

## برآورد تغییرات رفاهی مصرف‌کنندگان در ایران با استفاده از شاخص

### درست هزینه زندگی

علی اکبر خسروی نژاد\* ابراهیم صیامی عراقی\*\*

تاریخ دریافت: ۹۰/۱۲/۱۷ تاریخ پذیرش: ۹۱/۱۰/۰۶

#### چکیده

هدف این مقاله معرفی نظریه شاخص‌های عددی با تاکید بر رویکرد اقتصادی و کاربرد آن در اقتصاد رفاه از بعد مصرف‌کننده می‌باشد. در این راستا شاخص درست هزینه زندگی با استفاده از سیستم معادلات تقاضای تقریباً ایده‌آل خطی برای خانوار شهری و روستایی در ایران مورد محاسبه قرار گرفت. نتایج نشان می‌دهد شاخص درست هزینه زندگی طی دوره ۸۶-۱۳۷۶ برای خانوار متوسط شهری کوچک‌تر از خانوار متوسط روستایی و در واقع خانوار روستایی طی سال‌های مورد بررسی رفاه بیشتری به دلیل افزایش هزینه‌های زندگی نسبت به خانوار شهری از دست داده‌اند.

#### طبقه بندی JEL: C43, D12

**واژگان کلیدی:** شاخص درست هزینه زندگی، سیستم معادلات تقاضای تقریباً ایده‌آل خطی، تغییرات رفاهی مصرف‌کنندگان.

---

\*استادیار دانشگاه آزاد اسلامی، واحد تهران مرکز، گروه اقتصاد نظری، تهران، ایران (نویسنده‌ی مسئول)، پست الکترونیکی:

khosravinejad@gmail.com

ebrahimsiami@gmail.com

\*\*کارشناس ارشد واحد تهران مرکز، پست الکترونیکی:

## ۱. مقدمه

شاخص‌های عددی مربوط به قیمت‌ها، محصول و رفاه یکی از مباحث مهم در علم اقتصاد هستند. به طوری که نظریه شاخص‌های عددی طی سه دهه اخیر تحولات شگرفی را شاهد بوده‌اند. دلیل اصلی این تحولات را نیز می‌توان در تفاوت رویکردها به نظریه شاخص‌های عددی دانست. این شاخص‌ها همواره مورد توجه اقتصاددانان و آماردانان بوده است. در مطالعه نظریه شاخص‌های عددی همواره سه رویکرد وجود دارد، رویکرد آکسیوماتیک<sup>۱</sup>، رویکرد آماری<sup>۲</sup> و رویکرد اقتصادی<sup>۳</sup> که در این مقاله به دلیل وجود شاخص‌های متنوع در دو رویکرد اول، تنها به رویکرد اقتصادی پرداخته می‌شود. رویکرد اقتصادی به شاخص‌های عددی قیمت و مقدار، بر پایه‌ی اطلاعات جمع‌آوری شده قیمت‌ها و مقادیر مشاهده شده هستند که این اطلاعات به صورت تبعی با یکدیگر در ارتباط هستند (دیتون و مولبایر<sup>۴</sup>، ۱۹۸۰ الف). از طرفی یک بخش مهم نظریه اقتصاد خرد مربوط به اندازه‌گیری سطح بهینه مصرف، تولید و نهادهای به کار گرفته شده در فرآیند تولید می‌باشد. پس بر این اساس رویکرد اقتصادی به شاخص‌های عددی بر اساس اصول حاکم بر نظریه اقتصاد خرد می‌باشد (دیورت<sup>۵</sup>، ۱۹۹۰). در ابتدا این شاخص‌ها بر اساس کارهای صورت گرفته توسط فریش<sup>۶</sup> (۱۹۳۰) و نیز تعدادی دیگر از اقتصاددانان مانند والد<sup>۷</sup> (۱۹۳۹) و کوناس<sup>۸</sup> (۱۹۳۰) پایه‌گذاری شد. برای آن‌که رویکرد اقتصادی به نظریه شاخص‌های عددی مورد بررسی قرار گیرد فیشر و شل<sup>۹</sup> (۱۹۷۲)، ساموئلسن و سوئامی<sup>۱۰</sup> (۱۹۷۴) و دیورت (۱۹۹۳)<sup>۱۱</sup> پیشنهاد می‌کنند دلیل اصلی اندازه‌گیری این شاخص‌ها اهمیت آن‌ها میزان تغییرات رفاهی ناشی از اجرای سیاست‌های مختلف از جمله سیاست‌های

- 
1. Axiomatic Approach.
  2. Statistical Approach.
  3. Economic Approach.
  4. Deaton & Muellbauer.
  5. Diewert.
  6. Frisch.
  7. Wald.
  8. Konus.
  9. Fisher & Sheel
  10. Samuelson & Swamy.
  11. Diewert.

مربوط به توسعه اقتصادی، مالیاتی و حمایتی است که می‌تواند میزان هزینه‌های زندگی و رفاه را تحت تاثیر قرار دهد.

با توجه به مطالب بالا هدف اصلی این مقاله برآورد تغییرات رفاهی مصرف‌کنندگان در ایران به تفکیک مناطق شهری و روستایی می‌باشد؛ از این رو، فرضیه مقاله حاضر بدین شرح است که شاخص درست هزینه زندگی طی سال‌های مورد مطالعه برای خانوارهای روستایی بزرگ‌تر از خانوارهای شهری است. بر این اساس در این مقاله ابتدا در بخش مبانی نظری سه زیرمجموعه تعاریف نظری، نظریه حدود و شاخص دقیق و برترین مورد مطالعه قرار می‌گیرند و شاخص مناسب برای اندازه‌گیری تغییرات رفاهی معرفی و ارتباط آن با سیستم معادلات تقاضای تقریباً ایده‌آل بیان می‌شود. در بخش سوم مروری بر مطالعات انجام شده صورت می‌گیرد. در بخش چهارم با استفاده از سیستم معادلات تقاضای تقریباً ایده‌آل برآورد انجام می‌گردد و با استفاده از ضرایب به دست آمده و جایگذاری آن در تابع هزینه شاخص انتخاب شده در بخش مبانی نظری محاسبه و در پایان با پاسخ به فرضیه تحقیق به نتیجه‌گیری خواهیم پرداخت.

## ۲. مبانی نظری

همان‌طور که بیان شد، برای بررسی رویکرد اقتصادی به شاخص‌های عددی، اقتصاددانان سه زیرمجموعه تعاریف نظری اولیه، نظریه حدود و شاخص عددی دقیق و برترین را مورد بررسی قرار می‌دهند که در زیر به آن‌ها پرداخته خواهد شد.

### تعاریف نظری اولیه

کوناس در سال ۱۹۲۴ قالب اولیه برای تغییرات در قیمت‌های مصرف‌کننده طی زمان را مطرح و اندازه‌گیری نمود. شاخص کوناس بر اساس تفاوت قیمت‌ها طی دو دوره پایه و جاری می‌باشد. مصرف‌کننده به یک سطح مطلوبیت تحت رفتار عقلایی و بر اساس قید بودجه به حداکثر مطلوبیت یا حداقل هزینه با توجه به سطح مطلوبیت ثابت دست می‌یابد. در هر دوی این انتخاب‌ها، قیمت‌های مشاهده شده نقش مهمی را ایفا می‌کنند. به‌علاوه این فرض وجود دارد که بردارهای مقداری مشاهده شده به ترتیب در قیمت‌های موجود بهینه هستند.

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

احتیاج است مصرف‌کننده به یک سطح مشخص از منحنی بی‌تفاوتی در بردار قیمت‌های داده شده دست یابد را نشان می‌دهد که به صورت زیر است.

$$c(u, p) = \min q \{ p'q : u(q) > u_0, q > 0 \} \quad (1)$$

مشخصات تابع هزینه فوق به نوع تابع مطلوبیت  $u(q)$  بستگی دارد. برای دستیابی به شاخص کوناس فرض می‌شود که تابع مطلوبیت تمامی شرایط مصرف‌کننده را ارضا می‌کند که در نهایت شاخص درست هزینه زندگی به صورت زیر نوشته می‌شود:

$$I_{01}^K = \frac{c[u^R, p_1]}{c[u^R, p_0]} \quad (2)$$

به طوری که  $u^R$  یک سطح مطلوبیت مرجع می‌باشد. حال اگر فرم تبعی  $c(u^R, p)$  مشخص و  $u^R$  تعیین شده باشد، می‌توان شاخص کوناس یا شاخص درست هزینه زندگی را اندازه‌گیری کرد.

رابطه (۲) نشان می‌دهد، در صورتی که هزینه دستیابی به سطح مطلوبیت  $u$  برابر قیمت  $p_1$  به میزان ۵ درصد بیشتر از هزینه دستیابی به همین مطلوبیت در قیمت  $p_0$  باشد، آن‌گاه شاخص واقعی هزینه زندگی برابر  $1/05$  خواهد بود (خسروی‌نژاد، ۱۳۸۴: ۱۰). توجه به این نکته ضروری است که مقدار عددی که برای شاخص هزینه زندگی محاسبه می‌شود متأثر از سطح مطلوبیت مرجع است. به عبارت دیگر، با تغییر سطح مطلوبیت مرجع، مقادیر شاخص هزینه زندگی تغییر می‌یابد. (تایل، ۱۹۸۰: ۳۰) بعد از بیان این شاخص، تایل شاخص دیگری را تحت عنوان شاخص درست قیمت نهایی معرفی می‌کند که به صورت زیر است.

$$p'(p_1, p_0, u) = \frac{c'(u, p_1)}{c'(u, p_0)} \quad (3)$$

این شاخص دو بردار قیمتی  $p_1$  و  $p_0$  را در سطح مطلوبیت  $u$  مقایسه می‌کند. از آن‌جا که  $c' = \frac{\partial c}{\partial u}$  هزینه نهایی مطلوبیت می‌باشد، شاخص فوق به سادگی نشان دهنده نسبت ارزش دو هزینه نهایی است. این ارزش‌ها در دو سطح  $(u, p_1)$  و  $(u, p_0)$  ارزیابی می‌شوند (خسروی‌نژاد، ۱۳۸۴: ۱۹).

### نظریه حدود<sup>۱</sup>

در ادبیات شاخص‌های عددی اغلب بیان می‌شود که شاخص‌های لاسپیرز و پاشه محدودیت‌های بالا و پایین برای یک شاخص عددی درست و ناشناخته می‌باشند. همان‌طور که بیان شد، شاخص هزینه زندگی ارتباطی بین دو بردار قیمت مانند  $p_0$  و  $p_1$  را مقایسه می‌کند. اگر تنها دو موقعیت مختلف قیمتی مد نظر باشد، این دو انتخاب برای سطوح مرجع پایه  $(u_0, q_0)$  و سطوح مرجع جاری  $(u_1, q_1)$  هستند. به‌طور خلاصه می‌توان بیان کرد که:

$$p(p_1, p_0, q_0) = \frac{p_1 q_0}{p_0 q_0} > \frac{c(u_0, p_1)}{c(u_0, p_0)} = p(p_1, p_0, u_0) \quad (۴)$$

$$p(p_1, p_0, q_1) = \frac{p_1 q_1}{p_0 q_1} < \frac{c(u_1, p_1)}{c(u_1, p_0)} = p(p_1, p_0, u_1) \quad (۵)$$

همان‌طور که از نام‌ساوی‌های (۴) و (۵) مشخص است بخش مهمی از نظریه ترجیحات آشکار شده که مورد توجه اقتصاددانانی مانند هیکس (۱۹۴۲) و ساموئلسن (۱۹۴۷) بوده توسط این نظریه که پایه‌های آن توسط کوناس و پیگو<sup>۲</sup> پی‌ریزی شده، باز می‌گردد.

### شاخص عددی دقیق و برترین<sup>۳</sup>

با در نظر گرفتن یک تابع کلی از مقادیر  $q = q = (q_1, \dots, q_n)$  تابع  $f(\cdot)$  به‌صورت زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$c(u, p) = \min_q \{p \cdot q : f(q) \geq u\} \quad (۶)$$

$c(u, p)$  همان‌طور که در قسمت قبل نیز بیان شد، حداقل سازی هزینه برای دستیابی به مطلوبیت ( $u$ ) به طوری که در اتحاد  $p \cdot q = \sum p_i q_i$  قیمت  $p = (p_1, \dots, p_n)$  یک بردار برون‌زای قیمت‌هایی است که مصرف‌کننده با آن مواجه است. یک تابع یا فرمول شاخص

---

1. Bound Theory.  
2. Pigo.  
3. Exact & Superlative Index Number.

عددی که در بخش قبلی این مقاله اشاره شد، می‌تواند دقیق برای تابع  $f(\cdot)$  تعریف شده باشد اگر به صورت زیر به  $^1$ توان نمایش داد.

$$p(p_1, p_o, q_1, q_o) = c(u, p_1) / c(u, p_o) \quad (7)$$

سمت راست معادله فوق شاخص قیمتی کوناس یا شاخص درست هزینه زندگی برای یک مصرف کننده که تابع مطلوبیت  $f(\cdot)$  و بردار قیمت‌های  $p_t$  در دوره  $t$  برای  $t$  های ۰ و ۱ مواجه است را دارد.

کوناس و بایشجنس<sup>۲</sup> (۱۹۲۶) نظریه همزاد را وارد ادبیات اقتصاد خرد نمودند. آن‌ها بیان کردند ترجیحات مصرف کننده نه تنها به وسیله تابع مطلوبیت مستقیم  $f(q)$  بلکه به وسیله مطلوبیت غیر مستقیم  $g$  متناظر است و به صورت زیر بیان می‌شود:

$$q(p, y) \equiv \max_q \{f(q) : p \cdot q < y\} \quad (8)$$

طبق تعریف تابع مطلوبیت غیر مستقیم حداکثر مطلوبیت به دست آمده هنگامی که تابعی از قیمت‌ها و مخارج مصرف کننده روی  $N$  کالا را نتیجه می‌دهد. آن‌ها فرض کردند تابع مطلوبیت مستقیم  $f$  همگن خطی می‌باشد. در این مورد تابع مطلوبیت غیر مستقیم به صورت زیر درخواهد آمد:

$$g(p, y) = y / c(p) \quad (9)$$

کوناس و بایشجنس (۱۹۲۶) با استفاده از تعریف تابع مطلوبیت غیر مستقیم و تابع هزینه  $c(p)$  را مورد پژوهش قرار دادند. آن‌ها با در نظر گرفتن تابع هزینه واحد مصرف کننده به شکل زیر:

$$c(p) = (p \cdot \beta_p)^{\frac{1}{2}} = \left( \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N b_{ij} p_i p_j \right)^{\frac{1}{2}} \quad (10)$$

به طوری که  $\beta$  یک ماتریس متقارن و  $N \times N$  است. نشان دادند که اگر ماتریس  $\beta$  معکوس پذیر باشد، در نتیجه تابع مطلوبیت مستقیم زیر حاصل خواهد شد:

$$f(q) = (q \cdot A_q)^{\frac{1}{2}} \quad (11)$$

هم‌چنین نشان دادند که سیستم توابع تقاضای معکوس و سیستم توابع تقاضای عادی متناظر با ترجیحات غیر خطی همگن تعریف شده در رابطه (۱۱) می‌باشد و سپس اثبات نمودند که از تابع هزینه (۱۰) می‌توان شاخص قیمتی فیشر را به دست آورد که در واقع بیانگر دقیق بودن این نوع ترجیحات برای شاخص قیمتی فیشر است.

بعد از یک‌سری پژوهش‌ها که در دهه ۱۹۳۰ صورت گرفت، این موضوع تا دهه ۱۹۷۰ بدون تغییر باقی ماند تا دوباره افریات<sup>۱</sup> (۱۹۷۲) و پولاک (۱۹۷۱) ساموئلسن و سوئامی (۱۹۷۴) این موضوع را مورد تحلیل قرار دادند. همه این نویسندگان که شاخصی توسط کوناس معرفی گردیده بود را مورد مطالعه و تایید قرار دادند. سپس دیورت با در نظر گرفتن یک تابع هزینه واحد به صورت زیر یک فرم کلی از تابع هزینه کوناس را معرفی کرد.

$$c_r(p) = \left( \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N b_{ij} p_i^{\frac{r}{2}} p_j^{\frac{r}{2}} \right)^{\frac{1}{r}} \quad (12)$$

در تابع هزینه فوق  $b_{ij} = b_{ji}$  و  $p_i > 0$  و دامنه تعریف  $c_r > 0$  می‌باشد و از تابع هزینه فوق کلی زیر را به دست آورد.

$$f_r(q) = \left( \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N a_{ij} q_i^{\frac{r}{2}} q_j^{\frac{r}{2}} \right)^{\frac{1}{r}} \quad (13)$$

به طوری که پارامترهایی هستند که  $a_{ij} = a_{ji}$  و  $q_i$  میزان کالا را نشان می‌دهد که بزرگ‌تر از صفر است. دامنه تعریف  $f_r$  محدود و همواره بزرگ‌تر از صفر است (هیل<sup>۲</sup>، ۲۰۰۸: ۵).

### ۳. پیشینه تحقیق

شاخص درست هزینه زندگی را به عنوان یک شاخص دقیق و برترین می‌توان معرفی کرد و از آن برای اندازه‌گیری تغییرات رفاهی استفاده نمود. حال به مطالعات تجربی صورت گرفته در این زمینه پرداخته می‌شود.

آسف<sup>۳</sup> (۲۰۱۰) در مقاله‌ای با عنوان اندازه‌گیری اثرات رفاهی به کارگیری تکنولوژی‌های جدید یک نگاه ویژه به تانزانیا و اتیوپی به بررسی اثر پیشرفت تکنولوژی در بخش کشاورزی

1. Afriat.  
2. Hill.  
3. Asfaw.

بر رفاه خانوار روستایی پرداخته است. در این مقاله که به صورت داده‌های مقطعی و در میان خانوارهای روستایی انجام شده است نویسنده به این نتیجه دست یافته که بهبود تکنولوژی بخش کشاورزی باعث افزایش درآمد ناشی از فروش محصولات کشاورزی می‌گردد که این موضوع در نهایت به کاهش فقر در این مناطق کمک خواهد کرد. تیمینز<sup>۱</sup> (۲۰۰۸) به برآورد تفاوت‌های منطقه‌ای هزینه‌های زندگی خانوار در برزیل می‌پردازد. دلیل انجام این پژوهش اختلافات معنادار قیمتی در مناطق شهری و روستایی است که اغلب در کشورهای در حال توسعه وجود دارد. از این رو، وی با استفاده از تابع مطلوبیت غیرمستقیم که از یک تابع مطلوبیت مستقیم به فرم کاب داگلاس به دست آمده است و با روش حداکثر درست‌نمایی به وجود یک رابطه  $U$  شکل میان هزینه زندگی و شهرنشینی پی‌برده است. کاکوانی و هیل<sup>۲</sup> (۲۰۰۲) در مقاله‌ای به بررسی هزینه‌های زندگی در مناطق شهری و روستایی تایلند پرداخته‌اند. تنوع در هزینه‌ها در مناطق روستایی دلالت جدی بر تفاوت سطوح رفاهی زندگی خانوار را در بر دارد که با این وجود برنامه‌های توسعه در اغلب کشورهای در حال توسعه بدون در نظر گرفتن این موضوع تهیه می‌شوند. در این مقاله با استفاده از شاخص‌های لاسپیرز، پاشه و فیشر به اندازه‌گیری این تفاوت‌ها پرداخته شده است. با توجه به نتایج به دست آمده هزینه زندگی در بانکوک بزرگ‌تر از دیگر مناطق شهری است. سپس با استفاده از شاخص‌های پیش‌گفته، سال‌های بحران مالی در جنوب شرق آسیا هم مطالعه قرار گرفته که طی این دوره هزینه زندگی در مناطق شهری و روستایی نسبت به سال‌های قبل از آن افزایش چشم‌گیری داشته است.

آخوندزاده، راغفر و شیرین بخش (۱۳۸۹) در پژوهشی با عنوان آثار رفاهی تعدیل قیمت حامل‌های انرژی طی سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۷۶ با استفاده از سیستم معادلات تقاضای تقریباً ایده‌آل خطی و با استفاده از روش  $SUR-GLS$ ، به برآورد و اندازه‌گیری آثار رفاهی حذف یارانه انرژی پرداخته‌اند. نویسندگان برای تحلیل و حذف یارانه انرژی قیمت‌های بین‌المللی را مدنظر قرار داده‌اند بر اساس نتایج به دست آمده در تحقیق، تنوع سبد انرژی می‌تواند هزینه‌های ناشی از افزایش قیمت حامل‌های انرژی را جبران نماید و همچنین متغیر  $CV$  برای

---

1. Timmins.  
2. Kakwani & Hill.



دهک‌های بالاتر جوامع روستایی و شهری بیشتر است. خسروی نژاد (۱۳۸۸) در مقاله‌ای تحت عنوان اندازه‌گیری رفاهی حذف یارانه کالاهای اساسی بر خانوار شهری ایران با محاسبه شاخص درست هزینه زندگی و معیار معادل و جبرانی به این نتایج دست یافته است: با تعدیل قیمت نان بر خانوارهای طبقات پنج‌گانه، از منظر شاخص درست هزینه زندگی نسبت تغییرات شاخص درست هزینه زندگی برای طبقات اول و دوم بیشتر از طبقات سوم، چهارم و پنجم است. هم‌چنین این شاخص برای تعدیل قیمت روغن نباتی، قند و شکر همین نتایج را برای طبقات مذکور نشان می‌دهد. داودی و سالم (۱۳۸۴) به بررسی آثار قیمت بنزین در اقتصاد ایران و تغییر رفاه مصرف‌کنندگان در دهک‌های مختلف درآمدی پرداخته‌اند. آن‌ها یک افزایش ۳۰ درصدی در قیمت بنزین را در نظر گرفته و با استفاده از سیستم معادلات تقاضای تقریباً ایده‌آل خطی دو معیار  $EV$  و  $CV$  را محاسبه کرده‌اند و به این نتیجه رسیده‌اند که دهک‌های بالایی نسبت به خانوار دهک‌های پایینی رفاه کمتری را از دست داده‌اند. از این‌رو، پیشنهادهای سیاستی از جمله جایگزینی خودروهایی فرسوده، بهبود کیفیت خودروهای داخلی و بهبود سیستم حمل و نقل عمومی را پیشنهاد می‌کنند.

#### ۴. ارتباط شاخص درست هزینه زندگی و سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل خطی

دیتون و مولبایر<sup>۱</sup> (۱۹۸۰ ب) سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل را که مبتنی بر «تابع هزینه تعمیم یافته لگاریتمی مستقل از قیمت» می‌باشد معرفی کردند.

$$\ln c(u, p) = \alpha_0 + \sum_{k=1}^n \alpha_k \ln p_k + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^n \sum_{j=1}^n \gamma_{kj} \ln p_k \ln p_j + u \beta_0 \prod_{k=1}^n p_k^{\beta_k} \quad (14)$$

آن‌ها برای استخراج سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل، تابع تقاضای جبرانی را بر اساس تابع مخارج (۱۵) به دست آورده و سپس از آن تابع مطلوبیت غیرمستقیم را استخراج نموده و در

1. Deaton & Muellbauer.  
2. Price Independent Generalized Logarithmic (PIGLIG).

نهایت تابع تقاضای غیر جبرانی حاصل شده است. معادلات سهمی غیر جبرانی سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل به صورت زیر می‌باشد.

$$W_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} P_j + \beta_j \ln\left(\frac{M}{P}\right) \quad (15)$$

در رابطه (۱۵)  $\ln P$  به صورت زیر معرفی می‌گردد:

$$\ln P = \alpha_0 + \sum \alpha_j \ln P_j + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \gamma_{ij} \ln P_i \ln P_j \quad (16)$$

مدل سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل (۱۵) غیرخطی بوده که معمولاً برای خطی کردن آن از شاخص استون<sup>۱</sup> به عنوان یک جانشین<sup>۲</sup> به جای شاخص واقعی استفاده می‌شود. شاخص استون به صورت زیر تعریف می‌شود.

$$\ln P_i^* = \sum_{j=1}^n W_{jt} \ln P_{jt} \quad (17)$$

سیستم معادلات تقاضای تقریباً ایده‌آل خطی معرفی شده در بالا محدودیت‌هایی مانند جمع پذیری<sup>۳</sup>، همگنی<sup>۴</sup> و تقارن<sup>۵</sup> را در بر دارد که تنها به مقدار پارامترهای نامشخص مدل بستگی دارد. این محدودیت‌ها عبارتند از:

$$\sum \gamma_{ij} = 0 \quad \sum \beta_i = 0 \quad \sum \alpha_{ij} = 1 \quad (18)$$

$$\sum \gamma_{ij} = 0 \quad (19)$$

$$\gamma_{ij} = \gamma_{ji} \quad (20)$$

از مجموعه قیدهای فوق، قیدهای همگنی و تقارن مورد آزمون قرار می‌گیرند و قید جمع پذیری بر مدل تحمیل شده و احتیاج به آزمون ندارد. کشش‌های خودقیمتی، متقاطع و درآمدی به ترتیب توسط رابطه (۲۱) تا (۲۳) محاسبه می‌گردند:

- 
1. Stone Index.
  2. Proxy.
  3. Adding-up.
  4. Homogeneity Restriction.
  5. Symmetry Restriction.

$$\varepsilon_{ii} = \frac{\gamma_{ij}}{w_i} - \beta_i - 1 \quad (21)$$

$$\varepsilon_{ij} = \frac{\gamma_{ij}}{w_i} - \beta_i \quad (22)$$

$$\eta_i = 1 + \frac{\beta_i}{w_i} \quad (23)$$

با استفاده از تعریف شاخص درست هزینه زندگی معرفی شده توسط کوناس، این شاخص را برای سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل می‌توان استخراج نمود.

$$P(P^1, P^0 | u) = \frac{c(P^1, u^0)}{c(P^0, u^0)} \quad (24)$$

با توجه به رابطه (۲۴)  $\ln(P^1, u^0)$  برای تابع هزینه *PIGLOG* به صورت زیر خواهد بود<sup>۱</sup>:

$$\begin{aligned} \ln c(P^1, u^0) &= \alpha_0 + \sum \alpha_k \ln P_k^1 + \frac{1}{2} \sum_k \sum_j \gamma_{kj}^* \ln P_k^1 \ln P_j^1 \quad (25) \\ &+ \prod_k \left( \frac{P_k^1}{P_k^0} \right)^{\beta_k} \left[ \ln M_0 - \alpha_0 - \sum_k a_k \ln P_k^0 - \sum_k \sum_j \gamma_{kj}^* \ln P_k^0 \ln P_j^0 \right] \end{aligned}$$

که در رابطه (۲۵)، عدد ۱ بیانگر سطح قیمت‌ها در سال جاری و صفر نشان‌دهنده سال مبدا (پایه) آن می‌باشد. در نتیجه لازم است برای به‌دست آوردن تابع هزینه  $\ln(P^1, u^0)$  پارامترهای مدل سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل تخمین زده شود و با جایگذاری تابع هزینه (۲۵) را به دست آورده و در نهایت شاخص درست هزینه زندگی محاسبه گردد.

۱. برای مطالعه بیشتر از نحوه استخراج شاخص درست هزینه زندگی به خسروی نژاد (۱۳۸۸) مراجعه نمایید.

### ۵. برآورد مدل، محاسبه کشش‌های و شاخص درست هزینه زندگی

سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل یکی از روش‌های مناسب برای محاسبه کشش‌های خودقیمتی و درآمدی است. در همین راستا، در مقاله حاضر از این سیستم برای خانوار شهری و روستایی برای تحلیل الگوی مصرفی به‌کار گرفته شده‌است. با توجه به رابطه (۱۵) معادلات به‌کار گرفته شده عبارتند از: خوراک و دخانیات، پوشاک و کیف و کفش، مسکن سوخت و روشنایی، اثاثیه منزل، بهداشت و درمان، حمل و نقل و ارتباطات و سایر گروه‌ها. سهم هر یک از گروه‌های کالایی از مرکز آمار ایران جمع‌آوری شده است. همچنین، شاخص‌های قیمتی این گروه‌ها برای خانوار روستایی از مرکز آمار ایران و برای خانوار شهری از بانک مرکزی جمع‌آوری شده و دوره مطالعه از سال ۱۳۷۰-۱۳۸۶ می‌باشد. با توجه به رابطه (۱۵) فرم تصادفی مدل سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل خطی به صورت روبرو در نظر گرفته می‌شود.

$$W_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} P_j + \beta_j \ln\left(\frac{M}{P}\right) + \varepsilon_{it}$$

قبل از برآورد مدل‌ها، ابتدا ایستایی آن‌ها با استفاده از آزمون *K.P.S.S.* بررسی می‌شود. آماره این آزمون مجموع مربعات پسماندها است که اگر شوکی در سری زمانی اتفاق بیفتد و ماندگار باشد مجموع مربعات پسماند را تحت تاثیر 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، ۱۳۸۵).

جدول ۱. بررسی ایستایی قیمت گروه کالاها

قیمت	خانوار روستایی	<i>LM - Stat</i>	خانوار شهری	<i>LM - Stat</i>
خوراک و دخانیات	قبول فرضیه $H_0$	۰/۱۷۲۲	قبول فرضیه $H_0$	۰/۱۶۶۵
پوشاک و کیف و کفش	قبول فرضیه $H_0$	۰/۱۶۹	قبول فرضیه $H_0$	۰/۱۵۴۵
مسکن و سوخت روشنایی	قبول فرضیه $H_0$	۰/۱۸۹۹	قبول فرضیه $H_0$	۰/۱۶۲
اثاثیه منزل	قبول فرضیه $H_0$	۰/۱۱۸۵	قبول فرضیه $H_0$	۰/۱۴۹۲
بهداشت و درمان	قبول فرضیه $H_0$	۰/۱۸۲۷	قبول فرضیه $H_0$	۰/۱۷۸۰
حمل و نقل و ارتباطات	قبول فرضیه $H_0$	۰/۱۷۲۴	قبول فرضیه $H_0$	۰/۱۷۱۸

منبع: یافته‌های پژوهش

متغیرهای به کار گرفته شده در معادلات تقاضا همگی در سطح ایستا بوده و مشکل رگرسیون کاذب وجود ندارد، (جدول ۱).

برای تخمین معادلات در نظر گرفته از روش  $SUR$ ، ابتدا لازم است با استفاده از آزمون برونش و پاگان<sup>۱</sup> (۱۹۸۰) به بررسی وجود خود همبستگی همزمان پرداخته شود. فرضیه  $H_0$  این آزمون بیانگر آن است که تمامی کواریانس‌ها برابر صفرند و در صورت تایید دیگر نیازی به استفاده از روش رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط نمی‌باشد و می‌توان از طریق  $OLS$  به برآوردهای کارا دست یافت. آماره آزمون برونش و پاگان  $\lambda$  به صورت زیر می‌باشد:

$$\lambda = n \sum_{i=2}^G \sum_{j=1}^{i-1} r_{ij}^2 \quad (27)$$

که دارای توزیع مجانبی  $\chi^2$  و با درجه آزادی  $\frac{G(G-1)}{2}$  است (صدیقی، ۱۳۸۵). با توجه به آزمون معرفی شده در بالا  $\lambda_{OLS}$  برای سیستم معادلات خانوار روستایی برابر با ۳۵/۲۹ و برای خانوار شهری ۵۴/۲۲ می‌باشد. با توجه به آماره توزیع مجانبی  $\chi^2 = 24/99$ ، فرضیه  $H_0$  را نمی‌توان پذیرفت و در واقع یکی از مقادیر کواریانس مخالف صفر است که نشانگر وجود همبستگی همزمان می‌باشد که لازم است از روش  $SUR$  برای تخمین استفاده گردد.

جدول ۲. آزمون همگنی (آماره آزمون چی-دو  $\chi^2$ )

مناطق	خوراک	پوشاک	مسکن	اثاثیه منزل	بهداشت	حمل و نقل
روستایی	۱۴/۵۱	۱۰/۰۱	۲۴/۸۳	۸/۷۷	۱۳/۳۰	۱۳/۳۳
	رد فرضیه صفر	قبول فرضیه صفر	رد فرضیه صفر	رد فرضیه صفر	رد فرضیه صفر	رد فرضیه صفر
شهری	۴/۳۱	۷/۷۳	۱۰/۵۴	۲۰/۹۴	۴/۱۴	۶/۶۷
	رد فرضیه صفر	رد فرضیه صفر	رد فرضیه صفر	رد فرضیه صفر	رد فرضیه صفر	رد فرضیه صفر

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۳. آزمون تقارن (آماره آزمون چي-دو  $\chi^2$ )

مناطق	آماره آزمون	نتیجه آزمون
روستایی	۵۶/۸۲	رد فرضیه صفر
شهری	۱۸۹/۴۵	رد فرضیه صفر

منبع: یافته‌های پژوهش

برای به دست آوردن کشش‌های قیمتی و درآمدی قابل اتکا لازم است آزمون قیود همگنی و تقارن مورد بررسی قرار گیرند تا در صورت عدم برقراری آنها در سیستم معادلات تقاضا لحاظ گردند. همان‌طور که از نتایج آزمون قیود همگنی و تقارن مشخص است (جدول‌های ۳ و ۴) قیود همگنی و تقارن بر اساس دوره مطالعه در نظر گرفته شده برقرار نیستند و می‌بایست این دو قید در مدل اعمال گردند سپس با استفاده از این ضرایب برآورد شده کشش‌های خودقیمتی و درآمدی و همچنین تابع هزینه محاسبه شوند. براساس نتایج حاصل از برآورد مدل بیشتر متغیرهای تخمین زده شده از لحاظ آماری معنادار و دلیل غیر معنادار بودن برخی متغیرها، سطح هم‌فزونی بالای در نظر گرفته شده است. کشش‌های گروه‌های اصلی در جامعه روستایی و شهری محاسبه شده‌اند که براساس آن می‌توان جایگاه و اهمیت هر یک از گروه‌های اصلی کالایی را براساس تغییرات قیمتی و درآمدی در آن ملاحظه نمود.

جدول ۴. کشش‌های خودقیمتی، متقاطع و درآمدی خانوارهای روستایی

گروهها	خوراک	پوشاک	مسکن	اثاثه	بهداشت	حمل و نقل	متفرقه	درآمدی
خوراک	-۰/۲۴	-۰/۵۳	-۰/۴۵	-۰/۰۸	-۰/۰۲	-۰/۲۵	-۰/۱۴	۱/۸۲
پوشاک		-۰/۴	۰/۷۶	۰/۵	-۰/۰۲۴	-۰/۰۰۸	۰/۳۳	۰/۴۱۹
مسکن			-۰/۸۱۳	۰/۱۲	۰/۱۵	۰/۰۴	۰/۵	-۰/۳۱
اثاثیه				-۱/۱۵	۰/۰۰۵	۰/۰۶	-۰/۶۱	۱/۱۴
بهداشت					-۰/۵۸	۰/۵۹	۰/۰۸	۱/۱
حمل و نقل						-۲/۳۴	۲/۳۹	۱/۱۲
متفرقه							-۲/۳۸	-۱/۵

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۵. کشش‌های درآمدی و خودقیمتی خانوار شهری

گروهها	خوراک	پوشاک	مسکن	اثاثه	بهداشت	حمل و نقل	متفرقه	درآمدی
خوراک	-۰/۰۹	-۰/۸۴	-۰/۵۳	-۱/۲۲	-۱/۹۳	-۰/۲۹	-۱/۵۳	۰/۱۷
پوشاک		-۰/۶۴	۰/۴۸	-۰/۲۸	-۰/۸۲	-۰/۲۹	۰/۸۴	۰/۸۷
مسکن			-۰/۹	-۰/۶۳	-۰/۸۴	-۰/۶۶	-۰/۹۸	۰/۴۱
اثاثه				-۱/۳	-۰/۰۲	-۰/۰۳۴	۰/۴۲	۱/۰۸
بهداشت					-۰/۱۸	۰/۰۶	۱/۴۶	۱/۱۵
حمل و نقل						-۲/۱۱	۲/۲	۳/۵۲
متفرقه							-۱/۵	۲/۷۵

منبع: یافته‌های پژوهش

قطر فرعی در جدول (۴) کشش‌های خودقیمتی را نشان می‌دهد که در بین اقلام گروه‌های کالایی خوراک کم کشش‌ترین گروه کالایی است. در واقع، می‌توان چنین بیان کرد که خانوار روستایی با تغییرات قیمت عکس‌العمل بسیار ناچیزی در تغییر مصرف مقادیر خوراکی می‌دهند که در واقع با توجه به اصلی‌ترین نیاز هر فرد به خوراک بسیار بدیهی به نظر می‌رسد. جدول (۵) کشش‌های قیمتی و درآمدی را برای شش گروه کالایی در جامعه شهری را نشان می‌دهد. در بین کشش‌های قیمتی همانند جامعه روستایی حمل و نقل و ارتباطات بیشترین کشش خودقیمتی را دارا می‌باشد این رقم برابر با ۲/۱۱- می‌باشد چنانچه قیمت‌های این گروه کالایی تغییر یابد خانوار شهری این گروه کالایی را سریع‌تر از سایر گروه‌های دیگر از سبد مصرفی خویش کنار می‌گذارد.

جدول ۶. هزینه زندگی برای خانوار متوسط روستایی و شهری

۸۶	۸۵	۸۴	۸۳	۸۲	۸۱	۸۰	۷۹	۷۸	۷۷	۷۶	
۶/۷۵	۶/۴۶	۶/۲۲	۶/۰۳	۵/۷۹	۵/۵۶	۵/۳۸	۵/۳	۵/۲۸	۵/۰۶	۴/۷۸	روستایی
۶/۸	۶/۶۳	۶/۵۰	۶/۳۷	۶/۲۷	۶/۱۵	۶/۰۷	۶	۵/۹۸	۵/۷۴	۵/۵۸	شهری

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به جدول (۶) هزینه خانوار روستایی نسبت به خانوار شهری در دوره مورد مطالعه کمتر و دلیل عمده پایین بودن هزینه مسکن اجاره‌ای در این مناطق است. در تمامی سال‌های

مورد نظر شاخص درست هزینه زندگی به جز سال‌های ۷۸ و ۷۹ در مناطق روستایی و شهری در حال افزایش بوده است (جدول ۷). در نهایت می‌توان بیان کرد که خانوار شهری برای به دست آوردن سطح مطلوبیت ثابت سال ۱۳۷۶ هزینه کمتری نسبت به خانوار متوسط روستایی انجام می‌دهد. در واقع شاخص درست هزینه زندگی با توجه به سطح مطلوبیت ثابت ۱۳۷۶ در میان خانوار روستایی بیشتر از خانوار شهری افزایش یافته و در نتیجه رفاه بیشتری نسبت به خانوار شهری از دست داده‌اند که با توجه به این نتایج، فرضیه مطالعه حاضر را نمی‌توان رد کرد.

جدول ۷. شاخص درست هزینه زندگی برای خانوار متوسط روستایی و شهری

۸۶	۸۵	۸۴	۸۳	۸۲	۸۱	۸۰	۷۹	۷۸	۷۷	۷۶	
۱۴۱	۱۳۵	۱۳۰	۱۲۶	۱۲۱	۱۱۶	۱۱۲	۱۱۱	۱۱۰	۱۰۵	۱	متوسط روستایی
۱۲۱	۱۱۸	۱۱۶	۱۱۴	۱۱۲	۱۱۰	۱۰۸	۱۰۷	۱۰۷	۱۰۲	۱	متوسط شهری

منبع: یافته‌های پژوهش

## ۶. نتیجه‌گیری

در این مقاله با معرفی رویکرد اقتصادی به نظریه شاخص‌های عددی شاخص‌های مهمی مانند شاخص درست هزینه زندگی، شاخص قیمت نهایی معرفی گردیدند و سپس با ارتباط شاخص درست هزینه زندگی به سیستم معادلات تقاضا و به طور مشخص سیستم معادلات تقاضای تقریباً ایده‌آل خطی این شاخص معرفی شد. سپس با توجه به هدف مقاله حاضر که اندازه‌گیری تغییرات رفاهی در میان مصرف‌کنندگان در ایران است و بدلیل دوگانگی الگوی مصرف در مناطق شهری و روستایی، به‌طور مستقل برای هر یک از این مناطق سیستم معادلات تقاضای تقریباً ایده‌آل خطی تخمین زده شد و سپس شاخص درست هزینه زندگی مورد محاسبه قرار گرفت. این شاخص نشان می‌دهد خانوار متوسط شهری در مقایسه با خانوار متوسط روستایی هزینه کمتری را برای رسیدن به سطح مطلوبیت سال ۱۳۷۶ متحمل شده و در نتیجه از وضعیت رفاهی بهتری برخوردار بوده است. هم‌چنین، در بسیاری از مطالعات صورت گرفته که در پیشینه تحقیق مطالعه حاضر آورده شده، هزینه زندگی در مناطق روستایی



کمتر از شهری است؛ اما شاخص درست زندگی در مناطق روستایی بزرگتر از شهری بوده است که می‌توان به مطالعه خسروی نژاد (۱۳۸۸) اشاره نمود. از این رو پیشنهاد می‌شود در اجرای قانون هدفمندی یارانه‌ها این تفاوت الگو در شهر و روستا مورد توجه سیاست‌گذاران قرار گیرد و در پرداخت نقدی یارانه‌ها این تفاوت‌ها به حساب آید تا به توان به نتایج مطلوب در اجرای این قانون دست یافت.

### منابع

- آخوند زاده، طاهره و راغفر، حسین، شیرین بخش، شمس الله (۱۳۸۹). آثار رفاهی تعدیل قیمت حامل‌های انرژی (۸۵-۱۳۷۶) در بخش مسکن و حمل و نقل ایران. *فصلنامه علمی و پژوهشی رفاه اجتماعی*، ۱۰(۳۶): ۲۵۵-۲۸۶.
- خسروی نژاد، علی‌اکبر (۱۳۸۸). اندازه‌گیری اثرات رفاهی حذف یارانه کالاهای اساسی بر خانوارهای شهری ایران. *فصلنامه پژوهش‌نامه بازرگانی*، ۱۶(۵۰): ۱-۳۱.
- خسروی نژاد، علی‌اکبر (۱۳۸۴). ارزیابی تغییرات رفاهی مصرف‌کنندگان ایرانی با استفاده از شاخص‌های هزینه زندگی. انتشارات موسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی، تهران.
- صدیقی، حمید (۱۳۸۸). اقتصادسنجی کاربردی رهیافت کاربردی. ترجمه شیرین بخش، شمس‌الله. انتشارات آوار نور، قم.
- داودی، پرویز و سالم، علی اصغر (۱۳۸۶). اثر تغییر قیمت بنزین بر رفاه خانوارها در دهک‌های مختلف درآمدی. *پژوهشنامه اقتصادی*، ۶(۲۳): ۴۸-۱۵.
- Afriat, S.N. (1967). The construction of utility function from expenditure data. *International Economic Review*, 8(1): 67-77.
- Asfaw, S. (2010). Estimating welfare effect modern agricultural technologies: A micro- perspective from Tanzania and ethiopia. *International Crops Research Institute for the Semi-Arid Tropics (ICRISAT)*, Nairobi, Kenya.
- Deaton, A., & Muellbauer, J. (1980a). Economics and consumer behavior. Cambridge University press, New York.
- Deaton, A., & Muellbauer, J. (1980b). Almost ideal demand system. *American Economic Review*, 70(3): 312-326.
- Deiwert, W.E. & Nakamura, A.O. (1993). Essays in index number theory. *Elsevier science publishers B.V.*
- Diewert, W.E. (ed.), (1990). Price level measurement, Amsterdam: North-Holland.
- Fisher, F.M. & K. Sh. (1972). The pure theory of the national output deflator, *The Economic Theory of Price Indices*, Academic Press.

- Frisch, R. (1936). Annual survey of general economic theory: The problem of index numbers, *Econometrica*, 4(1): 1-39.
- Hill, R.J. (2008). Superlative index numbers: Not all of them are super. *Journal of Econometrics*, 130(1): 25-43.
- Kakwani, N., & Hill, R. (2002). Economic theory of spatial cost of living indices with application to Thailand. *Journal of Economics*, 86 (1): 77-97.
- Konus, A.A. (1924). English translation, titled The Problem of the True Index of the Cost of Living, published in 1939 in *Econometrica* 7(1), 10-29.
- Konus A.A., & S.S. Byushgens, (1926). On the problem of purchasing power of money, *Economic Bulletin of the Conjunction Institute. Supplement*, 151-315.
- Samuelson, P.A. (1947). *Foundation of economic analysis*, Cambridge, Mass Harvard University Press.
- Samuelson, P. A., & Swamy, S. (1974). Invariant economic index numbers and canonical Duality: Survey and synthesis. *The American Economic Review*, 64(4): 566-593.
- Theil, H. (1980). *System wide approach to microeconomics*, Oxford, Basil BlackWell Publisher Limited.
- Timmins, C. (2008). Estimating spatial differences in the Brazilian cost of living with household location choices. *Journal of Development Economics*, 80(1): 59-83.
- Wald, A. (1939). A new formula for the index cost of living *econometrica*, 7 (4): 319-33.