

اندازه‌گیری اثرات رفاهی حذف یارانه کالاهای اساسی بر خانوارهای شهری ایران

دکتر علی‌اکبر خسروی‌نژاد *

پذیرش: ۸۷/۱۰/۳۰

دریافت: ۸۷/۲/۱

یارانه / تعدیل قیمت / شاخص‌های رفاهی / تغییرات جبرانی / درآمد معادل / شاخص
درست هزینه زندگی / سیستم‌های تقاضا

چکیده

بر داخت یارانه به جهت تامین رفاه اجتماعی و جلوگیری از کاهش رفاه شهروندان پیوسته مورد توجه اندیشمندان و نظریه پردازان از یکسو و سیاستگذاران از سوی دیگر بوده است. این مقاله سعی کرده است که با استفاده از روش‌شناسی اقتصاد خرد به سوال اساسی زیر در حوزه پرداخت یارانه از منظر رفاهی پاسخ دهد. معادل پولی یارانه برای جلوگیری از کاهش رفاه خانوارها در هنگام حذف (کاهش) یارانه کالاهای اساسی چقدر است؟ لذا، با توجه به ادبیات نظری اندازه‌گیری شاخص‌های رفاهی، سیستم‌های تقاضا و طبقه‌بندی خانوارها، سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل برای خانوارهای شهری ایران طبقه‌بندی شده در پنج گروه مستقل و متمایز برآورد شده و شاخص‌های رفاهی (درآمد معادل، تغییر جبرانی و شاخص درست هزینه زندگی) ناشی از تعدیل یارانه (قیمت) برای کالاهای نان، قند و شکر و روغن نباتی در طبقات پنج‌گانه محاسبه شده است. نتایج حاصل از اعمال سیاست‌های قیمتی نشان می‌دهد 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 می‌باشد.

طبقه‌بندی JEL: H24, H22, C43, D12.

مقدمه

اندازه‌گیری رفاه، یکی از مبانی تحلیل سیاست‌های بخش عمومی می‌باشد. یک بررسی جامع در مورد مالیات‌ها، یارانه‌ها، برنامه‌های انتقالی^۱، اصلاح مراقبت‌های بهداشتی^۲، مقررات، سیاست‌های زیست محیطی، سیستم تامین اجتماعی و اصلاحات آموزشی باید در نهایت در پی پاسخ به این پرسش باشد که این سیاست‌ها، چگونه بر رفاه افراد اثر می‌گذارد^۳. طی سی سال اخیر پیشرفت‌های زیادی در زمینه توسعه معیارهای اندازه‌گیری رفاه که در شکل اولیه خود معادل مطلوبیت خانوار هستند، صورت گرفته است. این معیارهای رفاهی، محدودیت‌های مازاد مصرف‌کننده را نداشته و افزون بر آن، به کارگیری آن‌ها نیز ساده‌تر از معیارهای مازاد مصرف‌کننده است. در روش‌های مذکور تغییرات رفاهی مبتنی بر رفتار مصرفی خانوارها بوده که توسط روش‌های اقتصادسنجی یا شاخص‌های عددی اندازه‌گیری می‌شود. به‌طور کلی می‌توان چنین ادعا کرد که ارتباط تنگاتنگی میان موضوعات کاربردی تقاضا (ایستا و بین دوره‌ای) و مسائل کلی رفاه وجود دارد^۴. در کشورهای در حال گذار از یک سیستم اقتصادی دولت‌گرا به یک اقتصاد مبتنی بر بازار، آزادسازی بخش‌های مختلف اقتصادی شرط لاینفک این انتقال به‌شمار می‌رود. در مسیر این انتقال می‌بایست تعدیل‌هایی در سیستم اقتصادی، از جمله تعدیل در ساختار قیمت‌ها، به‌اجراء گذارده شود. مسئله‌ای که این کشورها و خصوصاً کشور ما به آن مواجه است، اثرات رفاهی ناشی از این تغییرات است. چرا که در حالت قبل از انتقال حجم عظیمی از یارانه‌ها به شهروندان به‌طور مستقیم یا غیر مستقیم پرداخت می‌گردد. از آن‌جا که تعدیل قیمت همراه با کاهش تدریجی یارانه‌ها و حذف آن در یک فرآیند زمانی امکان‌پذیر است، لذا اندازه‌گیری تغییرات رفاهی شهروندان به‌منظور ارائه سیستم‌های حمایتی جبرانی موضوعی بسیار حائز اهمیت است. پرداخت یا عدم پرداخت یارانه، شمولیت پرداخت یارانه چه در مورد خانوارها و بخش‌های یارانه‌بگیر و چه در حوزه کالایی، میزان

-
1. Transfer Program.
 2. Health Care Reform.
 3. Slesnick, T.D. (1998), P. 2108.
 4. Ibid. P. 2108.

پرداخت یارانه، شیوه‌های پرداخت یارانه و ... از سوالاتی است که سیاست‌گذاران را به خود مشغول کرده است. هدف مقاله حاضر پاسخ‌گویی به یکی از سوالات پیش‌گفته می‌باشد. که عبارت است از: «معادل پولی یارانه برای جلوگیری از کاهش رفاه خانوارها در هنگام حذف (کاهش) یارانه نان، قند و شکر و روغن نباتی چقدر است؟»

پس از مقدمه مطالعات انجام شده در زمینه اندازه‌گیری رفاه را ملاحظه خواهید کرد. سپس در قسمت سوم سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل و شاخص‌های رفاهی را خواهیم داشت. قسمت چهارم و پنجم به ترتیب داده‌های آماری، روش تخمین مدل و برآورد آن آمده است. در قسمت ششم شاخص‌های رفاهی تعدیل قیمت برای طبقات پنج‌گانه محاسبه و ارائه شده و در پایان جمع‌بندی و نتیجه‌گیری مقاله را به اتمام می‌رساند.

۱. مطالعات انجام شده در زمینه اندازه‌گیری رفاه

مولباور (۱۹۷۴)^۱ به مطالعه موردی در خصوص تاثیر تغییرات قیمت بر روی رفتار مصرف‌کننده و اندازه‌گیری نابرابری در گروه‌های مختلف درآمدی در بریتانیا پرداخته است. در مقاله مذکور، برای گروه‌های مختلف خانوارها «شاخص هزینه زندگی»^۲ در هر گروه درآمدی با توجه به مفهوم تغییر رفتار مصرف‌کننده در جایگزینی کالاها نسبت به تغییر قیمت‌ها محاسبه شده است. داده‌های آماری مربوط به مخارج خانوار بر روی نه گروه کالایی شامل خوراک، پوشاک، مسکن، سوخت، نوشیدنی‌ها، حمل و نقل، کالای با دوام، کالاها و خدمات متفرقه بوده است. هاسمن (۱۹۷۹)^۳ تغییرات در رفاه مصرف‌کننده ناشی از تغییرات قیمت را از طریق اندازه‌گیری مازاد مصرف‌کننده مورد مطالعه قرار داده است. وی از معیار معادل تغییرات همکسی و تغییرات جبرانی برای اندازه‌گیری میزان تمایل به پرداخت^۴ به منظور بازگشت مصرف‌کننده به سطح رفاه اولیه خود، استفاده کرده است. به عبارت دیگر ایده اصلی استخراج مازاد دقیق مصرف‌کننده استفاده از منحنی تقاضای مشاهده شده بازار برای به دست آوردن تقاضای جبرانی غیرقابل مشاهده می‌باشد.

1. Muellbauer, J. (1974).
2. The Cost of Living Index.
3. Hausman, A. J. (1979b).
4. Willingness to Pay.

وارتیا^۱ (۱۹۸۳) الگوریتمی را توسعه داد که تابع مخارج در این الگوریتم به ازای هر سطح دقتی از اطمینان برآورد شده و بدون نیاز به دانستن فرم تابع مطلوبیت می‌توان به مقایسه و تعیین میزان مطلوبیت دو نقطه تعادلی پرداخت. به عبارتی این الگوریتم حلقه اتصالی بین تئوری شاخص‌های ترانکوئیست-دیویزیا، اندازه‌گیری مازاد مصرف‌کننده و روش‌های حل عددی براساس معادلات تفاضلی می‌باشد. یرگنسون^۲ (۱۹۹۰) با تجزیه و تحلیل معیارهای پولی رفاه اجتماعی از طریق شاخص‌های معرفی شده برابری و کارایی و برآورد آن‌ها، امکان بررسی سیاست توزیع مجدد روی رفاه اجتماعی را بررسی کرده است. وی در مقاله خود به از بین بردن فقر به صورت موضوعی از سیاست توزیع مجدد توجه کرده است. بالک^۳ (۱۹۹۰) با به کارگیری جدیدترین روشهای اقتصادسنجی بر روی داده‌هایی با سطح پایین هم‌فرونی^۴ غیرجمععی (شکسته شده) به برآورد و محاسبه شاخص عددی هزینه زندگی در سطوح مختلف درآمدی برای کشور هلند اقدام کرده است. مقاله مذکور ترکیبی از شاخص‌های تلفیقی آماری محض و شاخص‌های هزینه زندگی بر اساس مدل تمام پارامتری بوده و شاخص‌های مورد استفاده در این روش عبارت از «مجموعه‌ای از شاخص‌های قیمتی ترانکوئیست» در ارتباط با مخارج سرانه، «شاخص قیمتی برای کالای متمایز» و «پارامترهای درآمدی» تحت یک سیستم تقاضای تفاضلی می‌باشد. بانکز، بلندل و لیویل^۵ (۱۹۹۶) دو روش برای اندازه‌گیری تغییر رفاه ناشی از اصلاح مالیاتی و تغییر قیمت‌ها ارائه کرده‌اند. مقاله پیش‌گفته با مروری بر روش استاندارد تقریب مرتبه اول و تقریب مرتبه دوم اندازه‌گیری تغییر رفاه، زمانی که مالیات‌ها مواجه با تغییر شده را تعیین، و صحت آن‌ها را بررسی می‌کند. اندازه‌گیری رفاه در هر دو پایه انفرادی و اجتماعی با استفاده از اندازه‌گیری پولی کاهش رفاه صورت می‌گیرد. ینسن و مانریکو^۶ (۱۹۹۸) ساختار تقاضا براساس داده‌های مخارج خانوار بر روی گروه‌های مختلف درآمدی را تشریح کرده و توسط سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل تعمیم یافته خطی مورد برآورد قرار داده‌اند. این مطالعه

-
1. Vartia, Y.O. (1983).
 2. Jorgenson, D.T. (1990).
 3. Balk, B.M. (1990).
 4. Low level of Aggregation (Disaggregated).
 5. Banks, J. and R. Blundell and A. Lewbel (1996).
 6. Jensen, H.H. and J. Manrique, (1998).

با استفاده از داده‌های آماری مربوط به مخارج و ویژگی‌های اقتصادی-اجتماعی خانوارهای اندونزیایی در سال‌های ۱۹۸۱، ۱۹۸۲، ۱۹۸۷ صورت گرفته است. دامنه کالاهای مورد مطالعه شامل هشت گروه کالایی: برنج، گوشت، لبنیات، ماهی، محصولات (سویا، ذرت، گندم...)، میوه و سایر مواد خوراکی و غیرخوراکی می‌باشد.

۲. سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل و شاخص‌های رفاهی

دیتون و مولباور (۱۹۸۰)^۱ سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل را به ادبیات اقتصادی معرفی کردند. این سیستم مبتنی بر «تابع مخارج (هزینه) تعمیم یافته لگاریتمی مستقل از قیمت»^۲ می‌باشد که برای اولین بار توسط مولباور (۱۹۷۶) معرفی شد. تابع مذکور به صورت زیر است:

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

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

$$w_i = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_j \ln \left(\frac{M}{P} \right) \quad (2)$$

که $\ln P$ به صورت زیر معرفی می‌گردد:

$$\ln P = \alpha_0 + \sum_j \alpha_j \ln p_j + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \gamma_{ij} \ln p_i \ln p_j \quad (3)$$

همان‌گونه که ملاحظه می‌شود مدل سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل (۲)، غیرخطی بوده که معمولاً برای خطی کردن آن از «شاخص استون»^۳ به عنوان یک

1. Deaton, A. and J. Muellbauer, (1980).

2. Price Independent Generalized Logarithmic (PIGLOG).

3. Stone Index.

«جانشین»^۱ به جای شاخص واقعی P استفاده می‌شود. شاخص استون به صورت:

$$\ln P_t^* = \sum_{j=1}^n w_{jt} \ln p_{jt} \quad (۴)$$

می‌باشد. با به کارگیری معادله (۴) مدل خطی شده و به راحتی قابل تخمین می‌باشد، که به آن اصطلاحاً فرم «تقریب خطی دستگاه معادلات تقاضای تقریباً ایده‌آل»^۲ گویند. دیتون و مولباور نشان می‌دهند که این تقریب به خوبی می‌تواند در کارهای تجربی جوابگو باشد. در این سیستم محدودیت‌هایی چون «جمع پذیری»^۳ (۵)، «همگنی»^۴ (۶)، و «تقارن»^۵ (۷)، تنها به مقدار پارامترهای نامشخص مدل بستگی دارد. محدودیت‌های فوق عبارتند از:

$$\sum_j \gamma_{ij} = 0 \quad \sum_i \beta_i = 0 \quad \sum_i \alpha_{ij} = 1 \quad (۵)$$

$$\sum_j \gamma_{ij} = 0 \quad (۶)$$

$$\gamma_{ij} = \gamma_{ji} \quad i \neq j \quad (۷)$$

از مجموعه قیدهای فوق، قیدهای همگنی و تقارن مورد آزمون قرار می‌گیرند و قید جمع پذیری بر مدل تحمیل شده و احتیاجی به آزمون ندارد. کشش‌های قیمتی (جبران نشده) خودی و متقاطع و کشش درآمدی (مخارج) به ترتیب توسط روابط (۸) تا (۱۰) مشخص شده‌اند:

$$\varepsilon_{ii} = \frac{\gamma_{ij}}{w_i} - \beta_i - 1 \quad (۸)$$

$$\varepsilon_{ij} = \frac{\gamma_{ij}}{w_i} - \beta_i \left(\frac{w_j}{w_i} \right) \quad (۹)$$

$$\varepsilon_i = 1 + \frac{\beta_i}{w_i} \quad (۱۰)$$

-
1. Proxy.
 2. Linear Approximate Almost Ideal Demand System LA/AIDS.
 3. Adding – up.
 4. Homogeneity Restriction.
 5. Symmetry Restriction.

در زمینه شکل تابعی مناسب، دیتون و مولباور (۱۹۸۰) الگوی قابل برآورد سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل را به صورت رابطه زیر (که توسط رابطه (۲) ارائه شده) را معرفی می‌کنند.

$$w_i = (\alpha_i - \beta_i \alpha_0) + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i (\ln M - \alpha_0 - \sum \alpha_k \ln p_k - \frac{1}{2} \sum_k \sum_j \gamma_{kj} \ln p_k \ln p_j) \quad (11)$$

که تقریب خطی آن به صورت:

$$w_{it} = \alpha_i^* + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln p_{jt} + \beta_i \ln \left(\frac{M_t}{P_t} \right) \quad (12)$$

بوده و α_i^* برابر $(\alpha_i - \beta_i \alpha_0)$ می‌باشد. همچنین عبارت P_t یک تابع درجه دوم از قیمت است که توسط شاخص استون تقریب زده می‌شود. دیتون و مولباور معتقدند برای تقریب خوبی از رفتار مصرف کننده توسط سیستم فوق لازم است که متغیرهایی چون بعد خانوار و متغیرهای مجازی برای دریافت ویژگی‌های اجتماعی خانوار وارد مدل شود. در صورتی که متغیرهای جمعیتی خانوار علاوه بر متغیرهای قیمتی و درآمد به مدل اضافه شود شکل جامع تری از تقاضای تقریباً ایده‌آل به دست می‌دهد که اصطلاحاً آنرا «سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل افزوده متغیرهای جمعیتی»^۱ می‌نامند. در این مطالعه نیز از تقریب خطی سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل افزوده متغیرهای جمعیتی استفاده شده است.

۲-۱. شاخص‌های رفاهی در سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل

به منظور اندازه‌گیری اثرات رفاهی ناشی از اصلاح قیمتی (که خود از تعدیل یا کاهش یارانه ناشی می‌شود) می‌بایست توابع شاخص‌های رفاهی برای سیستم تقاضای ایده‌آل استخراج گردد. این قسمت از مقاله به استخراج توابع درآمد معادل، تغییرات جبرانی و شاخص درست هزینه زندگی برای سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل اختصاص یافته است. مبنای استخراج تابع درآمد معادل^۲، تعریف کینگ (۱۹۸۳)^۱ می‌باشد. برای این منظور تابع

1. Demographically Augmented AIDS.

2. Equivalent Income.

مطلوبیت مستقیم (۱۳) و تابع مطلوبیت غیر مستقیم (۱۴) را به صورت زیر در نظر بگیرید:

$$u = u(q) \quad (۱۳)$$

$$v = v(p, M) \quad (۱۴)$$

فرض کنید که به دنبال ارزیابی سطوح رفاهی خانوار در بردارهای قیمتی متفاوت هستیم. برای انجام این امر، نیازمند انتخاب یک بردار قیمتی مرجع^۲ که توسط p^r نشان داده می‌شود، می‌باشیم. برای یک سطح بودجه مشخص $(p$ و $M)$ ، «درآمد معادل» طبق تعریف عبارت است از «سطوحی از درآمد که در بردار قیمت‌های مرجع، فرد توانایی کسب همان مطلوبیت حاصله در محدودیت بودجه را داشته باشد». یعنی داریم:

$$v(p^r, M_E) = v(p, M) \quad (۱۵)$$

با معکوس کردن تابع مطلوبیت غیر مستقیم، می‌توان درآمد معادل را بر حسب تابع مخارج به دست آورد:

$$M_E = e(p^r, v) \quad (۱۶)$$

با ترکیب رابطه (۱۵) و (۱۶) داریم:

$$M_E = f(p^r, p, M) \quad (۱۷)$$

تعریفی که از «درآمد معادل» در بالا ارائه شد همانند تعریفی است که توسط واریان (۱۹۸۰)^۳ ارایه شده و بسیار شبیه مفهومی است که توسط مک کنتزی (۱۹۵۶)^۴ پیشنهاد گردید و پس از آن تحت عنوان «مطلوبیت متری پول» توسط ساموئلسون (۱۹۷۴)^۵ نامگذاری گردید. مطلوبیت متری پول به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$m \equiv e(p^r, u) \quad (۱۸)$$

-
1. King, M.A. (1983).
 2. Reference Price Vector.
 3. Varian, H., (1980).
 4. McKenzie, L., (1956).
 5. Samuelson, P.A., (1974).

با جایگذاری مقدار u از رابطه (۱۳) در رابطه (۱۸) داریم:

$$m = g(p^r, q) \quad (۱۹)$$

مزیت استفاده از تابع درآمد معادل، ساده سازی و کاهش عملیات محاسباتی بوده، چرا که ترجیحات تنها بر روی شکل تابعی f تاثیر می‌گذارد و کاملاً مستقل از ترجیحات می‌باشد.

۲-۲. استخراج تابع درآمد معادل برای سیستم تقاضای ایده‌آل

از آنجا که مصرف کننده مطلوبیت خویش را با توجه به قید درآمد (مخارج) حداکثر می‌نماید، لذا برای مصرف کننده عقلایی می‌توان بیان کرد که کل مخارج خود را خرج نموده و بر روی خط بودجه قرار دارد، پس می‌توان نوشت:

$$c(u, p) = M \quad (۲۰)$$

و با لگاریتم گرفتن از طرفین رابطه (۲۰) داریم:

$$\ln c(u, p) = \ln M \quad (۲۱)$$

سمت چپ رابطه‌های (۱) و (۲۱) با هم برابر بوده^۱، پس با قراردادن مقدار $\ln c(u, p)$ از معادله (۱) در معادله (۲۱) خواهیم داشت:

$$\ln M = \alpha_0 + \sum_k \alpha_k \ln p_k + \frac{1}{2} \sum_k \sum_j \ln p_k \ln p_j + u^\circ \beta_0 \prod_{k=1}^n p_k^{\beta_k} \quad (۲۲)$$

$$u^\circ \beta_0 \prod_k p_k^{\beta_k} = \ln M - \alpha_0 - \sum_k \alpha_k \ln p_k - \frac{1}{2} \sum_k \sum_j \gamma_{kj} \ln p_k \ln p_j \quad (۲۳)$$

$$v(p, M) = u^\circ = \frac{1}{\beta_0 \prod_k p_k^{\beta_k}} [\ln M - \alpha_0 - \sum_k \alpha_k \ln p_k - \frac{1}{2} \sum_k \sum_j \gamma_{kj} \ln p_k \ln p_j]$$

که تابع درآمد معادل بر حسب تابع مطلوبیت غیرمستقیم در بردار قیمت‌های مرجع

۱. در این حالت تابع مخارج سیستم تقاضای ایده‌آل (۱) برای سطح مطلوبیت اولیه (u°) بازنویسی شده است.

تعریف می شود، بنابراین رابطه (۲۲) را بر حسب قیمت های مرجع و سطح مطلوبیت اولیه به صورت زیر خواهد بود:

$$u^\circ \beta_\circ \prod_k p_k^{r\beta_k} = \ln M_E - \alpha_\circ - \sum \alpha_k \ln p_k^r - \frac{1}{2} \sum_k \sum_j \gamma_{kj} \ln p_k^r \ln p_j^r \quad (24)$$

با حل رابطه (۲۴) بر حسب u° داریم:

$$(25)$$

$$v(p^r, M_E) = u^\circ = \frac{1}{\beta_\circ \prod_k p_k^{r\beta_k}} [\ln M_E - \alpha_\circ - \sum \alpha_k \ln p_k^r - \sum_k \sum_j \gamma_{kj} \ln p_k^r \ln p_j^r]$$

با تساوی قراردادن سمت راست رابطه های (۲۳) و (۲۵)، درآمد معادل برای سیستم تقاضا تقریباً ایده آل به صورت زیر به دست می آید:

$$\ln M_E = \alpha_\circ + \sum \alpha_k \ln p_k^r + \frac{1}{2} \sum_j \sum_j \gamma_{kj} \ln p_h^r \ln p_j^r \quad (26)$$

$$+ \prod_k \left(\frac{p_k^r}{p_k}\right)^{\beta_k} [\ln M - \alpha_\circ - \sum \alpha_k \ln p_k - \frac{1}{2} \sum_k \sum_j \gamma_{kj} \ln p_k \ln p_j].$$

۳-۲. استخراج تابع تغییرات جبرانی برای سیستم تقاضای ایده آل

تغییر جبرانی طبق تعریف عبارست از حداقل مقداری که به مصرف کننده به دلیل افزایش قیمت داده می شود تا وی بتواند به همان سطح مطلوبیت قبلی دست یابد، لذا می توان نوشت:

$$CV = c(u^\circ, p^1) - c(u^\circ, p^\circ) \quad (27)$$

مصرف کننده به هنگام احراز سطح مطلوبیت اولیه u° ، در بردار قیمت p° به میزان M_\circ هزینه خواهد کرد، از این رو داریم:

$$c(u^\circ, p^\circ) = M_\circ \quad (28)$$

$$CV = c(u^\circ, p^1) - M_\circ.$$

$$\ln c(u^0, p^1) = \alpha_0 + \sum \alpha_k \ln p_k^1 + \frac{1}{2} \sum_k \sum_j \gamma_{ij} \ln p_k^1 \ln p_j^1 + u^0 \beta_0 \prod_k (p_k^1)^{\beta_k} \quad (29)$$

با قرار دادن کمیت صفر به عنوان دوره پایه برای اندیس متغیرهای قیمت در رابطه (۲۳) و با جایگذاری مقدار u^0 در رابطه (۲۹) خواهیم داشت:

$$\ln c(u^0, p^1) = \alpha_0 + \sum \alpha_k \ln p_k^1 + \frac{1}{2} \sum_j \sum_j \gamma_{kj} \ln p_h^1 \ln p_j^1 \quad (30)$$

$$+ \prod_k \left(\frac{p_k^1}{p_k^0}\right)^{\beta_k} \left[\ln M - \alpha_0 - \sum_k \alpha_h \ln p_k^0 - \frac{1}{2} \sum_h \sum_j \gamma_{hj} \ln p_k^0 \ln p_j^0 \right]$$

تابع فوق همان در آمد معادل (۲۶) می باشد، پس می توان نوشت:

$$\ln c(u^0, p^1) = \ln M_1 \quad (31)$$

$$c(u^0, p^1) = M_1$$

با جایگذاری رابطه‌های (۳۱) و (۲۸) در رابطه (۲۷) به تعریف زیر برای تغییرات جبرانی می‌رسیم.

$$CV = M_1 - M_0 \quad (32)$$

معادله (۳۲) نشان دهنده رابطه میان تابع تغییرات جبرانی و تابع درآمد معادل می باشد. به عبارت دیگر می توان ابتدا تابع درآمد معادل را براساس معادله (۲۷) محاسبه و پس از آن مقدار عددی تغییرات جبرانی را براساس معادله (۳۲) به دست آورد. این فرآیند عملیات محاسباتی را به شدت ساده نموده و خطای ناشی از محاسبات را کاهش می دهد.

۴-۲. استخراج رابطه میان شاخص درست هزینه زندگی و تغییرات جبرانی

شاخص درست هزینه زندگی^۱ معرفی شده توسط تایل^۲ به صورت زیر می باشد:

$$p(p_2, p_1 | u) = \frac{c(p_2, u)}{c(p_1, u)} \quad (32)$$

1. The True Cost of Living Index..

2. Theil, H., (1980).

این شاخص که یک رده مطلوبیتی را در دو بردار متفاوت قیمتی p_1 و p_2 با هم مقایسه می کند، شباهت زیادی با معیار تغییرات جبرانی دارد. در صورتی که بردارهای قیمتی مورد مقایسه را از p_1 و p_2 به p^1 و p^0 نامگذاری کرده و رده مطلوبیتی مبنای مقایسه را u^0 بنامیم، خواهیم داشت:

$$p(p^1, p^0 | u^0) = \frac{c(p^1, u^0)}{c(p^0, u^0)} \quad (33)$$

طرفین رابطه فوق را در $c(p^0, u^0)$ ضرب نموده و سپس $c(p^0, u^0)$ را از آن کم می نماییم:

$$c(u^0, p^0)p(p^1, p^0 | u^0) - c(p^0, u^0) = c(u^0, p^1) - c(u^0, p^0)$$

سمت راست رابطه فوق همان تعریف تغییرات جبرانی است، لذا می توان نوشت:

$$CV = [p(p^1, p^0 | u^0) - 1]c(p^0, u^0) \quad (34)$$

معادله (۳۴) رابطه شاخص درست هزینه زندگی با معیار تغییرات جبرانی را نشان می دهد، بنابراین می توان شاخص درست هزینه زندگی را براساس معیار تغییرات جبرانی به صورت زیر به دست آورد:

$$p(p^1, p^0 | u^0) = \frac{c(p^0, u^0) + CV}{c(p^0, u^0)} \quad (35)$$

با استفاده از تعریف $c(p^0, u^0) = M_0$ خواهیم داشت:

$$p(p^1, p^0 | u^0) = \frac{M_0 + CV}{M_0} \quad (36)$$

۳. داده های آماری و روش تخمین مدل

واقعیت های موجود در زمینه کالاهای مصرفی دال بر آن است که در بعضی از سطوح درآمدی رفتار مصرفی دچار تغییر می شود، به عبارت دیگر یک تغییر جهت در منحنی انگل رخ می دهد. دو روش برای دریافت اثرات مذکور و انعکاس آن بر روی ضرایب

معادلات تقاضا وجود دارد. یکی برآزش سیستم تقاضا بر روی داده‌های متوسط همراه با لحاظ کردن ویژگی‌های جمعیتی - اجتماعی و دیگری برآزش سیستم تقاضا بر روی داده‌های طبقه بندی شده خانوارها است. روش اول که از داده‌های مخارج متوسط به‌عنوان نماینده سطوح مختلف درآمدی استفاده می‌کند، مبتنی بر این پیش فرض است که خطای اندازه‌گیری کوچک می‌باشد. این خطاها تنها زمانی حداقل می‌شود که توزیع مخارج و متغیرهای جمعیتی یکسان باشد^۱، که در حالت عمومی صحیح نمی‌باشد. در صورتی که سیاست‌گذاران به دنبال آشکار ساختن اثرات چنین سیاست‌های تعدیل قیمتی بر روی گروه‌های مختلف مصرف کنندگان باشند، پارامترهای توابع تقاضا برای گروه‌های مختلف درآمدی نه تنها به‌عنوان معیار دقیقی از اندازه‌گیری اثرات رفاهی ناشی از تغییرات قیمت می‌باشند، بلکه می‌توانند ارائه کننده یک جدول رتبه بندی از اثرات جبرانی برای طبقات فقیر در مورد کالای خاص باشند.^۲ استدلال‌های فوق دال بر آن است که به‌هنگام ارزیابی و اندازه‌گیری اثرات رفاهی ناشی از تعدیل قیمت‌ها در اثر اجرای سیاست‌های آزادسازی، طبقه بندی خانوارها به‌عنوان گروه‌های اصلی مخاطبین این سیاستها ضروری است.

در این مقاله از داده‌های خام بودجه خانوارهای شهری طی سال‌های ۱۳۷۶ لغایت ۱۳۸۱ استفاده شده است. به‌منظور تمایز اثرات سیاستهای تعدیل قیمتی بر روی گروه‌های مختلف مصرف کنندگان، خانوارهای شهری توسط روش خسروی نژاد (۱۳۸۳)، پژوهشگران و خسروی نژاد (۱۳۸۳) طبقه بندی شده‌اند. این روش طبقه بندی بر این استدلال متکی است که خانوارهای دارای رفتار مصرفی مشابه در یک طبقه قرار می‌گیرند. عملکرد رفتار مصرفی خانوارها براساس تابع انگل شناسایی شده و ملاک طبقه بندی خانوارها، همسانی واریانس‌های جملات پسماند ناشی از برآزش منحنی انگل می‌باشد. طبقه بندی مذکور خانوارهای شهری ایران را به پنج طبقه مستقل و متمایز تقسیم نموده که بعضی از یافته‌های آن در جدول (۱) آمده است.

1. Deaton, A. and Mullbauer, J., (1980).

2. Jensen, H.H. and Manrique, (1998).

جدول ۱- توزیع درآمد و تعداد خانوارها در طبقات پنج گانه خانوارهای شهری ایران طی دوره (۱۳۸۱-۱۳۷۶)

عنوان متغیر	طبقه	اول	دوم	سوم	چهارم	پنجم
تعداد خانوارها		۹۲۵۶	۱۷۰۰۱	۱۵۹۳۴	۱۷۵۱۶	۸۹۸۶
حداقل درآمد (ریال)		۲۷۸۷۲۴	۴۵۴۸۳۹۸	۸۸۲۳۹۱۱	۱۳۱۲۷۷۷۰	۲۲۴۲۸۸۳۴
حداکثر درآمد (ریال)		۱۲۱۲۲۹۳	۱۹۰۰۷۹۴۹	۲۸۵۸۲۴۷۴	۴۵۶۸۴۱۱۱	۹۲۳۹۰۵۷۴
دامنه تغییرات (ریال)		۱۱۸۴۳۵۶۹	۱۴۴۵۹۵۵۱	۱۹۷۵۸۵۶۳	۳۲۵۵۶۳۴۱	۶۹۹۶۱۷۴۰
میانگین درآمد (ریال)		۶۰۴۰۱۲۹	۱۱۲۶۴۸۵۷	۱۷۸۵۷۶۳۵	۲۶۹۴۱۸۵۶	۴۷۹۲۶۷۶۵

منبع: پژوهان و خسروی نژاد (۱۳۸۳)

بر اساس جدول (۱)، خانوارهای طبقه اول با میانگین درآمد ۶ میلیون ریال در پایین ترین گروه درآمدی، و طبقه پنجم با میانگین ۴۸ میلیون ریال پردرآمدترین طبقه خانوارهای شهری قلمداد می شوند. همان گونه که ملاحظه می شود تعداد خانوارها در طبقات میانی (دوم، سوم و چهارم) دارای بیشترین فراوانی و طبقات اول و پنجم دارای کمترین فراوانی می باشند. جدول (۲) توزیع خانوارها در بین طبقات پنج گانه طی سالهای مورد مطالعه (۸۱-۱۳۷۶) نشان می دهد.

جدول ۲- توزیع تعداد خانوارها در طبقات پنج گانه در سالهای مختلف (۸۱-۱۳۷۶)

واحد: تعداد خانوار

طبقه	سال	۱۳۷۶	۱۳۷۷	۱۳۷۸	۱۳۷۹	۱۳۸۰	۱۳۸۱	کل دوره
اول		۱۱۷۰	۱۰۹۵	۱۶۹۳	۱۳۰۸	۱۹۸۹	۲۰۰۱	۹۲۵۶
دوم		۲۹۲۲	۱۹۷۱	۳۳۸۳	۲۹۴۳	۲۹۸۲	۲۸۰۱	۱۷۰۰۲
سوم		۲۶۳۰	۱۷۵۲	۲۰۳۱	۳۲۷۰	۲۶۵۱	۳۶۰۱	۱۵۹۳۵
چهارم		۲۶۳۰	۱۹۷۱	۳۷۲۱	۲۹۴۳	۲۶۵۱	۳۶۰۱	۱۷۵۱۷
پنجم		۱۱۷۰	۱۰۹۵	۱۳۵۵	۱۳۰۸	۱۶۵۸	۲۴۰۱	۸۹۸۷
طبقه بندی نشده		۱۴	۵	۱۹	۰	۱۸	۵	۶۱
جمع کل		۱۰۵۳۶	۷۸۸۹	۱۲۲۰۲	۱۱۷۷۲	۱۱۹۴۹	۱۴۴۱۰	۶۸۷۵۸

منبع: مطالعه حاضر

همان گونه که در جدول (۲) ملاحظه می‌شود داده‌های مورد استفاده در این مطالعه حاوی دو بُعد؛ زمان و مقطع (واحدهای مقطعی) می‌باشد. یعنی داده‌های نمونه توسط مشاهدات روی خانوارها (واحد مقطعی) طی شش سال ارائه شده است. نکته مهم در این جا آن است که تعداد خانوارها در تمامی سال‌ها با هم برابر نمی‌باشند. به عبارت دیگر در این پژوهش ما با داده‌های ادغام شده غیر همتراز مواجه هستیم.^۱ انتخاب روش مناسب تخمین برای برآورد مدل‌های ادغام شده به پیش فرض‌های پژوهشگر در مورد شکل‌گیری بردار ضرایب میان واحدهای مقطعی در طی زمان بستگی دارد. چنانچه پیش فرض آن باشد که ضرایب میان واحدهای مقطعی متفاوت، از یک رابطه تصادفی پیروی نموده و اثر خود را در عرض از مبدأ منعکس نماید، روش تخمین، مدل اجزاء خطا^۲ خواهد بود. چنانچه ضرایب هم در واحدهای مقطعی و هم در زمان متغیر باشد، نیز از مدل اجزاء خطا استفاده می‌شود. چنانچه پیش فرض مبنی بر ثابت بودن ضرایب مدنظر باشد از روش رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط^۳ استفاده می‌شود^۴ از آن جا که این مطالعه از داده‌های طبقه‌بندی شده خانوارها استفاده نموده و روش شناسی طبقه‌بندی بر تشابه رفتار مصرفی خانوارها که براساس آزمون واریانس همسانی صورت گرفته و خانوارها در طبقات قرار داده شده‌اند، لذا می‌توان بیان نمود که جملات اختلال برای خانوارهای درون هر طبقه از الگوی یکسانی پیروی می‌کند. افزون بر آن کل سال‌های مورد مطالعه برابر شش سال (۸۱-۱۳۷۶) بوده که احتمال وقوع تغییر در ضرایب مدل ناشی از زمان را به شدت کاهش می‌دهد. دو استدلال فوق ما را به پیش فرض یکسان بودن ضرایب برای خانوارهای درون هر طبقه رهنمون می‌سازد. بنابراین روش برآورد برای سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل، روش رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط خواهد بود. برای برازش مدل بر روی داده‌های ادغام شده غیر همتراز در دستگاه معادلات (۱۲) اندیس z را برای خانوارها (واحدهای مقطعی در هر سال) در نظر گرفته و به منظور تصادفی کردن معادله جمله اختلال ε را به آن اضافه می‌کنیم، در آن صورت داریم:

1. Unbalanced Pooling Data.
2. Error Component Model.
3. Seemingly Unrelated Regressions.
4. Judge, G., et. al, (1985). pp. 515-18.

$$w_{ijt} = \alpha_i + \sum_{k=1}^n \gamma_{ik} \ln p_{ik,t} + \beta_i \ln \left(\frac{M_{ijt}}{P_{jt}} \right) + \varepsilon_{ijt} \quad (38)$$

$$i, k = 1, \dots, n \quad j = 1, \dots, m_t \quad t = 1, \dots, T$$

در دستگاه بالا i نماینده تعداد کالاهای مورد مطالعه (شامل ۶ کالا و یا گروه کالایی)، i نشان دهنده خانوار z ام در سال t ، و t اندیس برای سال (۶ سال) است. تفاوت در رفتار خانوارها نه تنها تابعی از قیمت‌ها و درآمد است بلکه ویژگی‌های اجتماعی و جمعیتی نیز بر آن تاثیر می‌گذارد. چنین روابطی با افزودن متغیرهایی به سیستم‌های تقاضا تخمین زده شده است که این متغیرها همان متغیرهای جمعیتی و اجتماعی می‌باشند.^۱ نحوه ورود متغیرهای اجتماعی-جمعیتی به مدل، به فرم خطی بوده و معمولاً در عرض از مبدأ تابع (۳۸) یعنی α_i به صورت زیر وارد می‌شود:

$$\alpha_i = \alpha_{i_0} + \sum_s \theta_{is} Z_s \quad (39)$$

که Z_s ($s = 1, \dots, d$) نشان دهنده متغیرهای اجتماعی-جمعیتی می‌باشد. در این مطالعه Z_s شامل پنج متغیر «سن سرپرست خانوار»، «جنسیت سرپرست خانوار»، «شغل سرپرست خانوار»، «تعداد شاغلین در خانوار» و «نحوه تصرف محل سکونت خانوار» (عدد یک برای مالک بودن و صفر برای غیر مالک بودن) می‌باشد. با جایگذاری رابطه (۳۹) در رابطه (۳۸) خواهیم داشت:

$$w_{ijt} = \alpha_{i_0} + \sum_{s=1}^d \theta_{is} Z_s + \sum_{k=1}^n \gamma_{ik} \ln p_{ik,t} + \beta_i \ln \left(\frac{M_{ijt}}{P_{jt}} \right) + \varepsilon_{ijt} \quad (40)$$

$$i, k = 1, \dots, n \quad j = 1, \dots, m_t \quad t = 1, \dots, T$$

که در این حالت قید جمع‌پذیری به صورت روابط زیر تعریف می‌شود:

$$\sum_i \alpha_{i_0} = 1; \quad \sum_i \theta_{is} = 0; \quad \sum_i \gamma_{ij} = 0; \quad \sum_i \beta_i = 0 \quad (41)$$

1. Pollack, R., A., and Walls, T.J., (1981)..

۴. برآورد مدل برای طبقات پنج‌گانه خانوارها

همان‌گونه که بیان شد تقاضای تقریباً ایده‌آل از تابع هزینه تعمیم یافته لگاریتمی مستقل از قیمت استخراج شده و محدودیت‌هایی چون تقارن، همگنی و جمع‌پذیری را به‌طور خودکار لحاظ نمی‌کند. به منظور برآورد پارامترها با پیش‌فرض رفتار عقلانی مصرف‌کننده، ابتدا مدل (۴۰) به صورت غیر مقید برآورد شده و آزمون‌های فوق در مورد مدل برآورد شده، صورت گرفته است. کالاهای مورد مطالعه شامل شش گروه کالایی: نان، لبنیات و تخم مرغ (شامل شیر، پنیر و تخم مرغ)، قند و شکر، روغن نباتی، سایر غیر خوراکی‌ها و غیر خوراکی می‌باشد. برای چهار کالای اول از ارزش واحد^۱ به‌عنوان قیمت استفاده شده و برای دو گروه کالایی سایر غیر خوراکی‌ها و غیر خوراکی یک شاخص قیمت وزنی بر اساس شاخص قیمت‌های^۲ زیر گروه‌های آن‌ها محاسبه و در مدل به کار گرفته شده است.

نتایج حاصل از آزمون قیدهای همگنی و تقارن با استفاده از آزمون والد در جدول (۳) آمده است. همان‌گونه که ملاحظه می‌شود هیچیک از فرضیه‌ها برای هیچ‌کدام از طبقات تایید نشده است. لذا به منظور برآورد پارامترهایی که قیود فوق را لحاظ نماید و بیانگر رفتار عقلایی مصرف‌کننده باشد، مدل به صورت مقید برآورد شده است.

جدول ۳- آزمون فرضیه‌های همگنی و تقارن برای طبقات مختلف
(با استفاده از آزمون والد)

طبقه	آزمون	آماره آزمون (χ^2)	درجه آزادی	مقدار بحرانی (۰/۰۰۵)	نتیجه آزمون
اول	همگنی	۵۱/۴۴	۵	۱۶/۷۵	رد
	تقارن	۲۲۵/۷۶	۱۵	۳۲/۸	رد
دوم	همگنی	۱۷۵۷/۳	۵	۱۶/۷۵	رد
	تقارن	۹۰۲۶/۱	۱۵	۳۲/۸	رد

۱. Unit Value.

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

طبقه	آزمون	آماره آزمون (χ^2)	درجه آزادی	مقدار بحرانی (۰/۰۰۵)	نتیجه آزمون
سوم	همگنی	۱۲۵/۷	۵	۱۶/۷۵	رد
	تقارن	۱۰۰/۳	۱۵	۳۲/۸	رد
چهارم	همگنی	۱۸۰/۵	۵	۱۶/۷۵	رد
	تقارن	۹۱۳۹/۲	۱۵	۳۲/۸	رد
پنجم	همگنی	۵۵/۵	۵	۱۶/۷۵	رد
	تقارن	۳۴۰/۱	۱۵	۳۲/۸	رد

منبع: مطالعه حاضر

با اعمال قیدهای جمع پذیری، همگنی و تقارن بر روی مدل (۴۰)، پارامترهای سیستم تقاضای تقریباً ایده آل برای هر یک از طبقات پنج گانه به طور جداگانه برآورد گردید^۱. همچنین به منظور افزایش میزان معنی دار بودن ضرایب و کاهش واریانس آن‌ها از روش رگرسیون قوی^۲ معرفی شده توسط وایت (۱۹۸۰)^۳ استفاده گردید. در برازش نهایی مدل از پنج متغیر جمعیتی - اجتماعی معرفی شده توسط نماد Z شامل متغیرهای سن سرپرست خانوار، وضعیت شغلی سرپرست خانوار، تعداد شاغلین در خانوار و نحوه تصرف محل سکونت خانوار، تنها سه متغیر سن سرپرست خانوار (Z_1)، وضعیت شغلی سرپرست خانوار (Z_2) و تعداد شاغلین در خانوار (Z_3) دارای ضرایب با معنی بوده‌اند. از دلایل معنی دار نبودن ضرایب جنسیت سرپرست خانوار و نحوه تصرف محل سکونت، را می‌توان در پوشش اثرات متغیرهای مذکور توسط دیگر متغیرهای موجود در مدل دانست. افزون بر آن با حذف دو متغیر مذکور، معیار تشخیص درجه توضیح دهندگی مدل یعنی ضریب تعیین (R^2) تغییر قابل توجهی نکرده است. اکثریت ضرایب برآورد شده برای کلیه طبقات از نظر آماری معنی دار می‌باشند. به گونه‌ای که در طبقه اول ۳۸ پارامتر، در طبقه دوم و سوم و پنجم ۳۷ پارامتر و طبقه چهارم ۳۵ پارامتر از ۴۰ پارامتر برآورد شده از نظر آماری در سطح بالاتر از ۹۵ درصد معنی دار بوده‌اند. کشش‌های درآمدی (مخارج کل) و قیمتی

۱. جهت رعایت اختصار از ذکر پارامترها خودداری شده است.

2. Robust Regression or Robust Estimators.

3. White, H. (1980).

خودی (جبران نشده) در طبقات پنج گانه در جدول‌های (۴) و (۵) خلاصه شده‌اند.^۱

جدول ۴- کسش‌های درآمدی (مخارج کل) در طبقات پنج گانه

کالا / طبقه	نان	لبنیات و تخم مرغ	قند و شکر	روغن نباتی	سایر خوراکی‌ها	غیر خوراکی
اول	۰/۸۵۵	۰/۸۴۷	۰/۸۲۵	۰/۸۴۵	۰/۷۲۶	۱/۱۶
دوم	۰/۸۴	۰/۸۵۱	۰/۸۰۶	۰/۸۲۹	۰/۷۱۴	۱/۱۲۵
سوم	۰/۸۲۶	۰/۸۳۹	۰/۸۱۱	۰/۸۳۵	۰/۶۸۳	۱/۱۵۲
چهارم	۰/۸۳۰	۰/۸۱۲	۰/۷۷۹	۰/۸۱۷	۰/۶۶۲	۱/۱۴۶
پنجم	۰/۷۸۸	۰/۸۰۳	۰/۷۴۷	۰/۸۰۳	۰/۶۶۸	۱/۱۳۱

منبع: مطالعه حاضر

جدول ۵- کسش‌های قیمتی خودی (غیر جبرانی) در طبقات پنج گانه

کالا / طبقه	نان	لبنیات و تخم مرغ	قند و شکر	روغن نباتی	سایر خوراکی‌ها	غیر خوراکی
اول	-۰/۵۹	-۱/۱۳	-۰/۱۹	-۰/۰۲	-۰/۴۸	-۰/۹
دوم	-۰/۸۶	-۱/۰۸	-۰/۲۱	-۰/۰۷	-۱/۰۳	-۱/۰۸
سوم	-۰/۴۸	-۱/۰۹	-۰/۱۲	-۰/۰۳	-۰/۹۶	-۱/۱۴
چهارم	-۰/۵۶	-۱/۰۷	-۰/۰۸	-۰/۰۲	-۰/۴۹	-۰/۹۶
پنجم	-۰/۵۴	-۱/۰۳۶	-۰/۱۰۶	-۰/۸۰۴	-۰/۴۰۷	-۰/۹۴۹

منبع: مطالعه حاضر

در جدول (۴) کسش‌های درآمدی، برای طبقات اول تا پنجم ارائه شده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که برای تمامی طبقات خانوارهای شهری کلیه کسش‌های درآمدی به غیر از غیر خوراکی‌ها کوچکتر از واحد بوده و به عنوان کالای ضروری قلمداد می‌شوند. جدول (۵) کسش قیمتی خودی مارشالی (غیر جبرانی) رانشان می‌دهد، برای طبقه اول کسش قیمتی خودی لبنیات و تخم مرغ با مقدار (-۱/۱۳) با کسش‌تر از سایر کالاها بوده و

۱. کسش‌های جبرانی و غیر جبرانی خودی و متقاطع محاسبه شده اند ولی به لحاظ اختصار در این مقاله از ذکر آنها صرف نظر شده است.

بقیه کالاها در این طبقه بی‌کاهش یا کم‌کاهش هستند. همچنین در این طبقه روغن نباتی با کاهش قیمتی خودی (۰/۰۲-) بی‌کاهش‌ترین کالا می‌باشد. برای طبقه دوم کالاهای لبنیات و تخم‌مرغ، سایر خوراکی‌ها و غیرخوراکی‌ها با کاهش بوده و بقیه کالاها کم‌کاهش هستند. در مورد طبقه سوم کالاهای لبنیات و تخم‌مرغ و غیرخوراکی‌ها با کاهش و بقیه بی‌کاهش هستند. برای طبقه چهارم کالاهای لبنیات و تخم‌مرغ با کاهش و بقیه بی‌کاهش هستند. نهایتاً برای طبقه پنجم کالاهای لبنیات با مقدار کاهش خودی (۱/۰۳۶-) با کاهش بوده و بقیه کالاها بی‌کاهش هستند. همچنین روغن نباتی برای این طبقه بی‌کاهش‌ترین کالا می‌باشد.

۵. شاخص‌های رفاهی تعدیل قیمت (یارانه)

به منظور اندازه‌گیری اثرات رفاهی ناشی از حذف یا کاهش یارانه^۱ در این مقاله گزینه‌های سیاستی تعدیل قیمت به صورت افزایش ۵۰ و ۱۰۰ درصدی تعریف شده‌اند. با توجه به این که هرگونه تعدیل قیمت یک مبدأ اولیه (قبل از اجرای سیاست) و یک نقطه ثانویه (پس از اجرای سیاست) دارد، مبدأ اولیه وضعیت متغیرها در سال ۱۳۸۱ مورد توجه قرار گرفته است. سال مذکور متناظر به آخرین سال برای داده‌های آماری مورد استفاده در برآورد مدل بوده است. از میان چهار کالای نان، قند و شکر، روغن نباتی، لبنیات و تخم‌مرغ (شامل شیر و پنیر و تخم‌مرغ) تعدیل یارانه‌های (قیمتی) برای نان، قند و شکر و روغن نباتی در نظر گرفته شده است. این امر ناشی از آن است که گروه کالایی لبنیات اولاً از نظر ملاک‌های تغذیه‌ای مورد توجه بوده و افزایش مصرف آن به عنوان یکی از اهداف حمایتی دولت‌ها در کشورهای مختلف قلمداد می‌شود. ثانیاً در ایران، دولت در جهت تامین سبد غذایی مطلوب، یک نگاه حمایتی از طریق پرداخت یارانه در کالاهای شیر و پنیر دارد. جدول (۶) متوسط قیمت (ارزش واحد) پرداختی نان، قند و شکر و روغن نباتی را در

۱. در این مقاله حذف یا کاهش در یارانه معادل تعدیل (افزایش) قیمت در نظر گرفته شده است. یک روش تکمیلی دیگر آن است که رابطه قیمت و یارانه‌ها مدل سازی شده و سپس با شبیه سازی، اثر کاهش یارانه بر روی قیمت کالا به دست آورده و برای اندازه‌گیری اثر رفاهی به کار گرفته شود.

طبقات پنج‌گانه در سال ۱۳۸۱ نشان می‌دهد.

جدول (۶) - متوسط قیمت (ارزش واحد) در طبقات پنج‌گانه در سال ۱۳۸۱

(واحد: ریال/کیلوگرم)

طبقه اول	طبقه دوم	طبقه سوم	طبقه چهارم	طبقه پنجم	
۶۱۹	۶۳۰	۶۵۷	۶۹۳	۷۴۰	نان
۲۶۴۱	۲۷۴۲	۲۶۶۱	۲۷۴۷	۲۸۸۴	قند و شکر
۴۶۱۴	۴۷۸۵	۴۹۴۷	۵۱۶۹	۵۴۷۰	روغن نباتی

منبع: مطالعه حاضر

جدول (۷) شاخص‌های رفاهی سیاست تعدیل قیمت را در دو حالت افزایش ۵۰ و ۱۰۰ درصد قیمت نان برای طبقات پنج‌گانه ارایه می‌نماید. در صورتی که دولت یارانه پرداختنی به آرد را کاهش داده و این کاهش یارانه منجر به افزایش قیمت ۵۰ درصدی در متوسط قیمت نان گردد، شاخص درست هزینه زندگی برای خانوارهای طبقه اول از عدد ۱۰۰ به ۱۰۰/۳۲ افزایش یافته و این سیاست خانوارهای این طبقه را با ۰/۳۲ درصد افزایش در هزینه زندگی برای کسب سطح رفاهی سال ۱۳۸۱ مواجه می‌سازد. درآمد متناظر برای باقی ماندن در سطح رفاهی سال ۱۳۸۱ خانوارهای این طبقه برابر ۸۹۶۸ هزار ریال بوده و میزان تغییرات جبرانی قابل پرداخت به خانوارهای این طبقه به منظور جلوگیری از کاهش رفاه آن‌ها برابر ۱۱۷ هزار ریال می‌باشد. توجه به این نکته ضروری است که رقم مذکور متوسط پرداختی برای خانوارهای این طبقه بوده و می‌تواند این رقم برحسب درآمد، ویژگی‌های اجتماعی و جمعیتی خانوار در دامنه محدود و واریانس درآمدی این طبقه تغییر نماید. چنانچه دولت سیاست یارانه پرداختی به نان (آرد) را به میزان بیشتری کاهش داده و این امر منجر به دو برابر شدن قیمت نان گردد، تغییر در شاخص هزینه زندگی خانوار به میزان دو برابر افزایش نیافته و از رقم ۱/۳۲ درصد به ۲/۴۴ درصد می‌رسد. این امر ناشی از اثرات جایگزینی کالاها نسبت به یکدیگر در سبد مصرفی خانوار است. درآمد معادل این طبقه برای حفظ سطح رفاه اولیه برابر ۹۰۶۷ هزار ریال خواهد بود. هزینه مالی دولت برای حفظ سطح رفاهی خانوارهای این طبقه به ازای هر خانوار (تغییر جبرانی) برابر ۲۱۶ هزار ریال به دست آمده است. تعدیل قیمت ۵۰ درصدی در قیمت نان ۱۲۰ هزار ریال تغییر جبرانی

برای خنثی کردن کاهش رفاهی طبقه دوم (به ازای هر خانوار) برای دولت هزینه مالی به همراه داشته و شاخص هزینه زندگی خانوارهای این طبقه را ۰/۷۶ درصد افزایش می‌دهد. اجرای سیاست ۵۰ درصدی شدن قیمت نان برای طبقه سوم افزایش شاخص هزینه زندگی از ۱۰۰ به ۱۰۰/۲۸ را به همراه داشته، در حالی که دو برابر شدن قیمت شاخص مذکور را ۰/۵۸ درصد بالا برده و ۱۳۸ هزار ریال هزینه تغییر جبرانی آن خواهد بود. پس از افزایش ۵۰ درصدی قیمت نان خانوارهای طبقات چهارم و پنجم به ترتیب شاهد افزایش ۰/۲۳ و ۰/۱۸ درصدی در شاخص هزینه زندگی خود بوده، معادل پولی تغییر جبرانی برای آن‌ها برابر ۸۲ و ۱۰۸ هزار ریال می‌باشد. دو برابر شدن قیمت نان ۱۶۲ و ۲۰۹ هزار ریال هزینه به ازای هر یک از خانوارهای طبقات چهارم و پنجم بای ثابت بودن رفاه آن‌ها ایجاد می‌کند.

جدول (۷) - شاخص های رفاهی ناشی از افزایش قیمت نان در طبقات پنج‌گانه

(هزار ریال/درصد)

گزینه سیاستی	طبقه	درآمد معادل	تغییر جبرانی	شاخص درست هزینه زندگی	درصد تغییرات شاخص هزینه زندگی
افزایش ۵۰ درصد قیمت نان	اول	۸۹۶۸	۱۱۷	۱۰۱/۳۲	۱/۳۲
	دوم	۱۵۸۶۵	۱۲۰	۱۰۰/۷۶	۰/۷۶
	سوم	۲۳۶۱۹	۶۷	۱۰۰/۲۸	۰/۲۸
	چهارم	۳۵۸۸۵	۸۲	۱۰۰/۲۳	۰/۲۳
	پنجم	۶۱۶۱۹	۱۰۸	۱۰۰/۱۸	۰/۱۸
افزایش ۱۰۰ درصد قیمت نان	اول	۹۰۶۷	۲۱۶	۱۰۲/۴۴	۲/۴۴
	دوم	۱۵۹۷۹	۲۳۳	۱۰۱/۴۸	۱/۴۸
	سوم	۲۳۶۹۰	۱۳۸	۱۰۰/۵۸	۰/۵۸
	چهارم	۳۵۹۶۵	۱۶۲	۱۰۰/۴۵	۰/۴۵
	پنجم	۶۱۷۲۰	۲۰۹	۱۰۰/۳۴	۰/۳۴

منبع: مطالعه حاضر

همان‌گونه که ملاحظه می‌شود تغییر جبرانی ناشی از اجرای سیاست افزایش قیمت نان به میزان ۱۰۰ درصد برای طبقات مختلف، متفاوت است. تفاوت در کمیت‌های پرداخت جبرانی برای طبقات مختلف ناشی از تفاوت درآمد اولیه این طبقات می‌باشد، چرا که این

معیار فارغ از سطح متغیرها (درآمد) نبوده و با تغییر سطح درآمد، تغییر می‌یابد. برای به دست آوردن یک شاخص که فارغ از واحد اندازه‌گیری باشد، از شاخص درست هزینه زندگی استفاده می‌شود. براساس شاخص درست هزینه زندگی شاهد یک روند نزولی از طبقات کم درآمد به طبقات پردرآمد در اثر اجرای سیاست مذکور بوده و این نتیجه دقیقاً با واقعیت‌های بیرونی انطباق دارد. تغییر در شاخص هزینه زندگی ناشی از دو برابر شدن قیمت نان در طبقه اول ۷ برابر همین تغییر برای طبقه پنجم (نسبت ۲/۴۴ به ۰/۳۴) بوده است. برای درک بهتر از توزیع تغییرات در شاخص هزینه زندگی میان طبقات، ماتریسی را تحت عنوان نسبت تغییر شاخص هر طبقه به طبقه مرجع تعریف نموده و آنرا با R نشان می‌دهیم. اگر تعریف فوق برای تغییر در شاخص هزینه زندگی در نظر بگیریم خواهیم داشت:

$$r_i = \frac{C_j}{C_i}; \quad i, j = 1, 2, \dots, 5$$

که در آن C_j تغییر در شاخص هزینه زندگی در طبقه j ام و C_i تغییر در شاخص هزینه زندگی در طبقه مرجع (که آنرا با i نشان داده و طبقه‌ای است که مبنای مقایسه قرار می‌گیرد) می‌باشد. با توجه به شاخص فوق می‌توان بصورت جدول (۸) به دست آورد که آنرا «ماتریس نسبت‌های تغییرات در طبقات» می‌نامیم.

جدول ۸- ماتریس نسبت‌های تغییرات شاخص درست هزینه زندگی
در طبقات پنج‌گانه برای کالای نان

طبقه اول	طبقه دوم	طبقه سوم	طبقه چهارم	طبقه پنجم	
۱	۰/۶	۰/۲	۰/۲	۰/۱	طبقه اول
۱/۶	۱	۰/۴	۰/۳	۰/۲	طبقه دوم
۴/۲	۲/۶	۱	۰/۸	۰/۶	طبقه سوم
۵/۴	۳/۳	۱/۳	۱	۰/۸	طبقه چهارم
۷	۴/۴	۱/۷	۱/۳	۱	طبقه پنجم

منبع: مطالعه حاضر

همان‌گونه که ملاحظه می‌شود، جدول (۸) به عنوان ماتریس نسبت‌های تغییرات در

طبقات، یک ماتریس مربعی است که عناصر قطری آن نسبت تغییرات در طبقه نام به تغییرات در همان طبقه می‌باشد، برابر واحد است^۱. به عبارت دیگر در ماتریس مذکور، طبقات قرار گرفته بر روی قطر اصلی به عنوان طبقه مرجع شناخته شده و مبنای مقایسه هستند، بنابراین عناصر روی قطر اصلی همگی برابر یک هستند. در سطر اول جدول فوق از راست به چپ، نسبت تغییرات شاخص هزینه زندگی در طبقه اول به طبقه اول، در طبقه دوم به طبقه اول، و نهایتاً در طبقه پنجم به طبقه اول را نشان می‌دهد. از آنجا که نسبت‌های مذکور در سطر اول برای عناصر غیر قطری کوچکتر از یک می‌باشد، نتیجه می‌گیریم که تغییرات ایجاد شده در شاخص هزینه زندگی برای طبقات دوم تا پنجم کوچکتر از طبقه اول می‌باشد. عکس این مطلب را می‌توان در ستون اول جدول (۸) ملاحظه کرد، به گونه‌ای که اعداد مذکور تماماً بزرگتر از یک بوده و نشان‌دهنده نسبت تغییرات شاخص هزینه زندگی در طبقه اول به سایر طبقات (عکس عناصر سطری) می‌باشند. به عبارت دیگر افزایش در هزینه‌های طبقه اول $\frac{1}{6}$ برابر خانوارهای طبقه دوم، ...، و ۷ برابر طبقه پنجم می‌باشد. با نگاهی دقیق‌تر در می‌یابیم که عناصر مثلث پایین ماتریس فوق در اثر اجراء این سیاست خاص بزرگتر از واحد است، پس نتیجه می‌گیریم که بیشترین تغییرات مربوط به طبقه اول و پس از آن طبقات دوم، سوم و ... می‌باشد. در صورتی که مثلث مذکور برای تمامی عناصر ستونی خود دارای ترتیب صعودی باشد، نحوه اثرگذاری سیاست مذکور بر شاخص هزینه زندگی نیز ترتیب صعودی نسبت به طبقه اول دارد. این پدیده در ماتریس مذکور دیده می‌شود و می‌توان بیان کرد که اجرای سیاست مذکور بیشترین اثر را در طبقات پایین درآمدی خواهد داشت. از منظر سیاست‌گذاری برای هدفمند نمودن یارانه نان نکته فوق بسیار حائز اهمیت است، چرا که ماتریس فوق ضربه‌پذیری بیشتر خانوارهای پایین درآمدی را در اثر اعمال تعدیل قیمت نان (حذف یارانه آرد) به خوبی نشان می‌دهد. به عبارت دیگر لازم است سیاست‌گذار به هنگام تعدیل قیمت نان اقدامات جبرانی خود را

۱. همان گونه که می‌دانیم نمایش یک ماتریس به صورت ریاضی و چیدن اعداد (درایه‌ها) از چپ به راست می‌باشد، ولی در جدول (۸) به لحاظ اینکه با نحوه نگارش فارسی انطباق داشته باشد، اعداد یا درایه‌های ماتریس از راست به چپ نوشته شده‌اند.

به صورت تبعیض آمیز بین طبقات مختلف اعمال کند.

۵-۱. شاخص های رفاهی و سیاست تعدیل قیمت قند و شکر

جدول (۹) شاخص های رفاهی ناشی از افزایش ۵۰ درصدی و دو برابر شدن قیمت قند و شکر نسبت به قیمت پایه سال ۱۳۸۱ در طبقات پنج گانه نشان می دهد. افزایش قیمت ۵۰ درصدی قند و شکر، ۰/۵ درصد تغییر در هزینه طبقه اول ایجاد کرده که معادل ریالی درآمد برای کسب مطلوبیت سال ۱۳۸۱ یعنی قبل از اعمال سیاست تعدیل قیمتی ۸۸۹۴ هزار ریال و تغییر جبرانی ۴۳ هزار ریال به دست آمده است. اجرای سیاست مذکور برای طبقه دوم ۴۸ هزار ریال تغییر جبرانی به ازای هر خانوار ایجاد می کند و شاخص هزینه زندگی را کمتر از طبقه اول یعنی ۰/۳۱ درصد افزایش می دهد. چنانچه این تعدیل (۵۰ درصدی) قیمت برای قند و شکر به اجرا درآید شاخص هزینه زندگی طبقه سوم را برابر ۰/۲۶ درصد افزایش می دهد که ۶۴ هزار ریال به ازای هر خانوار برای بازگرداندن به سطح رفاهی قبلی برای دولت هزینه ایجاد می نماید. برای طبقات چهارم و پنجم شاخص هزینه زندگی به ترتیب ۰/۱۳ و ۰/۰۹ درصد بوده تغییر جبرانی برابر ۴۵ و ۵۵ هزار ریال لازم است برای ثابت نگه داشتن سطح رفاهی آنها پرداخت شود. با افزایش قیمت قند و شکر به میزان ۱۰۰ درصد، شاخص هزینه زندگی برای خانوارهای طبقه اول ۰/۹۹ درصد افزایش یافته، درآمد پولی برای قرار گرفتن در سطح مطلوبیت سال ۱۳۸۱ برابر ۸۹۳۸ هزار ریال و تغییر جبرانی برابر ۸۸ هزار ریال به دست آمده است. بیشترین تغییر جبرانی اجرای این سیاست مربوط به طبقه پنجم می باشد که ۱۳۱ هزار ریال برآورد شده است. با حرکت از طبقات پایین به طبقات بالا، درصد تغییرات شاخص هزینه زندگی کاهش می یابد. به عبارت دیگر در اجرای سیاست مذکور خانوارهای کم درآمدتر بیشتر از خانوارهای طبقات بالا مواجه با افزایش هزینه سبد مصرفی (مقایسه با هزینه سبد مصرفی قبلی خود) می شوند.

جدول (۹) - شاخص های رفاهی ناشی از افزایش قیمت قند و شکر در طبقات پنج گانه (هزارریال / درصد)

گزینه سیاستی	طبقه	درآمد معادل	تغییر جبرانی	شاخص درست هزینه زندگی	درصد تغییرات شاخص هزینه زندگی
افزایش ۵۰ درصد قیمت قند و شکر	اول	۸۸۹۴	۴۳	۱۰۰/۴۹	۰/۴۹
	دوم	۱۵۷۹۴	۴۸	۱۰۰/۳۱	۰/۳۱
	سوم	۲۳۵۷۴	۲۱	۱۰۰/۰۹	۰/۰۹
	چهارم	۳۵۸۴۸	۴۵	۱۰۰/۱۳	۰/۱۳
	پنجم	۶۱۵۶۵	۵۵	۱۰۰/۰۹	۰/۰۹
افزایش ۱۰۰ درصد قیمت قند و شکر	اول	۸۹۳۸	۸۸	۱۰۰/۹۹	۰/۹۹
	دوم	۱۵۸۴۷	۱۰۱	۱۰۰/۶۴	۰/۶۴
	سوم	۲۳۶۱۲	۶۰	۱۰۰/۲۶	۰/۲۶
	چهارم	۳۵۹۱۲	۱۰۹	۱۰۰/۳۰	۰/۳۰
	پنجم	۶۱۶۴۲	۱۳۱	۱۰۰/۲۱	۰/۲۱

منبع: مطالعه حاضر

۲-۵. شاخص های رفاهی و سیاست تعدیل قیمت روغن های نباتی

با توجه به جدول (۱۰) افزایش قیمت روغن نباتی به میزان ۵۰ درصد شاخص هزینه زندگی برای طبقه اول را ۰/۸۵ درصد افزایش داده و معادل ریالی تغییر جبرانی آن ۷۶ هزار ریال می باشد. در مورد طبقه دوم، افزایش ۰/۶ درصدی در هزینه زندگی خانوارهای این طبقه در پی داشته و ۹۷ هزار ریال پرداخت جبرانی به ازای هر خانوار بر بودجه دولت تحمیل می کند. چنانچه قیمت روغن نباتی دو برابر شود، شاخص هزینه زندگی برای خانوارهای طبقه اول ۱/۷۴ درصد افزایش یافته، درآمد پولی برای قرار گرفتن در سطح مطلوبیت سال ۱۳۸۱ برابر ۹۰۰۴ هزار ریال و تغییر جبرانی برابر ۱۵۴ هزار ریال به دست آمده است. این تغییر قیمت، شاخص درست هزینه زندگی را برای خانوارهای طبقه دوم از ۱۰۰ به ۱۰۱/۲۵ رسانده، یعنی ۱/۲۵ درصد تغییرات ایجاد می کند. معادل پولی قابل پرداخت برای خانوارهای این طبقه برای بر طرف کردن اثر شوک قیمتی روغن نباتی برابر ۱۹۷ هزار ریال به دست آمده است.

جدول (۱۰) - شاخص های رفاهی ناشی از افزایش قیمت روغن نباتی در طبقات پنج گانه (هزارریال - درصد)

گزینه سیاستی	طبقه	درآمد معادل	تغییر جبرانی	شاخص درست هزینه زندگی	درصد تغییرات شاخص هزینه زندگی
افزایش ۵۰ درصد قیمت روغن نباتی	اول	۸۹۲۶	۷۶	۱۰۰/۸۵	۰/۸۵
	دوم	۱۵۸۴۲	۹۷	۱۰۰/۶۱	۰/۶۱
	سوم	۲۳۶۱۶	۶۴	۱۰۰/۲۷	۰/۲۷
	چهارم	۳۵۸۹۳	۹۰	۱۰۰/۲۵	۰/۲۵
	پنجم	۶۱۶۵۹	۱۴۸	۱۰۰/۲۴	۰/۲۴
افزایش ۱۰۰ درصد قیمت روغن نباتی	اول	۹۰۰۴	۱۵۴	۱۰۱/۷۴	۱/۷۴
	دوم	۱۵۹۴۲	۱۹۷	۱۰۱/۲۵	۱/۲۵
	سوم	۲۳۶۹۰	۱۴۸	۱۰۰/۶۳	۰/۶۳
	چهارم	۳۶۰۰۵	۲۰۲	۱۰۰/۵۶	۰/۵۶
	پنجم	۶۱۸۲۰	۳۰۹	۱۰۰/۵	۰/۵

منبع: مطالعه حاضر

نتیجه گیری و توصیه های سیاستی

به منظور شناخت صحیح رفتار مصرف کنندگان و ارزیابی سیاست های حمایتی، تامین اجتماعی، پرداخت یارانه و کاهش آن، اعمال مالیات و هرگونه سیاست اصلاح قیمتی ضروری است که خانوارها در گروه های مستقل و متمایز طبقه بندی شوند. لذا، خانوارهای شهری ایران در پنج طبقه مستقل و متمایز گروه بندی شده اند. نتایج حاصل از طبقه بندی خانوارها حاکی از آن است که بیشترین تعداد خانوارها در طبقه چهارم، و کمترین تعداد خانوارها در طبقه پنجم قرار گرفته اند. این طبقات که به ترتیب از درآمدهای پایین به بالا چیده شده اند، به ترتیب دارای میانگین درآمد (مخارج کل) سالانه، ۱۱، ۶، ۱۸، ۲۷ و ۴۸ میلیون ریال بوده اند. به عبارت دیگر طی دوره مورد بررسی میانگین درآمد طبقه پنجم حدود ۸ برابر طبقه اول، و ۱/۸ برابر طبقه چهارم بوده است.

نتایج حاصل از تعدیل قیمت نان، (به یک میزان مشخص) بر روی خانوارهای طبقات پنج گانه از منظر شاخص درست هزینه زندگی حاکی از آن است که نسبت تغییرات شاخص درست هزینه زندگی برای طبقه اول به دوم بزرگتر از واحد بوده و این نسبت با

حرکت از طبقه دوم به پنجم در حال افزایش است. این پدیده نیز برای نسبت تغییرات شاخص درست هزینه زندگی طبقه دوم به سوم و ... برقرار است. بدین معنی که اجرای سیاست تعدیل قیمت نان بیشترین اثر را در طبقات پایین درآمدی خواهد داشت. لذا، یارانه پرداختی می‌بایست به سمت خانوارهای طبقات اول و دوم هدایت شده و هدفمند گردد. برای هدفمندی می‌توان از شاخص و معیارهایی که از طبقه‌بندی خانوارها به دست می‌آید، نیز استفاده کرد.

نتایج حاصل از اعمال سیاست تعدیل قیمت آن است که برای طبقات اول تا سوم، برای یک میزان خاصی از افزایش قیمت، همواره اثرات کاهش رفاهی افزایش قیمت نان بزرگتر از افزایش قیمت در قند و شکر و روغن نباتی بوده است. در طبقه چهارم و پنجم اثر تعدیل قیمت روغن نباتی بیشتر از تعدیل قیمت نان و قند و شکر بوده است. لذا، به منظور حذف یا کاهش یارانه کالاهای اساسی توصیه می‌شود که اولین کالا روغن نباتی و پس از آن قند و شکر و در نهایت نان مد نظر قرار گیرد.

منابع

- بانك مركزى جمهورى اسلامى ايران، شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی مناطق شهری، سال‌های ۱۳۷۶ تا ۱۳۸۱.
- خسروی نژاد، علی اکبر (۱۳۸۳)؛ اثرات ناشی از کاهش یا حذف یارانه (در گروه کالاهای خوراکی) بر روی خانوارهای شهری ایران در چهارچوب شاخص‌های هزینه زندگی و سیستم معادلات تقاضا، رساله دکتری رشته علوم اقتصادی، تهران، دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم تحقیقات.
- پژویان، جمشید و علی اکبر خسروی نژاد (۱۳۸۳)؛ «روشی برای طبقه بندی خانوارهای شهری ایران براساس مولفه‌های اقتصادی و اجتماعی خانوار»، *پژوهشنامه اقتصادی*، شماره ۱۵.
- مرکز آمار ایران، (۱۳۷۶ تا ۱۳۸۱)، آمار خام بودجه خانوار، تهران.
- Balk, Bert M, (1990); "On Calculation Cost of Living Index Numbers For Arbitrary Income Levels," *Econometrica*, Vol.58, No.1, pp. 75-92.
- Banks, J, Blundel, R., and A. Lewbel (1997); "Quadratic Engel Curves and Consumer Demand," *The Review of Economics and Statistics*, Vol.74, pp. 527-539.
- Banks. James, Richard Blundell and Arthur Lewbel, (1996); "Tax Reform and Welfare Measurement: Do We Need Demand System Estimation?," *The Economic Journal*, Vol.106, pp. 1227-43.
- Buse, A., (1994); "Testing Homogenous in the Linearized Almost Ideal Demand System," *American Journal of Agricultural Economics*, vol.76, pp.781-793.
- Creel, Michael. D., (1997); "Welfare Estimation Using the Form Fourier :Simulation Evidence For The Recreation Demand Case," *The Review of Economics and Statistics*, Vol.79, No.1, pp.88-94.
- Deaton, A., and Muellbauer, J., (1980); "Economics and Consumer Behaviour," *Cambridge University Press*, New York.

- Deaton; A. and Muellbaure; J., (1980); "An Almost Ideal Demand System"
American Economic Review, Vol.70, No.3, pp. 312-326.
- Green, R and F.M., (1990); "Almost Elasticities in AIDS Models," *American Journal of Agricultural Economics*, Vol.72, pp. 442-445.
- Harberger, Arnold C., (1971); "Three Basic Postulates for Applied Welfare Economics," *Journal of Economic Literature*, Vol. 9, No.3, pp. 785-97.
- Hausman, Jerry A., (1979a); "Specification Test in Econometrics", *Econometrica*, Vol. 46, pp.1251-72.
- Hausman. A. Jerry., (1979b); "Exact Consumer's Surplus and Deadweight Loss," *The American Economic Review*, Vol. 71, No. 4, pp. 662-72.
- Jarque, Carlos M., (1987); "An Application of LDV Models of Household Expenditure Analysis in Mexico," *Journal of Econometrics*, Vol. 36, pp.31-53.
- Jensen, H.H. and Justo Manrique, (1998); "Demand for Commodities by Income Groups in Indonesia," *Applied Economics*, Vol. 30, pp. 491-501.
- Jorgenson, Dale T., (1990); "Aggregate Consumer Behaviour and Measurement of Social Welfare," *Econometrica*, Vol. 58, No. 5, pp. 1007-40.
- Judge, G., W. Griffiths, R.Hill, H.Lutkepohl, and T. Lee., (1985); "The Theory and Practice of Econometrics," second edition, New York, *John Wiley and Sons, Inc.*
- King, M.A., (1983); "Welfare Analysis of Tax Reforms Using Households Data," *Journal of Public Economics*, Vol. 21, pp.183-214.
- Lewbel, A., (1989); "Nesting the AIDS and Translog Demand System," *International Economic Review*, Vol. 30, pp. 349-56.
- McKenzie, L., (1957); "Consumer Surplus without a Utility Index," *American Economic Review*, Vol. 63, No. 3.
- McKenzie, L. and I. Pearce, (1979); "Exact Measures of Welfare and Cost of Living", *Review of Economic Studies*, Vol. 43, pp.465-68.
- McKenzie, L., (1956); "Demand Without a Utility Index," *Review of Economic Studies*, Vol. 24, pp. 185-89.
- Muellbauer, J., (1974); "Prices and Inequality: The United Kingdom Experience," *The Economic Journal*, Vol. 84, pp. 33-55.

- Pollack, R., A., and Walls, T.J., (1981); "Demographic Variable in Demand Analysis," *Econometrica*, Vol. 49, pp. 1533-58.
- Samuelson, P.A., (1974); "Complementarity- An Essay on the 40th Anniversary of the Hicks-Allen Revolution in Demand Theory," *Journal of Economic Literature*, Vol. 12, pp. 1255-89.
- Slesnick, T. Daniel., (1998); "Empirical Approach to the Measurement of Welfare," *Journal of Economic Literature*, Vol. XXXVI, pp. 2108-2165.
- Theil, H., (1992); "On the Geometry and the Numerical Approximation of Cost of Living and Real Income Indices", Henri Theil's Contribution to Economics and Econometrics, Volume II, Kluwer Academic Publisher.
- Theil, H., (1971); "Principal of Econometrics," New York, *John Wiley and Sons*.
- Theil, H. (1980); "*System Wide Approach to Microeconomics*," Oxford, Basil Blakwell Publisher Limited.
- Time Series Processor, (1991); Version 4.2, Reference Manual.
- Time Series Processor, (1991); Version 4.2, User's Manual.
- Varian, H., (1980); "*On Cost-Benefit Analysis*," Mimeo, Michigan.
- Vartia, Yrjo, O., (1983); "Efficient Methods of Measuring Welfare Change and Compensated Income in terms of Ordinary Demand Function," *Econometrica*, Vol. 51, No. 1, pp. 79-98.
- White, Halbert, (1980); "A Heteroscedasticity-Consistent Covariance Matrix and Direct Test for Heteroscedasticity," *Econometrica*, Vol. 48, pp. 721-746.
- Willig, Robert E., (1976); "Consumer's Surplus Without Apology," *American Economic Review*, Vol. 66, No. 4, pp. 589-97.