس ترجیحات^۱ PIGLOG است، که در آن تقاضای بازار را حاصل تصمیم‌گیری عقلایی مصرف‌کنندگان فرض می‌کند. این کلاس ترجیحات نشان‌دهنده تابع هزینه‌ای به صورت زیر است^۲:

$$\ln C(u, p) = (1-u)\ln a(p) + u\ln b(p) \quad (1)$$

که در آن، C نمایانگر مخارج کل بوده، به نحوی که بر اساس نظریه هزینه و مخارج مصرف‌کننده تابعی از شاخص مطلوبیت (u) و بردار قیمت‌ها (p) است. $a(p)$ بیانگر سطح حداقل معاش و $b(p)$ بیانگر سطح حداکثر رفاه با توجه به یک بردار مشخص از قیمت‌ها است که برای سازگاری تابع مخارج با نظریه مصرف‌کننده (همگن از درجه یک نسبت به قیمت‌ها) به صورت زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$\ln a(p) = \alpha_0 + \sum_{k=1}^n \alpha_k \ln p_k + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^n \sum_{j=1}^n \gamma_{kj}^* \ln p_k \ln p_j \quad (2)$$

$$\ln b(p) = \ln a(p) + \beta_0 \prod_{k=1}^n p_k^{\beta_k} \quad (3)$$

که در آن، p_k شاخص قیمت کالای k ام، n تعداد کالاهای موجود در سیستم، $\alpha_k, \gamma_{kj}^*, \beta_0, \beta_k$ پارامترها هستند. j, k نیز نماینده گروه‌های کالایی می‌باشند. با این معرفی، تابع هزینه به شکل زیر تبدیل می‌شود:

$$\ln C(u, p) = \alpha_0 + \sum_{k=1}^n \alpha_k \ln p_k + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^n \sum_{j=1}^n \gamma_{kj}^* \ln p_k \ln p_j + u \beta_0 \prod_{k=1}^n p_k^{\beta_k}$$

1. Price-Independent Generalized Linear Logarithm

2. Deaton, A. and Muellboure, J. (1980). An Almost Ideal Demand System. American Economics Review, Vol. 70, No. 3, pp. 312 – 326.

برای استخراج معادلات سهم در سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل با توجه به لم شپارد، به صورت زیر عمل

$$\frac{\partial C(u, p)}{\partial p_i} = q_i \quad \text{می‌کنیم:}$$

q_i مقدار گروه کالایی i ام و در حقیقت تقاضای جبران شده گروه i ام است. طرفین رابطه بالا را در $\frac{p_i}{C}$ ضرب می‌کنیم:

$$\Rightarrow W_i = \frac{d \ln C(u, p)}{d \ln P_i} \quad (۴)$$

$$\frac{p_i}{C} \cdot \frac{\partial C(u, p)}{\partial p_i} = \frac{q_i p_i}{C_i} = W_i$$

در این رابطه، C ، کل مخارج مصرفی، $p_i q_i$ مخارج صرف شده برای گروه i ام و w_i سهم مخارج گروه از کل مخارج است. به منظور دستیابی به رابطه سهم در سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل AIDS از عبارت $\ln C(u, p)$ نسبت به $\ln p_i$ مشتق می‌گیریم:

$$\frac{d \ln C(u, p)}{d \ln p_i} = \alpha_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i u \beta_0 \prod_{k=1}^n p_k^{\beta_k}$$

در این رابطه، فرض $\gamma_{ij} = \frac{\gamma_{ij}^* + \gamma_{ji}^*}{2}$ ، لحاظ شده است. حال، با توجه به روابط بالا داریم:

$$\Rightarrow w_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i u \beta_0 \prod_{k=1}^n p_k^{\beta_k} \quad (۵)$$

$$w_i = \frac{d \ln C(u, \vec{p})}{d \ln p_i}$$

تابع سهم استخراج شده بالا و تابع تقاضای متناظر با آن در واقع، توابع تقاضای جبران شده است. بنابراین، باید به نوعی این تابع تقاضای جبران شده را به تابع تقاضای جبران نشده متناظر با آن تبدیل کنیم. برای این منظور مصرف کننده عقلایی را در نظر می‌گیریم که درصد حداکثر کردن مطلوبیت خود با توجه به قید درآمد است. در این صورت نقطه تعادل وی جایی است که تمام درآمد وی خرج شود. اگر M کل درآمد او باشد، این عبارت به این مفهوم است که:

$$C(u, p) = M$$

اگر بتوانیم از رابطه بالا u را براساس M و P استخراج کنیم، در آن صورت تابع مطلوبیت غیرمستقیم به دست می‌آید، در نتیجه، به تابع تقاضای جبران نشده خواهیم رسید. در این راستا خواهیم داشت:

$$C(u, p) = M \Rightarrow \ln C(u, p) = \ln M \Rightarrow$$

$$\ln M = \alpha_0 + \sum_{k=1}^n \alpha_k \ln p_k + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^n \sum_{j=1}^n \gamma_{kj}^* \ln p_k \ln p_j + u \beta_0 \prod_{k=1}^n p_k^{\beta_k} \Rightarrow$$

$$w_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i \left[\ln M - \alpha_0 - \sum_{k=1}^n \alpha_k \ln p_k - \frac{1}{2} \sum_{k=1}^n \sum_{j=1}^n \gamma_{kj}^* \ln p_k \ln p_j \right]$$

$$w_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i \ln M - \beta_i \left[\alpha_0 + \sum_{k=1}^n \alpha_k \ln p_k + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^n \sum_{j=1}^n \gamma_{kj}^* \ln p_k \ln p_j \right]$$

با قراردادن عبارت داخل پرانتز رابطه بالا برابر با $\ln P$ خواهیم داشت :

$$w_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i \ln M - \beta_i \ln P$$

$$\Rightarrow w_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i \ln \left(\frac{M}{P} \right) \quad (6)$$

رابطه ۳، در واقع بیانگر سیستم معادلات تقاضای تقریباً ایده‌آل است. نکته مهم در این دستگاه آن است که با توجه به شاخص قیمت P ، این رابطه نسبت به ضرایب غیرخطی بوده و بنابراین برای برآورد ضرایب می‌بایست از روش‌های غیرخطی استفاده شود. این مسأله داشتن اطلاعات و آمار کافی را ضروری می‌نماید. لذا در بیشتر مطالعات تجربی شاخص استون^۱ به جای شاخص واقعی به کار گرفته می‌شود تا با خطی شدن دستگاه مورد نظر، برآورد با استفاده از روش‌های خطی به سادگی امکان‌پذیر باشد. شاخص استون به صورت زیر معرفی می‌شود :

$$\ln P^* = \sum_{j=1}^n w_j \ln p_j \quad (7)$$

با جایگذاری این رابطه در معادله غیر خطی AIDS و دوباره نویسی آن داریم :

$$w_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i \ln \left(\frac{M}{p} \right) \quad (۸)$$

که p^* را می‌توان به طور مستقیم پیش از برآورد محاسبه نمود. به رابطه بالا شکل تقریب خطی سیستم معادلات تقاضای تقریباً ایده‌آل گویند. محدودیت‌های اعمال شده بر این مدل در سه گروه قرار دارند:

$$۱. \text{ شرط اساسی (حاصل جمع): برای برقرار بودن } \sum_{i=1}^n w_i = 1 \text{ شرایط زیر لازم است:}$$

$$\sum_{i=1}^n \alpha_i = 1 \text{ و } \sum_{i=1}^n \beta_i = 0 \text{ و } (j=1, \dots, n) \quad (۹)$$

$$\sum_{i=1}^n \gamma_{ij} = 0$$

$$۲. \text{ شرط همگن بودن } \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} = 0 \quad (i=1, \dots, n) \quad (۱۰)$$

$$۳. \text{ شرط متقارن بودن } \gamma_{ij} = \gamma_{ji} \quad (۱۱)$$

همچنین، کشش‌های قیمتی و درآمدی و متقاطع قیمتی در این مدل، از روابط زیر به دست می‌آیند:

$$\varepsilon_{ii} = -1 + \frac{d \ln w_i}{d \ln p_i} \quad \text{کشش قیمتی خودی: (۱۲)}$$

$$\mu_i = 1 + \frac{\beta_i}{w_i} \quad \text{کشش درآمدی: (۱۳)}$$

$$\varepsilon_{ij} = \frac{\gamma_{ij}}{w_i} - \left(\frac{w_j}{w_i} \right) \beta_i \quad \text{کشش متقاطع قیمتی: (۱۴)}$$

۳. برآورد مدل

هدف اصلی این پژوهش، برآورد توابع تقاضای زیرگروه‌های مشمول یارانه مواد خوراکی، به منظور برآورد کشش‌های قیمتی و درآمدی این زیرگروه‌ها و در نتیجه سیاستگذاری برای نحوه پرداخت یارانه مواد غذایی است. به همین منظور در مرحله اول تابع تقاضای گروه اصلی خوراکی برآورد می‌شود، سپس در مرحله دوم توابع تقاضای زیرگروه‌های گروه عمده مواد خوراکی مشمول یارانه (نان، قندوشکر، گوشت، شیر و روغن)،

برآورد می شود. در هر دو مرحله علاوه بر آزمون قیود همگنی و تقارن، پایایی متغیرهای سری زمانی را نیز بررسی می کنیم. همچنین با بررسی وجود همجمعی بین متغیرهای مدل در هر مرحله امکان استفاده از الگوهای تصحیح خطا فراهم می شود.

۳-۱. برآورد مدل در مرحله اول

در این پژوهش، برای برآورد، مدل زیر را مورد استفاده قرار می دهیم:

$$W_{it} = \alpha_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \log(p_{jt}) + \beta_i \log\left(\frac{M_t}{P_t^*}\right) \quad (15)$$

که در آن، W_{it} سهم بودجه ای گروه کالای i ام، p_{jt} شاخص قیمت کالای j ام و P_t^* شاخص استون است. از آنجا که هدف اصلی این پژوهش برآورد، تحلیل و بررسی تقاضای زیرگروه های مشمول یارانه گروه مواد خوراکی است، لذا در مرحله اول گروه های اصلی کالاهای مصرفی خانوارهای شهری ۱ به دو گروه اصلی مواد خوراکی و غیرخوراکی تقسیم می شود. از این رو، مدل نهایی در این مرحله به صورت زیر خواهد بود:

$$W_{foodt} = \alpha + \gamma_1 \ln p_{foodt} + \gamma_2 \ln p_{unfoodt} + \beta_i \ln\left(\frac{M_t}{P_t^*}\right) \quad (16)$$

که در آن، W_t سهم مخارج هر گروه در سال t ، p_{foodt} شاخص قیمت گروه خوراکی، $p_{unfoodt}$ شاخص قیمت گروه غیرخوراکی و $\left(\frac{M_t}{P_t^*}\right)$ مخارج کل مصرف کننده است که با شاخص استون تورم زدایی شده است. چون آمارمربوط به درآمد خانوار چندان قابل اعتماد نیست، در این قسمت مخارج کل خانوار جانشین آن شده است. برای برآورد مدل در این مرحله باید برخی از متغیرها مانند کل مخارج و شاخص قیمت گروه مواد غیرخوراکی به صورت زیر تولید شوند:

۱. از آنجا که گروه کالایی غیرخوراکی شامل تمام گروه ها غیر از مواد خوراکی است، لذا مخارج کل مربوط به این گروه به صورت زیر است:

$$TE_{unfood} = \sum_{i=2}^8 TE_i \quad (17)$$

به طوری که TE_i متوسط مخارج انجام شده توسط یک خانوار بر روی گروه های موجود در گروه های غیرخوراکی است.

۲. شاخص قیمت گروه غیرخوراکی از رابطه زیر به دست می آید:

۱. گروه های کالایی مصرف خانوارهای شهری، براساس تقسیم بندی بانک مرکزی بدین صورت است: ۱. خوراکی ها، آشامیدنی ها، دخانیات. ۲. پوشاک و کفش. ۳. مسکن، سوخت و روشنایی. ۴. اثاث، کالاها و خدمات مورد استفاده در خانه. ۵. درمان و بهداشت. ۶. حمل و نقل. ۷. تفریح، تحصیل و مطالعه. ۸. کالاها و خدمات متفرقه.

$$P_{unfood} = \sum_{i=2}^8 w_i p_i \quad (18)$$

که در آن، P_{unfood} شاخص قیمت گروه غیرخوراکی، p_i شاخص قیمت گروه i ام و w_i به صورت زیر:

$$w_i = \frac{TE_i}{TE_{unfood}} \quad (19)$$

معرفی می‌شود و نشان‌دهنده سهم یا وزن هر یک از گروه‌های موجود در گروه مواد غیرخوراکی نسبت به کل مخارج مربوط به گروه غیرخوراکی است. i در اینجا بیانگر هر یک از گروه‌های موجود در گروه غیرخوراکی است. برای برآورد مدل، از آمارهای مربوط به هزینه و درآمد خانوار ارائه‌شده توسط بانک مرکزی از سال ۱۳۶۳ تا ۱۳۸۴ استفاده کرده‌ایم. در این مطالعه متوسط مخارج انجام‌شده توسط خانوار را بر روی هر یک از گروه‌های کالایی به کار گرفته‌ایم. افزون بر این، شاخص قیمت مربوط به گروه‌های اصلی را، از آمار سالانه شاخص قیمت بانک مرکزی استخراج کرده‌ایم.

گفتنی است، در سیستم معادلاتی که متغیر وابسته به صورت سهم گروهی بوده و حاصل جمع آنها در هر زمان مساوی با یک است، ماتریس واریانس - کواریانس جمله اختلال واحد بوده و برآورد مدل را با مشکل مواجه می‌کند. از این رو، برای از بین بردن چنین مشکلی در سیستم یادشده، مانند تمامی کارهای تجربی، یکی از گروه‌ها را بر این اساس که از درجه اهمیت کمتری برخوردار است، حذف کرده و بقیه معادلات را برآورد می‌کنند. سپس ضرایب معادله حذف شده را از طریق قید بودجه (شرط اساسی جمع‌پذیری) به دست می‌آوریم. با توجه به ضرورت بررسی پایایی متغیرهای موجود در الگو پیش از برآورد، این مهم از طریق آزمون دیکی - فولر تعمیم‌یافته^۱، بررسی و نتایج آن را به ترتیب در جداول زیر نشان داده شده است.

جدول ۱- بررسی پایایی متغیرهای مرحله اول براساس آزمون دیکی - فولر تعمیم یافته

تفاضل اول		سطح		متغیرها
آماره	بحرانی	آماره	بحرانی	
-۳/۹۱	-۳/۰۴	-۰/۵۵	-۳/۰۲۹	W_{food}
-۲/۶۱	-۱/۹۶	-۱/۲۸	-۳/۰۴	$\ln(M/P)$
-۳/۲۳	-۳/۰۲۹	-۰/۹۳	-۳/۰۲۹	$\ln p_{food}$
-۳/۷۷	-۳/۰۲۹	-۰/۸۶	-۳/۰۴	$\ln p_{unfood}$

مأخذ: یافته‌های این پژوهش

با توجه به اینکه مقادیر آماره‌های به دست آمده از آزمون دیکی - فولر تعمیم‌یافته تمامی متغیرهای موجود در مدل در جدول به صورت تفاضل اول از مقادیر بحرانی بزرگتر هستند، لذا تمامی متغیرها در

1. Augmented Dickey - Fuller Test (ADF)

2. Integration

مرحله اول جمع بسته از مرتبه اول یا $I(1)$ می‌باشند، که بیانگر وجود شرط اول همجمعی است. براساس نظریه اقتصادسنجی لازمه وجود رابطه همجمعی بین متغیرهای الگو و در نتیجه معرفی تصریحی پویا (کوتاه‌مدت) در اینجا، پایابودن جملات پسماند حاصل از برآورد بلندمدت مدل است. بدین روی، پایایی پسماندهای حاصل از برآورد بلندمدت مدل را از طریق آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته را مورد آزمون قرار داده‌ایم. نتایج حاصل از به‌کارگیری آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته به صورت با عرض از مبدأ، $I(0)$ بودن جملات پسماندرابه شرح جدول دو بیان می‌کند، که در آن قدرمطلق آماره آزمون بزرگتر از مقادیر بحرانی است. لذا بر اساس مطالب بالا و مشاهدات جدول دو به وجود همجمعی پی خواهیم برد.

جدول ۲- بررسی پایایی جملات پسماند برآورد بلندمدت مدل مرحله اول

در سطح	
بحرانی	آماره
-۳/۰۴	-۳/۹۳

مأخذ: یافته‌های این پژوهش

با توجه به اهمیت موضوع مورد بحث، از بیان نتایج مربوط به آزمون‌های همگنی و تقارن مرحله اول در اینجا خودداری نموده و فقط پایایی متغیرها مورد بحث قرار می‌گیرد. حال، با توجه به وجود همجمعی بین متغیرهای مدل، جدول مربوط به مقادیر کشش‌های درآمدی و قیمتی گروه اصلی مواد خوراکی به صورت بلندمدت و کوتاه‌مدت در جدول زیر ارائه می‌شود.

جدول ۳- کشش‌های قیمتی خودی و درآمدی گروه خوراک در مرحله اول

گروه	دوره	کشش قیمتی	کشش درآمدی
مواد خوراکی	بلندمدت	-۰/۵۷	۰/۸۴
	کوتاه مدت	-۰/۴۷	۰/۷۹

مأخذ: یافته‌های این پژوهش

۲-۳. برآورد مدل در مرحله دوم

در این مرحله با استفاده از رابطه ۱۵، تقاضای زیرگروه‌های اصلی مشمول یارانه بخش خوراک را که شامل نان، قندوشکر، شیر، گوشت و روغن بوده و قسمت اصلی یارانه‌های مصرفی به آنها تعلق دارد، برآورد می‌کنیم. مدل مورد استفاده نیز همان مدل معرفی شده در مرحله اول است که به‌عنوان مثال یک معادله سهم مربوط به کالای نان، از پنج معادله سهم مورد استفاده در این مرحله بدین صورت است که W_{nan} در آن سهم نان از مخارج مصرف‌شده روی گروه کالایی خوراک (حاصل جمع سهم‌ها برابر یک است) و M مخارج انجام‌شده روی مواد خوراکی است.

$$W_{nan} = \alpha_{nan} + \gamma_{11} \log(p_{nan}) + \gamma_{12} \log(p_{shir}) + \gamma_{13} \log(p_{gusht}) + \gamma_{14} \log(p_{roghan}) + \gamma_{15} \log(p_{ghand}) + \beta_{nan} \log\left(\frac{M}{P^*}\right)$$

پیش از برآورد مدل، پایایی متغیرهای الگو در مرحله دوم به وسیله آزمون متداول دیکی- فولر تعمیم یافته مشخص شد. تمامی متغیرهای موجود در مدل پس از یک بار تفاضل گیری پایا شده که به معنای جمع بسته بودن از مرتبه اول متغیرهای موجود در الگو است، که این خود تأییدی بر وجود شرط لازم برای همجمعی بین متغیرهای مدل است.

جدول-۴. آزمون دیکی - فولر تعمیم یافته: بررسی پایایی متغیرهای مرحله دوم به صورت سطح و تفاضل اول

تفاضل اول		سطح		حالت
بحرانی	آماره	بحرانی	آماره	متغیر
-۱/۹۶	-۳/۱۴	-۳/۰۲۹	-۲/۰۲	nan_W
-۳/۰۱۱	-۳/۱۲	-۳/۰۱۹	-۲/۶۶	W_ghusht
-۳/۰۰۴	-۳/۶۷	-۳/۰۲۹	-۲/۴۷	W_shir
-۳/۰۱۹	-۵/۶۸	-۳/۰۱۹	-۱/۸۳	W_ghand
-۳/۰۱۹	-۷/۴۱	-۳/۰۲۹	-۱/۵۴	W_roghan
-۱/۹۶	-۴/۱۵	-۳/۶۵	-۳/۱۳	Lp_nan
-۳/۰۱۹	-۳/۵۶	-۳/۶۵	-۲/۶۹	Lp_ghusht
-۳/۰۱۹	-۳/۵۲	-۳/۶۵	-۰/۹۸	Lp_shir
-۳/۰۱۹	-۳/۱۴	-۳/۶۵	-۳/۳۲	Lp_ghand
-۳/۰۱۹	-۴/۲۷	-۳/۶۵	-۲/۵۴	Lp_roghan
-۳/۰۲۹	-۵/۱۸	-۳/۶۵	-۲/۷۶	L (M/P)

مأخذ: یافته‌های این پژوهش
سطح معنا داری ۵ درصد است.

جدول ۵- برآورد بلندمدت مدل در مرحله دوم به صورت نامقید

پارامتر سهام	α	γ_1	γ_2	γ_3	γ_4	γ_5	β	R^2	D-W
W_nan	-۳/۵۹۵ (-۴/۳۳)	۰/۰۵۶ (۲/۸۱)	۰/۰۴۴ (۰/۳۴)	-۰/۳۹۵ (-۳/۹۹)	-۰/۰۵۷ (-۰/۸۳)	-۰/۰۱۶ (-۰/۲۶)	۰/۷۸ (۴/۳۲)	۰/۶۵	۱/۹۷
W_shir	۱/۹۷۸ (۲/۴۷)	-۰/۰۵ (-۰/۷۹)	-۱/۴۳۱ (-۴/۱۸)	۰/۷۰۲ (۱/۷۳)	-۰/۴۸۸ (-۳/۶۷)	۰/۴۵۵ (۲/۶۱)	-۰/۲۳۱ (-۱/۶۲)	۰/۵۱	۱/۹۸
W_roghan	۲/۱ (۴/۱۴)	-۰/۰۲۲ (-۱/۷۵)	۰/۶۰۳ (۷/۰۴)	-۰/۴۰۴ (-۶/۲۹)	۰/۱۲۴ (۲/۸۶)	-۰/۰۵۶ (-۱/۴)	-۰/۴۳۴ (-۳/۹)	۰/۸۴	۱/۷۴
W_ghand	-۰/۰۸۱ (-۰/۹۹)	۰/۰۰۱ (۰/۱۷)	۰/۱۴۷ (۳/۶۸)	-۰/۲۳۶ (-۵/۵)	-۰/۰۴۹ (-۳/۰۸)	۰/۰۹۹ (۵/۱۱)	۰/۰۴۱ (۲/۳۹)	۰/۸	۱/۸۱
W_gusht	۰/۵۹۸	۰/۰۱۵	۰/۶۳۷	۰/۳۳۳	۰/۴۷	-۰/۴۸۲	-۰/۱۵۶	-	-

(اعداد داخل پرانتز آماره محاسبه شده است)

مأخذ: یافته‌های این پژوهش - R2 کل سیستم برابر است با ۰/۷۲

بنابراین، با احتیاط می‌توان گفت شرط لازم برای همجمعی و وجود رابطه تعادلی بلندمدت برقرار بوده که شرط کافی نیز از طریق آزمون انگل - گرنجر^۱ قابل بررسی است. با توجه به اینکه نتایج آزمون والد نشانگر رد قیود همگنی و تقارن در بلند مدت است، لذا از بیان نتایج مربوط به برآورد ضرایب مدل مقید به قید همگنی و تقارن، در اینجا صرف نظر کنیم. با حذف زیرگروه گوشت، نتایج حاصل از برآورد بلندمدت مدل در مرحله دوم و به صورت نامقید به شرح جدول زیر است.

نتایج برآورد نشان می‌دهد که از میان ۲۸ ضریب، ۲۲ ضریب از لحاظ آماری در فاصله اطمینان ۹۵ درصد معنادار بوده و تعدادی از آنها رد شده‌اند، که با توجه به کارهای تجربی دیگر، این موضوع امری متداول است. گفتنی است، در هر رابطه تقاضا ضریب قیمت خود کالا و ضریب درآمدی از لحاظ آماری معنادار بوده که این نتیجه قابل قبولی برای برازش مدل است. به دلیل رد قیود همگنی و تقارن در این مرحله از ضرایب برآورد شده بالا برای محاسبه کشش‌ها استفاده می‌کنیم. افزون بر این، به منظور بررسی شرط کافی همجمعی بین متغیرهای موجود، در این مرحله، به دلیل رد قیود همگنی و تقارن، پایایی جملات پسماند حاصل از برآورد نامقید مدل بلندمدت را مورد بررسی قرار می‌دهیم.

نتایج بررسی پایایی جملات پسماند با استفاده از آزمون انگل - گرنجر، همان‌طور که در جدول ۶ مشاهده می‌شود، نشان می‌دهد که تمامی آنها جمع بسته از مرتبه صفر هستند که این به معنای وجود شرط کافی برای همجمعی بین متغیرهای مدل است. بنابراین، با مشخص شدن وجود همجمعی، امکان ادامه کار در قسمت بعد، یعنی معرفی تصریحی پویا (کوتاه مدت) از مدل یادشده، فراهم می‌شود.

جدول ۶- بررسی پسماندهای حاصل از برآورد بلندمدت مرحله دوم الگو در حالت سطح

حالت		با عرض از مبدا بدون روند
متغیر		آماره
RESID1		-۴/۰۸
RESID2		-۴/۰۹
RESID3		-۳/۶۴
RESID4		-۳/۷۸
		بحرانی
		-۳/۰۲۹
		-۳/۰۲۹
		-۳/۰۲۹
		-۳/۰۲۹

مأخذ: یافته‌های این پژوهش

جدول ۷- برآورد کوتاه مدت مدل بصورت نامقید در مرحله دوم

(اعداد داخل پرانتز آماره آمحاسبه شده است)

پارامتر سهام	γ_1	γ_2	γ_3	γ_4	γ_5	β	λ	R^2	D-W
nan_W	۰/۰۵۶ (۳/۵۳۸)	۰/۱۱۱ (۰/۹۶)	-۰/۴۹۷ (-۵/۴۹)	-۰/۰۳۹ (-۰/۸۵)	-۰/۰۱۷ (-۰/۳۵)	۰/۸۲۳ (۵/۱۲)	-۰/۹۶۸ (-۳/۸۵)	۰/۷۹	۱/۶۱
W_ghusht	-۰/۰۱۹ (۰/۴۲)	-۰/۳۴۲ (-۱/۱۲)	۰/۵۴۳ (۱/۹۷)	۰/۵۴۴ (۴/۶۳)	-۰/۱۸۴ (-۱/۴)	-۰/۸۲۸ (-۱/۹۱)	-۱/۰۶۵ (۵/۵۴)	۰/۷۷	۲/۰۲
W_ghand	۰/۰۰۲ (۰/۳۶)	۰/۰۲۸ (۰/۵۹)	-۰/۰۶۹ (-۱/۸۲)	-۰/۰۱۶ (-۰/۶۱)	۰/۰۸۴ (۳/۷۸)	-۰/۰۳۴ (-۰/۴۵)	-۰/۴۳۸ (-۳/۳)	۰/۶۸	۱/۵۱
W_roghan	-۰/۰۳۱ (۳/۳۹)	۰/۵۲۶ (۸/۳۷)	-۰/۲۶۲ (-۵/۲۳)	۰/۱۸۱ (۶/۷۹)	-۰/۰۸۵ (-۳/۰۳)	-۰/۴۹۶ (-۵/۵۱)	-۰/۸۹۹ (-۲/۶۲)	۰/۸۵	۲/۰۸
W_shir	-۰/۰۴۶	-۰/۳۲۳	۰/۲۸۵	-۰/۶۷	۰/۲۰۲	۰/۵۳۵	-	-	-

مأخذ: یافته‌های این پژوهش - R^2 کل سیستم برابر است با ۰/۷۹

از آنجا که تمامی جملات پسماند حاصل از برآورد نامقید مدل بلندمدت پایا هستند، لذا می‌توانیم مدل تصحیح خطا را به صورت زیر، به منظور برآورد توابع تقاضای اقلام اصلی یارانه‌ای مصرفی بودجه خانوار در حالت نامقید کوتاه‌مدت، که محدودیت قید بودجه یا جمع پذیری را مدل خود به خود دارد، تعریف کنیم:

$$\Delta W_{it} = \sum_{j=1}^5 \gamma_{ij} \Delta \ln p_{jt} + \gamma_i \Delta \ln(M_t / P_t^*) + \lambda_i \hat{U}_{it-1} + V_{it} \quad (20)$$

به طوری که ΔW_{it} تفاضل سهم بودجه‌ای کالای نام، λ_i ضریب جمله تصحیح خطا و P_t^* شاخص استون است که به جای شاخص واقعی منظور شده و M_t کل مخارج انجام گرفته در بخش خوراک یا آن قسمت از کل درآمد است که به بخش خوراک اختصاص می‌یابد. در این قسمت نیز همانند دوره بلندمدت، با رد قیود همگنی و تقارن توسط آزمون والد، از بیان نتایج مربوط به برآورد ضرایب مدل مقید به قید همگنی و تقارن در کوتاه مدت، صرف نظر می‌کنیم. برآورد ضرایب مدل به صورت نامقید در کوتاه‌مدت به شرح جدول زیر است:

نتایج برآورد نشان می‌دهد که از میان ۲۸ ضریب، ۱۶ ضریب از لحاظ آماری در فاصله اطمینان ۹۵ درصد با معنی می‌باشد و تعدادی از ضرایب رد می‌شوند. در هر معادله تقاضا ضریب قیمت خود کالا از لحاظ آماری معنادار است.

ضریب جمله تصحیح خطای در مورد نان ۰/۹۶-، گوشت ۰/۰۶-، روغن نباتی ۰/۸۹- و قند و شکر ۰/۴۳-، برآورد شده است. در مورد گوشت با توجه به این که قدرمطلق ضریب جمله تصحیح خطا بزرگتر از یک است، لذا رابطه کوتاه‌مدت وجود ندارد. اما در مورد زیرگروه‌های دیگر با توجه به اینکه ضرایب یادشده منفی و کوچکتر از یک هستند، با احتیاط می‌توان گفت رابطه کوتاه‌مدت وجود داشته و در هر سال به اندازه مقدار عددی به دست آمده، از عدم تعادل در دوره بعد تعدیل می‌کنیم. از این رابطه به دلیل رد قیود همگنی و تقارن، برای محاسبه کشش‌های کوتاه مدت استفاده می‌کنیم.

در مطالعات تجربی و برای اتخاذ سیاست‌های حمایتی مقدار عددی کشش درآمدی و قیمتی از اهمیت خاصی برخوردار بوده و این معیار درعین سادگی، ابزار مناسبی برای تجزیه و تحلیل رفتار مصرف‌کنندگان است. برای محاسبه این کشش‌ها در بلندمدت از رابطه‌های ارائه شده و پارامترهای برآوردشده مدل بلندمدت در الگوی نامقید استفاده می‌شود. مقادیر کشش‌های خودی و قیمتی محاسبه شده در جدول ۸ آورده‌ایم.

جدول ۸- کشش‌های خودی و متقاطع قیمتی تقاضا در مرحله دوم (بلندمدت)

	گوشت	شیر	نان	قند و شکر	روغن نباتی
گوشت	-۰/۲۲	-۰/۱۷	-۰/۳۵	۰/۳	-۰/۳۳
شیر	۰/۵۴	-۰/۳۹	-۰/۲۷	-۰/۰۹	-۰/۱۵
نان	-۰/۳۱	-۰/۱۵	-۰/۴	۰/۴۲	-۰/۲۹
قند و شکر	۰/۳۸	-۰/۳۸	-۰/۱۱	-۰/۵	-۰/۳۹
روغن نباتی	-۰/۲	-۰/۱۶	۰/۰۵	-۰/۵۴	-۰/۵۲

مأخذ: یافته‌های این پژوهش

نتایج به دست آمده از این جدول، نشان می‌دهد کشش‌های خودی قیمتی بلندمدت مرحله دوم را که در قطر اصلی جدول آورده‌ایم، برای تمامی زیرگروه‌های در نظر گرفته شده منفی بوده که منطبق با

مبانی نظری کردار مصرف کننده است. از نکات قابل توجه در تفسیر کشش‌های محاسبه‌شده، اهمیت اولویت مصرف زیرگروه‌های مختلف با توجه به نوع و درجه رابطه مکملی و جانشینی بین آنها است. بدین ترتیب که رابطه مکملی بین شیر و نان قوی‌تر از رابطه مکملی نان و شیر است که این می‌تواند به معنی تعلق اولویت بالاتر به شیر در مقایسه با نان، برخلاف مکمل بودن آنها باشد. اما از میان فقط دو زیرگروه نوع رابطه بین آنها ممکن است متفاوت باشد؛ به عنوان نمونه گوشت با شیر رابطه مکملی اما شیر با گوشت رابطه جانشینی دارد که این به دلیل استفاده از تقاضای معمولی، امری طبیعی خواهد بود.

با توجه به این که مقادیر کشش کوچکتر از یک هستند، لذا تمامی زیرگروه‌های مشمول یارانه از لحاظ تقاضای بی‌کشش محسوب می‌شوند. بنابراین، در صورت حذف یارانه و افزایش قیمت هر کدام از آنها، به افزایش هزینه‌های مصرفی خانوارهای شهری منجر خواهد شد، که این مسأله بر آسیب‌پذیری غذایی خانوارهای شهری می‌افزاید. لذا در اینجا تداوم پرداخت یارانه به صورت هدفمند توصیه می‌شود. با توجه به علامت کشش قیمتی متقاطع، بیشتر مواد غذایی مشمول یارانه مکمل یکدیگرند که این خود با منطق مصرف سازگار است. از نکات قابل توجه در تفسیر کشش‌های محاسبه‌شده، اهمیت اولویت مصرف زیرگروه‌های مختلف با توجه به نوع و درجه رابطه مکملی و جانشینی بین آنها است.

برای محاسبه کشش درآمدی در رابطه محاسبه‌شده کشش درآمدی، W_i در واقع کل درآمد اختصاص یافته به بخش خوراک است لذا، کشش‌های درآمدی برای زیرگروه‌های بخش خوراک از این رابطه به دست نخواهد آمد. از این رو، برای محاسبه کشش درآمدی هر یک از زیرگروه‌های بخش خوراک، کشش‌های به دست آمده در مرحله دوم با ضرب در کشش‌های درآمدی به دست آمده در مرحله اول تعدیل خواهد شد. برای این منظور از فرمول زیر استفاده می‌کنیم:

$$\eta_{iy} = \eta_{fy} \cdot \eta_{ify}$$

که در آن، η_{fy} کشش‌های درآمدی به دست آمده برای بخش خوراک در مرحله اول، η_{ify} کشش به دست آمده هر یک از زیرگروه‌های بخش خوراک با توجه به رابطه معمول در بلندمدت و η_{iy} کشش‌های درآمدی به دست آمده برای هر یک از زیرگروه‌های بخش خوراک است. با توجه به چنین تصحیحی کشش‌های درآمدی هر یک از زیرگروه‌های بخش خوراک در بلندمدت برای نان، شیر، گوشت، قند و شکر و روغن به ترتیب ۰/۲۴، ۰/۳۴، ۰/۷۵، ۰/۷۸ و ۰/۸۳ می‌باشد. همان‌طور که مشاهده می‌شود تمامی این کالاها در سبد مصرفی خانوارهای شهری ضروری محسوب می‌شود.

د برای محاسبه کشش‌های قیمتی در بلندمدت از رابطه‌های ارائه شده و پارامترهای برآورد شده مدل بلندمدت در الگوی نامقید استفاده می‌کنیم. مقادیر کشش‌های خودی و قیمتی محاسبه شده را در جدول ۹ آورده ایم.

جدول ۹- کشش‌های خودی و متقاطع قیمتی تقاضا در مرحله دوم (کوتاه‌مدت)

نان	شیر	گوشت	روغن نباتی	قند و شکر
۰/۳۵ -	-۰/۱۲	-۰/۲۸	-۰/۱۵	-۰/۳
-۰/۲	-۰/۲۵	۰/۵	-۰/۳۴	-۰/۰۹
-۰/۲۳	-۰/۱۳	-۰/۱۹	۰/۲۹ -	۰/۱۸
۰/۰۴	-۰/۰۹	۰/۱۸ -	-۰/۳۶	-۰/۴۷
-۰/۰۹	-۰/۳۶	۰/۳۴	-۰/۲	-۰/۴۸

مأخذ: یافته‌های این پژوهش

با توجه به نتایج به‌دست آمده در این جدول، کشش‌های خودی قیمتی بلندمدت مرحله دوم را که در قطر اصلی جدول آورده‌ایم، برای تمامی زیرگروه‌های در نظر گرفته‌شده منفی بوده که منطبق بر انتظارات تئوریک مصرف‌کننده است.

برای محاسبه کشش درآمدی در کوتاه مدت نیز از همان رابطه بیان شده ($\eta_{iy} = \eta_{fy} \cdot \eta_{ify}$) استفاده می‌کنیم. با توجه به چنین تصحیحی، کشش‌های درآمدی هر یک از زیرگروه‌های بخش خوراک برای نان، شیر، گوشت، قند و شکر و روغن، به ترتیب $-۰/۲۲$ ، $۰/۲۹$ ، $۰/۶۳$ ، $۰/۷۱$ ، $۰/۸$ است. کشش درآمدی کوتاه‌مدت نان منفی است که به معنای پست‌بودن این زیرگروه در سبد مصرفی خانوارهای شهری ایران است که این موضوع باتوجه به عادت مصرفی نان در ایران غیرعادی نبوده و قابل انتظار است. با اینکه سهم ریالی نان در سبد مصرفی خانوارهای شهری ایران کم است ولی از لحاظ مقدار بسیار بالا بوده که همین عامل را می‌توان دلیلی برای منفی‌بودن کشش درآمدی نان بیان کرد.

۴. نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادات

هدف اصلی این پژوهش، محاسبه کشش‌های مواد غذایی به‌منظور سیاست‌گذاری‌های مناسب برای اولویت‌بندی کالاهای مشمول یارانه برای هدفمندکردن یارانه این کالاها و هدایت مصرف در جامعه شهری به سمت الگوی درست است. از این‌رو، نیاز به تبیین و توضیح صحیحی از نحوه عملکرد مصرفی خانوارهای شهری در خصوص زیرگروه‌های خوراکی در جامعه شهری ایران وجود دارد.

کشش درآمدی نان منفی (۰/۲۲-) است که به معنای پست‌بودن این زیرگروه، در سبد مصرفی خانوارهای شهری ایران است که این موضوع با توجه به عادت مصرفی نان در ایران غیرعادی نبوده و قابل انتظار است. دولت دلیل اصلی مصرف زیاد نان در جامعه را افزایش درآمد در طول دوره بیان می‌کند در صورتی که با توجه به کشش به دست‌آمده در کوتاه‌مدت همراه با افزایش درآمد باید مصرف نان کاهش یابد. بنابراین، ارزان‌بودن این ماده غذایی را می‌توان دلیل اصلی افزایش مصرف و هدررفتن آن در جامعه دانست. از این‌رو، اتخاذ تصمیم‌های کوتاه‌مدت برای نان می‌تواند نتایج بهتری را به همراه داشته باشد.

با توجه به نتایج به‌دست‌آمده، کشش قیمتی گوشت کمترین مقدار بوده، که نشان‌دهنده انعطاف‌پذیری کم این زیرگروه در برابر تغییرات قیمت است. از دلایل این موضوع می‌توان به، نبود جایگزین مناسب برای گوشت، الگوی مصرف فعلی جوامع شهری و همچنین احتمال اندک قاچاق این کالا، اشاره کرد. همچنین، در مورد گوشت و شیر نیز کشش قیمتی محاسبه‌شده نشان می‌دهد که این دو ماده غذایی نسبت به تغییرات قیمتی تقریباً بی‌کشش هستند. لذا در اثر نبود سیاست‌های حمایتی، بخش زیادی از هزینه ناشی از افزایش قیمت این دو کالا را مصرف‌کنندگان متحمل خواهند شد. بنابراین، با مقایسه کشش‌های قیمتی و درآمدی به‌دست آمده بین این دو کالا با سایر مواد غذایی مشمول یارانه و همچنین مفیدبودن این دو کالا برای سلامت جامعه، برنامه‌ریزی لازم و حمایت بیشتر دولت، برای تأمین امنیت غذایی در جامعه را می‌طلبد. البته در مورد توزیع شیر تدابیری اندیشیده شده است، مانند توزیع شیر در مدارس.

در مورد روغن و قند و شکر، کشش درآمدی مثبت و کوچکتر از یک است که عادی‌بودن این زیرگروه‌ها را نشان می‌دهد، اما در مقایسه با زیرگروه‌های دیگر از درجه ضرورت کمتری برخوردار هستند. کشش قیمتی محاسبه‌شده آنها نیز در دو دوره نشان می‌دهد که این دو ماده غذایی نسبت به تغییرات قیمتی تقریباً بی‌کشش هستند و همانند زیرگروه‌های دیگر در اثر افزایش قیمت آنها مصرف‌کننده بار مالی زیادی را متحمل خواهد شد. اما با توجه به سهم اندک این دو کالا در بودجه خانوار (به‌ویژه قند و شکر) و مقایسه کشش‌های درآمدی و قیمتی این دو کالا با مواد غذایی دیگر، یارانه‌ای و همچنین مضراتی که مصرف زیاد این دو ماده غذایی برای سلامت جامعه می‌تواند داشته باشند، کاهش تدریجی پرداخت یارانه به آنها، با در نظر گرفتن جوانب دیگر، پیشنهاد می‌شود.

همچنین، در صورتی که متغیر تصمیم در خصوص اختصاص میزان یارانه به مواد غذایی، کشش‌های قیمتی و درآمدی تقاضا باشد، با مراجعه به آمار منتشر شده توسط سازمان حمایت از مصرف‌کنندگان و

تولیدکنندگان درمی‌یابیم که برنامه سوم توسعه نسبت به برنامه دوم توسعه از هدفمندی بهتری در پرداخت یارانه به مواد غذایی، برخوردار بوده‌است.

با توجه به متفاوت بودن واکنش گروه‌های مختلف درآمدی نسبت به تغییرات قیمتی و درآمدی، وجود فقر گسترده در مناطق مختلف جامعه و همچنین لزوم حمایت از اقشار آسیب پذیر، تجزیه و تحلیل در سطحی جامع‌تر برای تمام دهک‌های درآمدی موجود در جامعه، به‌عنوان موضوعی برای پژوهش‌های آینده پیشنهاد می‌شود.

منابع

- اسفندیاری، ن. (۱۳۷۵). بررسی تقاضای گندم و برخی کالاهای خوراکی دیگر در ایران: تقریب خطی سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل. پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شیراز.
- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. گزارشات مربوط به شاخص کالاها و خدمات شهری سال‌های (۸۴-۱۳۶۳). بخشوده، محمد. (۱۳۷۵). بررسی تقاضای انواع گوشت در ایران. مجموعه مقالات اولین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران، دانشگاه سیستان و بلوچستان، زابل، ص ۵۶۵-۸۸.
- پناهی، علیرضا. (بهار ۱۳۷۵). بررسی یک دستگاه معادلات تقاضای تقریباً ایده‌آل برای مناطق شهری: مورد ایران. پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شیراز.
- خسروی‌نژاد، علی اکبر. (۱۳۶۹). برآورد سیستم مخارج خطی در مناطق شهری. پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه بهشتی.
- رحیمی، عباس. (۱۳۶۸). سوبسید و نقش آن در اقتصاد ایران. تهران، جهادسازندگی.
- شکیبانیان، مریم. (۱۳۷۶). برآورد کشش‌های درآمدی و قیمتی برای محصولات لبنیات و تخم مرغ: کاربرد سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل، مورد ایران. پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه آزاد اسلامی شیراز.
- عزیزی، جعفر و ترکمانی، جواد. (تابستان ۱۳۸۰). تخمین توابع تقاضای انواع گوشت در ایران. اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال اول ۹۰، شماره ۳۴، ص ۲۱۷-۳۷.
- فرج زاده، زکریا و نجفی، بهاء الدین. (۱۳۸۳). رفتار مصرف کنندگان شهری و روستایی ایران: مطالعه موردی کالاهای اساسی مشمول یارانه. اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال دوازدهم، شماره ۴۷، ص ۲۳-۱۰۳.
- قادری، حسین. (۱۳۷۷). بررسی تقاضای مواد عمده خوراکی در ایران با استفاده از یک روش سیستمی AIDS و یک روش دو مرحله‌ای. پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شهید بهشتی.
- فلاح، حاجیه. (۱۳۷۲). الگوی مصرف و درآمد خانوارهای شهری و روستایی. گزیده مطالب آماری، سال نهم شماره ۳۴.
- مرکز آمار ایران. نتایج تفصیلی از هزینه و درآمد خانوارهای شهری، سال‌های (۸۳-۱۳۶۳).
- نوفروستی، محمد. (۱۳۷۸). ریشه واحد و همجمعی در اقتصادسنجی. انتشارات فرهنگی رسا.
- هاشمی، ابولقاسم و خسروی‌نژاد، علی اکبر. (بهار ۱۳۷۴). مخارج خطی الگوی تقاضای خانوارهای شهری. اقتصاد، مجله علمی- پژوهشی دانشکده علوم اقتصادی و سیاسی شماره ۴۰.
- محسن پور، اصغر. (۱۳۸۲). بررسی تقاضای اقلام یارانه‌ای برای خانوارهای شهری در ایران با استفاده از مدل AIDS. پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه مازندران.
- معاونت طرح و برنامه دفتر تحقیقات روستایی و مطالعات اقتصادی و اجتماعی (۱۳۶۸). سوبسید و نقش آن در اقتصاد ایران.
- وزارت امور اقتصاد و دارایی، سازمان حمایت از مصرف کنندگان و تولید کنندگان. (۱۳۸۵). گزارش بررسی سهم و آثار یارانه کالاهای اساسی در سبد مصرفی خانوار.
- ماهانامه اقتصاد ایران. دلایل هدفمند شدن یارانه‌ها و مشکلات و پیامدهای آن بر اقتصاد ملی. شماره ۹۵.

Balanciforti, L and Green, R. (1983). An Almost Ideal demand System Incorporation Habit, Review of Economics and Statistics, Vol. LXV, No .3, PP. 511-521.

- Deaton, A. and Muellboure. (1980). An Almost Ideal Demand System. American Economics Review, Vol.70, No.3, PP. 312 – 326.
- Dunne, P. and Edkins, B. (2005). The Demand for Food in South Africa. Economics Society South Africa Conference. Durban.
- Hutasuhut, M and Shung, Hui. (2004). The Demand for Beef in Indonesia: Implications for Australian Agribusiness Australian Agribusiness Review of Economics and Statistics, Vol.12.
- Karagiannis, G and Mergos, G. J. (2002). Estimating Theoretically Consistent Demand System Using Cointegration Techniques with Application to Greek Food Data. Economic Letters, Vol. 74, PP. 137-143.
- Kara giannis, G. and Katranidis, S. and Velentzas, K. (2000). An Error Correction Almost Ideal System for Meat in Greece, Agricultural Economics, Vol. 22, PP. 29-35.
- Kremer, J. and Ericsson, N. and Dolado, J. (1992). The Power of Cointegration Tests. Oxf. Bull. Econ. Stat. 54, PP. 325-48.
- Molina, Jose. (1994). Food Demand in Spain: An Application of Almost Ideal System, Agricultural Economics. Vol.45, No. 2, PP. 252-258.
- Ray , R.(1980). Analysis of A Time Series of Household Expending Surveys for India. Review of Economics and Statics, vol. 62, PP. 595-602.
- Attfield C. L. F. (1985). Homogeneity and Endogeneity in System of Demand Equation journal of Economic. 27. 197-209
- Henderson J. M and Richard E. (1929). Quant. Micro Economic Theory. A Mathematical Approach. Mc. Graw-Hill Company .
- Layard, P. R. G, Walters. A. A. (1978). Micro Economic Theory. Graw, Hill, P.142