

ارزیابی افزایش قیمت مواد غذایی بر رفاه خانوارهای شهری ایران



علی اکبر خسروی نژاد*

فرهاد خداداد کاشی**

زهرا صحبتی***

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۱/۱۱/۲۱

تاریخ دریافت: ۱۳۹۱/۹/۲۸

چکیده

این مقاله درصدد ارزیابی اثرات افزایش قیمت مواد غذایی مورد مطالعه (نان، گوشت قرمز، گوشت سفید، لبنیات و تخم مرغ) بر رفاه خانوارهای شهری ایران می‌باشد. برای این منظور، از نظریه تقاضا و به‌طور خاص از روش AIDS در برآورد معادلات تقاضا و سپس معیار تغییر جبرانی جهت ارزیابی تغییر رفاه مصرف‌کنندگان استفاده شده است. تخمین سیستم تقاضا براساس داده‌های بودجه خانوارهای شهری ایران و برای دوره زمانی ۱۳۷۵-۱۳۸۹ با استفاده از روش پانل دیتا انجام می‌شود. یافته‌های تحقیق حاکی از آن است که کاهش رفاه ناشی از افزایش قیمت مواد غذایی در دهک‌های پایین هزینه‌ای بیشتر از دهک‌های میانی و دهک‌های بالا است. نتایج به‌دست‌آمده براساس قانون انگل که بیان می‌دارد سهم مخارج غذا در خانوارهای کم‌درآمد بیشتر از خانوارهای پردرآمد است و در نتیجه افزایش قیمت مواد غذایی، مستقیماً مخارج غذایی این خانوارها را متأثر نموده و کاهش رفاه در این خانوارها بیش از سایر خانوارهای دیگر است مطابق دارد.

واژه‌های کلیدی: سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل، تغییرات جبرانی، رفاه مصرف‌کننده، قیمت غذا، خانوارهای شهری ایران، پانل دیتا

طبقه‌بندی JEL: H75, Q12

khosravinejad@gmail.com

* استادیار اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی

** دانشیار اقتصاد، دانشگاه پیام نور تهران

khodadad@pnu.ac.ir

Zahra_sohbati@yahoo.com

*** کارشناس ارشد اقتصاد دانشگاه پیام نور تهران

مقدمه

مطلوبیت و رفاه اقتصادی از جمله مباحثی است که اهمیت ویژه‌ای در ادبیات اقتصاد بخش عمومی دارد. بررسی و ارزیابی الگوی رفتار مصرف‌کننده در جهت واکنش به تغییرات قیمت و تغییرات درآمد برای سیاست‌گذاران بخش اقتصادی بسیار حائز اهمیت است.

در کشورهای در حال‌گذار از یک سیستم اقتصادی دولت‌گرا به یک اقتصاد مبتنی بر بازار، آزادسازی بخش‌های مختلف اقتصادی شرط لاینفک این انتقال به‌شمار می‌رود. در مسیر این انتقال می‌بایست تعدیل‌هایی در سیستم اقتصادی، از جمله تعدیل در ساختار قیمت‌ها، به‌اجرا گذارده شود. مسئله‌ای که این کشورها و خصوصاً کشور ما با آن مواجه است، اثرات رفاهی ناشی از این تغییرات است. چراکه در حالت قبل از انتقال، حجم عظیمی از یارانه‌ها به شهروندان به‌طور مستقیم یا غیر مستقیم پرداخت می‌گردد. از آنجاکه تعدیل قیمت همراه با کاهش تدریجی یارانه‌ها و حذف آن در یک فرایند زمانی امکان‌پذیر است، لذا اندازه‌گیری تغییرات رفاهی شهروندان به‌منظور ارائه سیستم‌های حمایتی جبرانی موضوعی بسیار حائز اهمیت است. پرداخت یا عدم پرداخت یارانه، شمولیت پرداخت یارانه چه در مورد خانوارها و بخش‌های یارانه‌بگیر و چه در حوزه کالایی، میزان پرداخت یارانه، شیوه‌های پرداخت یارانه و... از سؤالاتی است که ذهن سیاست‌گذاران را به خود مشغول کرده است (خسروی‌نژاد، ۱۳۸۸: ۲).

افزون بر آن، امروزه بسیاری از کشورها با شتاب در فرایند خصوصی‌سازی سعی نموده‌اند که سهم بیشتری را به خصوصی‌سازی در فرایند اقتصادی بدهند. ایران نیز از این مسئله مستثنی نبوده و در طی برنامه‌های اقتصادی و اجتماعی، کاهش دخالت دولت، حذف یارانه‌های غیرمستقیم، اصلاح قیمت‌ها مورد تأکید قانون‌گذار قرار گرفته است. در حال حاضر طرح تحول اقتصادی به‌ویژه برنامه هدفمندسازی یارانه‌ها در دستورکار دولت قرار گرفته و فاز اول این برنامه اجرا شده است که در نهایت منجر به افزایش قیمت بسیاری از اقلام به‌ویژه اقلام غذایی شده است. براساس آمار بانک مرکزی، در آذرماه سال ۱۳۹۰، یعنی یک سال پس از اجرای طرح هدفمندسازی یارانه‌ها، شاخص گروه خوراکی‌ها و آشامیدنی‌ها، به ۳۲۷/۱ رسید که نسبت به شاخص

مذکور در آذرماه ۱۳۸۹، ۲۴/۶ درصد افزایش یافته است. البته دولت به منظور مصون نگه داشتن گروه‌های آسیب‌پذیر، با پرداختن یارانه نقدی (همه‌گیر) تلاش نموده است که آثار منفی افزایش قیمت‌ها را جبران یا حداقل کاهش دهد. بنابراین مطالعه در مورد نحوه اصلاح قیمت‌ها و هدفمندکردن یارانه‌ها با هدف بر خورداری هرچه بیشتر اقتصاد از چنین برنامه‌ای و همچنین کاهش آثار رفاهی منفی بر گروه‌های متوسط و کم‌درآمد از ضروریات است. در نتیجه یکی از مطالعاتی که می‌تواند به مسئله ارزیابی تأثیر افزایش قیمت مواد غذایی بر رفاه گروه‌های درآمدی یا هزینه‌ای مختلف پردازد، مطالعه پژوهش حاضر است. بر این اساس در این مقاله سعی شده است، توابع تقاضای مواد غذایی ضروری خانوار از جمله نان، گوشت قرمز، گوشت سفید، لبنیات و تخم‌مرغ (شیر و فراورده‌های آن) برای دهک‌های مختلف هزینه‌ای برآورد گردد، تا بتوان با محاسبه کشش‌های قیمتی و درآمدی، اثر اعمال سیاست افزایش قیمت اقلام غذایی مورد مطالعه به گونه‌ای یکسان برای همگان محاسبه شود و همچنین با محاسبه معیار اندازه‌گیری تغییر رفاه CV، تأثیر تغییر قیمت‌ها بر رفاه خانوار در دهک‌های مختلف هزینه‌ای اندازه‌گیری و محاسبه شود.

در این خصوص، این مقاله در پنج بخش تنظیم و سازماندهی شده است. پس از مقدمه، در بخش دوم به پیشینه تحقیق پرداخته می‌شود؛ در بخش سوم به مبانی نظری، در بخش چهارم ضمن معرفی الگو انتخابی و معرفی داده‌ها نسبت به تجزیه و تحلیل و سپس محاسبه کشش‌های قیمتی، درآمدی و متقاطع اقدام می‌گردد و در بخش پنجم به محاسبه شاخص رفاهی تغییر جبرانی و تحلیل و نتیجه‌گیری پرداخته خواهد شد.

پیشینه تحقیق

نظر به اینکه این مطالعه درصدد ارزیابی اثرات افزایش قیمت مواد غذایی بر رفاه خانوارهای شهری می‌باشد، لذا در ادامه بحث به تعدادی از آثار اخیر در مورد موضوع مقاله اشاره خواهد شد.

یرگنسون (Jorgenson, Dale T., 1990) در مقاله‌ای تحت عنوان «مجموع رفتار مصرف‌کننده و اندازه‌گیری رفاه اجتماعی» برآورد جدیدی از اقتصاد هنجاری را توصیف کرد؛ وی با ترکیب گزینه‌های اجتماعی و مدل‌های اقتصادی به

بررسی رفتار مصرف‌کننده پرداخت؛ و با تجزیه و تحلیل معیارهای پولی رفاه اجتماعی از طریق شاخص‌های معرفی شده برابری و کارایی و برآورد آنها امکان بررسی سیاست توزیع مجدد روی رفاه اجتماعی در فاصله سال‌های ۱۹۸۵-۱۹۷۴ در امریکا را بررسی کرده است. وی در مقاله خود به از بین بردن فقر به صورت موضوعی از طریق سیاست توزیع مجدد توجه کرده است.

سامی بیبی (Sami, B.2000) در مقاله‌ای تحت عنوان «یک تحلیل رفاهی رفرم قیمت‌ها و اثر آن روی فقر در تونس» اثر یک شوک قیمتی در اقتصاد تونس در دهه ۱۹۸۰ را بررسی و اثر آن بر روی فقر را اندازه‌گیری نمود. در دهه ۱۹۸۰ دولت تونس یارانه زیادی روی کالاهای خوراکی پرداخت کرد. همین موضوع باعث کسری بودجه شدید دولت و به تبع آن باعث عدم توازن اقتصادی تونس شد. دولت تونس در دهه ۱۹۸۰ به توصیه صندوق بین‌المللی پول یارانه‌های گروه خوراکی را حذف کرد. سامی بیبی در این مقاله اثر این اصلاحات قیمت گروه‌های خوراکی را بر فقر اندازه‌گیری کرده است. وی شاخص‌های اندازه‌گیری فقر را قبل از انجام اصلاحات قیمتی محاسبه و آن را با شاخص‌های اندازه‌گیری فقر در بعد از انجام اصلاحات مقایسه می‌نماید.

کارل نلسون و همکاران (Carl Nelson, Benjamin Wood, and Lia Nogueira, 2011) در مقاله‌ای با عنوان «ارزیابی رفاهی افزایش قیمت مواد غذایی در مکزیک» با استفاده از داده‌های مقطعی بودجه خانوار، تأثیرات رفاهی افزایش قیمت مواد غذایی همچون نان، غلات، گوشت، لبنیات و تخم‌مرغ، میوه و سبزیجات را بر گروه خانوارهای فقیر و غیرفقیر روستایی و شهری در کشور مکزیک طی سال‌های ۲۰۰۶ تا ۲۰۰۹ بررسی نمودند. آنها با استفاده از روش سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل به تخمین توابع تقاضای مواد غذایی مذکور پرداخته و سپس اثرات رفاهی این افزایش قیمت را بر رفتار مصرف‌کننده به وسیله محاسبه تغییرات جبرانی بررسی نمودند. در این مطالعه نشان داده شده است که با افزایش قیمت مواد غذایی مذکور کاهش درآمد خانوارهای روستایی به دلیل افزایش قیمت اقلام کشاورزی کمتر از کاهش درآمد خانوارهای شهری بوده و در نتیجه کاهش سطح رفاه خانوارهای شهری بیشتر از کاهش سطح رفاه خانوارهای روستایی بوده است.

خسروی نژاد (خسروی نژاد، ۱۳۸۸) طی مقاله‌ای تحت عنوان «اندازه‌گیری اثرات

رفاهی حذف یارانه کالاهای اساسی بر خانوارهای شهری ایران» با استفاده از داده‌های خام بودجه شهری ایران طی سال‌های ۱۳۸۱-۱۳۷۶ به محاسبه شاخص‌های رفاهی (درآمد معادل، تغییر جبرانی و شاخص درست هزینه زندگی) ناشی از تعدیل یارانه (قیمت) برای کالاهای نان، قند و شکر و روغن نباتی در قالب سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل پرداخت. در این مطالعه از یک روش طبقه‌بندی جدید در تخمین تابع تقاضای کالاهای مذکور و محاسبه اثرات تغییر قیمت استفاده شده است. اغلب پژوهشگران در ایران برای محاسبه توابع تقاضا از داده‌های بودجه خانوار که براساس دهک‌های درآمدی طبقه‌بندی شده‌اند، استفاده می‌کنند و معمولاً توزیع تقاضا و تخمین‌های خود را براساس گروه‌بندی داده‌شده انجام می‌دهند. او با این استدلال که شاخص درآمد، تنها معیار تعیین‌کننده رفتارهای مصرفی در بخش خوراک نیست، با استفاده از روش ینسن و مانریکو به طبقه‌بندی دوباره خانوارها پرداخت.

نتایج حاصل از اعمال سیاست‌های قیمتی نشان می‌دهد که برای طبقات اول تا سوم، همواره اثرات افزایش قیمت نان بیش از افزایش قیمت قند و شکر و روغن نباتی بوده، و برای طبقات چهارم تا پنجم اثر تعدیل قیمت روغن نباتی بیشتر از تعدیل قیمت نان و قند و شکر می‌باشد.

میرزایی و خسروی نژاد (خسروی نژاد و میرزایی، ۱۳۹۰) طی مقاله‌ای تحت عنوان «اثر تعدیل قیمت کالاهای اساسی: نان، برنج، روغن نباتی و قند و شکر بر سطح رفاه خانوارهای شهری و روستایی» با استفاده از داده‌های خام، بودجه خانوارهای شهری و روستایی طی سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۸۳، به برآورد سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل و شاخص‌های رفاهی تعدیل قیمت برای پنج گروه طبقه‌بندی شده خانوارهای روستایی و شهری پرداختند. نتایج به دست آمده نشان‌دهنده آن است که اجرای هم‌زمان سیاست تعدیل قیمت برای کالاهای مورد مطالعه، اثرات تکان‌دهنده و بسیار بزرگی بر خانوارهای روستایی به‌جای خواهد گذاشت.

مبانی نظری تقاضا و رفاه مصرف‌کننده

سیستم تقاضا

سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل در سال ۱۹۸۰ برای اولین بار توسط **دیتون و موئل** بایر

(Deaton & Muellbauer, 1980) ارائه شد. این سیستم (AIDS)^۱، دارای فرم تابعی است که با داده‌های بودجه خانوار معلوم، سازگار است. تخمین آن ساده و تا حد زیادی از تخمین غیرخطی جلوگیری می‌کند. همچنین قابل استفاده برای آزمون محدودیت همگنی^۲ و تقارن^۳ در محدودیت خطی روی پارامترهای ثابت می‌باشد. اگرچه بسیاری از این خواص مطلوب با یک یا دیگر مدل‌های ترانزلاگ و رتردام تصرف شده است، اما هیچ‌کدام از این محدودیت‌ها در یک زمان تصرف نشده‌اند (Deaton & Muellbauer, 1980).

این سیستم مبتنی بر «تابع مخارج (هزینه) تعمیم‌یافته لگاریتمی مستقل از قیمت^۴ می‌باشد. تابع مذکور به صورت زیر است:

(۱)

$$\ln e(u, p) = \alpha_0 + \sum_i^n \alpha_i \ln p_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln p_i \ln p_j + u \beta_0 \prod_{i=1}^n p_i^{\beta_i}$$

دیتون و موئل بائر برای استخراج سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل، تابع تقاضای جبرانی را براساس تابع مخارج (۱) به دست آورده و پس از آن تابع مطلوبیت غیرمستقیم را استخراج نموده و نهایتاً تابع تقاضای غیرجبرانی را به دست آورده‌اند. معادلات سهمی غیرجبرانی سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل به صورت زیر است:

(۲)

$$w_i = \alpha_i^* + \sum_j \gamma_{ij} \ln p_{jt} + \beta_i \ln \left(\frac{x}{p} \right)$$

که $\ln p$ به صورت زیر معرفی می‌گردد:

(۳)

$$\ln p = \alpha_0 + \sum \alpha_i \ln p_i + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \gamma_{ij} \ln p_i \ln p_j$$

دیتون و موئل بائر (۱۹۸۰) برای پرهیز از مسئله تخمین غیرخطی، پیشنهاد کردند که به جای محاسبه شاخص قیمت با استفاده از رابطه بالا، از شاخص قیمت استون استفاده شود.

1. An almost Ideal demand system
2. Homogeneity (in Prices and Income)
3. Symmetry
4. Price Independent Generalized Logarithmic (PIGLOG)

(۴)

$$\text{Log} p = \sum w_i \log(p_i)$$

رعایت محدودیت (جمع‌پذیری) در هر بخش، با تحقق شرط $\sum w_i = 1$ تأمین می‌شود، که ایجاب می‌کند روابط زیر را داشته باشیم:

(۵)

$$\sum_i a_i^* = 1 \quad \sum_i \beta_i = 0 \quad \sum_i \gamma_{ij} = 0$$

(۶)

$$\sum_j \gamma_{ij} = 0$$

(۷)

$$\gamma_{ij} = \gamma_{ji} \quad \forall i, j (i \neq j)$$

با فرض رابطه (۵)، رابطه (۲)، یک سیستم از توابع تقاضا را تعریف می‌کند که نسبت به قیمت‌ها و مخارج کل واقعی، همگن از درجه صفر بوده و تقارن اسلاتسکی را تأمین می‌کند. این سیستم توابع تقاضا با استفاده از روش معادلات به‌ظاهر نامرتب (SUR)^۱ برآورد می‌شود.

یکی از مزایای استفاده از سیستم معادلات تقریباً ایده‌آل (AIDS)، آن است که می‌توان انواع کشش‌های قیمتی و درآمدی، از جمله کشش‌های قیمتی جبرانی خودی و متقاطع، را به‌سادگی با استفاده از پارامترها به‌دست آورد.

فرمول مناسب برای محاسبه کشش‌های قیمتی جبران‌نشده به‌شرح زیر است:

(۸)

$$\varepsilon_{ij} = -\delta_{ij} + \left(\frac{\gamma_{ij}}{w_i} \right) - \beta_i \frac{w_i}{w_j}$$

که در آن دلتای کرونکر، δ_{ij} در صورت برابری $i = j$ مساوی یک و در غیر این‌صورت، مساوی صفر می‌باشد.

ارزیابی رفاه مصرف‌کننده

با تغییر شرایط اقتصادی، مانند تغییر قیمت‌ها یا تغییر درآمد، میزان مطلوبیت به‌دست‌آمده مصرف‌کنندگان، ممکن است افزایش یا کاهش یابد. برای چگونگی و

شدت تأثیرپذیری مطلوبیت مصرف‌کننده از تغییر شرایط اقتصادی از معیارهایی چون تغییر معادل EV^1 و تغییر جبرانی CV^2 و مازاد مصرف‌کننده CS^3 استفاده می‌شود. در این میان، معیار مازاد مصرف‌کننده را تنها در موقعیت‌های خاص می‌توان به کار برد. در مقابل، معیارهای تغییر جبرانی و تغییر معادل، معیارهای عمومی‌تری هستند (داودی و سالم، ۱۳۸۵: ۲۸).

بنابراین به منظور اندازه‌گیری اثرات رفاهی ناشی از افزایش قیمت، می‌بایست تابع شاخص رفاهی مورد مطالعه برای سیستم تقاضای ایده‌آل استخراج شود. این قسمت از مقاله به استخراج تابع تغییرات جبرانی برای سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل اختصاص یافته است.

استخراج تابع تغییرات جبرانی برای سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل

به پیروی از کینگ (۱۹۸۳)^۴، و خسروی‌نژاد (۱۳۸۸)، در این قسمت از مقاله تابع تغییرات جبرانی برای سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل معرفی می‌شود.^۵

بر اساس تابع درآمد معادل از تعریف کینگ (۱۹۸۳)، فرض کنید که به دنبال ارزیابی سطوح رفاهی خانوار در بردارهای قیمتی متفاوت هستیم. برای انجام این امر، نیازمند انتخاب یک بردار قیمتی مرجع^۶ که توسط p^r نشان داده می‌شود، می‌باشیم. برای یک سطح بودجه مشخص (p, M) ، «درآمد معادل» عبارت است از «سطوحی از درآمد که در بردار قیمت‌های مرجع، فرد، توانایی کسب همان مطلوبیت حاصله در محدودیت بودجه را داشته باشد» یعنی داریم:

1. Equivalent variation.
2. Compensated variation.
3. Consumer surplus.
4. Demographically Augmented AIDS
۵. برای اطلاع بیشتر از استخراج توابع شاخص‌های رفاهی سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل به خسروی‌نژاد (۱۳۸۸) مراجعه کنید.
6. Reference Price Vector

(۹)

$$v(p^r, M_E) = v(p, M)$$

که در آن v تابع مطلوبیت غیرمستقیم، p^r بردار قیمت‌های مرجع، M_E درآمد معادل می‌باشند. با معکوس کردن تابع مطلوبیت غیرمستقیم و کمی عملیات جبری می‌توان درآمد معادل را برحسب مخارج و بردار قیمت‌ها به صورت زیر به دست آورد.

(۱۰)

$$M_E = f(p^r, p, M)$$

که در آن p^r بردار قیمت مرجع است که برای محاسبه تابع تغییرات جبرانی، همان قیمت ثانویه p است.

با انجام عملیات پیش گفته بر روی تابع مخارج سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل، تابع درآمد معادل برای این سیستم به صورت زیر به دست می‌آید.

(۱۱)

$$\ln M_E = \alpha_0 + \sum_i^n \alpha_i \ln p_i^r + \frac{1}{2} \sum_i^n \sum_j^n \gamma_{ij} \ln p_i^r \ln p_j^r + \prod_{i=1}^n \left(\frac{p_i^r}{p_i^0} \right)^{\beta_i} \left[\ln M - \alpha_0 - \sum_i^n \alpha_i \ln p_i - \frac{1}{2} \sum_i^n \sum_j^n \gamma_{ij} \ln p_i \ln p_j \right]$$

تغییر جبرانی: تغییر جبرانی CV عبارت است از حداقل مقدار پولی که می‌توان بعد از یک تغییر اقتصادی (در اینجا افزایش قیمت‌ها) به فرد پرداخته شود؛ به گونه‌ای که از نظر رفاه در همان وضعیت قبلی باقی بماند یا زیانی را که این تغییر بر مصرف‌کننده وارد کرده است جبران شود.^۱

بنابراین معیار CV را می‌توان برحسب تابع مخارج به صورت زیر بیان نمود:

(۱۲)

$$CV = e(u^0, p^1) - e(u^0, p^0)$$

مصرف‌کننده به هنگام احراز سطح مطلوبیت اولیه، u^0 در بردار قیمت p^0 به میزان M_0 هزینه خواهد کرد، از این رو داریم:

(۱۳)

$$e(u^0, p^0) = M_0$$

$$CV = e(u^0, p^1) - M_0$$

با توجه به رابطه فوق اگر تابع مخارج مصرف‌کننده را در اختیار داشته باشیم، می‌توان CV را استخراج نمود. برای این کار از تابع مخارج سیستم تقاضای AIDS استفاده می‌کنیم که شکل تبعی آن بصورت زیر است.

(۱۴)

$$\ln e(u^0, p^1) = \ln M_E = \alpha_0 + \sum_i^n \alpha_i \ln p_i^r + \frac{1}{2} \sum_i^n \sum_j^n \gamma_{ij} \ln p_i^r \ln p_j^r + \prod_{i=1}^n \left(\frac{p_i^r}{p_i^0} \right)^{\beta_i} \left[\ln M - \alpha_0 - \sum_i^n \alpha_i \ln p_i - \frac{1}{2} \sum_i^n \sum_j^n \gamma_{ij} \ln p_i \ln p_j \right]$$

بنابراین داریم:

(۱۵)

$$CV = e^{\alpha_0 + \sum_i^n \alpha_i \ln p_i^r + \frac{1}{2} \sum_i^n \sum_j^n \gamma_{ij} \ln p_i^r \ln p_j^r + \prod_{i=1}^n \left(\frac{p_i^r}{p_i^0} \right)^{\beta_i} \left[\ln M - \alpha_0 - \sum_i^n \alpha_i \ln p_i - \frac{1}{2} \sum_i^n \sum_j^n \gamma_{ij} \ln p_i \ln p_j \right]} - M_0$$

و در نتیجه خواهیم داشت:

(۱۶)

$$CV = e^{\alpha_0 + \sum_i^n \alpha_i \ln p_i^r + \frac{1}{2} \sum_i^n \sum_j^n \gamma_{ij} \ln p_i^r \ln p_j^r + \prod_{i=1}^n \left(\frac{p_i^r}{p_i^0} \right)^{\beta_i} \left[\ln y_0 - \alpha_0 - \sum_i^n \alpha_i \ln p_i - \frac{1}{2} \sum_i^n \sum_j^n \gamma_{ij} \ln p_i \ln p_j \right]} - y_0$$

برآورد مدل

توصیف آماری داده‌ها و برآورد مدل

در این پژوهش به منظور بررسی آثار افزایش قیمت مواد غذایی بر رفاه خانوارهای شهری ایران، نیازمند اطلاعات و داده‌های خرد از بودجه خانوار هستیم؛ و سعی بر آن است که با استفاده از متوسط مخارج دهک‌های هزینه‌ای در مناطق شهری ایران که از مرکز آمار ایران و بانک مرکزی، در فاصله زمانی ۱۳۷۵ - ۱۳۸۹ استخراج شده است به بررسی این آثار پرداخته شود.

کالاهای مورد مطالعه شامل گروه کالایی: نان، گوشت قرمز، گوشت سفید، لبنیات و تخم مرغ (شامل شیر و فرآورده‌های آن)، سایر خوراکی‌ها و غیرخوراکی‌ها می‌باشد. برای چهار قلم غذایی اول در این مطالعه: نان، گوشت قرمز، گوشت سفید،

لبنیات و تخم مرغ (شیر و فرآورده‌های آن) از ارزش واحد^۱ به عنوان شاخص قیمت مناسب استفاده شده و برای دو گروه کالایی سایر خوراکی‌ها و غیرخوراکی‌ها از یک شاخص قیمت وزنی براساس شاخص قیمت‌های^۲ زیرگروه‌های آن محاسبه و در مدل، به کار گرفته شده است.

الگوی پانل

چارچوب اصلی مدل‌هایی با داده‌های پانل به صورت زیر است:

(۱۷)

$$y_{it} = \beta_{i0} + \beta_1 x_{1it} + \beta_2 x_{2it} + \dots + \beta_k x_{kit} + \varepsilon_{it}$$

$$t = 1, 2, \dots, T \quad i = 1, 2, \dots, N$$

اندیس i برای افراد یا مقاطع (تعداد N) و اندیس t برای زمان (1 تا T) در نظر گرفته شده است. اندیس k نیز تعداد متغیرهای توضیح‌دهنده را نشان می‌دهد. ε_{it} جمله اخلاص معادله است. در بیشتر کاربردهای داده‌های پانل، از مدل «جز یک‌طرفه» برای مشخص کردن مؤلفه خطا استفاده می‌کنند. یعنی خطا به صورت $u_{it} = \mu_i + \varepsilon_{it}$ تعریف می‌شود که در آن μ_i اثر ویژه و غیرقابل مشاهده فرد i و ε_{it} نشان‌دهنده اثر باقی عوامل است. اگر فرض کنیم که μ_i مقدار ثابتی است که باید تخمین زده شود و مؤلفه خطای ε_{it} دارای توزیع و تصادفی است و x_{it} مستقل از ε_{it} باشد، «مدل عوامل ثابت»^۳، برای تخمین مناسب است که با استفاده از روش «حداقل مربعات معمولی» (OLS)^۴ قابل محاسبه است. ولی اگر μ_i خود یک متغیر تصادفی و مستقل از ε_{it} باشد و علاوه بر این، x_{it} مستقل از μ_i و ε_{it} باشد، «مدل عوامل تصادفی»^۵، برای تخمین مناسب است که با استفاده از روش «حداقل مربعات عمومی»^۶ محاسبه می‌شود. حال چگونه باید به تشخیص مدل اثر ثابت از تصادفی دست یافت؟ هاسمن (۱۹۸۷) برای تشخیص و

1. Unit value

۲. آمارهای مورد استفاده برای شاخص قیمت، شاخص قیمت مصرف‌کننده از اطلاعات بانک مرکزی و وزن‌ها نسبت مخارج صرف شده روی هر کالا به کل مخارج آن گروه بوده است.

3. FE (Fixed Effect)

4. Ordinary Least Squares(ols)

5. Random Effect Model(RE)

6. General Least Squares(GLS)

شناسایی درست مدل، که اثر ثابت باشد یا تصادفی، آزمون‌نی را پیشنهاد کرد. اما در بیشتر مطالعات مربوط به مخارج خانوار، نظیر این مطالعه، این فرض صحیح است که N به صورت تصادفی از میان یک جمعیت بزرگ انتخاب می‌شود، لذا «مدل اثر تصادفی» برای این مطالعه مناسب‌تر است.

البته از آنجا که در برآورد سیستم معادلات تقاضا، بین جملات خطای معادلات مختلف همبستگی وجود دارد، برای برآورد همزمان تمام معادلات به تخمین‌گر کاراتری نیاز هست که بدین منظور از روش «حداقل مربعات عمومی» به همراه «سیستم معادلات به ظاهر نامرتب» (SUR – GLS) برای برآورد «مدل عوامل تصادفی» استفاده می‌شود.

معرفی مدل

مدل مناسب برای تخمین تقاضای اقلام غذایی مورد مطالعه که شامل: ۱. نان ۲. گوشت قرمز ۳. گوشت سفید ۴. لبنیات و تخم‌مرغ ۵. سایر خوراکی‌ها ۶. غیر خوراکی‌ها براساس فرم تقاضای AIDS، به صورت زیر است.

مدل (۱)

$$s_{it}^k = f e_i + c1 * \log(p_{1it}) + c2 * \log(p_{2it}) + c3 * \log(p_{3it}) + c4 * \log(p_{4it}) + c5 * \log(p_{5it}) + c6 * \log(p_{6it}) + c7 * (\log(M_i) - \log(p^*))$$

$$t = 1375, \dots, 1389, i = 1, \dots, 10$$

در مدل فوق:

s_{it}^k : سهم اقلام غذایی kام در دهک ام در زمان t (k در اینجا عبارتست از: نان، گوشت قرمز، گوشت سفید، لبنیات و تخم‌مرغ، سایر خوراکی‌ها و غیر خوراکی‌ها)؛

p_{1it} : ارزش واحد مربوط به نان در دهک ام در زمان t؛

p_{2it} : ارزش واحد مربوط به گوشت قرمز در دهک ام در زمان t؛

p_{3it} : ارزش واحد مربوط به گوشت سفید در دهک ام در زمان t؛

p_{4it} : ارزش واحد مربوط به لبنیات و تخم‌مرغ در دهک ام در زمان t؛

p_{5it} : شاخص قیمت مربوط به سایر خوراکی‌ها در دهک ام در زمان t؛



p_{6it} : شاخص قیمت مربوط به غیرخوراکی‌ها در دهک t ام در زمان t ؛
 M_i : مخارج (درآمد) کل دهک درآمدی t ام در زمان t ؛
 p^* : شاخص قیمتی استون در دهک t ام در زمان t .

پایایی متغیرهای الگو

«پدرونی» بر مبنای آزمون فیلیس - پرون آماره‌هایی را برای آزمون همجمعی در داده‌های پانلی ارائه می‌کند (Pedroni, 1995). در اینجا فرضیه صفر (عدم همجمعی در داده‌های پانلی) در مقابل فرضیه یک (همجمعی در داده‌های پانلی)، آزمون می‌شود. وی نشان می‌دهد که توزیع حدی آماره‌های این آزمون نرمال استاندارد می‌باشد و بنابراین می‌توان از جدول نرمال استاندارد برای آزمون این فرضیه استفاده کرد. اگر قدر مطلق آماره محاسبه‌شده از مقدار بحرانی جدول در سطح اطمینان خاصی بزرگ‌تر باشد، فرضیه صفر (غیرهمجمع بودن) رد می‌شود و فرضیه مقابل آن پذیرفته می‌شود و نتیجه می‌گیریم که داده‌های مورد بررسی هم جمع هستند. در این تحقیق نیز این بررسی انجام شده و نتایج در جدول شماره (۱) آورده شده است. با توجه به نتایج حاصل از آزمون‌های هم‌انباشتگی، اکثر آماره‌های آزمون (در هر مورد حداقل چهار آماره) فرض مبتنی بر عدم وجود بردار هم‌انباشتگی را برای هر شش سهم کالایی رد می‌کنند. بنابراین نتیجه می‌گیریم که داده‌های مورد بررسی هم‌انباشته هستند و در نتیجه بدون هراس از رگرسیون کاذب می‌توان مدل را برآورد نمود.

جدول شماره (۱). نتایج حاصل از آزمون فرضیه همجمعی در داده‌های مورد مطالعه

متغیر وابسته	سهم کالای اول	سهم کالای دوم	سهم کالای سوم	سهم کالای چهارم	سهم کالای پنجم	سهم کالای ششم
آماره آزمون	بدون عرض از مبدأ و روند	بدون عرض از مبدأ و روند	بدون عرض از مبدأ و روند	بدون عرض از مبدأ و روند	بدون عرض از مبدأ و روند	بدون عرض از مبدأ و روند
آماره پانل γ	-۴,۱۳۰ ***	-۴,۳۰ ***	-۴,۱۵ ***	-۴,۲۷ ***	-۴,۲۵ ***	-۴,۲۴ ***
آماره پانل ρ از نوع فیلیس - پرون	۴,۷۷ ***	۴,۷۴ ***	۴,۴۳ ***	۴,۷۴ ***	۴,۸۰ ***	۴,۹۲ ***
آماره پانل t از نوع فیلیس - پرون	۳,۶۷ ***	۱,۴۰	۰,۰۱۷	۱,۸۰ *	۱,۴۳	۱,۵۱
آماره پانل از نوع دیکی - فولر تممیم‌یافته	۲,۲۱ **	۱,۶۷ *	۱,۱۸	۱,۷۵ *	۱,۴۸	۰,۹۰۱
در میان ابعاد						

آماره پانل P فیلیس - پرون گروهی	۶۸۰ ***	***۶,۵۷	***۶,۳۳	***۶,۶۵	***۶,۶۲	***۶,۷۴
آماره پانل t فیلیس - پرون گروهی	۵,۴۴ ***	***۲,۱۸	۰,۰۲۵	***۲,۸۱	***۲,۷۹	***۲,۳۲
آماره ADF t گروهی	۲,۸۰ ***	***۲,۸۵	*۱,۹۸	**۲,۶۴	***۲,۷۸	*۱,۹۹

علامه *** و *** و *** به ترتیب بیانگر معناداری ضرایب در سطوح ۱۰ درصد، ۵ درصد و ۱ درصد می باشند. مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج حاصل از برآورد تابع تقاضا

همان‌گونه که بیان شد، تابع تقاضای تقریباً ایده‌آل، از تابع هزینه تعمیم یافته لگاریتمی مستقل از قیمت استخراج شده و محدودیت‌هایی چون تقارن، همگنی و جمع‌پذیری را به‌طور خودکار لحاظ نمی‌کند. به‌منظور برآورد پارامترها با پیش فرض رفتار عقلایی مصرف‌کننده، ابتدا مدل (۱) به‌صورت غیرمقید برآورد شده و آزمون‌های فوق در مدل برآورد شده، صورت گرفته است.

نتایج حاصل از آزمون قیدهای همگنی و تقارن با استفاده از آزمون والدا^۱ در جدول شماره (۲) آمده است.

جدول شماره (۲). آزمون فرضیه‌های تقارن و همگنی

آزمون	آماره آزمون	سطح احتمال	نتیجه آزمون
همگنی	۵۷/۸۹۲	۰/۰۰۴۲۶	رد می‌شود
تقارن	۶۳/۵۰۶	۰/۰۱۰۲۶	رد می‌شود

مأخذ: یافته‌های تحقیق

با اعمال قید جمع‌پذیری، تقارن و همگنی، بر روی مدل (۱)، پارامترهای سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل برآورد گردید.

جدول شماره (۳). نتایج حاصل از تخمین ضرایب تابع تقاضا در نمونه شهوی

متغیر وابسته متغیر توضیحی	سهم نان	سهم گوشت قرمز	سهم گوشت سفید	سهم لبنیات و تخم مرغ	سهم سایر خوراکی‌ها	سهم غیر خوراکی‌ها
عرض از مید (α_i)	۰,۱۸۵۶	۰,۱۰۷۹	۰,۰۳۴۸	۰,۰۲۸۷	۰,۲۶۶۰	۰,۰۱۸۷
لگاریتم قیمت نان (γ_{ij})	۰,۰۰۰۵	-۰,۰۱۱۷	۰,۰۲۲۰	۰,۰۲۱۲	۰,۰۱۷۷	-۰,۰۵۴۲
لگاریتم قیمت گوشت قرمز (γ_{ij})	۰,۰۰۱۶	۰,۰۰۳۵	-۰,۰۱۰۰	-۰,۰۰۰۹	-۰,۰۰۵۷	۰,۰۷۰۹

1. Wald

-۰,۱۳۷۲	۰,۱۱۶	-۰,۰۰۱۲	۰,۰۲۴۵	۰,۰۱۱۹	-۰,۰۱۴	لگاریتم قیمت گوشت سفید (Y_{ij})
-۰,۰۹۸۵	۰,۰۸۰۸	۰,۰۱۹۳	-۰,۰۰۱۲	-۰,۰۲۱۶	۰,۰۲۱۲	لگاریتم قیمت لبنیات و تخم مرغ (Y_{ij})
۰,۱۴۸۵	-۰,۰۸۰۴	-۰,۰۴۳	-۰,۰۴۲۷	۰,۰۱۶۴	۰,۰۰۱۲	لگاریتم قیمت سایر خوراکی‌ها (Y_{ij})
۰,۰۷۰۵	-۰,۰۷۷۱	۰,۰۱۲۷	۰,۰۰۷۴	۰,۰۰۱۵	-۰,۰۱۵	لگاریتم قیمت غیر خوراکی‌ها (Y_{ij})
۰,۰۷۳	-۰,۰۳۸	-۰,۰۱۱	-۰,۰۰۶	-۰,۰۰۵	-۰,۰۱۱	لگاریتم مخارج کل به شاخص استون (β_i)
-	۸	۸	۸	۸	۸	تعداد کل ضرایب مدل
-	۷	۵	۵	۴	۴	تعداد ضرایب معنادار مدل
-	۰,۸۵	۰,۸۸	۰,۵۹	۰,۶۰	۰,۸۸	ضریب تعیین
-	۰,۸۲	۰,۸۸	۰,۵۷	۰,۵۸	۰,۸۸	ضریب تعیین تعدیل شده
-	۲,۳۵	۱,۳۵	۱,۶۹	۱,۹۱	۲,۱۸	آماره دوربین واتسون

مأخذ: یافته‌های تحقیق

تغییرات در مخارج واقعی از طریق ضرایب β_i قابل مشاهده است، اگر این ضریب بزرگ‌تر و مساوی صفر باشد، کالا لوکس و در غیر این صورت کالا ضروری است (لوکس $\beta_i > 0$ و ضروری $\beta_i < 0$). بنابراین با توجه ضرایب مخارج واقعی محاسبه شده در جداول فوق می‌توان نتیجه گرفت که، اقلام کالایی نان، گوشت قرمز، گوشت سفید، لبنیات و تخم مرغ و سایر خوراکی‌ها به‌عنوان کالای ضروری برای همه دهک‌ها و سایر غیرخوراکی‌ها نیز به‌عنوان کالای لوکس شناخته شد.

محاسبه کشش‌های قیمتی و درآمدی در خانوارهای شهری

با توجه به اینکه نمی‌توان تفسیرهای مستقیمی از پارامترهای الگوی AIDS ارائه داد، بدین منظور کشش‌های مختلف، محاسبه و تفسیر می‌شود. بیوز ضمن تشریح کامل نحوه محاسبه، کشش‌های قیمتی جبران‌نشده اصلاح شده را ارائه داد. وی براساس آزمایش‌های مونت کارلو، فرمول‌های مرسوم محاسبه کشش‌های قیمتی و درآمدی و فرمول‌های پیشنهادی خود را ارزیابی کرده و به این نتیجه رسید که فرمول کشش‌های قیمتی پیشنهادی کالفنت مناسب‌تر از سایرین هستند.

فرمول مناسب برای محاسبه کشش‌های قیمتی جبران‌نشده به شرح زیر است:

(۱۸)

$$\varepsilon_{ij} = -\delta_{ij} + \left(\frac{Y_{ij}}{w_i}\right) - \beta_i \frac{w_i}{w_j}$$

که در آن دلتای کرونکر، δ_{ij} در صورت برابری $i = j$ مساوی یک و در غیر

این صورت، مساوی صفر می‌باشد.

همچنین یکی از ساده‌ترین معیارهای ارزیابی اثر تغییرات مخارج بر میزان تقاضا، کشش مخارج کل است. این شاخص اقتصادی در سیستم تقاضای AIDS از طریق رابطه زیر محاسبه می‌شود:

(۱۹)

$$\eta_i = 1 + \frac{\beta_i}{w_i}$$

اگر β_i مثبت باشد، گروه کالایی نام لوکس یا تجملی و اگر منفی باشد، گروه کالایی نام ضروری است. نتایج آزمایش‌های مونت کارلو در مطالعه بیوز نشان داده است که فرمول مناسب برای محاسبه کشش‌های درآمدی (مخارج) رابطه بالاست.

متوسط کشش‌های خود قیمتی جبران نشده (مارشالی)، کشش‌های درآمدی (مخارج کل) و کشش‌های متقاطع، محاسبه شده و در جدول شماره (۴) آورده شده است. این کشش‌ها با استفاده از توابع تقاضای معمولی استخراج می‌شوند. با بررسی متوسط کشش‌های قیمتی، مشاهده می‌شود که کشش قیمتی تقاضا منفی بوده و در هیچ‌یک، قانون تقاضا نقض نشده است.

نتایج حاصل از محاسبه کشش‌های درآمدی حاکی از آن است که برای تمامی دهک‌های خانوارهای شهری، کلیه کشش‌های درآمدی (مخارج کل) به غیر از غیر خوراکی‌ها کوچک‌تر از واحد بوده و به عنوان کالای ضروری قلمداد می‌شود.

جدول شماره (۴). متوسط کشش‌های قیمتی خودی و متقاطع و کشش درآمدی (مخارج کل)

غیر خوراکی‌ها	سایر خوراکی‌ها	لبنیات و تخم مرغ	گوشت سفید	گوشت قرمز	نان	
-۰.۸۸	۰.۰۷۰۶	۱.۲۴	-۰.۸۲۲	۰.۱۰۲۱	-۰.۶۰۹۱	نان
۰.۰۳۹۷	۰.۴۲۲۶	-۰.۵۶۳	۰.۳۱۹	-۰.۸۹۰۴	-۰.۲۸۸	گوشت قرمز
۰.۲۳۱	-۱.۲۳	-۰.۰۳۲	-۱.۰۵۹	-۰.۳۰۷	۰.۶۹۸	گوشت سفید
۰.۳۴۳	-۱.۱۵۸	-۰.۴۲۸۸	-۰.۰۱۹۷	-۰.۲۳۲	۰.۵۹۶	لبنیات و تخم مرغ
-۰.۴۲۳	-۱.۴۶۷	۰.۶۳۶	۰.۸۶۳	-۰.۱۴۶	۰.۴۹۷	سایر خوراکی‌ها
-۰.۹۶۷	-۰.۰۷۱	-۱.۵۱	-۱.۷۸	-۱.۱۹	-۳.۰۶	غیر خوراکی‌ها
۱.۱۸۵۷	۰.۷۶۶۹	۰.۶۷۵۲	۰.۸۰۱۹	۰.۸۶۹۲	۰.۴۰۸۵۷۱	کشش درآمدی

مأخذ: یافته‌های تحقیق

محاسبه شاخص‌های رفاهی

در این بخش به بررسی این مطلب می‌پردازیم که افزایش قیمت نان، گوشت قرمز،

گوشت سفید و لبنیات و تخم مرغ چه تأثیر رفاهی بر دهک‌های مختلف هزینه‌ای خواهد داشت. برای نیل به این هدف، لازم و ضروری است که سطوح مختلف هزینه‌ای را در شرایط قبل و بعد از افزایش قیمت‌ها با رویکرد شاخص CV مورد بررسی قرار دهیم.

با توجه با اینکه هرگونه تغییر قیمت شامل یک مبدأ اولیه (قبل از اجرای سیاست) و یک نقطه ثانویه (پس از اجرای سیاست) می‌باشد، بنابراین مبدأ اولیه سال ۱۳۸۹ مورد توجه قرار گرفته است؛ شایان ذکر است که سال مذکور متناظر با آخرین سال برای داده‌های آماری مورداستفاده در برآورد مدل مورد مطالعه حاضر بوده است.

محاسبه شاخص‌های رفاهی مذکور نیازمند به محاسبه ماتریس p^1 است که همان ماتریس قیمت ثانویه می‌باشد، یعنی قیمتی که مصرف‌کننده پس از اجرای سیاست افزایش قیمت با آن مواجه است. با توجه به این نکته که طرح هدفمندسازی یارانه‌ها نیز در آذرماه سال ۱۳۸۹ آغاز شد، لذا سعی گردیده است براساس آمارهای منتشرشده از سوی بانک مرکزی و مرکز آمار ایران درصد تغییرات قیمت‌ها را استخراج کنیم تا با شرایط اقتصادی کشور همسو باشد. بنابراین، در این مطالعه، براساس آمار منتشرشده بانک مرکزی، درصد تغییر قیمت اقلام غذایی مذکور نسبت به سال مبدأ یعنی سال ۱۳۸۹، به صورت افزایش ۴۷ درصدی قیمت نان، ۴۰ درصدی گوشت قرمز، ۳۰ درصدی گوشت سفید و ۴۳ درصدی لبنیات و تخم مرغ در نظر گرفته شده است. بنابراین، در چهار ستون از ستون‌های ماتریس قیمت ثانویه این تغییر قیمت‌ها لحاظ خواهد شد. اگر سایر قیمت‌ها در این ماتریس در همان سطح اولیه باقی بماند، اثری که در نهایت محاسبه می‌شود، اثر مستقیم تغییر قیمت این اقلام غذایی بر رفاه خانوارها خواهد بود. اما همان‌طور که می‌دانیم به دلیل اثرات تقاطعی بازارها در اقتصاد، شاخص قیمت سایر خوراکی‌ها و غیرخوراکی‌ها نیز از این افزایش قیمت‌ها مصون نخواهند بود، بنابراین براساس اطلاعات بانک مرکزی یک افزایش قیمت ۲۵ درصدی برای سایر خوراکی‌ها و ۳۰ درصدی برای غیرخوراکی‌ها منظور خواهد شد.

جدول شماره (۵). شاخص رفاهی ناشی از افزایش قیمت‌ها (قیمت‌ها به ریال و اسمی هستند)

تغییرات جبرانی	نسبت CV به مخارج کل اولیه	مخارج کل اولیه	مخارج کل ثانویه
دهک اول	۰.۰۲۲۷۰۴	۲۶۹۲۴۳۳۴	۳۴۹۶۶۷۳۹
دهک دوم	۰.۰۳۲۶۳۱	۴۶۰۴۳۳۴۷	۴۹۵۴۹۶۸۱
دهک سوم	۰.۰۳۲۵۹۷	۵۸۸۷۶۰۰۴	۶۳۲۱۴۰۷۸
دهک چهارم	۰.۰۳۲۵۷۲	۷۰۸۴۷۸۴۴	۷۵۶۹۵۱۲۷
دهک پنجم	۰.۰۳۲۵۴۸	۸۴۱۷۵۶۵۸	۸۶۷۶۵۸۰۴
دهک ششم	۰.۰۳۲۵۲۵	۹۹۵۵۰۰۷۶	۱۰۵۵۷۹۹۷۶
دهک هفتم	۰.۰۳۲۵۰۲	۱۱۷۷۳۳۰۱۵	۱۲۴۴۴۶۲۰۹
دهک هشتم	۰.۰۳۲۴۷۵	۱۴۳۲۲۱۲۶۵	۱۵۱۱۴۸۸۲۷
دهک نهم	۰.۰۳۲۴۴	۱۸۵۵۳۱۲۶۹	۱۹۳۶۶۸۷۵۱
دهک دهم	۰.۰۳۲۳۶۱	۳۳۱۲۳۰۷۳۵	۳۴۰۳۵۸۶۶۴

مأخذ: یافته‌های تحقیق

اکنون شاخص‌های رفاهی تحقیق براساس سناریوی قیمتی مطرح‌شده، محاسبه و در جدول شماره (۵) آورده شده است. نتایج معیار CV در دهک اول نشان می‌دهد که اگر سیاست افزایش قیمت مواد غذایی مذکور اجرا شود، باید مبلغی معادل ۸۸۰۵۴۵ ریال به خانوارهای این دهک داده شود تا به سطح مطلوبیت اولیه‌ای که قبل از تغییر قیمت داشتند دست یابند. نتایج معیار CV در دهک دهم نشان می‌دهد که اگر سیاست افزایش قیمت مواد غذایی مذکور اجرا شود، باید مبلغی معادل ۱۰۷۱۸۸۱۰ ریال به خانوارهای این دهک داده شود تا به سطح مطلوبیت اولیه‌ای که قبل از تغییر قیمت داشتند دست یابند.

همان‌طور که اشاره شد، مقادیر مطلق تغییر جبرانی، نشان‌دهنده این نکته است که برای خنثی کردن سیاست افزایش قیمت‌های مذکور باید میزان درآمد بیشتری به خانوارهای دهک‌های بالای هزینه‌ای پرداخت نمود تا این سیاست (طبق تعریف تغییر جبرانی) جبران شود. اما در اینجا لازم به ذکر است که یک واحد درآمد برای خانوارهای دهک‌های مختلف، فاقد ارزش یکسان ثابتی است. این مطلب در جدول شماره (۵) به خوبی قابل مشاهده است.

همان‌طور که ملاحظه می‌شود، نسبت زیان‌های تحمیل‌شده حاصل از افزایش قیمت‌ها، برای خانوارهای دهک‌های پایین‌تر بیشتر از خانوارهای دهک‌های بالاتر است و این امر نشان‌دهنده آن است که اگرچه از نظر عددی خانوارهای ثروتمند مبلغ بیشتری از دست می‌دهند، ولی هزینه‌ای که خانوارهای دهک‌های پایین از دست می‌دهند سهم عمده‌ای از هزینه این افراد بوده و در نتیجه فشار بیشتری به آنها وارد می‌شود و رفاه بیشتری را از دست خواهند داد.

نتیجه‌گیری و پیشنهادات

همان‌گونه که از نتایج این پژوهش مشخص است، خانوارهای دهک‌های پایین‌تر، خانوارهایی هستند که در زمان افزایش قیمت‌ها بیش از سایر دهک‌ها، در معرض مستقیم افزایش قیمت‌ها قرار خواهند گرفت. از آنجاکه یکی از اهداف اصلی یک اقتصاد سالم و پویا، توزیع عادلانه رفاه و ثروت در میان همه آحاد جامعه است. جامعه‌ای که افراد آن برخوردار از سلامت جسمی و روانی، امنیت غذایی، رفاه، توزیع مناسب درآمد، نابودی فقر و گرسنگی، از میان رفتن ناهنجاری‌های اجتماعی هستند. بنابراین اولین قدم می‌بایست توسط برنامه‌ریزان سیاسی و اقتصادی، به‌ویژه دولتمردان برداشته شود و این گام با همراهی مردم دنبال شود. با توجه به شرایط کنونی کشور و نیز روند صعودی افزایش قیمت‌ها، قانون‌گذار و سیاست‌گذاران باید برنامه‌های حمایتی مناسبی در جهت جبران کاهش رفاه خانوارها و گروه‌های کم‌درآمد و آسیب‌پذیر اتخاذ نموده و نگاهی جامعه‌نگر به سیاست‌ها و برنامه‌های اتخاذشده و یا در شرف اتخاذ داشته باشند.

بنابراین طبق آنچه در این پژوهش بدان پرداخته شد، پیشنهادات زیر ارائه می‌گردد:

- یافته‌های این تحقیق مؤید این مطلب است که بیشترین اثرات منفی رفاهی ناشی از افزایش قیمت مواد غذایی در دهک‌های پایین هزینه است؛ لذا در طراحی سیاست‌های اقتصادی باید به‌نحوی آثار منفی رفاهی گروه‌های کم‌درآمد جبران شود؛ در واقع سیاست‌های اقتصادی باید به‌ترتیبی طراحی شوند که ترکیب بهینه‌ای از عدالت و کارایی تحقق یابد.

- با توجه به اینکه فاز دوم هدفمندی یارانه‌ها در مرحله اجراست، باید طراحان اقتصادی برای رسیدن به هدف اصلی که همان کارایی است به توزیع مناسب و عدالت توجه بیشتری داشته باشند.

منابع

الف - فارسی

- آخوندزاده، طاهره، حسین راغفر و شیرین بخش. ۱۳۸۹. «آثار رفاهی تعدیل قیمت حامل‌های انرژی (۱۳۷۶-۱۳۸۵)» *فصلنامه علمی - پژوهشی رفاه اجتماعی*، سال دهم، شماره ۳۶.
- اشرف‌زاده، سید حمیدرضا و نادر مهرگان. ۱۳۸۷. *اقتصاد سنجی پانل دیتا*، مؤسسه تحقیقات تعاون دانشگاه تهران.
- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، آمار شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی در مناطق شهری ایران. ۱۳۸۹-۱۳۷۵.
- جانستون، جک و جان دیناردو. ۱۳۸۹. *روش‌های اقتصاد سنجی*، ترجمه علی‌اکبر خسروی‌نژاد و فریدون اهرابی، چاپ دوم، انتشارات نور علم.
- خسروی‌نژاد، علی‌اکبر. ۱۳۸۸. «اندازه‌گیری اثرات رفاهی حذف یارانه کالاهای اساسی بر خانوارهای شهری ۱۳۷۶-۱۳۸۱» *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*، شماره ۵۰، بهار.
- خسروی‌نژاد، علی‌اکبر و میرزایی. ۱۳۹۰. «اثر تعدیل قیمت کالاهای اساسی: نان، برنج، روغن نباتی و قند و شکر بر سطح رفاه خانوارهای شهری و روستایی» *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*، شماره ۶۰، پاییز.
- داودی، پرویز و سالم. ۱۳۸۵. «اثر تغییر قیمت بنزین بر رفاه خانوارها در دهک‌های مختلف درآمدی» *پژوهشنامه اقتصادی*، شماره ۲۳، صص ۴۸-۱۵.
- سند ملی توسعه فرابخشی امنیت غذا و تغذیه (برنامه چهارم توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی جمهوری اسلامی ایران)، وزارت بهداشت و درمان، آذرماه ۱۳۸۳.
- سوری، داود و پویان مشایخ آهنگری. ۱۳۷۷. «برآورد سیستم تقاضا با توجه به نقش مشخصه‌های اجتماعی خانوار» *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*، شماره ۶.
- صحبتی، زهرا. ۱۳۹۱. «ارزیابی افزایش قیمت مواد غذایی بر رفاه خانوارهای شهری در ایران»؛ *پایان‌نامه کارشناسی ارشد*، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه پیام نور، تهران.
- قلی‌پور، سمانه. ۱۳۸۹. *تحلیلی بر بحران غذایی و بحران مالی جهان در سال ۲۰۰۸*، مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی.

لیارد. پی. آر. جی و والترز، ا.ا. ۱۳۷۷. *نظریه اقتصاد خرد*، ترجمه عباس شاکری، تهران: نشر نی.
 مرکز آمار ایران، آمار بودجه خانوار در دهک‌های مختلف هزینه‌ای، (۱۳۸۹-۱۳۷۵).
 نوفرستی، محمد. ۱۳۷۸. *ریشه واحد و همجمعی در اقتصاد سنجی*، تهران: مؤسسه خدمات و فرهنگی رسا.
 واریان، هال. ۱۳۷۸. *تحلیل اقتصاد خرد*، ترجمه رضا حسینی، تهران: نشر نی.

ب - انگلیسی

- Baltagi, B. H. 1999. *Econometrics*, 2nd ed; Springer.
- Deaton, A. 1979. ***The Analysis of Household Surveys, A Microeconometric Approach to development policy.***
- Deaton, A. and Muellbauer, J. 1980. ***Economics and consumer Behaviour***, Cambridge university press.
- Deaton, A. and Muellbauer. 1980. "An Almost Ideal Demand System", ***American Economic Review***, 70(1980): pp. 312-326.
- FAO(2008b). OECD-FAO Agricultural Outlook 2008-2017.
- Jorgenson, Dale T. 1990. "Aggregate Consumer Behaviour and Measurement of Social Welfare", ***Econometrica***, Vol. 58, No. 5, pp. 1007-40.
- Khosravinejad, Ali akbar. 2008. "Welfare Effects of Food Desubsidization for Iranian Urban Household", ***(The Index Number and Demand System Approach) International Conference on Policy Modeling Berlin***, Germany, July 2-4.
- Muellbauer, J. 1976. "Community preferences and the Representative Consumer", ***Econometrica*** 44, 979-999. 12.
- Pedroni, P. 1995. "Panel Cointegration: Asymptotic & Finite Sample Properties of Pooled Time Series Test with & Application to the PPP Hypothesis", ***Indiana University Working paper in Economics***, No. 95-013.
- Sami, B. 2000. "A Welfare Analysis of the Price System Reforms; Effects on Poverty in Tunisia", ***in Building and Sustaining the Capacity for Social Policy Reform***, Ashgate Publishing Company, USA.
- Wood, B., Nelson, C & Nogueira, L. 2011. "Welfare Evaluation of Food Price Increases in Mexico", ***Econometrics of Welfare Evaluation of Price Changes University of Illinois at Urbana-Champaign.***
- Wood, B., Nelson, C & Nogueira, L. 2009. ***Food Price Crisis: Welfare Impact on Mexican household***, Mimeo, University of Urbana-Champaign.