

فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد/ سال نهم/ شماره ۴/ زمستان ۱۴۰۱/ صفحات ۶۰-۳۷

محاسبه اریب شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی با شاخص درست هزینه زندگی^۱

مهناز سرخوندی

دکتری رشته علوم اقتصادی دانشگاه رازی، m.sorkhvandi@yahoo.com

کیومرث سهیلی*

دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه رازی، ksohaili@razi.ac.ir

شهرام فتاحی

دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه رازی، sh_fatahi@yahoo.com

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۱۰/۱۵ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۸/۱۰

چکیده

یکی از ضعف‌های شاخص قیمت مصرف‌کننده وجود وزن‌های ثابت است و به این معنا است که مصرف‌کنندگان نمی‌توانند در واکنش به تغییرات قیمت‌های نسبی، کالاهای گرانتر را با کالاهای ارزانتر جایگزین کنند ولی شاخص درست هزینه زندگی به صورت کامل‌تری تئوری تقاضای مصرف‌کننده را دربردارد. هدف اصلی این مقاله برآورد اختلاف بین شاخص قیمت مصرف‌کننده با شاخص واقعی هزینه زندگی است. به این منظور با استفاده از داده‌های سال-های ۱۳۵۰ تا ۱۳۹۸ ابتدا پارامترهای مورد نیاز با استفاده از AIDS برای گروه‌های مختلف کالایی با تکنیک SUR برآورد شده است. با استفاده از نتایج رگرسیون به ظاهر نامرتب شاخص درست هزینه زندگی بر مبنای سال پایه ۱۳۹۵ محاسبه گردید. نتایج نشان می‌دهد که شاخص قیمت مصرف‌کننده دارای اریب با شاخص درست هزینه زندگی است و در طی دوره زمانی مورد مطالعه برای سال‌های ۶۸، ۸۱، ۸۴، ۹۶، شاخص قیمت مصرف‌کننده دارای اریب به سمت بالا است و برای بقیه سال‌ها دارای اریب به سمت پایین است و شاخص درست هزینه زندگی و شاخص قیمت مصرف‌کننده با یکدیگر برابر نیستند.

واژه‌های کلیدی: شاخص هزینه زندگی، شاخص قیمت، اریب، SUR

طبقه‌بندی JEL: D11، D12.

^۱ این مقاله مستخرج از رساله دکترای نویسنده اول در دانشگاه رازی است.

* نویسنده مسئول مکاتبات

۱- مقدمه

در ادبیات شاخص‌های رفاهی، شاخص‌های متفاوتی معرفی شده که در کشورهای مختلف برای شناسایی وضعیت رفاهی و ارزیابی سیاست‌ها به کار می‌روند. این شاخص‌ها براساس دو رویکرد متفاوت استخراج می‌شوند: رویکرد اول استخراج شاخص‌های عددی بدون توجه به رفتار مصرف‌کننده است. در این حالت، یک سبد مصرفی در سال خاصی تعریف شده، و براساس وزن‌های اهمیتی (کالایی) موجود در سبد مصرفی، این شاخص‌ها در سال‌های مختلف محاسبه می‌شوند. از جمله این شاخص‌ها می‌توان به شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI) اشاره کرد که معمولاً براساس فرمول لاسپرز محاسبه می‌شود (ضعف این رویکرد، عدم در نظر گرفتن رفتار مصرف‌کنندگان است) (خسروی نژاد^۱، ۱۳۹۴).

وزن‌های ثابت در شاخص قیمت مصرف‌کننده به این معنا است که مصرف‌کنندگان نمی‌توانند در واکنش به تغییرات قیمت‌های نسبی، کالاهای گرانتر را با کالاهای ارزانتر جایگزین کنند این علت موجب اریب در شاخص قیمت مصرف‌کننده به عنوان معیاری از هزینه زندگی می‌شود (محمدی و دیگران^۲، ۱۳۹۳).

رویکرد دوم که اصطلاحاً در ادبیات «رویکرد اقتصادی یا رویکرد تصادفی به شاخص‌های عددی» نام گرفته، بر برآزش سیستم معادلات تقاضا با استفاده از روش‌های اقتصادسنجی مبتنی است که از شاخص‌های رفاهی معروف آن می‌توان به شاخص درست هزینه زندگی اشاره کرد. در این رویکرد، برای محاسبه شاخص هزینه زندگی از دو روش استفاده می‌شود. در روش اول تصریح یک سیستم تقاضا با تابع مطلوبیت مشخص است که می‌توان به سیستم مخارج خطی، سیستم تقاضای ترانسلاگ^۳ یا سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل^۴ اشاره کرد (خسروی نژاد، ۱۳۹۴).

به‌طور خلاصه، CPI ابزار ناپخته‌ای برای اندازه‌گیری آثار افزایش قیمت بر رفاه فردی است. شاخص درست هزینه زندگی به صورت کامل‌تری تئوری تقاضای مصرف‌کننده را دربردارد

¹ Khosravi Nejad (2015)

² Mohammadi et al. (2014)

³ Transcendental Logarithmic Utility Function

⁴ Almost Ideal Demand System= AIDS

(هافمن و جوهانسون^۱، ۲۰۰۴). در این مقاله اریب شاخص قیمت مصرف‌کننده از شاخص درست هزینه زندگی محاسبه گردیده است.

۲- ادبیات موضوع

۲-۱- سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل (AIDS)

شکل تابعی اگر بتواند به یک تابع مطلوبیت مستقیم، تابع مطلوبیت غیرمستقیم یا تابع هزینه بدون ارتباط به شکل تابعی که از آن گرفته می‌شود، نزدیک شود، انعطاف‌پذیر است. مدل سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل (AIDS) می‌تواند به صورت سیستم ترانسلوگ خاصی باشد. روش اجماع دقیق و بودجه‌بندی دو مرحله‌ای، با مدل AIDS امکان‌پذیر هستند و این مدل با تئوری تقاضای اقتصاد خرد هماهنگ است.

اگر تصمیمات مصرف‌کنندگان عقلایی باشد، توانایی محاسبه تقاضا، کاربرد به مدل AIDS در جهت برآورد تعداد زیادی از سیستم‌های تقاضا داده است. سیستم AIDS با ویژگی‌های انعطاف‌پذیری، سازگاری با تئوری، راحتی گروه‌بندی کالاها و راحتی برآورد آن به دلیل قابلیت خطی شدن آن بیشترین کاربرد را نسبت به سایر مدل‌های تقاضا دارد. این سیستم، از جمله سیستم‌های انعطاف‌پذیر می‌باشد که توسط دیتون و مولباور^۲ (۱۹۸۰) این سیستم تقاضا که آن را سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل (AIDS) نامیدند، از گروه ترجیحات^۳ PIGLOG (بصورت تابع مخارج بدست می‌آید) پیشنهاد کردند. این سیستم یک اجماع غیرخطی دقیق برای برآورد تقاضا امکان‌پذیر می‌کند (کهنسال و هاتف^۴، ۱۳۸۳).

برای استخراج تابع تقاضای تقریباً ایده‌آل نیز، در ابتدا تابع هزینه‌ای به صورت زیر در نظر می‌گیریم:

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

تابع هزینه (۱) به تابع مخارج تعمیم یافته لگاریتمی مستقل از قیمت^۵ معروف است. این تابع هزینه اولین بار توسط مولباور^۶ (۱۹۷۴) معرفی گردید.

¹ Huffman & Johanson

² Deaton & Muellbaure

³ Price Independent General Logarithm

⁴ Kohansal & Hatf (2005)

⁵ PIGLOG

⁶ Muellbauer

به منظور استخراج معادلات سهمی، شکل لگاریتمی لم شفارد را به کار می‌گیریم. لم شفارد بیانگر آن است که با مشتق گرفتن از تابع هزینه نسبت به قیمت λ امین کالا، λ امین تابع تقاضای جبرانی استخراج می‌شود ($\frac{\partial c(p,u)}{\partial p_i} = q_i$) (خسروی‌نژاد، ۱۳۸۳).

q_i مقدار گروه کالایی λ ام و در حقیقت تقاضای جبران شده گروه λ ام می‌باشد. بنابراین مشتق‌گیری تابع لگاریتمی هزینه نسبت به قیمت کالای λ ام، تقاضای جبرانی برای کالای λ ام را به صورت سهمی از کالاها نتیجه می‌دهد. سپس 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:

$$w_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i \ln \left(\frac{M}{p} \right) \quad (2)$$

که $\ln p$ به صورت زیر معرفی می‌گردد:

$$\ln p = \left[\alpha_i + \sum_{k=1}^n \alpha_k \ln p_k + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^n \sum_{j=1}^n \gamma_{kj} \ln p_k \ln p_j \right] \quad (3)$$

بنابراین مدل تقاضای تقریباً ایده‌آل در شکل کلی خود به صورت بالا، غیرخطی می‌باشد. معمولاً برای خطی کردن این دستگاه از شاخص استون به عنوان یک جانشین به جای شاخص واقعی p استفاده می‌شود. شاخص استون نیز به صورت زیر است:

$$\ln p^* = \sum_{j=1}^n w_j \ln p_j \quad (4)$$

با بکارگیری رابطه (۴)، مدل خطی شده و به راحتی قابل تخمین می‌باشد که به آن اصطلاحاً فرم تقریب خطی دستگاه معادلات تقاضای تقریباً ایده‌آل می‌گویند (دیتون و مولباور، ۱۹۸۰).

دیتون و مولباور نشان می‌دهند که این تقریب به خوبی می‌تواند در کارهای تجربی جوابگو باشد. قیود تئوریک در سیستم AIDS به شرح زیر می‌باشند:

اولین شرط، شرط اساسی (جمع‌پذیری) است که نشان می‌دهد حاصل جمع سهم کالاها از مخارج کل در هر دوره‌ی زمانی برابر یک می‌باشد.

شرط بعدی نشان می‌دهد که توابع تقاضایی که از شرایط حداکثر کردن مطلوبیت با توجه به سطح درآمد حاصل می‌شوند، همگن از درجه صفر نسبت به قیمت‌ها و درآمد می‌باشند، عنوان این شرط همگنی می‌باشد.

قید بعدی قید تقارن اسلاتسکی است و گویای آن است که اثرات متقاطع تقاضای جبران شده با یکدیگر برابر می‌باشند.

به طور خلاصه قیودی که باید بر مدل AIDS اعمال شوند به صورت ذیل معرفی می‌شوند:

$$\sum_{i=1}^n \beta_i = 0 \cdot \sum_{i=1}^n Y_{ij} = 0 \cdot \sum_{i=1}^n \alpha_i = 1 \quad \text{(الف) قید جمع‌پذیری}$$

$$\sum_{j=1}^n Y_{ij} = 0 \quad \text{(ب) قید همگنی}$$

(ج) قید تقارن

$$Y_{ij} = Y_{ji}$$

از مجموعه قیده‌های فوق، قیده‌های همگنی و تقارن مورد آزمون قرار می‌گیرند و قید

جمع‌پذیری بر مدل تحمیل شده و احتیاجی به آزمون ندارد (دیتون و مولباور، ۱۹۸۰).

کشش‌های خودی و متقاطع قیمتی در مدل AIDS به صورت زیر به دست می‌آیند:

کشش جبرانی (هیکسی):

$$\varepsilon_{ij}^* = -\delta_{ij} + \left(\frac{Y_{ij}}{w_i}\right) - \bar{w}_j \quad (۵)$$

کشش غیرجبرانی (مارشالی):

$$\varepsilon_{ij} = \frac{Y_{ij}}{w_i} - \left(\frac{w_j}{w_i}\right) \beta_i \quad \forall i \neq j. i, j = 1, 2, \dots, n \quad (۶)$$

کشش متقاطع قیمتی:

$$\varepsilon_{ij} = \frac{Y_{ij}}{w_i} - \left(\frac{w_j}{w_i}\right) \beta_i \quad \forall i \neq j. i, j = 1, 2, \dots, n \quad (۷)$$

اگر δ_{ij} یا دلتای کرونکر^۱ را به صورت زیر معرفی کنیم، داریم:

$$if: i \neq j \Rightarrow \delta_{ij} = 0. \quad if: i = j \Rightarrow \delta_{ij} = 1$$

و کشش درآمدی به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$\mu_i = 1 + \frac{\beta_i}{\omega_i} \quad (۸)$$

تغییرات جبرانی

مطلوبیت امکان مقایسه بین مصرف‌کنندگان را فراهم نمی‌کند و از این رو به منظور ارزیابی

بزرگی آثار رفاهی مفید است که یک معیار پولی برای تغییرات رفاهی تغییرات قیمت

به دست آورده شود. بدین منظور معمولاً تابع مخارج به عنوان حداقل مخارج مورد نیاز

^۱ Kronocker Delta

برای دست یافتن به یک سطح مطلوبیت خاص در مجموعه قیمت‌های معین تعریف می‌شود:

$$e = e(p, \bar{u}) \quad (9)$$

که در آن e تابع مخارج، p قیمت کالا و \bar{u} سطح مطلوبیت خاص است. حال فرض کنید که قیمت کالای مورد نظر افزایش یابد یک راه برای ارزیابی زیان‌های رفاهی ناشی از افزایش قیمت، یعنی از p_0 به p_1 مقایسه مخارج مورد نیاز برای دست یافتن به سطح اولیه مطلوبیت u_0 تحت دو وضعیت متفاوت قیمت‌های p_0 و p_1 شکل زیر است (فریمن^۱، ۲۰۰۳):

$$p_0 = e_0 = e(p_0, u_0) \quad p_1 = e_1 = e(p_1, u_0) \quad (10)$$

هنگامی که قیمت‌ها از p_0 به p_1 افزایش یابد، تغییرات رفاهی مرتبط با افزایش قیمت را می‌توان به صورت زیر نشان داد:

$$e(p_1, u_0) - e(p_0, u_0) \quad (11)$$

یکی از معیارهای اندازه‌گیری این تغییرات رفاهی معیار تغییر جبرانی (CV) است که مقدار پول مورد نیازی است که می‌بایست پس از تغییر قیمت‌ها به مصرف‌کننده پرداخت شود تا مطلوبیت مصرف‌کننده در سطح اولیه پیش از تغییر قیمت‌ها باقی بماند (واریان^۲، ۱۹۹۹).

مرجع تغییر جبرانی سطح مطلوبیت اولیه (u_0) است. با مشتق‌گیری از تابع مخارج بر قیمت کالا می‌توان تابع تقاضای جبرانی کالاها را به دست آورد:

$$\frac{\partial e(p, u_0)}{\partial p} = h(p, u_0) \quad (12)$$

که در آن $h(p, u_0)$ تابع تقاضای جبرانی است. تغییر جبرانی مورد نیاز می‌تواند با انتگرال‌گیری از تابع تقاضای جبرانی بر اثر افزایش اندکی از قیمت‌ها از p_0 به p_1 به دست آید:

$$CV = \int_{p_0}^{p_1} h(p, u_0) dp = c(p_1, u_0) - c(p_0, u_0) = c(p_1, u_0) - M_0 \quad (13)$$

که در آن M_0 سطح درآمد اولیه مصرف‌کننده است. علاوه بر معیار تغییر جبرانی معیار دیگری برای اندازه‌گیری آثار رفاهی وجود دارد که به معیار تغییر معادل (EV) معروف است. تغییر معادل عبارت است از مقدار تغییر در درآمد مصرف‌کننده پیش از تغییر قیمت

¹ Freeman

² Varian

که زیان رفاهی آن معادل افزایش قیمت باشد. تغییر معادل مقدار پولی است که مصرف‌کننده حاضر به پرداخت است تا از تغییر قیمت‌ها خودداری کند (واریان، ۱۹۹۹). در واقع، تغییر جبرانی و تغییر معادل دو پاسخ متفاوت به یک پرسش هستند: چه مقدار تغییر در درآمد ضروری است تا یک تغییر در قیمت جبران شود و مطلوبیت مصرف‌کننده در یک سطح معین باقی بماند. این دو معیار آثار رفاهی تغییر قیمت بر اساس منحنی تقاضای جبرانی و تابع مخارج محاسبه و در هر دو معیار سطح مطلوبیت ثابت فرض می‌شود. تغییر معادل مورد نیاز نیز همانند تغییر جبرانی می‌تواند از طریق انتگرال در عرض تابع تقاضای جبرانی از p_0 به p_1 برای تغییرات اندک قیمت به دست آید (قهرمان-زاده و همکاران^۱، ۱۳۹۲).

$$EV = \int_{p_0}^{p_1} h(p, u_1) dp = c(p_1, u_1) - c(p_0, u_1) = M_0 - c(p_1, u_0) \quad (14)$$

۲-۲- شاخص درست هزینه زندگی

کوناس^۲ در سال ۱۹۲۴ قالب اولیه برای تغییرات در قیمت‌های مصرف‌کننده طی زمان را مطرح و اندازه‌گیری کرد.

مشکل مطرح شده در اینجا، تفاوت قیمت‌ها طی دو دوره پایه (۰) و (۱) می‌باشد به طوریکه قیمت‌ها و مقادیر مشاهده شده به ترتیب (p_0, q_0) و (p_1, q_1) هستند. فرض می‌شود مصرف‌کننده به یک سطح مطلوبیت تحت رفتار عقلایی حداکثر مطلوبیت یا حداقل هزینه تحت یک سطح مطلوبیت داده شده، دست یابد. نتیجتاً مصرف‌کننده یا حداکثرسازی مطلوبیت $u(q)$ تحت قید بودجه ثابت را انتخاب می‌کند و یا گروه کالاهای حداقل‌کننده هزینه تحت یک سطح مطلوبیت معین را برمی‌گزیند. در هر دو این انتخاب‌ها قیمت‌های مشاهده شده یک نقش مهمی را ایفا می‌کنند. به علاوه این فرض وجود دارد که بردارهای مقداری q_1, q_0 مشاهده شده به ترتیب در قیمت‌های p^1, p^0 بهینه هستند.

شاخص قیمت کوناس در واقع مفهوم تابع هزینه یک مصرف‌کننده که به صورت $c(u, p)$ نمایش داده می‌شود را نشان می‌دهد. این تابع هزینه $c(u, p)$ حداقل هزینه‌ای که احتیاج

¹ Ghahramanzadeh et al. (2013)

² Konus

است مصرف کننده به یک سطح مشخص از منحنی بی تفاوتی در بردار قیمت‌های داده شده p دست یابد را نشان می‌دهد (دیتون و مولباور، ۱۹۸۰).

$$c(u, p) = \min q [p'q : u(q) > u, q > 0]$$

مشخصات تابع هزینه فوق به نوع تابع مطلوبیت که در بالا در نظر گرفته شده، بستگی دارد. برای دستیابی به شاخص کوناس فرض می‌شود که تابع مطلوبیت تمامی شرایط را ارضا می‌کند به علاوه این موارد دلالت بر این دارد که:

$$c[u(q_0), p_0] = \sum_{i=0}^n p_{i0} q_{i0} \quad (15)$$

$$c[u(q_1), p_1] = \sum_{i=0}^n p_{i1} q_{i1} \quad (16)$$

سپس شاخص درست هزینه زندگی به صورت زیر درخواهد آمد:

$$I_{01}^k = \frac{c[u^R, p^1]}{c[u^R, p^0]} \quad (17)$$

به طوریکه u^R یک سطح مطلوبیت مرجع است. اگر فرم تبعی $c(u, p)$ مشخص و u^R تعیین شده باشد می‌توان شاخص کوناس یا شاخص درست هزینه زندگی را اندازه‌گیری کرد. رابطه بالا بیان کننده این مطلب است در صورتیکه هزینه دستیابی به سطح مطلوبیت u در برابر قیمت p^1 به میزان ۶ درصد بیشتر از هزینه دستیابی به همین رده مطلوبیت در قیمت p^0 باشد، آنگاه شاخص واقعی هزینه زندگی برابر $۱/۰۶$ خواهد بود (دیتون و مولباور، ۱۹۸۰).

در واقع شاخص درست هزینه زندگی به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$p(p_1, p_0 | u_0) = \frac{c(p_1, u_0)}{c(p_0, u_0)} \quad (18)$$

طرفین رابطه فوق را در تابع مخارج $c(p_0, u_0)$ ضرب و سپس $c(p_0, u_0)$ را از آن کم می‌کنیم:

$$c(p_0, u_0)p(p_1, p_0 | u_0) - c(p_0, u_0) = c(p_1, u_0) - c(p_0, u_0) \quad (19)$$

سمت راست رابطه فوق همان تعریف تغییر جبرانی است، بنابراین می‌توان نوشت:

$$CV = [p(p_1, p_0 | u_0) - 1] c(p_0, u_0) \quad (20)$$

رابطه بالا شاخص درست هزینه زندگی را با معیار تغییر جبرانی نشان می‌دهد، بنابراین می‌توان شاخص درست هزینه زندگی را براساس معیار تغییرات جبرانی به صورت زیر بیان کرد:

$$p(p_1, p_0 | u_0) = c(p_0, u_0) + CV / c(p_0, u_0) \quad (21)$$

با استفاده از تعریف $M_0 = c(p_0, u_0)$ برای سطح درآمد اولیه در نهایت خواهیم داشت:

$$p(p_1, p_0 | u_0) = \frac{M_0 + CV}{M_0} \quad (22)$$

تغییر جبرانی از طریق تابع تقاضای جبرانی قابل محاسبه است. تغییر جبرانی به صورت واضح در عبارت تابع مطلوبیت غیرمستقیم بیان می‌شود. در وضعیت اولیه، مصرف‌کننده برای انواع کالا با قیمت‌های $p_0 = (p_0^1, p_0^2, p_0^3, \dots, p_0^8)$ درآمد M_0 و حداکثر مطلوبیت $u_0 = V(p_0, M_0)$ مواجه است با قیمت‌های جدید $p_1 = (p_1^1, p_1^2, p_1^3, \dots, p_1^8)$ و همان درآمد قبلی حداکثر مطلوبیت وی (p_1, M_0) خواهد بود. حال CV تغییر در درآمد پولی مورد نیاز است تا مطلوبیت تحت p_1 ، $u_1 = V(p_1, M_0)$ با مطلوبیت اولیه معادل شود. در ادامه CV بدین صورت بیان می‌شود:

$$V(p_0, M_0) = V(p_1, M_0 + CV) = u_0 \quad (23)$$

برای تخمین می‌توان CV را با استفاده از تابع مخارج تعریف کرد. حداقل سطح مورد نیاز برای رسیدن به سطح مطلوبیت اولیه u_0 با بردار قیمت p_0, M_0 است. حداقل مخارج مورد نیاز برای رسیدن به سطح مطلوبیت اولیه هنگامی است که قیمت‌ها به p_1 تغییر می‌یابند $c(p_1, u_0)$ ، بنابراین تفاوت بین $c(p_0, u_0)$ و $c(p_1, u_0)$ تغییر در درآمد لازم است تا اطمینان حاصل شود که مصرف‌کننده در مقابل قیمت p_0 و درآمد M_0 و قیمت p_1 با یک درآمد متفاوت بی تفاوت است. این همان تغییرات جبرانی است (دیتون و مولبور، ۱۹۸۰) که به صورت زیر می‌تواند بیان شود:

$$CV = c(p_1, u_0) - M_0 = c(p_1, u_0) - c(p_0, u_0) \quad (24)$$

اگر رفاه بعد از تغییر قیمت کمتر از دوره ابتدایی باشد تغییر جبرانی در سطح قیمت‌های جدید مثبت خواهد بود. با مشتق جزئی از تابع حداقل مخارج نسبت به قیمت کالا، مقادیر مصرف شده کالا به دست خواهد آمد که در نهایت می‌توان تغییرات در مخارج را به شکل ساده و در رابطه (۲۶) نشان داد:

$$\Delta C \approx q \Delta p \quad (25)$$

که در آن q یک بردار $1 \times n$ از مقادیر انواع کالا و Δp یک بردار $1 \times n$ از تغییرات قیمت متناظر انواع کالا است. رابطه ۲۶ را به اصطلاح آثار مرتبه‌ی اول تغییر قیمت می‌نامند که از واکنش‌های رفتاری خانوار برای جانشینی کالاها چشم‌پوشی شده است و بسط مرتبه

اول تیلور از تابع مخارج تقریب زده می‌شود. تقریب آثار مرتبه اول تغییر جبرانی نیازمند اطلاعاتی درباره مقادیر مصرف پیش از تغییر قیمت‌ها است. اگر رابطه (۲۶) در سهم بودجه کالای i ام، w_i و تغییرات متناسب قیمت آن کالا Δp بیان شود، در آن صورت می‌توان رابطه (۲۶) را به شکل رابطه ۲۷ بیان کرد:

$$\Delta \ln C \approx \sum_{i=1}^n w_i \Delta \ln p_i \quad (26)$$

که در آن w_i نشان‌دهنده سهم بودجه اختصاص داده شده به کالای i ام در کل بودجه خانوار برای گروه کالایی پیش از تغییر قیمت‌ها است. رابطه (۲۷) نشان‌دهنده اثر رفاهی تغییر قیمت است که به اندازه تغییر قیمت به علاوه اهمیت کالای مورد نظر در سبد بودجه خانوار بستگی دارد.

تقریب مرتبه اول اثر تغییرات قیمت به صورت واضح فرض می‌کند که خانوارها هنگام تغییرات قیمت نمی‌توانند الگوهای مصرفی خود را تغییر دهند (معادل با این فرض که تمام کشش‌ها معادل صفر هستند). با تغییرات شایان توجه قیمت، آثار جانشینی می‌تواند ناچیز باشد و بنابراین امکان دارد تقریب آثار مرتبه اول به‌طور جدی با تورش همراه باشد (بانکس و همکاران^۱، ۱۹۹۶). معیارهای مرتبه اول رفاه شامل تغییرات قیمت ضرب در مقادیر مصرف پیش از تغییرات قیمت هستند. این معیارها اجازه جانشینی کالاها در میان گروه‌های غذایی یا تغییرات در مصرف را نمی‌دهند و اغلب زیان‌های رفاهی را بیش از حد تخمین می‌زنند. در اصل، هزینه‌های دستیابی به سطوح مطلوبیت پیش از تغییر قیمت با سرعتی کمتر از آنچه رابطه (۲۷) نشان داد افزایش می‌یابد. برای حل این مشکل می‌توان از تقریب بسط سری مرتبه دوم تیلور بهره گرفت. تقریب بسط مرتبه دوم تیلور از کشش-های قیمتی خودی و متقاطع که بیانگر واکنش‌های رفتاری مصرف‌کننده است استفاده می‌کند. با برگشت به تابع حداقل مخارج تغییر جبرانی را می‌توان به صورت رابطه (۲۷) بیان کرد:

$$\Delta C \approx q \Delta p + \frac{1}{2} \Delta p^T s \Delta p \quad (27)$$

که q و Δp بردار کالاهای مصرفی و تغییر قیمت هستند که قبلاً تعریف شده‌اند و s یک ماتریس از کشش‌های قیمتی جبرانی کالاها است. این بیان را دوباره می‌توان $n \times n$ در

¹ Blundell et al.

عبارات سهم‌های بودجه و تغییرات نسبی قیمت گروه‌های کالایی به شکل رابطه (۲۸) نوشت:

$$\Delta \ln C = \sum_{i=1}^n w_i \Delta \ln p_i + \frac{1}{2} c_{ij} \Delta \ln p_i \Delta \ln p_j \quad (28)$$

جایی که عبارت c_{ij} شامل مشتقات اسلاستیکی S_{ij} است و با عبارت تعریف می‌شود:

$$c_{ij} = \frac{p_i s_{ij} p_j}{C^h} \quad (29)$$

با برخی از دستکاری‌های جبری ساده می‌توانیم اصطلاح c_{ij} بالا را معادل $w_i \varepsilon_{ij}$ نشان دهیم، رابطه (۳۰) را به صورت زیر بیان کنیم:

$$\Delta \ln C \approx \sum_{i=1}^n w_i \Delta \ln p_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_i \varepsilon_{ij} \Delta \ln p_i \Delta \ln p_j \quad (30)$$

اثر مرتبه اول متناسب با مقدار مصرف بیان شده‌است و اثر مرتبه دوم به کشش‌های قیمتی جبرانی بستگی دارد. برخلاف اثر مرتبه اول، آثار مرتبه دوم واکنش‌های رفتاری خانوار را به تغییرات قیمت در نظر می‌گیرد. رابطه (۳۰) به صورت واضح نشان می‌دهد که آثار رفاهی به اندازه تغییر قیمت به علاوه اهمیت کالای خاص در سبد مصرفی خانوار و کشش‌های جبرانی بستگی دارد (فریدمن و لیون سون^۱، ۲۰۰۲). کشش‌های جبرانی نیز از طریق برآورد تابع تقاضای کالاها قابل محاسبه است.

دیتون و موئل بائر^۲ (۱۹۸۰) برای اولین بار در مقاله‌ای مدل سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل (AIDS) را معرفی و سپس برای تحلیل رفتار مصرفی در کشور انگلستان طی دوره ۱۹۵۴-۷۴ برای هشت گروه اصلی مخارج مصرفی شامل غذا، پوشاک، مسکن، سوخت، نوشیدنی و دخانیات، حمل و نقل و ارتباطات، سایر کالاها و خدمات بکار بردند. نتایج حاصل از این پژوهش عبارتند از: ۱- گروه کالایی غذا و مسکن جزء کالاهای ضروری و سایر کالاها جزء کالاهای لوکس محسوب می‌شوند. ۲- از نظر کشش‌های قیمتی مختلف تنها گروه حمل و نقل نسبت به قیمت دارای حساسیت قابل ملاحظه‌ای بوده است. ۳- آزمون فرضیه تقارن به طور کامل و آزمون فرضیه همگنی به منزله نبود توهم پولی مصرف‌کنندگان، برای چهار گروه کالایی غذا، پوشاک، مسکن، حمل و نقل و ارتباطات رد شد.

کاکوانی و هیل^۳ (۲۰۰۲) در مقاله‌ای با عنوان تئوری اقتصادی شاخص‌های هزینه زندگی مطالعه موردی تایلند، اهمیت پژوهش خود را این گونه بیان می‌کنند که هزینه‌های زندگی

¹ Friedman & Levinsohn

² Deaton & Muellbauer

³ Kakwani & Hill

در مناطق مختلف شهری و روستایی متفاوت است. تنوع در هزینه ها، دلالت های جدی برای تفاوت سطوح رفاهی زندگی خانوار در مناطق مختلف را به همراه دارد که با این وجود برنامه های توسعه در اغلب کشورهای در حال توسعه بدون توجه به هزینه های زندگی در مناطق مختلف تهیه می شوند. همچنین، اغلب مطالعات صورت گرفته بر روی فقر و همچنین، نابرابری تفاوت های منطقه ای را به حساب نمی آورند. از این رو، در این پژوهش، با استفاده از شاخص های لاسپیرز، پاشه و فیشر، هزینه زندگی در مناطق مختلف برآورد شده و نتایج حکایت از آن داشت که هزینه زندگی در شهرهای مناطق مرکزی ۱۱ درصد هزینه زندگی در بانکوک هستند.

خسروی نژاد (۱۳۸۷) اندازه گیری اثرات رفاهی حذف یارانه کالاهای اساسی بر خانوارهای شهری ایران پرداخت. نتایج حاصل از اعمال سیاست های قیمتی نشان می دهد که برای طبقات اول تا سوم، همواره اثرات افزایش قیمت نان بزرگتر از افزایش قیمت در قند و شکر و روغن نباتی بوده، و برای طبقات چهارم و پنجم اثر تعدیل قیمت روغن نباتی بیشتر از تعدیل قیمت نان و قند و شکر می باشد.

محمدی^۱ (۱۳۸۹)، به بررسی روند و کشش مخارج آموزش عمومی در سبد مصرفی خانوار پرداخت. با برآورد منحنی انگل به این نتیجه رسید که در ابتدای دوره مورد بررسی خانوارهای روستایی و پس از مدتی خانوارهای شهری، آموزش را کالایی لوکس در سبد مصرفی خود تلقی کرده اند. بنابراین شدت تغییر در مخارج آموزش عمومی، همسو با تغییر در هزینه کل خانوار و بیش از آن است.

خسروی نژاد و صیامی عراقی^۲ (۱۳۹۰) برآورد تغییرات رفاهی مصرف کنندگان در ایران با استفاده از شاخص درست هزینه زندگی با استفاده از معادلات تقاضای تقریباً ایده آل پرداختند. نتایج نشان می دهد شاخص درست هزینه زندگی طی دوره برای خانوار ۱۳۷۶-۱۳۸۶ متوسط شهری کوچک تر از خانوار متوسط روستایی و در واقع خانوار روستایی طی سال های مورد بررسی رفاه بیشتری به دلیل افزایش هزینه های زندگی نسبت به خانوار شهری از دست داده اند.

¹ Mohammadi (2010)

² Khosravi Nejad & Siyami Iraqi (2012)

خسروی‌نژاد (۱۳۹۲) به ارزیابی آثار سیاست‌های تنظیم بازار کالاهای اساسی بر شاخص رفاهی هزینه زندگی خانوارهای شهری ایران با استفاده از سیستم مخارج خطی پرداخت. نتایج حاصل از برآزش سیاست‌های تنظیم بازار کالاهای اساسی به قیمت‌های جاری بر معکوس شاخص درست هزینه زندگی نشان می‌دهد با افزایش مبالغ ریالی یارانه کالاهای اساسی به میزان یک میلیارد ریال، به طور متوسط شاخص درست هزینه زندگی به میزان ۰/۰۰۴ واحد درصد کاهش می‌یابد.

کریمی و امام وردی^۱ (۱۳۹۲) استفاده از شاخص‌های اندازه‌گیری هزینه رفاهی (EV) (CV) و با بکارگیری تابع تقاضای AIDS به بررسی اثر افزایش قیمت حامل‌های انرژی بر روی هزینه رفاهی مصرف‌کنندگان در ایران پرداختند. نتایج مدل حاکی از آن است که افزایش در قیمت‌ها و یا همان واقعی کردن قیمت‌ها براساس سناریوی قیمتی پیشنهادی دولت منجر به کاهش ۱۶.۵ درصدی کاهش رفاه مصرف‌کنندگان در جامعه می‌شود و برای جبران درآمد افراد جامعه در راستای نیل به سطح رفاه اولیه بایستی سالانه مبلغ ۵۱۵ هزار ریال پرداخت شود.

اشرفی و صیامی عراقی^۲ (۱۳۹۵) با استفاده از شاخص درست هزینه زندگی و معیار تغییرات جبرانی از طریق سیستم معادلات تقاضای تقریباً ایده‌آل اثرات رفاهی قانون هدفمند کردن یارانه‌ها را برای چهار گروه هزینه خانوار شهری مورد بررسی قرار دادند. نتایج بیانگر آن است که بیشترین اضافه رفاه به دست آمده ناشی از پرداخت نقدی یارانه‌ها مربوط به اولین گروه (دهک اول) است.

مهرآرا و حسنی پارسا^۳ (۱۳۹۸) به بررسی تأثیر افزایش قیمت مواد غذایی بر رفاه خانوارهای شهری در ایران پرداختند. 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 زیان رفاهی در هر دو گروه از استان‌های کشور براساس میزان شهرنشینی مورد تأیید قرار گرفت، زیان رفاهی ناشی از افزایشی ۱ درصدی در تورم، نیازمند جبرانی دو برابر و پنج برابری در درآمد خانوارهای ساکن در استان‌های دارای نسبت شهرنشینی بالا و پایین است.

¹ Karimi & Imam Verdi (2013)

² Ashrafi & Siyami Iraqi (2015)

³ Mehrara & Hassani Parsa (2020)

۳- روش‌شناسی تحقیق

بر اساس ادبیات پژوهش، سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل برای گروه‌های کالایی به صورت زیر است:

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

این سیستم تقاضا با استفاده از روش معادلات به ظاهر نامرتب (SUR) برآورد می‌شود. یکی از مزایای استفاده از سیستم معادلات تقریباً ایده‌آل آن است که می‌توان انواع کشش‌های قیمتی و درآمدی، از جمله کشش‌های قیمتی جبرانی خودی و متقاطع، را به سادگی با استفاده از پارامترها به دست آورد. به دست آوردن کشش‌های قیمتی جبرانی و متقاطع برای محاسبه آثار رفاهی افزایش قیمت گروه‌های کالایی ضروری است. در این تحقیق تابع تقاضای AIDS برای ۸ گروه کالایی شامل خوراکی‌ها، آشامیدنی‌ها و دخانیات، کفش و پوشاک، مسکن، اثاث و لوازم منزل، بهداشت و درمان، حمل و نقل و ارتباطات، تفریحات، سرگرمی و فرهنگی و سایر گروه‌ها طی دوره زمانی ۱۳۵۰-۱۳۹۸ به قیمت پایه سال ۹۵ محاسبه شده است. داده‌های مورد نیاز شامل شاخص قیمت هر گروه کالا، سهم بودجه مصرفی هر گروه، هزینه مصرفی هر گروه و کل هزینه مصرفی می‌باشد که این اطلاعات از مرکز آمار ایران و بانک مرکزی جمع‌آوری شده است. سیستم تقاضای AIDS برای ۸ گروه کالا، به روش برآورد رگرسیونی به ظاهر نامرتب (SUR) و نرم‌افزار Eviews برآورد گردید.

۳-۱- آزمون مانایی

قبل از برآورد مدل، ابتدا مانایی متغیرهای آن با استفاده از آزمون K.P.S.S بررسی می‌شود. این آزمون ریشه واحد را در حول یک روند ثابت بررسی می‌کند. آماره این آزمون مجموع مربعات پسماندها است که اگر شوکی در سری زمانی اتفاق بیافتد و ماندگار باشد مجموع مربعات پسماند را تحت تأثیر خود قرار داده و با گذشت زمان بزرگ شده و در ناحیه بحرانی قرار می‌گیرد، در این صورت دیگر فرضیه H_0 را نمی‌توان پذیرفت (صدیقی^۱، ۱۳۸۵).

جدول (۱): بررسی مانایی متغیرها

^۱ Siddiqui (2009)

وضعیت مانایی	LM- Stat.	سطح بحرانی K.P.S.S	متغیرها	وضعیت مانایی	LM- Stat.	سطح بحرانی K.P.S.S	متغیرها
مانا	۰/۰۶۹	۰/۲۱۶	LP8	مانا	۰/۰۷۹	۰/۲۱۶	LM
مانا	۰/۰۶۹	۰/۲۱۶	w1	مانا	۰/۰۶۶	۰/۲۱۶	Lp*
مانا	۰/۱۹۴	۰/۲۱۶	w2	مانا	۰/۰۶۹	۰/۲۱۶	Lp1
مانا	۰/۱۰۷	۰/۲۱۶	w3	مانا	۰/۱۱۵	۰/۲۱۶	LP2
مانا	۰/۰۹۵	۰/۲۱۶	w4	مانا	۰/۱۵۱	۰/۲۱۶	LP3
مانا	۰/۰۶۲	۰/۲۱۶	w5	مانا	۰/۱۵۵	۰/۲۱۶	LP4
مانا	۰/۰۵۶	۰/۲۱۶	w6	مانا	۰/۱۶۵	۰/۲۱۶	LP5
مانا	۰/۰۹۲	۰/۲۱۶	w7	مانا	۰/۱۹۵	۰/۲۱۶	LP6
مانا	۰/۰۹۴	۰/۲۱۶	w8	مانا	۰/۱۰۸	۰/۲۱۶	LP7

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج حاصل از آزمون مانایی نشان می‌دهد که متغیرهای به کار گرفته شده در معادلات تقاضا همگی در سطح مانا بوده و مشکل رگرسیون کاذب وجود ندارد.

۳-۲- برآورد مدل و تحلیل نتایج

بر اساس فرم نهایی مدل تقاضای AIDS، سهم هزینه مصرفی هر گروه کالا (W_i) از کل هزینه مصرفی خانوار به عنوان متغیر وابسته و شاخص قیمت هر گروه کالا (p_i) و مخارج واقعی یا بودجه واقعی خانوار $\frac{C}{p}$ به عنوان متغیرهای تأثیرگذار در مدل تقاضا وارد شد و بر اساس تابع تقاضای هر گروه کالا، تابع تقاضای سیستمی AIDS برای هر گروه کالا و خدمات برآورد گردید. ضرایب Y_{ij} نشان می‌دهد که با فرض ثابت بودن بودجه واقعی خانوار، چنان چه قیمت کالای j یک درصد تغییر کند سهم بودجه اختصاص یافته به خرید کالا چند درصد تغییر خواهد کرد. ضریب β_i نشان دهنده درصد تغییر در سهم مخارج یا بودجه هر کالا در اثر یک درصد تغییر بودجه واقعی خانوار است.

برای تخمین معادلات در نظر گرفته شده به روش SUR ابتدا لازم است با استفاده از آزمون بریوش پاگان^۱ (۱۹۸۰) به بررسی وجود همبستگی همزمان پرداخته شود. فرضیه H_0 این آزمون بیانگر آن است که تمام کوواریانس‌ها برابر صفرند و در صورت تایید دیگر نیازی به استفاده از روش رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط نمی‌باشد و می‌توان از طریق

^۱ Breusch & Pagan

OLS به برآوردهای کارا دست یافت. نتایج آماره این آزمون در جدول (۲) نشان داده شده است.

جدول (۲): آزمون وجود همبستگی همزمان بین جملات اخلاص

آماره آزمون بریوش پاگان	ارزش احتمال
۶۲۹/۶۸	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به نتایج جدول (۲) فرضیه H_0 را نمی‌توان پذیرفت و در واقع یکی از مقادیر کوواریانس مخالف صفر است که نشانگر وجود همبستگی همزمان است، بنابراین بایستی از روش SUR تخمین استفاده گردد.

برای برآورد کسش گروه‌های مختلف کالایی ابتدا سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل را به صورت غیرمقید برآورد می‌شود. سپس برای انتخاب مدل مناسب و 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 AIDS خود به خود داراست) و در صورت عدم پذیرش قیود همگنی و تقارن مدل را به صورت مقید به قید همگنی و تقارن برآورد خواهد شد. لازم به ذکر است در سیستم معادلاتی که متغیر وابسته به صورت 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. از این رو، 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 رابطه حذف شده را از طریق قید بودجه (شرط اساسی جمع‌پذیری) محاسبه می‌شود. بر این اساس رابطه مربوط به سهم مخارج گروه انواع سایر کالاها حذف و تخمین مدل صورت گرفته است.

جدول (۳): آزمون فرضیه همگنی معادلات

گروه کالایی	آماره χ^2	سطح احتمال	$H_0: \sum_{j=1}^n Y_{ij} = 0$
خوراکی‌ها، آشامیدنی‌ها و دخانیات	۳/۳۴	۰/۰۶	نمی‌توان رد نمود
کفش و پوشاک	۱/۹۵	۰/۱۶	نمی‌توان رد نمود
مسکن	۳/۲۶	۰/۰۷	نمی‌توان رد نمود
اثاث و لوازم منزل	۰/۲۱	۰/۶۴	نمی‌توان رد نمود

گروه کالایی	آماره χ^2	سطح احتمال	$H_0: \sum_{j=1}^n Y_{ij} = 0$
بهداشت و درمان	۰/۳۶	۰/۵۴	نمی‌توان رد نمود
حمل و نقل و ارتباطات	۱۴/۸۶	۰/۰۰۰۱	رد می‌شود
تفریحات، سرگرمی و فرهنگی	۰/۱۵	۰/۶۹	نمی‌توان رد نمود

منبع: یافته‌های تحقیق

همانطور که نتیجه این آزمون نشان می‌دهد فرضیه همگنی برای گروه‌های کالایی مورد تایید قرار می‌گیرد. به عبارت دیگر مصرف‌کنندگان ایران در مصرف خود از گروه‌های کالایی مورد مطالعه غیر از گروه ششم دچار توهم پولی نبوده و در تصمیمات مصرفی خود قیمت‌ها و درآمد حقیقی، را غیر از گروه ششم در نظر می‌گیرند، ولی در مورد گروه ششم در تصمیمات مصرفی خود قیمت‌ها و درآمد اسمی را در نظر می‌گیرند. بنابراین قید همگنی در مورد گروه‌های کالایی غیر از گروه ششم به مدل تحمیل می‌شود.

یکی دیگر از قیودی که می‌توان برای شناخت رفتار مصرف‌کنندگان بر سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل تحمیل نموده و آزمون کرد، قید تقارن می‌باشد. 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 می‌باشد. قید تقارن در مورد توابع سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل به صورت $Y_{ij} = Y_{ji}$ تعریف می‌شود. این قید را نمی‌توان برای تک تک معادلات آزمون کرد، بلکه باید آن را بر کل سیستم معادلات اعمال نمود. نتیجه حاصل از آزمون والد درباره قید تقارن به شرح جدول (۴) است.

جدول (۴): آزمون قید تقارن

گروه کالایی	آماره χ^2	سطح احتمال	$H_0: Y_{ij} = Y_{ji}$
تمام گروه‌ها	۱۰۳/۶۵۴۰	۰/۰۰۰	رد می‌شود

منبع: یافته‌های تحقیق

همانطور که نتیجه این آزمون نشان می‌دهد سیستم مورد نظر متقارن نبوده و نباید این قید را در سیستم اعمال نمود. به عبارت دیگر ضریب قیمت کالای زام در معادله مربوط به سهم کالای نام با ضریب قیمت کالای نام در معادله مربوط به سهم کالای زام برابر نیست. از جمله دلایل رد فرضیه تقارن می‌توان به مسائلی چون هم‌فرونی بین کالاها، برونزا در نظر گرفتن درآمد (مخارج)، برونزا در نظر گرفتن قیمت‌ها اشاره نمود.

۵۴ محاسبه اریب شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی با شاخص درست هزینه زندگی

بعد از محاسبه کشش‌های خودی، متقاطع و درآمدی که نتایج آن در پیوست آمده است شاخص درست هزینه زندگی محاسبه گردیده است که نتایج آن در جدول (۵) نشان داده شده است. همچنین در این جدول اریب شاخص هزینه زندگی و شاخص بهای کالاها و خدمات محاسبه گردیده است.

جدول (۵): برآورد اریب شاخص قیمت مصرف‌کننده (درصد)

سال	شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی (۱)	شاخص درست هزینه زندگی	اریب شاخص درست هزینه زندگی از شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی
۱۳۵۰	۰/۰۵۶	۰/۵۹	-۰/۵۴
۱۳۵۱	۰/۰۶	۱/۱۱	-۱/۰۵۶
۱۳۵۲	۰/۰۶۹	۱/۱۲	-۱/۰۵۴
۱۳۵۳	۰/۰۷۷	۰/۸۷	-۰/۷۹۹
۱۳۵۴	۰/۰۸۵	۲/۶۹	-۲/۶۱
۱۳۵۵	۰/۱۰۱	۱/۰۸	-۰/۹۷
۱۳۵۶	۰/۱۲۵	۰/۷۵	-۰/۶۲
۱۳۵۷	۰/۱۳۷	۰/۹۹	-۰/۸۵
۱۳۵۸	۰/۱۵۳	۱/۶۶	-۱/۵۱
۱۳۵۹	۰/۱۹	۲/۸۰	-۲/۶۱
۱۳۶۰	۰/۲۳۴	۲۸/۴۸	-۲۸/۲۵
۱۳۶۱	۰/۲۷۸	۴۵/۴۵	-۴۵/۱۷
۱۳۶۲	۰/۳۱۹	۶۱/۸۴	-۶۱/۵۳
۱۳۶۳	۰/۳۵۵	۸۳/۹۶	-۸۳/۶۰
۱۳۶۴	۰/۳۷۹	۳/۵۷	-۳/۱۹
۱۳۶۵	۰/۴۶۸	۴/۴۳	-۳/۹۶
۱۳۶۶	۰/۵۹۷	۴/۲۴	-۳/۶۴
۱۳۶۷	۰/۷۷	۳/۴۲	-۲/۶۵
۱۳۶۸	۰/۹۰۳	۰/۵۲	۰/۳۸
۱۳۶۹	۰/۹۸۴	۳/۸۸	-۲/۹۰
۱۳۷۰	۱/۱۸۹	۴/۸۱	-۳/۶۲
۱۳۷۱	۱/۴۸	۵/۲۷	-۳/۷۹

سال	شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی (۱)	شاخص درست هزینه زندگی	اریب شاخص درست هزینه زندگی از شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی
۱۳۷۲	۱/۸۱۴	۶/۳۹	-۴/۵۷
۱۳۷۳	۲/۴۵۶	۶/۵۹	-۴/۱۴
۱۳۷۴	۳/۶۶۵	۷/۶۹	-۴/۰۲۹
۱۳۷۵	۴/۵۲	۸/۲۳	-۳/۷۱
۱۳۷۶	۵/۲۹۸	۹/۳۷	-۴/۰۷۶
۱۳۷۷	۶/۲۵۸	۱۰/۲۲	-۳/۹۶
۱۳۷۸	۷/۵۱۶	۹/۵۴	-۲/۰۲
۱۳۷۹	۸/۴۶۳	۹/۹۶	-۱/۵۰
۱۳۸۰	۹/۴۲۷	۱۱/۲۳	-۱/۸۰
۱۳۸۱	۱۰/۹۱۵	-/۱۷	۱۰/۷۴۴
۱۳۸۲	۱۲/۶۲۴	۱۴/۱۸	-۱/۵۵
۱۳۸۳	۱۵/۵۴۴	۱۶/۳۲	-۰/۷۸
۱۳۸۴	۱۶/۰۴۸	-/۴۱	۱۵/۶۳
۱۳۸۵	۱۷/۹۵۵	۱۹/۹۴	-۱/۹۸
۱۳۸۶	۲۱/۲۶۵	۲۲/۴۰	-۱/۱۴۴
۱۳۸۷	۲۶/۶۶	۲۸/۰۶	-۱/۴۰
۱۳۸۸	۲۹/۵۲۷	۶۲/۱۸	-۳۲/۶۵
۱۳۸۹	۳۳/۱۸۸	۳۴/۳۸	-۱/۲۰
۱۳۹۰	۴۰/۳۲۱	۴۰/۸۴	-۰/۵۲
۱۳۹۱	۵۲/۶۳۵	۹/۶۹	۴۲/۹۴
۱۳۹۲	۷۰/۹۱۶	۷۲/۱۵	-۱/۲۳
۱۳۹۳	۸۱/۹۴۸	۸۲/۶۰	-۰/۶۵
۱۳۹۴	۹۰/۷۱۴	۹۱/۴۱	-/۷۰
۱۳۹۵	۱۰۰	۱۰۰	۰
۱۳۹۶	۱۰۹/۶۵	۱۰۸/۲۸	۱/۳۶
۱۳۹۷	۱۴۳/۸	۱۴۱/۲۱	۲/۵۸
۱۳۹۸	۱۸۵/۱	۱۹۷/۶۳	-۱۲/۵۳

منبع: یافته‌های تحقیق

(۱): گزارش شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی مناطق شهری بانک مرکزی

شاخص واقعی هزینه زندگی براساس رابطه ۳۱ برای هر سال محاسبه شده است که نتایج آن در جدول شماره (۵) گزارش شده است. مقدار اختلاف بین دو شاخص قیمت مصرف کننده و شاخص واقعی هزینه زندگی در ستون (۳) جدول (۵) به دست آمده است. یافته‌های مطالعه نشان می‌دهد که شاخص قیمت مصرف کننده برآورد اریب‌داری از هزینه زندگی است. براساس اعداد ستون (۳) جدول مذکور شاخص قیمت مصرف کننده برای سال‌های ۶۸، ۸۱، ۸۴، ۹۶ و ۹۷ هزینه زندگی را بیش از حد برآورد می‌کند و برای سال‌های ۵۰ تا ۶۷، ۶۹ تا ۸۰، ۸۲ تا ۸۳ و ۸۵ تا ۹۴ و ۹۸ هزینه زندگی را کمتر از حد برآورد می‌کند.

۴- نتیجه‌گیری

هدف از این مطالعه برآورد شاخص درست هزینه زندگی و مقایسه آن با شاخص قیمت مصرف کننده بوده است. به این منظور با استفاده از داده‌های بودجه خانوار شهری برای ۸ گروه کالایی، پارامترهای مورد نیاز با استفاده از سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل و با استفاده از رگرسیون به ظاهر نامرتب برآورد شدند سپس با استفاده از تغییرات جبرانی شاخص درست هزینه زندگی بر مبنای سال پایه ۱۳۹۵ محاسبه گردید و با شاخص قیمت مصرف کننده مقایسه شد. نتایج نشان می‌دهد شاخص قیمت مصرف کننده برآورد اریب-داری از هزینه زندگی است. شاخص قیمت مصرف کننده برای سال‌های ۶۸، ۸۱، ۸۴، ۹۶ و ۹۷ هزینه زندگی را بیش از حد برآورد می‌کند و برای سال‌های ۵۰ تا ۶۷، ۶۹ تا ۸۰، ۸۲ تا ۸۳ و ۸۵ تا ۹۴ و ۹۸ هزینه زندگی را کمتر از حد برآورد می‌کند که سیاستگذاران باید به این نکته در خصوص هزینه واقعی افراد براساس شاخص هزینه زندگی توجه نمایند و به طور گسترده‌تری این شاخص محاسبه و در سیاستگذاری در کنار شاخص قیمت مصرف کننده از شاخص واقعی هزینه زندگی نیز استفاده شود، چرا که خانوارهای متعلق به گروه‌های اقتصادی و اجتماعی مختلف، ترکیب متفاوتی از کالاها و خدمات را در سبد مصرفی خود دارند و تغییر قیمت‌های نسبی کالاها و خدمات با توجه به وزن و اهمیت هر کدام، تاثیر متفاوتی بر توزیع درآمد و تغییرات هزینه زندگی آن‌ها دارد. همچنین دقت شاخص‌های تبیین‌گر وضعیت رفاهی افراد نیاز از موضوعاتی است که مورد بحث و مجادله متخصصین اقتصادی و آماری است. در ادبیات موجود به این نکته اشاره شده که هدف از اندازه‌گیری شاخص‌های قیمت مصرف کننده اندازه‌گیری هزینه زندگی افراد است. اما در

ادبیات تئوریک و تجربی به این موضوع اشاره شده که شاخص‌های قیمت در اندازه‌گیری تغییرات رفاهی ناشی از تغییرات قیمت دچار خطا هستند و از شاخص‌هایی باید استفاده شود که تأثیر واکنش مصرف‌کنندگان به تغییرات قیمت را در خود داشته باشد. همچنین استدلال می‌شود که شاخص‌های رفاهی که واکنش‌های فردی به تغییرات قیمت را دارند تنها یک تحلیل ایستای مقایسه‌ای از وضعیت فرد را ارائه می‌کنند حال آنکه فرد علاوه بر اینکه به تغییرات رفاهی خود ناشی از تغییر قیمت به صورت مطلق توجه دارد، نگران موقعیات نسبی خود در توزیع درآمد جامعه است. از این رو تحلیل وضعیت رفاهی فرد بایستی بر مبنای شاخص‌هایی صورت گیرد که این نکات را تا حدی پوشش دهد.

تضاد منافع

نویسندگان نبود تضاد منافع را اعلام می‌دارند.

فهرست منابع

۱. اشرفی، یکتا و صیامی عراقی، ابراهیم (۱۳۹۵). برآورد تغییرات رفاهی مصرف‌کنندگان در مناطق شهری ایران با تأکید بر هدفمندی یارانه‌ها. *پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۴(۷۷)، ۱۸۲-۱۶۳.
۲. خسروی نژاد، علی اکبر (۱۳۸۸). اندازه‌گیری اثرات رفاهی حذف یارانه کالاهای اساسی بر خانوارهای شهری ایران. *پژوهشنامه بازرگانی*، ۱۳(۵۱)، ۳۱-۱.
۳. کریمی، محمدشریف و امام وردی، قدرت‌اله (۱۳۹۲). ارزیابی هزینه رفاهی ناشی از اثرات افزایش قیمت حامل‌های انرژی بر هزینه‌های رفاهی مصرف‌کننده در ایران. *اقتصاد مالی (اقتصاد مالی و توسعه)*، ۷(۲۳)، ۸۰-۶۱.
۴. خسروی نژاد، علی اکبر (۱۳۸۳). *اثرات ناشی از کاهش یا حذف یارانه (در گروه کالاهای خوراکی) بر روی خانوارهای شهری ایران در چهارچوب شاخص هزینه زندگی و سیستم معادلات تقاضا (رساله دکتری)*. دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم تحقیقات.
۵. خسروی نژاد، علی اکبر و صیامی عراقی، ابراهیم (۱۳۹۱). برآورد تغییرات رفاهی مصرف‌کنندگان در ایران با استفاده از شاخص درست هزینه زندگی. *فصلنامه علمی مدلسازی اقتصادی*، ۶(۲۰)، ۷۴-۵۷.
۶. خسروی نژاد، علی اکبر (۱۳۹۴). ارزیابی آثار سیاست‌های تنظیم بازار کالاهای اساسی بر شاخص رفاهی هزینه زندگی خانوارهای شهری ایران. *پژوهشنامه بازرگانی*، ۷۷، ۱-۲۹.
۷. دادگر، یدالله و رحمانی، تیمور (۱۳۸۲). *مبانی و اصول علم اقتصاد*. قم: بوستان کتاب.
۸. صدیقی، حمید (۱۳۸۸). *اقتصادسنجی کاربردی رهیافت کاربردی*. ترجمه شمس‌الله شیرین بخش. قم: انتشارات آوار نور.
۹. قهرمان‌زاده، محمد، انصاری، فاطمه، فلسفیان، آزاده و فردوسی، رویا (۱۳۹۲). اندازه‌گیری آثار رفاهی افزایش قیمت انواع گوشت بر خانوارهای شهری ایرانی. *فصلنامه تحقیقات اقتصاد و توسعه کشاورزی ایران (علوم کشاورزی ایران)*، ۴۴(۲)، ۲۰۹-۲۰۱.

۱۰. کهنسال، محمدرضا و هاتف، حکیمه (۱۳۸۴). بررسی شکاف تقاضای گروه‌های عمده شهری و روستایی در ایران (تحلیلی بر سیاست هدفمند نمودن یارانه‌ها). پنجمین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران، زاهدان.
۱۱. محمدی، علیرضا (۱۳۸۹). بررسی روند و کشش مخارج آموزش عمومی در سبد مصرفی خانوار. *مجله آموزش و پرورش*، ۱۰۴، ۱۱۶-۹۱.
۱۲. مهرآرا، محسن و حسنی پارسا، الناز (۱۳۹۹). بررسی تأثیر افزایش قیمت مواد غذایی بر رفاه خانوارهای شهری در ایران. *مجلس و راهبرد*، ۲۷(۱۰۴)، ۳۴۹-۳۲۳.
۱۳. واریان، هال (۱۹۹۹). *تحلیل اقتصاد خرد*. ترجمه رضا حسینی، تهران: نشر نی.
1. Ashrafi, Y., & Siyami Iraqi, E. (2015). Estimation of consumer welfare changes in urban areas of Iran with emphasis on targeted subsidies. *Economic Research and Policies*, 24(77), 163-182 (In Persian).
 2. Banks, J., Blundell, R., & Lewbel, A. (1996). Tax reform and welfare measurement: do we need demand system estimation?. *The Economic Journal*, 106(438), 1227-1241.
 3. Dadgar, Y., & Rahmani, T. (2003). *Principles and Principles of Economics*. Qom: Book Garden (In Persian).
 4. Deaton, A., & Muellbauer, J. (1980). An almost ideal demand system. *The American economic review*, 70(3), 312-326.
 5. Freeman, A. M. (2003). Economic valuation: what and why. In *A primer on nonmarket valuation* (pp. 1-25). Springer, Dordrecht.
 6. Ghahramanzadeh, M., Ansari, F., Falsafian, A., & Ferdowsi, R. (2013). Measuring the welfare effects of increasing the price of meat on Iranian urban households. *Iranian Journal of Agricultural Economics and Development Research (Iranian Agricultural Sciences)*, 44(2), 201-209 (In Persian).
 7. Huffman, S. K., & Johnson, S. R. (2004). Impacts of economic reform in Poland: incidence and welfare changes within a consistent framework. *Review of Economics and Statistics*, 86(2), 626-636.
 8. Kakwani, N., & Hill, R. J. (2002). Economic theory of spatial cost of living indices with application to Thailand. *Journal of Public Economics*, 86(1), 71-97.
 9. Karimi, M. Sh., & Imam Verdi, Gh. A. (2013). The value of the effects of market regulation policies on the commodity on the welfare index of the cost of living of urban households in Iran. *Journal of Business*, 7(33), 61-80 (In Persian).

10. Khosravi Nejad, A. A. (2004). *The effects of reducing or eliminating subsidies (in the group of foodstuffs) on urban households in Iran within the framework of the cost of living index and the system of demand equations* (PhD Thesis). Islamic Azad University, Research Sciences Branch (In Persian).
11. Khosravi Nejad, A. A. (2009). Measuring the welfare effects of eliminating subsidies on basic goods on urban households in Iran. *Journal of Business Research*, 50(13), 1-33. (In Persian)
12. Khosravi Nejad, A. A. (2015). Evaluating the effects of basic goods market regulation policies on the welfare index of the cost of living of urban households in Iran. *Journal of Business*, 77, 1-29 (In Persian).
13. Khosravi Nejad, A. A., & Siyami Iraqi, E. (2012). Estimation of consumer welfare changes in Iran using the correct cost of living index. *Economic Modeling Quarterly*, 4, 57-74 (In Persian).
14. Kohansal, M. R., & Hatef, H. (2005). *Investigating the Demand Gap of Major Urban and Rural Groups in Iran (Analysis of Subsidy Targeting Policy)*. Fifth Iranian Agricultural Economics Conference (In Persian).
15. Konüs, A. A. (1939). The problem of the true index of the cost of living. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 10-29.
16. Mehrara, M., & Hassani Parsa, E. (2020). Investigating the effect of increasing food prices on the welfare of urban households in Iran. *Parliament and Strategy*, 27(104), 323-349 (In Persian).