بررسی تأثیر افزایش قیمت مواد غذایی بر رفاه خانوارهای شهری در ایران

محسن مهرآرا* و الناز حسنی پارسا**

نوع مقاله: علمی	تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۴/۶	تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۳/۱۰	شماره صفحه: ۳۴۹-۳۲۳

هدف مطالعه حاضر بررسی تأثیر افزایش قیمت مواد غذایی بر رفاه خانوارهای شهری در ایران با استفاده از سیستم تقاضای تقریباً ایدئال برمبنای روش داده‌های پنلی و استخراج کشش‌های قیمتی و درآمدی در پنج گروه غذایی (نان و غلات، گوشت، لبنیات و تخم مرغ، میوه‌ها و خشکبار، انواع سبزی و حبوبات) است که ضریب اهمیت بالایی در سبد غذایی خانوار در دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۸۵ دارد. همچنین در جهت ارزیابی زیان رفاهی در میان این خانوارها از معیار تغییرات جبرانی استفاده شد. برای محاسبه زیان رفاهی ناشی از تغییرات قیمت از معیار سالو و همچنین تفکیک استان‌های کشور به دو گروه نسبت شهرنشینی بالا و پایین استفاده شد. محاسبه معیار تغییر جبرانی نشان داد که خانوارها در نتیجه افزایش قیمت مواد غذایی با کاهش رفاه مواجه شده و متحمل زیان شده‌اند. همچنین نتایج رابطه یک به یکی بین تورم و معیار محاسباتیِ زیان رفاهی در هر دو گروه از استان‌های کشور براساس میزان شهرنشینی مورد تأیید قرار گرفت، به‌نحوی‌که پوشش زیان رفاهی ناشی از افزایشی ۱ درصدی در تورم، نیازمند جبرانی دوبرابر و پنج‌برابری در درآمد خانوارهای ساکن در استان‌های دارای نسبت شهرنشینی بالا و پایین است.

کلیدواژه‌ها: سیستم تقاضای تقریباً ایدئال؛ تغییرات جبرانی؛ رفاه خانوار؛ مواد غذایی؛ داده‌های پنلی؛ داده‌های بودجه – خانوار

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

* استاد اقتصاد دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران؛
Email: mmehara@ut.ac.ir

** دانشجوی دکتری دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران، پردیس البرز (نویسنده مسئول)؛
Email: eco2015th@gmail.com

مقدمه

سیاست‌های حمایتی یکی از انواع سیاستگذاری‌های اقتصادی دولت است که کارکرد آن ایجاد تعادل بین بخش‌های مختلف اقتصادی است. یکی از ابزارهای سیاست‌های حمایتی، پرداخت یارانه است که برای حمایت از اقشار کم‌درآمد و بخش‌های مختلف تولیدی کاربرد دارد. اما به همان اندازه که اجرای صحیح پرداخت یارانه می‌تواند تأمین‌کننده اهدافی چون حمایت از اقشار آسیب‌پذیر، توزیع عادلانه‌تر درآمد و تثبیت قیمت‌ها باشد، اجرای نادرست آن باعث اسراف در مصرف و ناکارایی در تولید می‌شود (Crawford, Laisney and Preston, 2013). در ایران و در کشورهای در حال توسعه پرداخت یارانه به‌صورت عام و فراگیر بوده و در بین عموم خانوارها توزیع می‌شود. این امر موجب اختلال در اهداف حمایتی یارانه‌ها شده است، زیرا میزان بهره‌مندی خانوارهای فقیر در مجموع از برنامه حمایتی دولت‌ها کم و حتی می‌توان گفت به‌دلیل قدرت خرید بیشتر خانوارهای ثروتمند، میزان انتفاع آنها از یارانه‌ها بیشتر است. بنابراین با توجه به اینکه گروه‌های بالای درآمدی جامعه از یارانه موجود (یارانه غیرمستقیم که تمام اقشار جامعه می‌تواند از آن بهره‌مند شوند) به میزان بیشتری بهره‌مند می‌شوند، بنابراین جست‌وجوی راهکاری بهتر برای توزیع یارانه میان گروه‌های مختلف درآمدی امری ضروری به‌نظر می‌رسد.

با توجه به مباحث اقتصاد خردی درخصوص رفاه مصرف‌کننده افزایش قیمت غذا دو اثر مهم را به دنبال دارد:

الف) اثر جانشینی: بدین معنا که افزایش قیمت غذا نسبت به سایر کالاها در صورت ثابت بودن سایر شرایط، به کاهش مقدار تقاضا (جبرانی) برای غذا منجر می‌شود.

ب) اثر درآمدی: بدین معنا که افزایش قیمت غذا منجر به کاهش قدرت خرید مردم برای خرید کالاها می‌شود (لیارد و والترز، ۱۳۸۰).

آثار افزایش قیمت در مورد همه خانوارهای فقیر و غیرفقیر صدق می‌کند. اما براساس قانون انگل، خانوارهای فقیر سهم بیشتری از بودجه خود را صرف غذا می‌کنند و به همین دلیل آثار افزایش قیمت غذا برای خانوارهای فقیر بزرگتر است. ازآنجاکه سهم بودجه اختصاص داده شده به غذا از مهمترین معیارهای سطح استاندارد زندگی است،

مصرف‌کنندگان با پایین‌ترین سطح استاندارد زندگی به درستی از افزایش قیمت غذا بیشترین لطمه را می‌بینند. از سوی دیگر اندازه‌گیری تغییرات رفاه اقتصادی همواره به‌عنوان یکی از کاربردی‌ترین مباحث اقتصادی مطرح بوده است؛ در واقع تمام سیاست‌های اقتصادی دولت می‌تواند به نوعی بر رفاه خانوارها تأثیرگذار باشد. افزایش قیمت‌ها نه تنها میزان رفاه افراد را تغییر می‌دهد بلکه بر تصمیمات مهم اقتصادی در هر دو سطح خرد و کلان اثر می‌گذارد (Attanasio and etal., 2017).

سیاستگذاران نیز برای پاسخ به این سؤالات که کالاها چه جایگاهی در بودجه خانوار دارند؟ کدام کالاها در زمره کالاهای لوکس و ضروری قرار می‌گیرند؟ با تغییر قیمت یک کالا، تقاضای آن کالا و سایر کالاها چه تغییری می‌یابد؟ آیا از قیمت یک کالا می‌توان به‌عنوان ابزاری مؤثر جهت سیاستگذاری استفاده کرد، علاقمند بررسی رفتار مصرفی خانوارها هستند. بنابراین هرگونه سیاستگذاری و برنامه‌ریزی مرتبط با مصرف به تحلیل و شناخت الگوی مصرفی خانوارهای جامعه و شناخت جایگاه هر گروه از کالاها در بودجه خانوار نیازمند است. با توجه به نیازهای برشمرده شده مطالعه حاضر به‌دلیل افزایش قیمت مواد غذایی در سال‌های اخیر و اینکه مواد غذایی یک نیاز اساسی برای هر خانوار است صورت گرفته است. با توجه به نکات فوق بررسی اثر افزایش قیمت مواد غذایی بر زیان رفاهی خانوار یا به‌عبارت‌دیگر بررسی اثر زیان رفاهی افزایش قیمت مواد غذایی در بین خانوارهای شهری با استفاده از متوسط مخارج کل این خانوارها در استان‌های مختلف ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۸۵ موضوعی است که در این پژوهش به آن پرداخته می‌شود. برای این منظور جامعه آماری به دو گروه براساس نسبت جمعیت شهری بالا و پایین طبقه‌بندی شده است.

با توجه به مطالب ذکر شده این مقاله در پی پاسخ به این سؤال است که تأثیر افزایش قیمت مواد غذایی بر رفاه خانوارهای شهری در ایران به چه میزان است و تغییرات جبرانی[1] صورت گرفته برای این گروه از خانوارها به چه میزانی است؟

1. Compensating Variation (CV)

ساختار مقاله حاضر از پنج بخش تشکیل شده است. بخش اول اختصاص به معرفی و بیان مسئله تحقیق دارد. بخش دوم به بررسی ادبیات تحقیق می‌پردازد. بخش سوم اختصاص به روش‌شناسی تحقیق دارد. در بخش چهارم برآورد مدل تجربی برای دستیابی به اهداف تحقیق ارائه شده است و در نهایت به نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادها پرداخته شده است.

۱. ادبیات تحقیق

۱-۱. مبانی نظری

تغییرات قیمت‌ها از مهمترین و تأثیرگذارترین عوامل تغییر رفاه مصرف‌کنندگان است. افزایش قیمت‌ها، درآمد واقعی مصرف‌کننده را کاهش داده و با تأثیر در قدرت خرید بر میزان فقر و رفاه آنها مؤثر خواهد بود. تغییرات قیمت می‌تواند با اختلال در توسعه و تحت فشار قرار دادن اقشار آسیب‌پذیر و همچنین کاهش میزان رقابت‌پذیری کالاهای داخلی در مقابل کالاهای خارجی تأثیرات منفی در اقتصاد داشته باشد. علاوه‌بر موارد ذکر شده نوسانات قیمت مواد غذایی می‌تواند با ایجاد یک بحران غذایی سایر متغیرهای اقتصادی را نیز تحت تأثیر قرار دهد و عدالت اجتماعی را نیز خدشه‌دار کند. یکی از دلایل اصلی نوسانات قیمت، عدم تنظیم مقدار موجودی محصول در بازار است. وجود ویژگی‌های خاص محصولات خوراکی از جمله فسادپذیر بودن آنها، هزینه‌های گران حمل‌ونقل، تأثیرپذیری عرضه این محصولات از سطح پیشین تولید و محدود بودن زمان تولید برخی از این محصولات ایجاب می‌کند که افت‌وخیزهایی در قیمت محصولات خوراکی صورت بگیرد و در هر مقطعی قیمت این محصولات براساس مقدار موجود آنها در بازار تعدیل شود. همچنین به دلایل مختلفی از قبیل خشکسالی، سرمازدگی، تحریم وارداتی و ... نیز ممکن است مقادیر گروه‌های مختلف کالاها در بازار کاهش یابد که این نیز افزایش قیمت‌ها و به تبع آن کاهش رفاه خانوارها را به دنبال خواهد داشت (ایزدیار، ۱۳۹۵). بنابراین آنچه که دولت‌ها را در سیاستگذاری‌های مناسب جهت کاهش فقر و حفظ رفاه مصرف‌کنندگان یاری می‌رساند، آگاهی از میزان تغییرات رفاهی و زیان‌های رفاهی ناشی از تغییر قیمت‌هاست (Attanasio and Lechene 2010).

یکی از اهداف مهم هر نظام اقتصادی افزایش رفاه اقتصادی در جامعه است. از جمله شاخص‌های مهم رفاه اقتصادی می‌توان به ترکیب کالاهای مصرفی خانوارها در طی زمان نام برد. در علم اقتصاد کالاها را براساس کشش درآمدی تقاضای آنها به کالاهای لوکس، ضروری و پست تقسیم می‌کنند. هرگاه در سبد مصرفی خانوارها، بیشتر کالاها جزء کالاهای ضروری و پست باشد، این امر دلالت بر بهبود وضعیت مصرف خانوارها و افزایش رفاه آنهاست و برعکس هر گاه طی زمان به‌تدریج کالاهای پست و ضروری تبدیل به کالاهای لوکس شود، این امر دلالت بر بدتر شدن وضعیت مصرف خانوارهاست.

یکی دیگر از معیارهای رفاه اقتصادی در هر جامعه، مصرف انبوه در میان آحاد مردم است. روستو (۱۹۶۱) معتقد است که آخرین مرحله رشد اقتصادی در جوامع توسعه‌یافته صنعتی، دوران مصرف انبوه و رفاه اقتصادی است. در این مرحله اکثریت افراد به موازات افزایش تقاضا و نیاز به رفاه بیشتر، بخش اعظمی از درآمد خود را در جهت مصرف کالاها و خدمات خرج می‌کنند. بنابراین روند رو به رشد مصرف انبوه به ویژه کالاهای غیرخوراکی در یک دوره زمانی یکی از علائم بهبود اوضاع اقتصادی و اجتماعی هر جامعه و از شاخص‌های افزایش رفاه محسوب می‌شود.

۲-۱. مروری بر مطالعات پیشین

دایبزک، توث و وونکا (۲۰۱۷) در مطالعه‌ای با عنوان اثرات شوک‌های قیمتی بر تقاضای مصرف‌کننده در جمهوری چک به‌منظور توصیف رفتار مصرف‌کننده به برآورد سیستم تقاضای تقریباً ایدئال درجه دوم[1] با استفاده از داده‌های بودجه خانوار طی سال‌های ۲۰۱۴-۲۰۰۰ برای هشت گروه کالایی مصرفی شامل غذا، پوشاک و کفش، سلامتی و بهداشت، مبلمان و وسایل الکترونیکی خانگی، آموزش و تفریح، انرژی، حمل‌ونقل و ارتباطات و سایر کالاها پرداختند. نتایج حاصل از این مطالعه نشان می‌دهد که گروه‌های کالایی غذا، انرژی، سلامتی و بهداشت با کشش درآمدی مثبت کوچکتر از یک جزء کالاهای ضروری و

1. Quadratic Almost Ideal Demand System (QAIDS)

پوشاک و کفش، حمل‌ونقل و ارتباطات، آموزش و تفریح با کشش درآمدی مثبت بزرگتر از یک جزء کالاهای لوکس محسوب می‌شوند. به‌علاوه حمل‌ونقل و ارتباطات حساس‌ترین گروه نسبت به تغییرات درآمدی هستند درحالی‌که انرژی دارای کمترین حساسیت است. همچنین کشش‌های قیمتی خودی برای تمام گروه‌های مصرفی، مطابق انتظار منفی بوده و کشش‌های متقاطع ازنظر مقادیر مطلق در مقایسه با کشش‌های قیمتی خودی کوچکتر هستند.

تفرا، دمک و رشید (۲۰۱۵) در مطالعه‌ای با عنوان اثرات ناشی از افزایش قیمت مواد غذایی بر رفاه خانوارهای روستایی اتیوپی، تأثیر افزایش قیمت مواد غذایی به‌ویژه در سال‌های ۲۰۰۵ به بعد بر رفاه خانوارهای روستایی را با استفاده از سیستم تقاضای تقریباً ایدئال[1] مورد بررسی قرار دادند. در این مطالعه از اطلاعات مربوط به مخارج و درآمد خانوارهای روستایی استفاده شده است. براساس نتایج به‌دست آمده در بلندمدت افزایش قیمت محصولات کشاورزی، تولیدکنندگان را به گسترش تولید تشویق می‌کند که این امر به کاهش قیمت مواد غذایی در آینده منجر می‌شود، بنابراین سیاست افزایش قیمت مواد غذایی و محصولات کشاورزی سبب بهبود رفاه خانوارهای روستایی می‌شود و این افزایش قیمت سبب انتقال درآمد از خانوارهای شهری به خانوارهای روستایی می‌شود. در واقع افزایش قیمت سبب بالا رفتن تولید و در نهایت کاهش قیمت‌ها خواهد شد.

عالم (۲۰۱۴) اثر افزایش قیمت غذا بر رفاه مصرف‌کنندگان شهری اتیوپی را در سال‌های ۲۰۱۱-۲۰۰۴ بررسی کرد. وی از سیستم تقاضای تقریباً ایدئال درجه دوم استفاده کرد. محاسبه معیار تغییر جبرانی به‌منظور اندازه‌گیری رفاه خانوارها نشان می‌دهد که خانوارها در مناطق شهری اتیوپی معادل ۱۵ درصد از بودجه غذای سالانه خود را به‌دلیل افزایش غیرمنتظره قیمت غذا در این دوره زمانی از دست داده‌اند. خانوارهای فقیر که سهم بیشتری از مخارج خود را صرف غذا می‌کنند، به‌طور ناخوشایندتری از خانوارهای غیرفقیر تحت تأثیر قرار می‌گیرند.

---

1. The Almost Ideal Demand System (AIDS)

پونز (۲۰۱۲) در مطالعه‌ای با عنوان تأثیر افزایش قیمت‌های مواد غذایی بر رفاه، اثر یک افزایش شبیه‌سازی شده در قیمت‌های مواد غذایی بر رفاه خانوارهای شهری و روستایی در هند را از طریق بررسی مخارج مصرف‌کننده طی سال‌های ۲۰۱۰ – ۱۹۹۳ و با استفاده از بررسی داده‌های نمونه ملی مورد بررسی قرار داد. نتایج حاصل از محاسبه تغییرات جبرانی نشان می‌دهد که رفاه خانوار در هند از سال ۱۹۹۳ افزایش پیدا کرده است. بهبود دسترسی به امکاناتی نظیر بهداشت، برق، کمتر شدن کار با دست و افزایش درآمد واقعی به ازای هر نفر می‌تواند توضیح‌دهنده این بهبود باشد، اما برخی عوامل مانند تورم این بهبود را محدود کرده‌اند.

آرمان‌مهر و فرهمندمنش (۱۳۹۶) به «بررسی اثر تغییرات قیمت بر رفاه خانوارهای شهری به تفکیک دهک‌های درآمدی و گروه‌های کالایی» پرداختند. این تحقیق در میان دهک‌های مختلف درآمدی خانوارهای شهری ایران با روش سیستم مخارج خطی و با استفاده از تغییرات جبرانی در دوره زمانی ۱۳۹۲-۱۳۷۲ با بهره‌گیری از داده‌های سری زمانی صورت گرفته است. نتایج نشان داد به‌طورکلی افزایش قیمت باعث کاهش رفاه بیشتری در دهک‌های درآمدی پایین نسبت به دهک‌های ثروتمند می‌شود؛ اما با افزایش قیمت یک گروه کالایی (و ثبات قیمت دیگر گروه‌های کالایی) آسیب‌پذیرترین دهک درآمدی ازنظر کاهش رفاه متفاوت است. براساس نتایج پیشنهاد می‌شود کمیّت و نحوه پرداخت یارانه به دهک‌های درآمدی متفاوت باشد، همچنین در آزادسازی قیمت‌ها با توجه به تورم ایجاد شده، توجه ویژه به گروه‌های کم‌درآمد صورت گیرد.

قهرمان‌زاده و دیگران (۱۳۹۵) به اندازه‌گیری تأثیر افزایش قیمت مواد غذایی بر رفاه خانوارهای شهری ایرانی پرداختند. در مطالعه حاضر سعی شده اثر افزایش قیمت مواد غذایی بر رفاه خانوارهای شهری ایرانی و در بین دهک‌های درآمدی در سال‌های ۱۳۹۰-۱۳۸۸ اندازه‌گیری و تحلیل شود. برای این منظور سیستم تقاضای تقریباً ایدئال درجه دوم برای ۹ گروه اصلی مواد غذایی در کشور برای هر یک از دهک‌های درآمدی در سال‌های ۱۳۸۸ و ۱۳۹۰ برآورد شد. نتایج حاصل از کشش‌های درآمدی برای کل خانوارهای شهری نشان داد که گروه‌های غلات، لبنیات و تخم‌مرغ، سبزی و حبوبات، ادویه‌ها و آشامیدنی‌ها

ضروری و گروه‌های گوشت، روغن‌ها، میوه‌ها و خشکبار و قند و شکر و مرباها کالاهای لوکس محسوب می‌شوند. در نهایت با به‌کارگیری کشش‌های تقاضای هیکس به‌دست آمده، آثار رفاهی ناشی از افزایش قیمت مواد غذایی با استفاده از شاخص رفاه تغییرات جبرانی محاسبه شد. نتایج مطالعه نشان داد افزایش قیمت مواد غذایی رفاه تمام خانوارهای شهری ایرانی را کاهش داده است. به‌طور نسبی از مخارج کل خانوارهای دهک اول در طی دوره ۱۳۹۰-۱۳۸۸، ۱۹/۶۳ درصد از درآمد اولیه خویش را به‌دلیل افزایش قیمت مواد غذایی از دست داده‌اند. درصورتی‌که همین نسبت برای خانوارهای دهک دهم ۷/۲۵۴ درصد از درآمد اولیه‌شان بوده است. ملاحظه می‌شود رفاه از دست رفته برای خانوارهای فقیر به مراتب بیشتر از خانوارهای ثروتمند بوده است و این در حالی است خانوارهای فقیر بخش بیشتری از درآمد خود را صرف خرید مواد غذایی می‌کنند. بنابراین لازم است تا سیاستگذاران اقتصادی حمایت بیشتری از خانوارهای دهک‌های پایین درآمدی به عمل آورند.

صامتی و ایزدی (۱۳۹۳) در مقاله‌ای با عنوان «اثر هزینه‌های رفاهی تورم بر دهک‌های هزینه‌ای مختلف خانوارهای شهری استان اصفهان» با استفاده از آمار هزینه و درآمد خانوارهای شهری استان اصفهان در دوره ۱۳۹۰-۱۳۸۳ سیستم مخارج خطی با استفاده از روش رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط تخمین و مقادیر حداقل معاش و میل نهایی به مخارج فرامعیشتی محاسبه شد. نتایج به‌دست آمده نشان می‌دهد که افزایش قیمت‌ها به ترتیب در گروه کالاهای خوراکی، مسکن، حمل‌ونقل، سایر کالاهای متفرقه، بهداشت و درمان، پوشاک و کفش، اثاث و لوازم، تفریح و تحصیل؛ خانوارها را با بیشترین زیان رفاهی مواجه کرده است. اما رتبه‌بندی دهک‌های هزینه‌ای در سال‌های مختلف ازنظر آسیب‌پذیری در رفاه از روند خاصی پیروی نمی‌کند و رتبه‌هایی که هر دهک هزینه‌ای در سال‌های مختلف به خود اختصاص می‌دهد، متفاوت است.

فلاحی، محمدزاده و حکمتی فرید (۱۳۹۲) در مطالعه‌ای با عنوان «بررسی آثار رفاهی افزایش قیمت گروه‌های کالایی در خانوارهای شهری کشور» با استفاده از روش‌های اقتصاد خرد به بررسی تأثیر افزایش قیمت گروه‌های مختلف کالایی بر رفاه خانوارها پرداختند. در

این بررسی از داده‌های هزینه‌ای هشت گروه کالایی طرح هزینه و درآمد خانوارهای شهری طی سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۷۳ استفاده و جهت تعیین تقاضای گروه‌های کالایی از سیستم مخارج خطی بهره گرفته شد. در این مقاله پس از برآورد حداقل معاش گروه‌های مختلف کالایی و محاسبه کشش‌های قیمتی و درآمدی؛ نسبت به محاسبه شاخص‌های رفاهی تغییرات جبرانی و تغییرات معادل در گروه‌های مختلف اقدام شده است. نتایج بررسی شاخص‌های رفاهی نشان داد که بیشترین کاهش رفاه ناشی از افزایش قیمت‌ها به ترتیب به گروه‌های مسکن، خوراکی‌ها و آشامیدنی‌ها و دخانیات تعلق دارد.

نوآوری مطالعه حاضر در تفکیک جامعه آماری براساس نسبت شهرنشینی و محاسبه رفاه خانوار شهری ایران به روش سارلو[1] است. تاکنون مطالعاتی که در این زمینه در کشور انجام شده با استفاده از این روش به محاسبه رفاه خانوارها براساس تغییرات در قیمت‌ها، پرداخته است.

۲. روش‌شناسی تحقیق

پژوهش حاضر محدود به ۳۲ استان کشور و بازه زمانی آن مربوط به سال‌های ۱۳۹۶-۱۳۸۵ است. همچنین اطلاعات آماری مورد نیاز برگرفته از داده‌های خام بودجه خانوار موجود در مرکز آمار ایران و اطلاعات مربوط به شاخص قیمت‌ها نیز از ترازنامه سالیانه بانک مرکزی براساس هر استان استخراج شده است. در این مطالعه جامعه آماری استان‌های کشور براساس نسبت شهرنشینی بالا و پایین به دو گروه تقسیم شده است.

بحث سیستم تقاضای تقریباً ایدئال با بررسی گروه خاصی از ترجیحات آغاز می‌شود. طبق قضیه میولبار (۱۹۷۶ و ۱۹۷۵) تجمیع کامل تمامی مصرف‌کنندگان بیانگر تقاضای بازار است اگر نتیجه تصمیم‌گیری مصرف‌کننده نمونه، عقلایی باشد. این ترجیحات به‌عنوان گروه PIGLOG[2] شناخته می‌شوند. این گروه با تابع مخارج یا هزینه‌ای نشان داده می‌شوند که بیانگر حداقل هزینه مورد نیاز برای دستیابی به سطح خاص مطلوبیت در قیمت‌های

1. Index of Living Standards (ILS)
2. Price – Independent Generalized Linear Logarithmic (PIGLOG)

معین است. این تابع برای مطلوبیت u و بردار قیمت (C(u,p) p) به‌صورت (۱) تعریف شده است.

$$\ln c(u,p) = (1-u)\ln\{a(p)\} + u\ln\{b(p)\} \qquad (۱)$$

توابع همگن خطی مثبت a(p) و b(p) به ترتیب به‌عنوان «هزینه‌های حداقل معاش» و «حداکثر رفاه» در نظر گرفته می‌شوند. با توجه به آنکه مطلوبیت مفهومی ترتیبی است؛ بنابراین با فرض عقلایی بودن مصرف‌کننده می‌توان u را بین صفر و یک به‌صورت زیر تعریف کرد:

حداقل مخارج برای رسیدن به حداقل معاش $ifu = 0 \Rightarrow inC(u,p) = \ln\{a(p)\}$

حداقل مخارج برای رسیدن به حداکثر رفاه $ifu = 1 \Rightarrow inC(u,p) = \ln\{a(p)\}$

به‌طورکلی $a(p)$ و $b(p)$ توابعی هستند که می‌توانند اشکال تابعی انعطاف‌پذیر خاصی داشته باشند. اما با توجه به نظریه، تابع مخارج مصرف‌کننده نسبت به سطح قیمت‌ها همگن از درجه یک بوده و $a(p)$ و $b(p)$ نیز توابعی از سطح قیمت‌ها هستند. ازاین‌رو به‌گونه‌ای در نظر گرفته می‌شوند که حاصل $C(u,p)$ تابع همگن از درجه یک شود. بنابراین دیتون و میولبار در مقاله خود آنها را به‌صورت معادله (۲) مطرح کردند:

$$\ln a(p) = a0 + \sum_i a_j \ln p_i + \frac{1}{2}\sum_i\sum_j r_{ij}^* \ln p_i \ln pj$$
$$\ln b(p) = \ln a(p) + u\beta 0\prod_i p_i^{\beta i} \qquad (۲)$$

بنابراین، تابع هزینه سیستم تقاضای تقریباً ایدئال به‌صورت معادله (۳) حاصل می‌شود:

$$\ln C(u,p) = a0 + \sum_i a_i \ln pi + \frac{1}{2}\sum_i\sum_j \gamma_{ij}^* \ln pi \ln pj + u\beta 0\prod_i p_i^{\beta i} \qquad (۳)$$

که در آن α_i ، β_i و γ_{ij}^* پارامترها هستند. در واقع این تابع از جمله توابع انعطاف‌پذیر است. ملاک انعطاف‌پذیر بودن توسط دیورت (۱۹۷۱) معرفی شد که در حقیقت مزیتی برای مدل محسوب می‌شود؛ به این معنا که مدل از پارامترهای کافی برای به‌دست آوردن شاخص‌های مورد نظر از قبیل کشش‌های درآمدی، معمولی و متقابل برخوردار است.

یک فرم انعطاف‌پذیر درجه دو، تابعی است که به اندازه کافی پارامتر داشته و امکان استقلال مقدار تابع و مشتقات مرتبه اول و دوم آن نسبت به متغیرهای درآمد و قیمت وجود داشته باشد که در نتیجه آن بتوان مشتقات اول و دوم آن را به هر مجموعه مقادیر تخصیص داد. چنانچه تابع هزینه یا مطلوبیت غیرمستقیم از نوع انعطاف‌پذیر درجه دو باشند، تابع تقاضای حاصل از آنها انعطاف‌پذیر از درجه یک خواهد بود. این نوع تابع تقاضا، تخمین هر مجموعه از کشش‌های قیمتی و درآمدی سازگار با نظریه رفاه را امکان‌پذیر می‌کند. در یک کار عملی چنین تضمینی مهم است، چرا که این نوع تابع انعطاف‌پذیر در حقیقت کشش‌های واقعی را اندازه می‌گیرد و محدودیتی به مدل وارد نمی‌کند. برای اینکه تابع مخارج نسبت به قیمت‌ها همگن خطی باشد باید قیود زیر برقرار باشد:

$$\sum_{i=1}^{8}\alpha_i = 1, \sum_{i=1}^{8}\gamma_{ij} = 0, \sum_{j=1}^{8}\gamma_{ij} = 0, \sum_{i=1}^{8}\beta_i = 0$$

طبق لم شفارد، با مشتق‌گیری از تابع هزینه نسبت به قیمت‌ها، توابع تقاضای کالا حاصل می‌شود:

$$\frac{\partial C(u,p)}{\partial pi} = qi \qquad (۴)$$

از ضرب طرفین معادله در $P_i / C(u.p)$ معادله (۵) به‌دست می‌آید:

$$\frac{\partial c(u,p)}{\partial pi}.\frac{pi}{c(u,p)} = qi.\frac{pi}{c(u,p)} \qquad (۵)$$

$$\frac{\partial Lnc(u,p)}{\partial Lnpi} = \frac{qipi}{C(u,p)} = wi$$

که در آن w_i سهم بودجه‌ای کالای i است. بنابراین با دیفرانسیل‌گیری لگاریتمی از معادله (۳)، سهم‌های بودجه‌ای به‌عنوان تابعی از مطلوبیت و قیمت‌ها حاصل می‌شود:

$$wi = ai + \sum_j \gamma ij \ln pj + \beta ju\beta 0 \prod_i p_i^{\beta i} \qquad (۶)$$

که در آن:

$$\gamma ij = \frac{1}{2}(\gamma_{ij}^* + \gamma_{ji}^*) \qquad (۷)$$

از دید مصرف‌کننده‌ای که درصدد حداکثرسازی مطلوبیت خود است، کل مخارج x برابر با $c(u,p)$ بوده و این برابری می‌تواند u را به‌صورت تابعی از p و x ارائه دهد که همان تابع غیرمستقیم است. اگر این عملیات برای معادله (۵) انجام و نتیجه در معادله (۶) جایگزین شود، آنگاه سهم مخارج کالای i به‌صورت تابعی از p و x به‌دست می‌آید:

$$w_i = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i \ln\{x / p\} \qquad (۸)$$

α_i ضریب ثابت در iامین معادله سهم، γ_{ij} بیانگر ضریب شیب مرتبط با کالای jام در iامین معادله سهم و pj قیمت کالای jام و x مخارج کل کالاها در سیستم بوده[1] و P شاخص قیمت‌هاست که به‌صورت معادله (۹) تعریف می‌شود:

$$\ln(p) = \alpha 0 + \sum_i a_i \ln pi + \frac{1}{2}\sum_i \sum_j r_{ij}^* \ln p_i \ln pj \qquad (۹)$$

همان‌گونه که مشاهده می‌شود، شاخص قیمت P مطرح شده در معادله (۹) برحسب ضرایب غیرخطی بوده و سیستم تقاضای تقریباً ایدئال غیرخطی[2] را تشکیل می‌دهد که برآورد ضرایب آن مستلزم استفاده از روش‌های غیرخطی است که خود نیازمند آمار و

1. Md Abdul Wadud (2006)
2. Nonlinear Almost Udeal Demand System (NAIDS)

اطلاعات کافی است. ازاین‌رو می‌توان با استفاده از شاخص استون[1] به‌عنوان جانشینی برای شاخص P، مدل را به سیستم تقاضای تقریباً ایدئال خطی[2] تبدیل کرده و با استفاده از روش‌های خطی برآورد کرد. شاخص استون به‌صورت ذیل است.

$$Ln(P) = \sum_i w_1 LnP_1 \qquad (۱۰)$$

که در آن w_i سهم مخارج، بودجه یا هزینه گروه خانوار برای هر یک از گروه‌های کالایی است. گفتنی است که استفاده از شاخص استون موجب از دست دادن یکسری از اطلاعات می‌شود.

۳. برآورد مدل تجربی تحقیق

براساس آخرین طبقه‌بندی که توسط بانک مرکزی در سال ۱۳۸۳ انجام شده؛ گروه‌های کالایی مصرف خانوارهای شهری به دوازده گروه شامل خوراکی‌ها و آشامیدنی‌ها، دخانیات، پوشاک و کفش، مسکن، آب، برق و گاز و سایر سوخت‌ها، لوازم، اثاث و خدمات مورد استفاده در خانه، بهداشت و درمان، حمل‌ونقل، ارتباطات، تفریح و امور فرهنگی، تحصیل، رستوران و هتل و کالاها و خدمات متفرقه تقسیم شده است. در این پژوهش به علت اهمیت مواد غذایی در سبد مصرفی خانوار و تأثیر مستقیم آن بر روی سلامت فرد و جامعه تمرکز بر روی گروه اول است. شاخص رفاهی در این مطالعه با استفاده از شاخص سارلو برآورد شده است.

در این مطالعه با توجه به آنچه در ادبیات نظری بیان شد، از بین شاخص‌های رفاه مطرح شده با تکیه بر مطالعات صورت پذیرفته بر جنبه اقتصادی رفاه و ویژگی‌های خاص شاخص رفاه اقتصادی، شاخص استاندارد رفاه زندگی سارلو به‌عنوان معیاری برای سنجش میزان رفاه اقتصادی مورد توجه واقع شده است. این شاخص براساس معیارهای رفاهی و شاخص‌های اقتصاد کلان در نظر گرفته شده است. با توجه به این موضوع فرم کلی این فرمول به‌صورت ذیل تعریف می‌شود:

---

1. Stone's Index
2. Linear Almost Ideal Demand System (LAIDS)

$$ILS= RHIC + RHCC +PPNP +IHF + PSE + UN +LIE +W$$

الگوی مورد استفاده در مقاله حاضر به‌شرح ذیل است:

RHIC[1]: درآمد واقعی سرانه خانوار،

RHCC[2]: مصرف واقعی سرانه خانوار،

PPNP[3]: درصدی از جمعیت غیرفقیر،

IHF[4]: شاخص امکانات خانگی،

PSE[5]: تحصیلات بعد از متوسطه،

UN[6]: یک منهای نرخ بیکاری،

LIE[7]: امید به زندگی،

W[8]: ثروت.

۱-۳. آزمون پایایی داده‌ها

قبل از مدل‌سازی مقاله برای جلوگیری از انجام رگرسیون‌های کاذب در تحقیق ابتدا مانایی متغیرها مورد بررسی قرار گرفته که برای این منظور از آزمون ایم، پسران و شین[9] استفاده کرده‌ایم. با استفاده از آزمون‌های صورت گرفته این موضوع که آیا سری‌های زمانی مورد استفاده فرایندی مانا (با مرتبه انباشتگی صفر) و یا واگرا (با مرتبه انباشتگی غیرصفر) دارند، بررسی شده است. ازاین‌رو آزمون ریشه واحد بر روی متغیرهای تحقیق مورد بررسی قرار گرفته است. آزمون ریشه واحد در حالت وجود عرض از مبدأ و روند انجام شده است. نتایج

1. Real Household Income Per Capita
2. Real Household Consumption Per Capita
3. Percentage of Population not Poor
4. Index of Household Facilities
5. Post-secondary Education
6. 1 Minus Unemployment Rate
7. Life Expectancy
8. Wealth
9. Im, Pesaran and Shin (IPS)

جدول ۱ نشان می‌دهد که تمامی متغیرهای مقاله به‌دلیل مقدار سطح معناداری[1] گزارش شده برای این متغیرها کمتر از ۰/۰۵ است در سطح اطمینان ۹۵ درصد بوده و بر این اساس فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد رد می‌شود و این متغیرها در سطح، مانا هستند.

جدول ۱. آزمون ریشه واحد متغیرهای مقاله

متغیرها	آزمون ایم، پسران و شین	
	آماره آزمون	سطح معناداری
سهم نان و غلات	-۳/۷۸	۰/۰۰۰
سهم گوشت	-۵/۳۴	۰/۰۰۰
سهم لبنیات و تخم‌مرغ	-۳/۰۰	۰/۰۰۱
سهم میوه‌ها و خشکبار	-۵/۰۲	۰/۰۰۰
سهم انواع سبزی و حبوبات	-۱۲/۳۴	۰/۰۰۰
لگاریتم ارزش واحد نان و غلات	-۴/۲۹	۰/۰۰۰
لگاریتم ارزش واحد گوشت	-۴/۳۶	۰/۰۰۰
لگاریتم ارزش واحد لبنیات و تخم‌مرغ	-۳/۳۵	۰/۰۰۹
لگاریتم ارزش واحد میوه‌ها و خشکبار	-۶/۴۶	۰/۰۰۰
لگاریتم ارزش واحد انواع سبزی و حبوبات	-۱۰/۴۳	۰/۰۰۰
شاخص رفاهی سارلو	-۳/۶۷	۰/۰۰۷

مأخذ: یافته‌های تحقیق.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

۲-۳. آزمون وجود همبستگی همزمان بین جملات اختلال (LM Test)

در این مطالعه برای تخمین معادلات مربوط به سهم اقلام غذایی مورد نظر، از روش تخمین داده‌های پنلی در معادلات رگرسیون به ظاهر نامرتبط[2] استفاده شده است. روش

1. Prob
2. Seemingly Unrelated Regressions (SUR)

رگرسیون به ظاهر نامرتبط این امکان را فراهم می‌کند که ضرایب معادلات و واریانس ضرایب تغییر کرده و همچنین جملات اختلال در سیستم معادلات با یکدیگر همبستگی همزمان داشته باشند. بنابراین قبل از تخمین معادلات رگرسیون به روش SUR لازم است وجود همبستگی همزمان بین جملات اختلال در معادلات مورد نظر آزمون شود. برای آزمون وجود همبستگی همزمان در جملات اختلال از آماره آزمون ضریب لاگرانژ LM استفاده می‌شود که دارای توزیع X^2 بوده و به‌صورت معادله زیر قابل محاسبه است:

$$LM = T \sum_{i=2}^{M} \sum_{i=1}^{i-1} r_{ij}^2 \qquad (۱۱)$$

در معادله فوق T نشانگر تعداد مشاهدات و rij ضریب همبستگی جملات اختلال معادله i ام و j ام است. پس از محاسبه مقدار آماره آزمون لازم است مقدار آماره آزمون با مقدار بحرانی مقایسه شود. مقدار بحرانی دارای درجه آزادی $\frac{M\ (M\ -1)}{2}$ بوده که در آن M تعداد معادلات در سیستم معادلات همزمان است. پس از مقایسه مقدار آماره آزمون با مقدار بحرانی، در صورت رد فرضیه صفر (عدم همبستگی همزمان بین جملات اختلال) و پذیرش فرضیه مقابل، همبستگی همزمان بین جملات اختلال قابل رد نبوده و بنابراین می‌توان از رویکرد رگرسیون به ظاهر نامرتبط برای تخمین سیستم معادلات استفاده کرد (دهقانی، ۱۳۹۳). در این قسمت قبل از تخمین معادلات مربوط به سهم هر یک از اقلام غذایی از آماره آزمون ضریب لاگرانژ برای هبستگی همزمان جملات اختلال در معادلات مورد نظر استفاده شده است. نتایج آماره آزمون LM به‌صورت جدول زیر است:

جدول ۲. آزمون وجود همبستگی همزمان بین جملات اختلال

آزمون	نمونه تحقیق	آماره آزمون	درجه آزادی	سطح معناداری
آماره آزمون براش - پاگان	شهرهای دارای نسبت شهرنشینی بالا	۰/۳۵۴	۸	۰/۰۰۰
	شهرهای دارای نسبت شهرنشینی پایین	۰/٤۷۳	۸	۰/۰۰۰

مأخذ: همان.

نتایج جدول ۲ نشان می‌دهد که همبستگی همزمان بین جملات اختلال در هر دو معادله رگرسیونی مربوط به سهم هر یک از اقلام غذایی پذیرفته شده و ازاین‌رو می‌توان از روش تخمین معادلات رگرسیون به ظاهر نامرتبط برای برآورد دستگاه معادلات الگو استفاده کرد.

۳-۳. برآورد مدل غیرمقید

به‌منظور بررسی نتایج تغییرات قیمت مواد غذایی (نان و غلات، گوشت، لبنیات و تخم‌مرغ، میوه‌ها و خشکبار، انواع سبزی و حبوبات) بر سبد مصرفی خانوار در هر یک از دو گروه از استان‌ها، یک سیستم از توابع تقاضا تخمین زده شده است. تصریح فرم تبعی سیستم تقاضا به‌صورت زیر بوده است:

$$w_{it}^{1} = a_1 + \gamma_{11} * \log(P_{1it}) + \gamma_{12} * \log(P_{2it}) + \gamma_{13} * \log(P_{3it}) + \gamma_{14} * \log(P_{4it}) + \gamma_{15} * \log(P_{5it}) + \beta_1 * \left(\log(M_i) - \log(P^*)\right)$$

$$w_{it}^{2} = a_2 + \gamma_{21} * \log(P_{1it}) + \gamma_{22} * \log(P_{2it}) + \gamma_{23} * \log(P_{3it}) + \gamma_{24} * \log(P_{4it}) + \gamma_{25} * \log(P_{5it}) + \beta_2 * \left(\log(M_i) - \log(P^*)\right)$$

$$w_{it}^{3} = a_3 + \gamma_{31} * \log(P_{1it}) + \gamma_{32} * \log(P_{2it}) + \gamma_{33} * \log(P_{3it}) + \gamma_{34} * \log(P_{4it}) + \gamma_{35} * \log(P_{5it}) + \beta_3 * \left(\log(M_i) - \log(P^*)\right)$$

$$w_{it}^{4} = a_4 + \gamma_{41} * \log(P_{1it}) + \gamma_{42} * \log(P_{2it}) + \gamma_{43} * \log(P_{3it}) + \gamma_{44} * \log(P_{4it}) + \gamma_{45} * \log(P_{5it}) + \beta_4 * \left(\log(M_i) - \log(P^*)\right)$$

$$w_{it}^{5} = a_5 + \gamma_{51} * \log(P_{1it}) + \gamma_{52} * \log(P_{2it}) + \gamma_{53} * \log(P_{3it}) + \gamma_{54} * \log(P_{4it}) + \gamma_{55} * \log(P_{5it}) + \beta_5 * \left(\log(M_i) - \log(P^*)\right)$$

در واقع ابتدا سیستم تقاضای تقریباً ایدئال را به‌صورت غیرمقید برآورد می‌شود. سپس برای انتخاب مدل مناسب همچنین تبیین الگوی مصرفی خانوارها، در تمامی معادلات سیستم، قید همگنی و قید تقارن را آزمون کرده (البته محدودیت قید بودجه یا جمع‌پذیری را مدل سیستم تقاضای تقریباً ایدئال خودبه‌خود داراست) و در صورت پذیرش قیود همگنی و تقارن مدل را به‌صورت مقید به قید همگنی و تقارن برآورد خواهد شد. گفتنی است در سیستم معادلاتی که متغیر وابسته به‌صورت سهم گروهی بوده و حاصل جمع آنها در هر زمان مساوی یک است، ماتریس واریانس - کوواریانس جمله اختلال واحد بوده و برآورد مدل را با مشکل مواجه می‌کند. ازاین‌رو برای از بین بردن چنین مشکلی در سیستم یاد شده، 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) محاسبه می‌شود. بر این اساس معادله مربوط به سهم مخارج گروه انواع سبزی و حبوبات حذف و تخمین مدل صورت گرفته است. نتایج حاصل از تخمین ضرایب سیستم‌ها در جدول ۳ آمده است.

جدول ۳. نتایج حاصل از برآورد نامقید پارامترهای تابع تقاضا در شهرهای دارای نسبت شهرنشینی بالا و پایین

عنوان	ضریب (انحراف معیار)							
	a_k	γ_{k1}	γ_{k2}	γ_{k3}	γ_{k4}	γ_{k5}	β_k	R^2
گروه اول شهرهای دارای نسبت شهرنشینی بالا	۰/۵۲ (۰/۰۲)	۰/۲۵ (۰/۰۱)	-۰/۰۳ (۰/۰۰)	۰/۰۹ (۰/۰۴)	۰/۱۱ (۰/۰۳)	۰/۱۲ (۰/۰۰)	-۰/۱۳ (۰/۰۲)	۰/۵۶
گروه دوم شهرهای دارای نسبت شهرنشینی پایین	۰/۳۲ (۰/۰۰)	۰/۱۲ (۰/۰۱)	-۰/۰۸ (۰/۰۰)	۰/۰۳ (۰/۰۱)	۰/۰۵ (۰/۰۱)	۰/۰۴ (۰/۰۰)	-۰/۲۳ (۰/۰۱)	۰/۶۷

مأخذ: همان.

براساس این نتایج تمامی ضرایب برآورد شده در سطح ۹۵ درصد معنادار بوده است. ضرایب گاما نشان‌دهنده آن است که با فرض ثابت بودن درآمد حقیقی خانوار، چنانچه قیمت کالاها ۱ درصد تغییر کند، سهم بودجه اختصاص‌یافته به خرید کالا چند درصد تغییر خواهد کرد. برای مثال ضرایب γ_{12} در جدول برای گروه اول ۰/۰۳ و برای گروه دوم ۰/۰۸ به‌دست آمده که نشان‌دهنده این است که با ثابت ماندن درآمد، چنانچه قیمت گروه‌های کالایی افزایش یابد بودجه اختصاصی برای گروه دوم ۸ درصد و برای گروه اول ۳ درصد کاهش یافته است.

۴-۳. آزمون قید همگنی و تقارن

از نقاط قوت سیستم تقاضای تقریباً ایدئال توان آزمون محدودیت‌های تئوریک در سیستم است. یکی از این قیود، قید همگنی است که در رابطه با شناخت رفتار مصرف‌کنندگان کاربرد دارد. قید همگنی بیانگر این است که چنانچه کلیه قیمت‌ها و درآمد با یک نسبت تغییر کند، تخصیص بهینه مصرف‌کننده هیچ تغییری نخواهد کرد و مصرف‌کنندگان در

مصرف کالاها و خدمات، دچار توهم پولی نبوده و صرفاً به قیمت‌ها و درآمد حقیقی توجه دارند. قید همگنی در مدل سیستم تقاضای تقریباً ایدئال به‌صورت $\sum_{j=1}^{n}\gamma_{ij}=0$ است که باید برای تک‌تک معادلات به وسیله آزمون والد بررسی شود. نتایج بررسی همگنی معادلات با استفاده از آزمون والد در جدول ۴ گزارش شده است.

جدول ۴. آزمون فرضیه همگنی معادلات در سیستم تقاضای تقریباً ایدئال

گروه‌های کالایی	نمونه	آماره کای دو	سطح معناداری	نتیجه
نان و غلات	گروه اول شهرهای دارای نسبت شهرنشینی بالا	۱۲۳/۲	۰/۰۰۰	رد فرضیه صفر
	گروه دوم شهرهای دارای نسبت شهرنشینی پایین	۸۶/۴۵	۰/۰۰۶	رد فرضیه صفر
گوشت	گروه اول شهرهای دارای نسبت شهرنشینی بالا	۱۵۴/۶	۰/۰۰۰	رد فرضیه صفر
	گروه دوم شهرهای دارای نسبت شهرنشینی پایین	۱۱۲/۶۵	۰/۰۰۰	رد فرضیه صفر
لبنیات و تخم‌مرغ	گروه اول شهرهای دارای نسبت شهرنشینی بالا	۸۹/۶	۰/۰۰۲	رد فرضیه صفر
	گروه دوم شهرهای دارای نسبت شهرنشینی پایین	۷۷/۹۶	۰/۰۰۸	رد فرضیه صفر
میوه و خشکبار	گروه اول شهرهای دارای نسبت شهرنشینی بالا	۱۲۴/۴	۰/۰۰۰	رد فرضیه صفر
	گروه دوم شهرهای دارای نسبت شهرنشینی پایین	۱۰۳/۴۷	۰/۰۰۰	رد فرضیه صفر

مأخذ: همان.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

همان‌طور که نتیجه این آزمون نشان می‌دهد فرضیه همگنی برای گروه‌های مختلف مواد غذایی در هر دو گروه از نمونه شهرهای طبقه بندی شده مورد تأیید قرار نمی‌گیرد. به‌عبارت‌دیگر مصرف‌کنندگان هر دو گروه شهری استان‌های ایران در مصرف خود از اقلام غذایی مورد مطالعه دچار توهم پولی بوده و در تصمیمات مصرفی خود به جای توجه به قیمت‌ها و درآمد حقیقی، قیمت‌ها و درآمد اسمی را در نظر می‌گیرند که این موضوع برای شهرهای دارای نسبت شهرنشینی بالا بیشتر بوده است. از جمله دلایل رد فرضیه همگنی می‌توان به مواردی چون عدم استخراج توابع سیستم تقاضای تقریباً ایدئال از یک تابع مطلوبیت خاص و یا استفاده از شاخص استون به جای شاخص قیمت واقعی اشاره کرد.

در مورد رد فرضیه همگنی در نتیجه استفاده از شاخص استون به جای شاخص واقعی (p) می‌توان گفت که این موضوع احتمالاً باعث ایجاد اریب در برآوردها و در نتیجه رد فرضیه مذکور خواهد شد.

یکی دیگر از قیودی که می‌توان برای شناخت رفتار مصرف‌کنندگان بر سیستم تقاضای تقریباً ایدئال تحمیل و آزمون کرد، قید تقارن است. این قید بیان می‌کند که میزان تغییر در مقدار تقاضای یک کالا به ازای یک واحد تغییر در قیمت کالاهای دیگر پس از جبران درآمد، برابر میزان تغییر در مقدار تقاضای کالاهای دیگر به ازای یک واحد تغییر در قیمت کالای اول است. قید تقارن در مورد توابع سیستم تقاضای تقریباً ایدئال به‌صورت $Yij = Yij$ تعریف می‌شود. این قید را نمی‌توان برای تک‌تک معادلات آزمون کرد بلکه باید آن را بر کل سیستم معادلات اعمال کرد. نتیجه حاصل از آزمون والد درباره قید تقارن به‌شرح جدول ۵ است.

جدول ۵. آزمون فرضیه تقارن در سیستم معادلات

گروه‌های کالایی	نمونه	آماره کای دو	سطح معناداری	نتیجه
تمامی گروه‌ها به‌صورت همزمان	گروه اول شهرهای دارای نسبت شهرنشینی بالا	۸۷/۵	۰/۰۰۰	رد فرضیه صفر
	گروه دوم شهرهای دارای نسبت شهرنشینی پایین	۶۶/۸۷	۰/۰۰۰	رد فرضیه صفر

مأخذ: همان.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

همان‌طور که نتیجه این آزمون نشان می‌دهد سیستم مورد نظر متقارن نبوده و نباید این قید را در سیستم اعمال کرد. به‌عبارت‌دیگر ضریب قیمت کالای jام در معادله مربوط به سهم کالای iام با ضریب قیمت کالای iام در معادله مربوط به سهم کالای jام برابر نیست. از جمله دلایل رد فرضیه تقارن می‌توان به مسائلی چون رابطه فزاینده بین کالاها، برونزا در نظر گرفتن درآمد (مخارج) و برونزا در نظر گرفتن قیمت‌ها اشاره کرد. با توجه به نتایج به‌دست آمده از آزمون قیود همگنی و تقارن در سیستم معادلات، از پارامترهای به‌دست آمده در برآورد مدل به‌صورت نامقید برای محاسبه کشش‌ها استفاده می‌شود.

۵-۳. برآورد کشش‌ها

با توجه به اینکه در سیستم تقاضای تقریباً ایدئال؛ متغیر وابسته، سهم گروه کالایی و متغیرهای مستقل، لگاریتم قیمت گروه‌های کالایی و درآمد هستند، برای سنجش حساسیت مقدار تقاضا نسبت به تغییرات قیمت کالاها و درآمد لازم است تا با استفاده از نتایج برآورد الگو، کشش‌های تقاضا محاسبه شود. بر این اساس کشش‌های قیمتی خودی، متقاطع (جبرانی و غیرجبرانی) و درآمدی در ارتباط با گروه نان و غلات با سایر گروه‌ها به تفکیک استانی محاسبه و در جدول ۶ آمده است.

جدول ۶. محاسبه کشش‌های قیمتی خودی، متقاطع و درآمدی گروه غذایی نان و غلات

نمونه آماری	کشش قیمتی خودی	کشش متقاطع نان و غلات با:				کشش درآمدی
		گوشت	لبنیات	میوه و خشکبار	سبزی و حبوبات	
گروه اول شهرهای دارای نسبت شهرنشینی بالا	-۰/۵۲	۰/۰۳	۰/۰۸	-۰/۱۳	-۰/۱۹	۰/۶۲
گروه دوم شهرهای دارای نسبت شهرنشینی پایین	-۰/۳۱	۰/۰۲	۰/۰۸	-۰/۱۲	-۰/۱۸	۰/۹۲

مأخذ: همان.

براساس جدول ۶ کشش درآمدی گروه نان و غلات در هر دو گروه از نمونه تحقیق مثبت و کوچکتر از ۱ بوده که به معنای ضروری بودن این ماده غذایی برای خانوارهای شهری ایران است. به‌طوری‌که این کشش برای شهرهای دارای نسبت شهرنشینی پایین بیشتر از نمونه مربوط به شهرهای دارای نسبت شهرنشینی بالا بوده است. بنابراین اگر درآمد ۱ درصد افزایش یابد مقدار تقاضای نان و غلات به‌طور متوسط برای شهرهای دارای نسبت شهرنشینی بالا ۰/۶۲ درصد اما برای شهرهای دارای نسبت شهرنشینی پایین ۰/۹۲ درصد افزایش می یابد. کشش قیمتی خودی گروه نان و غلات در هر دو گروه از نمونه تحقیق منفی و به‌ترتیب برابر با ۰/۵۲- و ۰/۳۱- است. بنابراین اگر قیمت نان و غلات در

شهرهای دارای نسبت شهرنشینی بالا و پایین ۱ درصد افزایش یابد مقدار تقاضا برای این گروه از خانوارها به‌طور متوسط به میزان ۰/۵۲ و ۰/۳۱ درصد کاهش می‌یابد.

۶-۳. محاسبه زیان رفاهی ناشی از تغییرات قیمت مواد غذایی

با توجه به اینکه در مطالعه حاضر هدف محاسبه تغییرات رفاهی است و تغییرات رفاهی نیز برابر با مقدار پولی است که مصرف‌کننده بعد از تغییرات قیمت (منوط به اینکه همان سبد مصرفی قبل از تغییر قیمت را مصرف کند) دریافت می‌کند؛ بنابراین برای محاسبه زیان رفاهی ناشی از تغییرات قیمت مواد غذایی، از معیار تغییر جبرانی استفاده شده است. با توجه به مطالب بیان شده به‌دلیل اینکه در هنگام تغییر قیمت کالاهای مختلف خانوارها کالاها را جانشین یکدیگر می‌کنند؛ اولین تقریب اثرات رفاهی ناشی از تغییر قیمت مواد غذایی، ممکن است کاهش رفاه را بیشتر از میزان واقعی نشان دهد. به‌این‌ترتیب با توجه به عدم دقت اولین تقریب، برای محاسبه اثر رفاهی از شرط دوم تیلور برای سری‌های تعمیم‌یافته تابع مخارج که در آن اثرات و تغییرات جبرانی نیز در نظر گرفته شده استفاده می‌شود. بر این اساس میزان زیان رفاهی برای خانوارهای هر دو گروه نمونه تحقیق محاسبه و در جدول ۷ آمده است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

جدول ۷. محاسبه زیان رفاهی ناشی از افزایش قیمت مواد غذایی

نمونه تحقیق	متوسط زیان رفاهی سالانه استان‌ها طی دوره ۸۵ تا ۹۶ (درصد)	متوسط تغییرات جبرانی استان‌ها طی دوره ۸۵ تا ۹۶ (ریال)
گروه اول شهرهای دارای نسبت شهرنشینی بالا	۱۹	۱۵۲۱۵۷۲۳
گروه دوم شهرهای دارای نسبت شهرنشینی پایین	۲۷	۲۸۷۳۴۶۴۸

مأخذ: همان.

همان‌طور که ملاحظه می‌شود در نتیجه افزایش قیمت مواد غذایی (نان و غلات، گوشت، لبنیات و تخم‌مرغ، میوه‌ها و خشکبار، انواع سبزی و حبوبات،) خانوارهای هر دو گروه نمونه تحقیق مربوط به استان‌های کشور در سال‌های ۱۳۹۶-۱۳۸۵ با کاهش رفاه مواجه شده و زیان رفاهی ناشی از اجرای سیاست افزایش قیمت‌ها برای استان‌های با نسبت شهرنشینی بالا و پایین، متفاوت است. این تفاوت‌ها ناشی از تفاوت در مخارج اولیه این گروه از استان‌هاست؛ چرا که معیار تغییرات جبرانی جدا از سطح متغیرها (درآمد یا مخارج) نبوده و با تغییر سطح درآمد، تغییر می‌یابد. البته عوامل دیگری نظیر تعداد خانوار و ویژگی‌های منطقه‌ای و جمعیتی هر استان نیز می‌تواند باعث تفاوت در میزان زیان رفاهی خانوارها در نتیجه تغییر قیمت‌ها شود. مقادیر مثبت حاصل از محاسبه تغییرات جبرانی در جدول ۷ نشان می‌دهد که در نتیجه افزایش همزمان قیمت‌های مواد غذایی مورد نظر طی سال‌های ۱۳۹۶-۱۳۸۵ هر گروه از استان‌ها با کاهش رفاه مواجه شده‌اند؛ به‌طوری‌که بیشترین زیان رفاهی سالیانه با رقم ۲۷ درصد مربوط به شهرهای دارای نسبت شهرنشینی پایین بوده است. یعنی باید به‌طور متوسط مبلغ ۲۸۷۳۴۶۴۸ ریال در هر سال به خانوارهای شهری این گروه داده شود تا به سطح مطلوبیت سال ماقبل (که قبل از تغییر قیمت‌ها داشتند) دست یابند. این در حالی است که شهرهای دارای نسبت شهرنشینی بالا با ۱۹ درصد نسبت به گروه دیگر، میزان متوسط زیان رفاهی سالیانه کمتری را به خود اختصاص داده است. بنابراین ساکنین شهرهای دارای نسبت شهرنشینی بالا سالیانه مبلغی معادل ۱۵۲۱۵۷۲۳ ریال نیاز دارند تا در همان سطح رفاه و مطلوبیت قبلی باقی بمانند.

در ادامه با هدف تبیین و محاسبه اندازه اثر تورم بر زیان رفاهی، برآوردی در فضای داده‌های پنلی براساس هر دو گروه از استان‌ها در سال‌های ۱۳۹۶-۱۳۸۵ انجام شده است. نتایج حاصل در جدول ۸ گزارش شده است. در این جدول براساس آزمون‌های چاو و هاسمن، نتایج برآورد با روش داده‌های پنلی با اثرات ثابت ارائه شده است.

جدول ۸. برآورد اثر تورم بر تغییر جبرانی با روش داده‌های پنلی با اثرات ثابت

متغیر	گروه اول شهرهای دارای نسبت شهرنشینی بالا ضریب (سطح معناداری)	گروه دوم شهرهای دارای نسبت شهرنشینی پایین ضریب (سطح معناداری)
تورم	۲/۵۶ (۰/۰۰)	۵/۴۷ (۰/۰۰)
آماره‌های خوبی برازش	ضریب تعیین: ۰/۵۸ آماره F: ۴۵/۳۴ (۰/۰۰۰) آماره دوربین – واتسون: ۱/۸۷	ضریب تعیین: ۰/۶۴ آماره F: ۳۷/۸۲ (۰/۰۰۰) آماره دوربین – واتسون: ۱/۹۳

مأخذ: همان.

همان‌طورکه نتایج نشان می‌دهد مطابق با انتظار تورم اثری مثبت و معنادار بر میزان زیان رفاهی دارد. به‌نحوی‌که با افزایشی ۱ درصدی در تورم، میزان زیان رفاهی برای شهرهای دارای نسبت شهرنشینی بالا و پایین به ترتیب به میزان ۲/۵۶ و ۵/۴۷ درصد افزایش می‌یابد. در نهایت آماره‌های خوبی برازش بیانگر قدرت توضیح‌دهندگی ۰/۵۸ و ۰/۶۴ درصدی مدل و عدم وجود خودهمبستگی در جملات اخلال است.

۴. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

هدف مطالعه حاضر بررسی تأثیر افزایش قیمت مواد غذایی بر رفاه خانوارهای شهری در ایران با استفاده از سیستم تقاضای تقریباً ایدئال برمبنای روش داده‌های پنلی و استخراج کشش‌های قیمتی و درآمدی در پنج گروه غذایی (نان و غلات، گوشت، لبنیات و تخم‌مرغ، میوه‌ها و خشکبار، انواع سبزی و حبوبات) است که دارای ضریب اهمیت بالایی در سبد غذایی خانوار در دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۸۵ بود. برای این منظور استان‌های کشور به دو گروه براساس نسبت شهرنشینی بالا و پایین تفکیک شده است. برای ارزیابی زیان رفاهی در میان این خانوارها از معیار تغییرات جبرانی استفاده شد. شاخص رفاهی در این مطالعه براساس معیار سالو محاسبه شد. نتایج نشان داد کشش‌های قیمتی متقاطع ازنظر مقداری در اکثر موارد نسبتاً نزدیک به صفر بوده که می‌تواند بیانگر ارتباطات جانشینی و

مکملی ضعیف بین گروه‌های انتخاب شده باشد. محاسبه معیار تغییر جبرانی نیز نشان داد که خانوارها در نتیجه افزایش قیمت مواد غذایی با کاهش رفاه مواجه شده و متحمل زیان شده‌اند. همچنین نتایج رابطه یک به یکی بین تورم و معیار محاسباتیِ زیان رفاهی در استان‌های کشور مورد تأیید قرار گرفت، به‌نحوی‌که پوشش زیان رفاهی ناشی از افزایشی ۱ درصدی در تورم، نیازمند جبرانی دوبرابر در درآمد خانوارهای ساکن در استان‌های دارای نسبت شهرنشینی بالا و جبران پنج‌برابری در درآمد خانوارهای ساکن در استان‌های دارای نسبت شهرنشینی پایین است. بر این اساس لازم است دولت ضمن توجه به تمام نقاط محروم کشور، تمرکز بیشتری روی استان‌های دارای نسبت شهرنشینی پایین کرده و با ایجاد بسترهای مناسب به‌خصوص در حوزه‌های اشتغال و درآمدزایی زمینه‌ای فراهم کند تا ساکنین این استان‌ها بتوانند از یک سطح حداقل زندگی که بیشترین تأثیر خود را در زمینه نحوه تغذیه خانوار نشان می‌دهد، برخوردار شوند.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

منابع و مآخذ

۱. آرمان مهر، محمدرضا و آسیه فرهمندمنش (۱۳۹۶). «بررسی اثر تغییرات قیمت بر رفاه خانوارهای شهری به تفکیک دهک‌های درآمدی و گروه‌های کالایی»، *فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی*، ۱۱(۳۹).

۲. ایزدیار، مهری (۱۳۹۵). «تأثیر افزایش قیمت مواد غذایی بر رفاه خانوارهای ایرانی با لحاظ شوک‌های قیمتی»، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه پیام نور.

۳. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران (۱۳۹۶). «شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی در مناطق شهری ایران».

۴. حکمتی فرید، صمد، سلیمان فیضی و نفیسه سعادت (۱۳۹۵). «تأثیر افزایش قیمت گروه‌های مختلف کالایی بر رفاه خانوارهای روستایی کشور برمبنای سیستم مخارج خطی»، *فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی*، ۱۰(۱۱).

۵. خسروی‌نژاد، علی‌اکبر و ابراهیم صیامی عراقی (۱۳۹۱). «برآورد تغییرات رفاهی مصرف‌کنندگان در ایران با استفاده از شاخص درست هزینه زندگی»، *فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی*، ۶(۴).

۶. دهقانی، رضا (۱۳۹۳). *معرفی برالگوهای اقتصادسنجی شاهرود*، انتشارات پارس‌گامان.

۷. صامتی، مجید و سعیده ایزدی (۱۳۹۳). «اثر هزینه‌های رفاهی تورم بر دهک‌های هزینه‌ای مختلف خانوارهای شهری استان اصفهان»، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۱۹(۵۹).

۸. فلاحی، فیروز، پرویز محمدزاده و صمد حکمتی فرید (۱۳۹۲). «بررسی آثار رفاهی افزایش قیمت گروه‌های کالایی در خانوارهای شهری کشور»، *فصلنامه تحقیقات اقتصادی*، ۴۸(۲).

۹. قهرمان‌زاده، محمد، محمدباقر ضیایی، اسماعیل پیش‌بهار و قادر دشتی (۱۳۹۴). «اندازه‌گیری تأثیر افزایش قیمت مواد غذایی بر رفاه خانوارهای شهری ایرانی»، *اقتصاد کشاورزی*، ۹(۴).

۱۰. گیلک حکیم‌آبادی، محمدتقی، شهریار زروکی و صدیقه رحمتی حاجی‌آبادی (۱۳۹۶). «زیان رفاهی افزایش قیمت در اقلام عمده غذایی کاربردی از روش Panel- SURE در استان‌های کشور»، *اقتصاد مقداری*، ۱۴(۴).

۱۱. لیارد، آر.جی و ا.ا والترز (۱۳۸۰). *تئوری اقتصاد خرد*، ترجمه عباس شاکری، تهران، نشر نی.

۱۲. مرکز آمار ایران (۱۳۹۶-۱۳۸۵). «نتایج تفصیلی از هزینه و درآمد خانوارهای شهری».

۱۳. نوفرستی، محمد (۱۳۹۱). *ریشه واحد و هم‌جمعی در اقتصادسنجی*، چاپ چهارم، تهران، انتشارات فرهنگی رسا.

14. Alem, Y. (2014). "The Impact of Food Price Inflation on Consumer Welfare in Urban Ethiopia: A Quadratic Almost Ideal Demand System Approach", Department of Economics, University of Gothenburg, Sweden.

15. Attanasio, O. Di Maro, V. Lechene and D. Phillips (2017). "Welfare Consequences of Food Prices Increases: Evidence from Rural Mexico", *Journal of Development Economics*, 104.

16. Attanasio, O., V. Lechene (2010). "Conditional Cash Transfers, Women and the Demand for Food", IFS Working Paper W10/17.

17. Chesher, A. and V. Lechene (2002). Income and Price Elasticities of the Demand for Food Consumed in the Home. Section 5 of the "Annual Report on Food Expenditure, Consumption and Nutrient Intakes", Report of the National Food Survey Committee. The Stationery Office, London.

18. Crawford, I., F. Laisney and I. Preston (2013). "Estimation of Household Demand Systems With Theoretically Consistent Engel Curves and Unit Value Specifications", *Journal of Econometrics*, 114.

19. Dybczak, K., P. Tóth and D. Vonka (2017). "Effects of Price Shocks on Consumer Demand: Estimating the QUAIDS Demand System on Czech Household Budget Survey Data", *Finance a Uver*, 64(6).

20. Osei-Asare, Y.B. and M. Eghan (2013). "Food Price Inflation and Consumer Welfare in Ghana", *International Journal of Food and Agricultural Economics*, 1(1).

21. Pons, N. (2011). *Food and Prices in India: Impact of Rising Food Prices on W*elfare, Centre De Sciences Humaines, Delhi, India.

22. Rostow, W. W. (1961). *The Stages of Economic Growth*; A Non-Communist Manifesto, London: Cambridge University Press.

23. Tefera, N., M. Demeke and S. Rashid (2012). "Welfare Impacts of Rising Food Prices in Rural Ethiopia: A Quadratic Almost Ideal Demand System Approach", International Association of Agricultural Economists (IAAE) Triennial Conference, Brazil.

24. Weber, R. (2015). "Welfare Impacts of Rising Food Prices: Evidence from India".