

ارزیابی آثار سیاست‌های تنظیم بازار کالاهای اساسی بر شاخص رفاهی هزینه زندگی خانوارهای شهری ایران

علی‌اکبر خسروی‌نژاد*

پذیرش: ۹۴/۷/۱۸

دریافت: ۹۴/۶/۲۳

شاخص درست هزینه زندگی / سیستم مخارج خطی / سیاست‌های تنظیم بازار

چکیده

با توجه به اهمیت سیاست‌های تنظیم بازار، این مطالعه با هدف ارزیابی اثرات سیاست‌های تنظیم بازار کالاهای اساسی بر رفاه خانوارهای شهری طراحی و به اجرا گذاشته شده است. برای این منظور، سیستم مخارج خطی خانوارهای شهری برآورد و شاخص درست هزینه زندگی محاسبه شده است. سپس، سیاست‌های تنظیم بازار کالاهای اساسی در قالب ارقام ریالی هزینه‌شده برای اجرای این سیاست‌ها بر رفاه خانوارهای شهری در قالب شاخص درست هزینه زندگی برآزش شده است.

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، به‌طور متوسط شاخص درست هزینه زندگی به میزان ۰/۰۰۴ واحد درصد کاهش می‌یابد. افزایش مبالغ ریالی برای خرید تضمینی برنج و گندم به میزان یک میلیارد ریال، شاخص درست هزینه زندگی را ۰/۰۰۹ واحد کاهش می‌دهد.

طبقه‌بندی JEL: H24، H22، C43، D12

مقدمه

یک بررسی جامع درباره سیاست‌های بخش عمومی و سیاست‌های تنظیمی - از جمله سیاست‌های تنظیم بازار - در نهایت به دنبال پاسخ به این پرسش است که این سیاست‌ها چگونه بر رفاه خانوارها تأثیر گذاشته‌اند. ثبات بازار داخلی به‌ویژه در حوزه بازار کالا و خدمات، همواره مورد توجه سیاستگذاران و برنامه‌ریزان بوده است. این سیاست‌ها که در حوزه سیاست‌های تنظیمی طبقه‌بندی شده و زیرمجموعه سیاست‌های بخش عمومی قلمداد می‌شوند، در حوزه تأمین و تنظیم بازار کالاهای اساسی اهمیت بسیاری در اقتصاد ایران داشته و دسترسی به کالاهای اساسی، ثبات قیمت این کالاها و... از منظر ملاک‌های تغذیه‌ای، فقر و... همواره مورد توجه دولت بوده است. بر این اساس، ارزیابی اثرگذاری سیاست‌های تنظیم بازار کالاهای اساسی بر شاخص رفاهی هزینه زندگی، موضوع بسیار مهمی است که مقاله حاضر به آن می‌پردازد.

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).

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^۱ یا سیستم تقاضای تقریباً

1. Christensen, Jorgenson and Lau (1975); Translog= Transcendental Logarithmic Utility Function.

ایده‌آل^۱ اشاره کرد. در روش دوم، از یک تقریب عددی مانند روش وارتیا^۲ استفاده می‌شود که در آن، تابع مطلوبیت و یا تابع مخارج تصریح نشده است.

دو سیستم تقاضای سیستم مخارج خطی و سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل در مطالعات کاربردی به تکرار استفاده شده‌اند که از لحاظ نظری متفاوت بوده و به کارگیری‌شان منوط به فروض، ساختار داده‌ها، هدف مطالعه و... است. در مطالعه پشتیان مقاله حاضر، سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آلی برای پنج گروه کالایی (دربرگیرنده تمام سبد مصرفی) برآورد شده و سپس، آزمون و شاخص‌های رفاهی محاسبه گردید. ولی در مرحله دوم برازش متغیرهای سیاست تنظیم بازار بر شاخص هزینه زندگی، نتایج سیستم مخارج خطی بهتر تشخیص داده شد و مقاله حاضر براساس نتایج آن به نگارش درآمد.

در این نوشتار، پس از مقدمه، به بررسی ادبیات نظری سیستم مخارج خطی و شاخص درست هزینه زندگی پرداخته می‌شود. قسمت دوم مقاله به بررسی مطالعات انجام شده می‌پردازد. قسمت سوم به برآورد سیستم مخارج خطی و محاسبه شاخص هزینه زندگی اختصاص یافته و در بخش چهارم، آثار سیاست‌های تنظیم بازار کالاهای اساسی بر شاخص درست هزینه زندگی در قالب یک مدل رگرسیونی مورد ارزیابی قرار می‌گیرد. در نهایت، مقاله با جمع‌بندی و توصیه‌های سیاستی به پایان می‌رسد.

۱. سیستم مخارج خطی و شاخص درست هزینه زندگی

نقطه شروع بحث سیستمی تقاضا به سال ۴۸-۱۹۴۷ میلادی برمی‌گردد که کلاین و روبین در مقاله خود به معرفی تابع مطلوبیتی پرداختند که سیستم مخارج خطی از آن استخراج شده بود. سپس، استون در سال ۱۹۵۴ با استفاده از تابع مطلوبیت معرفی شده کلاین و روبین، سیستم مخارج خطی را استخراج کرده و آن را روی داده‌های بریتانیا برازش کرد. سیستم مخارج خطی آشکارا از نظریه رفتار مصرف‌کننده استخراج شده و روش مرسوم برای بیان عکس‌العمل مصرف‌کنندگان به قیمت و درآمد است. این سیستم از تابع مطلوبیت

1. Deaton; A. and Muellbaure, J. (1980b); An Almost Ideal Demand System=AIDS.

2. Vartia, Yrjo, O. (1983).

«کلاین و روبین»^۱ به شرح زیر استخراج شده است:

$$u = \sum_{i=1}^n \beta_i \ln(q_i - \gamma_i), \quad (1)$$

$$\sum \beta_i = 1, \quad 0 < \beta_i < 1, \quad \gamma_i > 0, \quad (q_i - \gamma_i) > 0$$

که در آن u شاخص مطلوبیت، γ_i حداقل معاش، و β_i سهم نهایی مخارج اند. شرط $\sum_{i=1}^n \beta_i = 1$ برای تأمین انحنای لازم در منحنی مطلوبیت (بی تفاوتی) - به این معنا که تابع مطلوبیت اکیداً شبه مقعر باشد - ضروری است.^۲ با حداکثر کردن تابع مطلوبیت (۱) نسبت به قید بودجه $\sum_{i=1}^n p_i q_i = M$ توابع تقاضای زیر به دست می آید:

$$q_i = \gamma_i + \frac{\beta_i}{p_i} (M - \sum_k p_k \gamma_k) \quad (2)$$

دستگاه (۲) نشانگر آن است که تقاضای کالای i تابعی است از قیمت همان کالا، قیمت سایر کالاها و درآمد. با ضرب کردن طرفین معادله (۲) در p_i داریم:

$$p_i q_i = p_i \gamma_i + \beta_i (M - \sum_k p_k \gamma_k) \quad (3)$$

معادله (۳) ارائه دهنده دستگامی از معادلات است که در آن، مخارج صرف شده بر کالای i تابعی از تمام قیمت‌ها و متغیر درآمد است. دو دلیل برای کاربردهای وسیع سیستم مخارج خطی می توان ذکر کرد: نخست آن که، تفسیر پارامترهای این سیستم بسیار ساده است. دوم آن که، این سیستم یکی از محدود سیستم‌هایی است که به خودی خود تمام محدودیت‌های موجود در تئوری تقاضا را برآورد می سازد.^۳

برای برآورد توابع تقاضا با استفاده از مشاهدات دوره‌های زمانی مختلف، فرض می شود ساختار تقاضا در تمام دوره‌های زمانی یکسان بوده و دچار تغییر ساختاری نمی شود و یا این که با فروض مشخص، چگونگی تغییرات توابع تقاضا را تبیین کنیم. از نظر تکنیکی و

1. Klein-Rubin.

2. Strictly Quasi Concave.

۳. برای اطلاع بیشتر از مزایا، محدودیت‌ها و نحوه استخراج کشش‌های قیمتی و درآمدی در سیستم مخارج خطی، ر.ک.: هاشمی و خسروی‌نژاد (۱۳۷۴).

مدل‌سازی، به کار گرفتن γ به صورت متغیری که تغییر ساختار تقاضا را ممکن می‌سازد، در سیستم مخارج خطی نسبتاً ساده است؛ زیرا γ ها به صورت خطی وارد سیستم مخارج خطی می‌شوند. می‌توان تابع تقاضا را برای کالای k ام معادله (۲) - به گونه‌ای که γ در طول زمان تغییر کند - همانند زیر نوشت:

$$q_k = \gamma_k + \frac{\beta_k}{p_k} (M - \sum_k \gamma_k p_k) \quad k = 1, 2, \dots, n \quad (4)$$

و یا

$$q_k = \gamma_k - \frac{\beta_k}{p_k} \sum_k \gamma_k p_k + \frac{\beta_k}{p_k} M \quad k = 1, 2, \dots, n \quad (5)$$

که γ_{kt} مقدار لازم کالای k ام در زمان t یا به عبارتی حداقل میزان از کالای k ام است که مصرف‌کننده در زمان t مصرف کرده. توابع تقاضا در دوره t از تابع مطلوبیت زیر به دست آمده‌اند:

$$\sum_{k=1}^n u^k(q_k) = \sum_{k=1}^n \beta_k \ln(q_k - \gamma_k) \quad k = 1, 2, \dots, n \quad (6)$$

$$q_k > 0 \quad q_k - \gamma_k > 0 \quad \sum_{k=1}^n \beta_k = 1$$

شرایط و خصوصیات ذکر شده درباره تابع مطلوبیت (۱)، دقیقاً درباره تابع مطلوبیت (۶) نیز صدق می‌کند و این شرایط و خصوصیات در هر دوره زمانی باید احراز شود. بنابراین، درباره رفتار مصرفی خانوارها در طی زمان در رابطه با حداقل معاش می‌توان فرض مختلفی را در نظر گرفت^۱. ساده‌ترین فرض این است که γ ها در طول زمان دچار تغییر شده و این تغییرات به صورت تابع خطی $\gamma_{it} = \gamma_i^* + \alpha_{it}$ است. براساس رابطه مذکور، γ تابع خطی متغیر زمان است، یا به عبارتی، حداقل میزان کالایی است که در هر دوره توسط خانوارها برای هر کالا صرف می‌شود.

فرض دوم بر مفهوم «شکل‌گیری عادت»^۲ بنا شده است. در مدل «شکل‌گیری عادت»

1. Pollak, R.A. and Wales, T.J. (1969).

2. Habit Formation

فرض می‌شود میزان حداقل مصرف کالا در زمان t به میزان مصرف همان کالا در زمان گذشته بستگی دارد. بنابراین می‌توان نوشت:

$$\gamma_{it} = \gamma_i^* + \alpha_i q_{it-1} \quad (۷)$$

چنانچه در رابطه (۷)، α ها را مساوی صفر قرار دهیم، حالت خاصی از فرض شکل‌گیری عادت را ارائه می‌دهد که به صورت $\gamma_{it} = \gamma_i^*$ است. یعنی این که حداقل میزان مصرف کالای i ام در طول زمان ثابت است. یک حالت خاص دیگر از فرض شکل‌گیری عادت، مدل عادت نسبی است که به صورت زیر معرفی می‌شود:

$$\gamma_{it} = \alpha_i q_{it-1} \quad (۸)$$

یعنی این که حداقل میزان مصرف کالا i ام در این دوره (γ_{it}) بستگی به میزان مصرف همین کالا در دوره گذشته داشته و توسط ضریب α تعدیل می‌شود.

۱-۱. شاخص درست هزینه زندگی در سیستم مخارج خطی

شاخص درست هزینه زندگی معرفی شده توسط تایل^۱ به صورت زیر است:

$$p(p^1, p^0 | u^0) = \frac{c(p^1, u^0)}{c(p^0, u^0)} \quad (۹)$$

این شاخص یک رده مطلوبیتی را در دو بردار متفاوت قیمتی p^1 و p^0 با هم مقایسه می‌کند. با جایگذاری تابع تقاضا (۲) در تابع مطلوبیت مستقیم (۱)، تابع مطلوبیت غیرمستقیم برای سیستم مخارج خطی به صورت زیر به دست می‌آید.

$$u_t(M, p) = \sum_{k=1}^n \beta_k \ln \beta_k + \ln(M - \sum_{k=1}^n \gamma_k p_k) - \sum_{k=1}^n \beta_k \ln p_k \quad (۱۰)$$

که $u_1(0)$ نشانگر تابع مطلوبیت غیرمستقیم است. چنانچه سمت چپ معادله (۱۰) را برابر U ، سطح مطلوبیتی مشخص، قرار داده و آن را برای $M=C(U, p)$ حل کنیم، خواهیم داشت:

$$C(U, p) = e^{c+U} \prod_{k=1}^n p_k^{\beta_k} + \sum_{k=1}^n \gamma_k p_k \quad (۱۱)$$

1. Theil, H. (1980).

که در آن، $c = -\sum_{k=1}^n \beta_k h \beta_k$ است. تابع مخارج (هزینه) $C(U, p)$ در معادله (۱۱) مبنای اصلی استخراج شاخص هزینه زندگی در سیستم مخارج خطی است. با جای‌گذاری معادله (۱۱) در معادله (۹) خواهیم داشت:

$$P(p_t, p_{t-1}|U) = \frac{e^{c+U} \prod_{k=1}^n p_k^{\beta_k} + \sum_{k=1}^n \gamma_k p_k}{e^{c+U} \prod_{k=1}^n p_{k,t-1}^{\beta_k} + \sum_{k=1}^n \gamma_k p_{k,t-1}} \quad (12)$$

سمت راست رابطه (۱۲) شاخص درست هزینه زندگی برای سیستم مخارج خطی را نشان می‌دهد که به سطح مطلوبیت U وابسته است. برای فهم بهتر، فرض کنید سطح مطلوبیت مورد ارزیابی، مطلوبیت دوره گذشته U_{t-1} است (یعنی $U=U_{t-1}$). براساس این تساوی شاخص درست هزینه زندگی $P(p_t, p_{t-1}|U_{t-1})$ به دست می‌آید. صورت کسر این شاخص برابر است با:

$$e^{c+U_{t-1}} \prod_{k=1}^n p_k^{\beta_k} + \sum_{k=1}^n \gamma_k p_k \quad (13)$$

و مخرج آن عبارت است از:

$$e^{c+U_{t-1}} \sum_{k=1}^n p_{k,t-1}^{\beta_k} + \sum_{k=1}^n p_{k,t-1} \gamma_k = M_{t-1} \quad (14)$$

برای بررسی صحت رابطه (۱۳) کافی است U_{t-1} به جای U و P_{t-1} به جای P_t در تابع مخارج – یعنی رابطه (۱۱) – جای‌گذاری شود. از این رو $C(U_{t-1}, P_{t-1}) = M_{t-1}$ به دست می‌آید. برای ارزیابی شاخص هزینه زندگی در سطح مطلوبیت U_{t-1} راحت‌تر آن است که از ضریب انعطاف‌پذیری درآمد استفاده شود. این ضریب که در سیستم مخارج خطی برابر نسبت مخارج فرامعیشتی به کل مخارج است، را با ϕ نشان می‌دهیم. بنابراین با در نظر گرفتن $|\phi_t|$ برای قدر مطلق انعطاف‌پذیری درآمد در t دوره می‌توان نوشت:

$$|\phi_t| = \frac{M_t - \sum_{k=1}^n p_k \gamma_k}{M_t}$$

افزون بر این، با معرفی نسبت مخارج الزامی کالای i ام به کل مخارج الزامی در دوره t ام، یعنی:

$$s_i = \frac{p_i \tilde{a}_i}{\sum_{k=1}^n p_k \tilde{a}_k} \quad i = 1, \dots, n$$

می‌توان شاخص درست هزینه زندگی (۱۲) را به صورت زیر نوشت:

$$P(p_t, p_{t-1} | U_{t-1}) = |\phi_{t-1}| \prod_{i=1}^n \left(\frac{p_k}{p_{k,t-1}} \right)^{\beta_i} + (1 - |\phi_{t-1}|) \sum_{k=1}^n s_{k,t-1} \frac{p_k}{p_{k,t-1}} \quad (15)$$

که $|\phi_{t-1}|$ نسبت درآمد فرامعیشتی به کل درآمد در دوره t-1 یا دوره پایه است. $S_{k,t-1}$ نیز نسبت مخارج الزامی کالای kام به کل مخارج الزامی در دوره t-1 یا دوره پایه است. معادله (۱۵) وضعیت رفاهی خانوار در دو بردار قیمت دوره جاری و دوره قبل را بر مبنای یک سطح رفاهی ثابت دوره قبل مقایسه می‌کند. شاخص فوق از دو بخش تشکیل شده: بخش اول، یک میانگین هندسی از نسبت قیمت‌های جاری به قیمت‌های پایه با وزن $|\phi_{t-1}|$ بوده و بخش دوم میانگین حسابی از همان نسبت قیمت‌ها با وزن $1 - |\phi_{t-1}|$ است. β_i وزن در نظر گرفته شده برای میانگین هندسی جمله اول و S_i نیز وزن در نظر گرفته شده برای میانگین حسابی جمله دوم است. این شاخص به افراد فقیر و ثروتمند وزن‌های متفاوتی می‌دهد. هر قدر فرد ثروتمندتر باشد، صورت کسر $|\phi_{t-1}|$ (درآمد فرامعیشتی) بزرگ‌تر می‌شود و در نتیجه قسمت دوم شاخص فوق صفر می‌شود و تنها عبارت اول نقش اصلی در تعیین شاخص خواهد داشت. حال اگر فرد فقیرتر باشد، درآمد فرامعیشتی کم‌تر و $|\phi_{t-1}|$ کوچک‌تر است. در این حالت، جمله اول به سمت صفر میل کرده و جمله دوم نیز بزرگ‌تر می‌شود. پس مشاهده می‌شود در این حالت عبارت دوم شاخص (میانگین حسابی) نقش تعیین‌کننده‌ای دارد.

۲. مطالعات انجام شده

پژوهش‌های پیشین درباره اثرات رفاهی سیاست‌های تنظیم بازار را می‌توان حول دو

۱. اثبات این رابطه در صفحات ۱۲۱ و ۱۲۲ کتاب زیر آمده است:

Theil, Henri, (1975); "Theory and Measurement of Consumer Demand",

محور اندازه‌گیری رفاه و شاخص‌های هزینه زندگی، و تنظیم بازار طبقه‌بندی کرد. گروه نخست به دلیل اهمیت زیادشان در گذشته‌های دیرین و وجود زیربنای نظری غنای بسیار بالایی که در مطالعات کاربردی و نظری دارند، و در دهه اخیر در جریان مطالعاتی ایران نیز بسیار مورد توجه قرار گرفته است. اما گروه دوم، یعنی تنظیم بازار، به شدت اولی مورد توجه نبوده و این در حالی است که در کشورهای دیگر، این موضوع در حوزه سیاست‌های حمایتی - به‌ویژه در بخش کشاورزی - مورد عنایت قرار گرفته است. در ایران نیز مطالعات انجام‌شده معدودی در این حوزه وجود دارد. بعضی از این مطالعات به شرح زیر است:

مولبائر^۱ به مطالعه موردی تأثیر تغییرات قیمت بر رفتار مصرف‌کننده و اندازه‌گیری نابرابری در گروه‌های مختلف درآمدی در بریتانیا پرداخته است. در مقاله مذکور، ابتدا گروه‌های مختلف خانوار در نظر گرفته شده و سپس شاخص درست هزینه زندگی در هر گروه درآمدی با توجه به مفهوم تغییر رفتار مصرف‌کننده در جایگزینی کالاها نسبت به تغییر قیمت‌ها محاسبه شده است.

بالک^۲ شاخص هزینه زندگی برای سطوح مختلف درآمدی را محاسبه کرده و پارامترهایی که از تقریب مرتبه دوم به دست آمد را توسط سیستم معادلات تفاضلی تخمین زد و سپس شاخص را محاسبه کرد.

بانکز، بلوندل و لیوبل^۳ دو روش برای اندازه‌گیری تغییر رفاه ناشی از اصلاح مالیاتی و تغییر قیمت‌ها ارائه داده‌اند. 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 حالت انفرادی و اجتماعی با استفاده از اندازه‌گیری پولی کاهش رفاه انجام می‌شود.

خسروی‌نژاد (۱۳۸۴) شاخص‌های رفاهی خانوارهای شهری و روستایی برآورد کرده است. مدل مورد استفاده سیستم مخارج خطی عادت نسبی^۴ و معادلات تقاضا و با استفاده از داده‌های ادغام شده برای دهک‌های هزینه‌ای در سال‌های ۶۳-۷۵ بوده و نتایج حاصل

1. Mullbauer (1974).

2. Balk (1990).

3. Banks, J. and R. Blundell and A. Lewbel (1996).

4. Proportional habit

از محاسبه شاخص درست هزینه زندگی^۱ حاکی از روند صعودی این شاخص در سال‌های مورد مطالعه است. علاوه بر این، در این پژوهش شاخص‌های هزینه زندگی برای متوسط خانوارهای شهری و روستایی به تفکیک محاسبه شده است.

خسروی‌نژاد (۱۳۸۸) با استفاده از سیستم معادلات تقاضای تقریباً ایده‌آل و در نظر گرفتن مشخصه‌های اجتماعی خانوار، سه شاخص رفاهی درآمد معادل، تغییرات جبرانی و شاخص درست هزینه زندگی را برآورد و محاسبه کرده و داده‌ها و آمار مورد استفاده در این تحقیق، داده‌های خام بودجه خانوار شهری در سال‌های ۱۳۷۶ لغایت ۱۳۸۱ است. در این مقاله خانوارهای شهری ایران را به پنج طبقه مستقل و متمایز تقسیم شده و سپس، سیستم تقاضا و شاخص‌های رفاهی برای هر یک از طبقات پنج‌گانه برآورد و محاسبه شده است. معادلات تقاضای برآورد شده شامل نان، لبنیات (شیر و پنیر) و تخم‌مرغ، قند و شکر، روغن نباتی، سایر خوراکی‌ها و غیرخوراکی‌ها است. براساس نتایج به دست آمده، سیاست تعدیل قیمت نان از نظر شاخص هزینه زندگی (نسبت تغییرات شاخص درست هزینه زندگی) برای طبقه اول و دوم بزرگ‌تر از واحد بوده و این نسبت با حرکت از طبقه دوم به پنجم در حال کاهش است.

خسروی‌نژاد و صیامی (۱۳۹۱) نظریه شاخص‌های عددی با تأکید بر رویکرد اقتصادی معرفی و کاربرد آن در اقتصاد رفاه از بعد مصرف‌کننده را بررسی کرده و سپس شاخص درست هزینه زندگی خانوار شهری و روستایی ایران را با استفاده از سیستم معادلات تقاضای تقریباً ایده‌آل سال‌های ۷۰-۱۳۸۶ برآورد و محاسبه کرده‌اند. براساس نتایج این تحقیق، شاخص درست هزینه زندگی در دوره ۷۰-۱۳۸۶ برای خانوار متوسط شهری کوچک‌تر از خانوار متوسط روستایی بوده و این خانوارها به دلیل افزایش هزینه‌های زندگی نسبت به خانوار شهری رفاه بیش‌تری از دست داده‌اند.

قادری^۲ در مطالعه خود به بررسی آثار سیاست‌های حمایتی دولت بر ساختار مصرف، تولید و قیمت کالاهای کشاورزی پرداخته است. روش مطالعه وی مدل تعادل جزیی بوده و پس از مدل‌سازی برای کالاهای گندم (آبی و دیم) و برنج، از طریق مدل‌های اقتصادسنجی

1. The True Cost of Living Index.

۲. قادری، حسین. بررسی آثار سیاست‌های حمایتی دولت بر ساختار مصرف، تولید و قیمت کالاهای کشاورزی اساسی در ایران، مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی. بی‌تا.

معادلات برآزش شده، و سپس شبیه‌سازی سیاست‌های حمایتی صورت گرفته است. وجوه تمایز مطالعه حاضر با مطالعه پیش گفته را می‌توان به شرح زیر بیان کرد.

- موضوع مطالعه قادری ساختار مصرف، تولید و قیمت بوده و به اثرگذاری سیاست‌ها بر رفاه خانوارها توجه ندارد. این در حالی است که مطالعه حاضر به‌طور ویژه به این موضوع پرداخته است.
- مطالعه قبلی تنها در مورد دو کالای گندم و برنج انجام شده، در حالی که سیاست‌های تنظیم بازار در مورد کالاهای مختلف صورت گرفته و جنبه‌های مختلفی داشته و از اهداف مطالعه حاضر است.
- دوره زمانی مطالعه قبلی دهه‌های ۶۰ و ۷۰ است. در سال‌های دهه ۱۳۸۰، بعضی سیاست‌های جدید در حوزه تنظیم بازار به کار گرفته شد که مطالعه حاضر آن‌ها را مورد توجه قرار خواهد داد.

مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی پژوهش‌های مختلفی در حوزه تنظیم بازار کالاها، تعریف و اجرا کرده است. این پژوهش‌ها درباره بازار کالاهای کشاورزی شامل: گوشت قرمز، روغن نباتی، سیب‌زمینی، پیاز، چای، گوشت مرغ، تخم مرغ، برنج، گندم، حبوبات، لبنیات، زعفران و خرما است که به شرح مطالبی درباره وضعیت تولید، مصرف، تجارت این کالاها در داخل و خارج از کشور می‌پردازند. همچنین، یک فصل از مطالب این پژوهش‌ها به سیاست‌های اقتصادی اعمال شده بر مؤلفه‌های بازار این کالاها اختصاص دارد.

۳. برآورد سیستم مخارج خطی و محاسبه شاخص هزینه زندگی برای خانوارهای شهری

در هر تحقیق تعیین سطح هم‌فرونی مطالعه به دو عامل بستگی دارد: الف) هدف از تحقیق و ب) اطلاعات موجود. هدف این مطالعه، ارزیابی اثرات سیاست‌های تنظیم بازار کالاهای اساسی بر رفاه خانوارهای شهری است. به عبارت دیگر، این مطالعه در پی ارزیابی تغییرات رفاهی سیاست‌های تنظیم بازار کالاهای اساسی در دهه ۱۳۷۰ و ۱۳۸۰ است. این رفاه (همان‌گونه که قبلاً نیز گفته شد) از طریق مصرف سبد کالا و خدمات توسط خانوار

شهری حاصل شده است. هر تغییر در مصرف یک کالا (گروه کالا) از طریق متغیرهای برونزای قیمت و درآمد، می‌تواند به تغییر مصرف بقیه کالاهای سبد مصرفی ختم شود. براین اساس، باید به رفتار مصرفی خانوار به‌عنوان یک مجموعه سیستمی توجه کرد. در این مطالعه از آمارهای بودجه خانوار جمع‌آوری شده توسط طرح آمارگیری بودجه خانوار مرکز آمار، استفاده شده است.

مرکز آمار ایران تمام کالاها و خدمات مصرفی خانوارهای شهری و روستایی تا سال ۱۳۸۳ را براساس سیستم کدگذاری و توصیف کالاهای هماهنگ (CPC) به هشت گروه خوراکی‌ها، آشامیدنی‌ها و دخانیات، «پوشاک و کفش»، «مسکن، سوخت و آب و برق»، «مبلمان و اثاثیه منزل»، «بهداشت و درمان»، «حمل‌ونقل و ارتباطات»، «تفریحات، سرگرمی‌ها و خدمات فرهنگی» و «کالاها و خدمات متفرقه» تقسیم کرده است. این تقسیم‌بندی از سال ۱۳۸۳ به بعد (که مرکز آمار ایران طبقه‌بندی مصرف فردی برحسب هدف را اجرا کرد) تغییر کرد. در این تحقیق، از تمام گروه‌های هزینه‌ای هشت‌گانه پیش‌گفته (و گروه‌های متناظر آن در COICOP) برای برآورد سیستم مخارج خطی استفاده شده است. به این‌گونه که شش گروه اول به‌صورت مستقیم و دو گروه آخر یعنی «تفریحات، سرگرمی‌ها و خدمات فرهنگی» و «کالاها و خدمات متفرقه» با هم تجمیع شده و در قالب گروه کالایی «سایر کالاها» وارد مدل شده‌اند. همچنین، برای قیمت گروه‌های کالایی، از آمارهای شاخص قیمت بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران در مناطق شهری استفاده شده است.

۱-۳. روش تخمین سیستم مخارج خطی

براساس معادله (۵)، یک دستگاه پویای تقاضا از سیستم مخارج خطی برای تابع تقاضا به‌صورت کلی مطرح شده که به شرح زیر است:

$$E_i = \gamma_i p_i - \beta_i \sum_k \gamma_k p_k + \beta_i M_i + u_i \quad (16)$$

که در آن $E_i = p_i q_i$ است. حال با جانشین کردن رابطه (۸) در رابطه (۱۶) داریم:

$$E_i = \alpha_i q_{i-1} p_i - \beta_i \sum_j \alpha_j p_j q_{j-1} + \beta_i M_i + u_i \quad (17)$$

از آنجا که بنا به تعریف $q_t = \frac{E_{t-1}}{p_{t-1}}$ است، می‌توان متغیر جدیدی مثل X_{it} را به صورت زیر تعریف کرد:

$$X_{it} = \frac{E_{t-1}}{p_{t-1}} \times p_t \quad (18)$$

پس از جایگذاری رابطه (۱۸) در معادله (۱۷) داریم:

$$E_i = \alpha_i X_i - \beta_i \sum_j \alpha_j X_j + \beta_i M_i + u_i \quad (19)$$

برآورد سیستم مخارج خطی، پیچیدگی خاصی دارد؛ زیرا هر چند متغیرهای این سیستم خطی‌اند، اما رابطه میان پارامترها به صورت غیرخطی است. از این رو، روش برآورد و خصوصیات آماری برآوردیاب‌ها به ساختاری وابسته است که برای جمله اختلال در نظر گرفته می‌شود. چنانچه بپذیریم جملات اختلال معادلات مختلف از هم مستقل نبوده و به هم وابسته‌اند، آن‌گاه روش برآورد دستگاه معادلات (۱۹)، روش رگرسیون‌های به ظاهر نامرتب^۱ (SUR) یا روش حداکثر درست‌نمایی با اطلاعات کامل^۲ (FIML) خواهد بود. ماتریس واریانس - کوواریانس جملات اختلال چنین دستگاهی با ویژگی‌های یادشده، به صورت زیر است^۳:

$$E(u_i u_j') = \sigma_j \dot{E} \quad i, j = 1, 2, \dots, 7$$

$$= \begin{bmatrix} \sigma_1 I & \sigma_1 I & \dots & \sigma_1 I \\ \sigma_1 I & \sigma_2 I & \dots & \sigma_1 I \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_1 I & \sigma_1 I & \dots & \sigma_1 I \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sigma_1 & \sigma_1 & \dots & \sigma_1 \\ \sigma_1 & \sigma_2 & \dots & \sigma_1 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_1 & \sigma_1 & \dots & \sigma_1 \end{bmatrix} \otimes I = \dot{O} \otimes I$$

برای $i=j$ جملات اختلال در هر معادله واریانس همسان بوده و همبستگی پیاپی ندارد، اگرچه مقدار واریانس ثابت ممکن است در معادله‌های مختلف، متفاوت باشد. برای $i \neq j$ همبستگی همزمان غیرصفر و همبستگی غیرهمزمان صفر^۴ بین جملات دو معادله مختلف

1. Seemingly Unrelated Regressions.

2. Full Information Maximum Likelihood.

3. Johnston and DiNardo (1997); p. 319.

4. Contemporaneous Assumption

فرض می‌شود که به این ترتیب، وابستگی جملات اختلال معادلات مختلف از یک سو و برابری واریانس جملات این معادلات از سوی دیگر در نظر گرفته می‌شود. جهت برآزش پارامترهای سیستم مخارج خطی براساس شکل‌گیری عادت (HLES) باید یکی از معادلات کنار گذاشته شود.

۳-۲. برآورد مدل

پارامترهای سیستم مخارج خطی در حالت پویا (با فرض شکل‌گیری عادت برای حداقل معاش‌ها) با به کارگیری روش رگرسیون‌های به‌ظاهر نامرتبط (SUR) بر دستگاه (۱۹) و کنار گذاشتن معادله گروه کالایی «سایر کالاها» توسط داده‌های بودجه خانوار شهری در دوره ۸۹-۱۳۷۰ برآورد شده و نتایج آن در جدول (۱) آمده است.

جدول ۱- برآورد پارامترهای سیستم مخارج خطی خانوارهای شهری

سایر کالاها	حمل و نقل و ارتباطات	بهداشت و درمان	کالا و خدمات در منزل	مسکن	پوشاک	خوراک و دخانیات	گروه کالا پارامترها
۰/۲۸۳	۰/۱۲۲۶ ۱/۱	۰/۰۶۷ ۱/۱	۰/۰۵۸۵ ۶/۲	۰/۳۱۳ ۳/۷	۰/۰۱۰۳ ۱/۸	۰/۱۴۶۳ ۱/۶	β آماره t
۰/۴۸۳ ۶/۹	۰/۶۱۲ ۲/۷	۰/۶۵۳ ۲/۰	۰/۴۸۵ ۵/۷	۰/۵۷۰ ۳/۵	۰/۹۰۲ ۱/۹	۰/۷۱ ۳/۴	α آماره t
-	۰/۹۹	۰/۹۹۷	۰/۹۸۴	۰/۹۹۴	۰/۹۹۱	۰/۹۹۷	R^2

کلیه آماره‌های t بر مقیاس ۱۰۰۰۰ هستند.

منبع: یافته‌های پژوهش

ضریب مخارج فرامعیشتی برای گروه کالایی «سایر کالاها» به صورت زیر به دست آمده

است:

$$\beta_v = 1 - \sum_{i=1}^6 \beta_i$$

که عدد یک نشانگر برابر واحد بودن جمع کلیه ضرایب فرامعیشتی است. چنانچه درآمد (مخارج کل) فرامعیشتی یک خانوار شهری ۱۰۰۰۰ ریال افزایش یابد، ۱۴۶۳ ریال

آن صرف مواد خوارکی، ۱۰۳ ریال صرف پوشاک و کفش، ۳۱۳۰ ریال صرف مسکن و سوخت و ۲۸۳۰ ریال صرف مخارج سایر کالاها (شامل تفریح و تحصیل، کالاها و خدمات متفرقه) می‌شود.

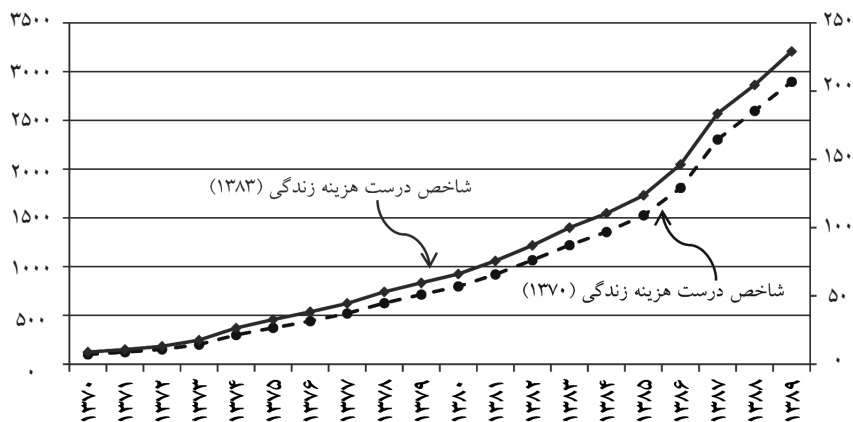
۳-۳. محاسبه شاخص هزینه زندگی

همان‌گونه که در مقدمه بیان شد، هر دو شاخص هزینه زندگی (CLI) و شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI) می‌توانند در تحلیل رفاهی استفاده شوند، ولی باید توجه کرد که میان این دو شاخص تفاوت‌هایی وجود دارد. شاخص قیمت مصرف‌کننده تغییرات قیمت کالاها را براساس ثابت بودن یک سبد پایه محاسبه می‌کند، درحالی‌که زیربنای محاسبه شاخص هزینه زندگی، ثبات مطلوبیت مرجع است. از سوی دیگر، براساس مبانی نظری، به هنگام تغییرات قیمت، مصرف‌کننده اقدام به جانشینی کالاها برای ثابت ماندن مطلوبیت خود (حرکت بر روی منحنی بی‌تفاوتی مرجع) نموده و این مهم در برآورد سیستم تقاضا و محاسبه شاخص زندگی میسر می‌شود. این در حالی است که شاخص قیمت مصرف‌کننده فاقد اثرات جایگزینی کالاها بوده و از این منظر دچار تورش جانشینی^۱ است. البته در دهه‌های گذشته تلاش زیادی برای رفع نقاط ضعف و تورش‌های CPI انجام شده و شاخص‌های جدیدی به ادبیات معرفی شده است که بحث درباره آن از دامنه موضوعی این مقاله خارج است. چنانچه موضوع مطالعه ارزیابی تغییرات رفاهی باشد، استفاده از شاخص هزینه زندگی صحیح‌تر بوده و این مقاله نیز از این شاخص استفاده کرده است.

بر مبنای رابطه (۱۵)، شاخص درست هزینه زندگی برای خانوارهای شهری با استفاده از برآورد پارامترهای سیستم مخارج خطی (جدول ۱) محاسبه شده و نمودار (۱) شاخص درست هزینه زندگی برای خانوارهای شهری (متوسط) ایران در سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۹ را نشان می‌دهد. سال پایه برای محاسبه شاخص، یک بار سال ۱۳۸۳ و بار دیگر سال ۱۳۷۰ در نظر گرفته شده است.^۲

1. Substitution Bias.

۲. انتخاب سال پایه ۱۳۷۰ مبنی بر سال اول دوره مطالعه بوده و می‌توان سال‌های دیگری همچون سال ۱۳۷۶ را به‌عنوان سال پایه در نظر گرفت و شاخص هزینه زندگی را محاسبه کرد.



منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار ۱- شاخص درست هزینه زندگی خانوارهای شهری برای سال‌های پایه ۱۳۷۰ و ۱۳۸۳

محور سمت چپ نمودار (۱) مقیاس‌های عددی برای شاخص هزینه زندگی سال پایه ۱۳۷۰ و محور سمت راست برای سال پایه ۱۳۸۳ در نظر گرفته شده است. هر دو خط تقریباً یک روند نمایی را نشان می‌دهند، اگرچه مقدار عددی آن‌ها در هر سال متفاوت است.

ارزیابی سیاست‌های تنظیم بازار

در یک تقسیم‌بندی کلی، سیاست‌های تنظیم بازار کالاهای اساسی را می‌توان به سیاست‌های داخلی و سیاست‌های مرزی گروه‌بندی کرد. برای احصای مقادیر عددی این سیاست‌ها، ارقام ریالی هزینه شده برای اجرای آن‌ها در قالب بودجه سنواتی دولت در نظر گرفته شده است. ارزیابی سیاست‌های تنظیم بازار کالاهای اساسی بر شاخص هزینه زندگی، مستلزم هموار بودن داده‌های این سیاست‌ها است. برای این منظور، سیاست‌های مذکور در سه گروه مستمر، نیمه‌مستمر و مقطعی طبقه‌بندی شده‌اند. معیار طبقه‌بندی به این صورت است که: سیاست مستمر سیاستی است که در کل دوره اجرا شده باشد. سیاست نیمه‌مستمر، سیاستی است که در دوره‌ای بیش از پنج سال اجرا شده است. و در نهایت سیاست مقطعی، سیاستی است که به صورت مقطعی و برای دوره محدودی اجرا می‌شود. طبقه‌بندی انواع سیاست‌های تنظیم بازار در جدول (۲) نشان داده شده است.

**جدول ۲- طبقه‌بندی انواع سیاست‌های تنظیم بازار
به سه گروه مستمر، نیمه‌مستمر و مقطعی در دوره ۸۹-۱۳۷۰**

ردیف	نام سیاست	دوره زمانی	نوع سیاست
۱	پرداخت یارانه به نهاده‌ها	۱۳۷۰-۸۳	نیمه‌مستمر
۲	پرداخت یارانه به کالاهای اساسی (گندم)	۱۳۷۰-۸۹	مستمر
۳	پرداخت یارانه به کالاهای اساسی برای جیره‌بندی	۱۳۷۰-۸۹	مستمر
۴	ذخیره‌سازی (گوشت مرغ، میوه و مرکبات، اقلام مختلف)	۱۳۸۱-۸۹	نیمه‌مستمر
۵	اعطای کمک‌های مالی برای ذخیره‌سازی و انبارداری	۱۳۷۰-۷۴ ۱۳۸۶-۸۸	نیمه‌مستمر
۶	سهامیه تولید (قند و شکر)	۱۳۸۱-۸۲	مقطعی
۷	انتقال تولید از نواحی مازاد تولید (پیاز و گوجه‌فرنگی)	۱۳۸۸ و ۱۳۸۶	مقطعی
۸	قیمت تضمینی (برنج و گندم)	۱۳۷۰-۸۹	مستمر
۹	یارانه صادراتی (مرغ، تخم مرغ، چای، میگو، نساجی و کشمش)	۱۳۸۰-۸۲	مقطعی
۱۰	تعرفه فصلی (جو، ذرت، برنج، سیب، پرتغال، نارنگی)	۱۳۸۳-۸۹	نیمه‌مستمر
۱۱	خرید توافقی	۱۳۸۶-۸۹	مقطعی
۱۲	بیمه محصولات کشاورزی	۱۳۷۱-۷۹	نیمه‌مستمر
۱۳	پرداخت مستقیم و غیر ادواری	۱۳۷۹-۸۵	نیمه‌مستمر

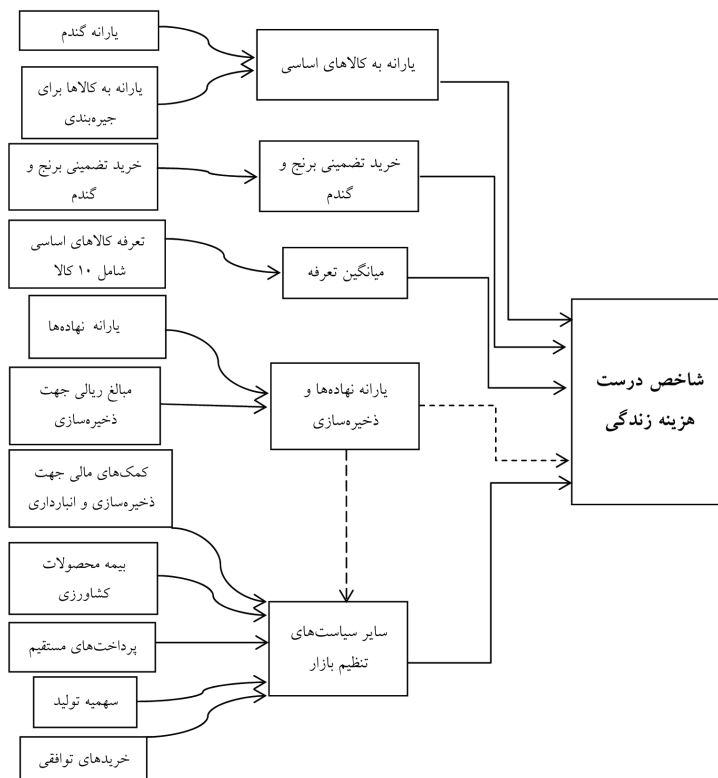
منبع: طبقه‌بندی پژوهش حاضر.

منابع آماری: سازمان حمایت مصرف‌کنندگان و تولیدکنندگان، گمرک جمهوری اسلامی ایران، شرکت بازرگانی دولتی ایران، قوانین بودجه سنواتی و دبیرخانه ستاد تنظیم بازار.

ارزیابی آثار سیاست‌های تنظیم بازار بر رفاه خانوارهای شهری در قالب دو پرسش اصلی یعنی «آیا سیاست‌های اجرا شده تنظیم بازار کالاهای اساسی تأثیر معناداری بر کاهش هزینه زندگی خانوارهای شهری داشته است؟» و «سهم هریک از سیاست‌های تنظیم بازار کالاهای اساسی بر هزینه زندگی خانوارهای شهری چه بوده است؟» در نظر گرفته شد.

برای ارزیابی سیاست‌های تنظیم بازار بر شاخص رفاهی هزینه زندگی می‌توان از یک مدل مفهومی در قالب نمودار (۲) استفاده کرد. همان‌گونه که قبلاً نیز تشریح شد، بعضی سیاست‌های اجرا شده به صورت مستمر نبوده، بلکه حالت نیمه‌مستمر و یا مقطعی داشته‌اند؛

بنابراین، سعی شده این سیاست‌ها در قالب مجموعه محدودتری تجمیع شده و سپس اثرات آن‌ها در قالب مدل ارائه شود. نمودار (۲) نحوه تجمیع این سیاست‌ها را نشان می‌دهد.



منبع: پژوهش حاضر

نمودار ۲- تجمیع سیاست‌های تنظیم بازار و اثرگذاری آن‌ها بر شاخص هزینه زندگی

بر اساس مباحث فوق می‌توان فرم عمومی مدل اقتصادسنجی زیر را در نظر گرفت:

$$w_t = f(SG_t, PB, SIS, TG_t, OT_t, u) \quad t = 1370, \dots, 1389 \quad (20)$$

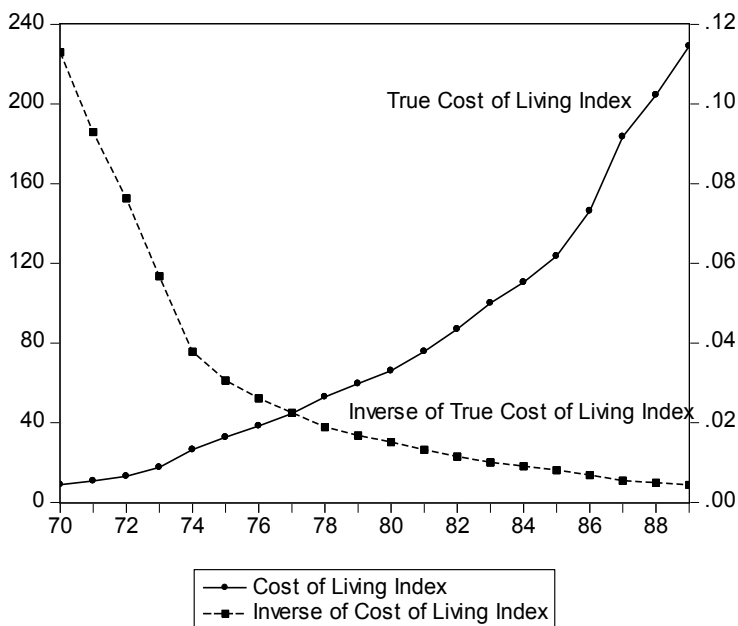
که اجزای آن عبارتند از:

w_t ، شاخص‌های رفاهی در سال t ام، شاخص درست هزینه زندگی؛

SG_t ، یارانه به گندم و کالاهای اساسی برای جیره‌بندی در سال t ام؛

PB_t ، خریدهای تضمینی برنج و گندم در سال t ام؛
 SIS_t ، یارانه به نهاده‌ها و پرداخت‌های انجام‌شده برای ذخیره‌سازی در سال t ام؛
 TG_t ، تعرفه کالاهای تنظیم بازار در سال t ام؛
 OT_t ، سایر سیاست‌های تنظیم بازار کالاهای اساسی در سال t ام؛
 u_t ، جمله اختلال.

نمودار (۳) روند حرکت شاخص درست هزینه زندگی را نشان می‌دهد. این شاخص طی دوره مورد مطالعه یک روند صعودی و تقریباً نمایی را دنبال می‌کند. برای ارزیابی آثار سیاست‌های تنظیم بازار کالاهای اساسی بر شاخص مذکور، ابتدا لازم است که شاخص معکوس شود؛ زیرا سیاست‌های تنظیم بازار کالاهای اساسی منجر به کاهش قیمت‌ها و به تبع آن کاهش شاخص درست هزینه زندگی خواهد شد. بنابراین، انتظار می‌رود سیاست‌های مذکور با معکوس شاخص درست هزینه زندگی رابطه مستقیم داشته باشد. روند حرکت معکوس شاخص درست هزینه زندگی در نمودار (۳) نشان داده شده است.



منبع: پژوهش حاضر.

نمودار ۳- شاخص درست هزینه زندگی و معکوس آن بر اساس سال پایه ۱۳۸۳

برای برازش مدل (۲۰) انواع تصریح‌های خطی، نیمه‌لگاریتمی، و تمام‌لگاریتمی با تعریف‌های مختلف متغیرهای مستقل مانند: به قیمت‌های جاری؛ به قیمت‌های ثابت؛ به همراه ترکیب‌های مختلف از زیرمجموعه‌های سیاست‌ها تنظیم بازار استفاده شد، اما برآورد مناسبی از مدل به دست نیامد. با دقت بیش‌تر به نمودار شاخص درست هزینه زندگی، می‌توان دریافت که احتمالاً فرم ریاضی رابطه به صورت یک تابع هذلولی قائم است؛ به گونه‌ای که این شاخص با متغیرهای مستقل رابطه معکوس دارد^۱. در حالت دو متغیره رابطه متغیر وابسته (Y) و متغیر مستقل (X) به صورت زیر است:

$$(Y - \alpha_1)(X - \alpha_2) = \alpha_3 \quad (21)$$

معادله (۲۱) یک هذلولی قائم^۲ با مجانب‌های $Y = \alpha_1$ و $X = \alpha_2$ را نشان می‌دهد که می‌توان آن را به صورت زیر نوشت:

$$Y = \alpha_1 + \frac{\alpha_3}{X - \alpha_2} \quad (22)$$

معادله (۲۲) نسبت به α ها غیرخطی است. در دو حالت خاص، می‌توان از تبدیل‌های خطی‌کننده برای معادله (۲۲) استفاده کرد. با فرض $\alpha_2 = 0$ خواهیم داشت:

$$Y = \alpha + \beta \left(\frac{1}{X} \right) \quad (23)$$

که در آن $\alpha = \alpha_1$ و $\beta = \alpha_3$ است. همچنین، با قرار دادن $\alpha_1 = 0$ خواهیم داشت:

$$\left(\frac{1}{Y} \right) = \alpha + \beta X \quad (24)$$

که در آن $\alpha = -\alpha_3/\alpha_1$ و $\beta = 1/\alpha_1$ می‌باشد. معادله (۲۴) در حالت $\beta > 0$ که یک منحنی نزولی را ارائه می‌کند، به دفعات در مطالعات منحنی‌های فیلیپس به کار رفته است. به طوری که Y نشان‌دهنده نرخ تغییر دستمزد یا قیمت و X نشانگر نرخ بیکاری است. برای هدف این مطالعه یعنی رابطه میان شاخص درست هزینه زندگی با سیاست‌های تنظیم بازار،

۱. برای اطلاع بیش‌تر درباره این تابع و چگونگی برآورد آن ر.ک.: روش‌های اقتصادسنجی، نوشته جک جانستون و جان دیناردو، ترجمه فریدون اهرابی و علی‌اکبر خسروی‌نژاد، صص ۶۳-۶۰، جلد اول، چاپ دوم.

2. Rectangular Hyperbola.

فرم معادله (۲۴) مد نظر قرار گرفت. پس از برازش‌های مختلف با روش حداقل مربعات معمولی شکل ریاضی زیر با تعریف متغیرهای ذی‌ربط به‌عنوان بهترین برازش مشخص گردید:

$$\text{INCLI83}_t = \beta_1 + \beta_2 T_t + \beta_3 \text{PB}_t + \beta_4 \text{SG}_t + \beta_5 \text{OT}(-1)_t + \beta_6 \text{TG10}_t + u_t \quad (25)$$

که اجزای آن عبارتند از:

INCLI83_t ، معکوس شاخص درست هزینه زندگی سال پایه ۱۳۸۳ در زمان t ؛

T_t ، متغیر زمان در زمان t ؛

PB_t ، مبالغ ریالی صرف‌شده بابت خرید تضمینی برنج و گندم به‌قیمت‌های جاری

به‌میلیارد ریال در سال t ؛

SG_t ، یارانه به کالاهای اساسی به قیمت‌های جاری به میلیارد ریال در سال t ؛

$\text{OT}(-1)_t$ ، سرجمع مبالغ ریالی صرف‌شده بابت اجرای سایر سیاست‌های تنظیم بازار

کالاهای اساسی به‌قیمت‌های جاری به‌میلیارد ریال در سال قبل یا زمان $t-1$ ؛

TG10_t ، متوسط نرخ تعرفه برای ده کالای: روغن خام، شکر خام، گندم، برنج، جو،

ذرت، گوشت قرمز، گوشت مرغ، سیب درختی و پرتقال در سال t .

در تعریف اخیر، سایر سیاست‌های تنظیم بازار (نمودار ۲) با «یارانه نهاده‌ها» و «مبالغ

ریالی جهت ذخیره‌سازی» تجمیع شده‌اند. معمولاً در ایفای تعهدات بودجه سالانه کشور،

مبالغ ریالی پیش‌بینی شده برای هزینه کرد در سال آتی مدنظر است. بنابراین، به‌نظر می‌رسد

سرجمع مبالغ مذکور در قالب متغیر سایر سیاست تنظیم بازار به‌صورت یک متغیر با وقفه

یک ساله عمل می‌کند. در برازش مدل (۲۵)، این متغیر هم به‌صورت جاری و هم به‌صورت

با وقفه وارد مدل گردید، ولی براساس ضوابط آماری گزینش مدل، حالت وقفه یک ساله

این متغیر نتیجه بهتری را ارائه کرد. نتایج حاصل از برازش مدل (۲۵) با روش حداقل

مربعات معمولی برای دوره ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۹ در جدول (۳) آمده است.

همان‌گونه که ملاحظه می‌شود، علامت تمام ضرایب برآوردی (به غیر از متغیر روند)

مثبت بوده و همگی از نظر آماری معنا دارند. از آنجا که در برازش اولیه سال ۱۳۸۱، یک

تغییر شدید و شکستگی در مدل ملاحظه گردید، لذا برای لحاظ این تغییرات در مدل از

متغیر مجازی D811 استفاده شد. متغیر مذکور برای سال ۱۳۸۱ تا سال ۱۳۸۹ کمیت ۱ و

مابقی سال‌ها کمیت صفر اختیار کرده است. ضریب برآورد شده متغیر مجازی مثبت و از نظر آماری معنادار است. به این معنی که تابع در دوره ۱۳۸۱ تا ۱۳۸۹ به سمت بالا منتقل شده است. جمیع متغیرهای توضیحی توانسته‌اند ۹۴ درصد متغیر وابسته را توضیح دهند (\bar{R}^2) که این آماره نشانگر خوبی مدل برازش شده است. همچنین، آماره F بیانگر معناداری کل رگرسیون تخمینی است.

جدول ۳- برآورد مدل اثرات سیاست‌های تنظیم بازار بر معکوس شاخص درست هزینه زندگی سال پایه ۱۳۸۳

متغیرها	توضیح متغیر	ضرایب	آماره t
C	ضریب ثابت	۰/۰۷۹۵۸	۱۳/۳۵۴
T	روند زمانی	-۰/۰۱۰۴۳	-۱۱/۸۵۴
PB	خرید تضمینی برنج و گندم (میلیارد ریال)	۱/۳۶E-۰۶	۴/۱۸۹
SG	یارانه به کالاهای اساسی (میلیارد ریال)	۶/۵۲E-۰۷	۲/۵۲۳
OT (-1)	دیگر سیاست‌های تنظیم بازار در دوره قبل (میلیارد ریال)	۱/۴۳E-۰۵	۴/۱۵۸
TG10	متوسط نرخ تعرفه برای ده محصول	۰/۰۰۰۵۵۲	۳/۹۷۶
D811	متغیر مجازی برای سال ۱۳۸۱	۰/۰۲۰۸	۲/۸۸۹
R^2	۰/۹۵۹	\bar{R}^2	۰/۹۳۹
F - statistic	۴۶/۸۲۰	DW	۱/۵۳
آزمون خودهمبستگی بروش - گادفری		آزمون واریانس همسانی بروش - پیگان - گادفری	
Obs*R-square= 1.81 Prob.Chi-Square(1)= 0.178		Obs*R-square=6.50 Prob.Chi-Square(4)=0.369	
F-Statistic (1, 11)= 4.506 Prob.F(1, 11)= 0.0597		آزمون مشخص نمایی مدل، RESET رمزی	
آزمون پیش‌بینی چآو برای ثبات پارامترها			
Year 1384 F-Statistic (6, 6)= 2.90		Year 1385 F-Statistic(5, 7)= 3.08	
Year 1386 F-Statistic (4, 8)= 2.19		Year 1387 F-Statistic(3, 9)= 0.218	
Year 1388 F-Statistic(2, 10)= 0.309			

منبع: نتایج مطالعه.

برای تفسیر ضرایب مدل فوق باید توجه شود که اگرچه متغیرهای توضیحی در سمت راست معادله خطی‌اند، ولی متغیر وابسته در سمت چپ معادله، معکوس شاخص درست هزینه زندگی است. بنابراین، برای استخراج اثرات نهایی باید از تابع مشتق جزئی گرفته شود. با دیفرانسیل‌گیری از معادله (۲۴) داریم:

$$-\frac{dY}{Y^*} = \beta dX \Rightarrow \frac{dY}{dX} = -\beta Y^* \quad (26)$$

پس شیب ثابت نبوده و تابعی از مقدار متغیر وابسته است. برای مدل مورد برآورد یعنی معادله (۲۵) داریم:

$$\begin{aligned} \frac{\partial CLI}{\partial PB} &= -\beta_r (CLI)^* & (27) \\ \frac{\partial CLI}{\partial SG} &= -\beta_s (CLI)^* \\ \frac{\partial CLI}{\partial OT(-)} &= -\beta_o (CLI)^* \end{aligned}$$

با استفاده مشتقات جزئی (۲۷) و برآورد پارامترهای مدل (۲۵) مندرج در جدول (۳)، اثرات نهایی (شیب‌ها) بر شاخص درست هزینه زندگی در دوره‌های مختلف محاسبه شده و در جدول (۴) آمده است.

جدول ۴- اثرات نهایی (شیب‌ها) برآورد مدل (۲۵) بر شاخص درست هزینه زندگی در دوره‌های مختلف

دوره / اثرات نهایی (شیب‌ها) بر شاخص درست هزینه زندگی					پارامترها	نام متغیرها
۷۰-۸۹	۸۹	۸۷-۸۹	۸۱-۸۹	۷۰-۸۰		
۸۱/۵۷	۲۲۹/۰۷	۲۰۵/۷۱	۱۴۰/۰۴	۳۳/۷۳	میانگین (CLI83)	
۰/۶۹۴	۵/۴۷۱	۴/۴۱۲	۲/۰۴۵	۰/۱۱۹	-۰/۰۱۰۴۲۶	T
۰/۰۰۹-	۰/۰۷۱-	۰/۰۵۸-	۰/۰۲۷-	۰/۰۰۱۵-	۱/۳۶E-۰۶	PB
۰/۰۰۴-	۰/۰۳۴-	۰/۰۲۸-	۰/۰۱۳-	۰/۰۰۰۷-	۶/۵۲E-۰۷	SG
۰/۰۹۵-	۰/۷۵-	۰/۶۰۵-	۰/۲۸-	۰/۰۱۶-	۱/۴۳E-۰۵	OT
۰/۰۳۷-	۰/۲۹-	۰/۲۳۴-	۰/۱۰۸-	۰/۰۰۶-	۰/۰۰۰۵۵۲	TG10

اثر نهایی متغیر اول، متغیر روند زمانی (T) است. با توجه به تغییر سلیقه مصرف کننده در طی زمان، تغییر علائق در بلندمدت، ورود کالاها و خدمات نوظهور در سبد مصرفی خانوار متغیر روند می‌تواند این اثرات را در بطن خود لحاظ نماید. در کل دوره ۸۹-۱۳۷۰ تغییر سالانه زمان، شاخص درست هزینه زندگی را ۰/۷ واحد درصد افزایش می‌دهد. به عبارت دیگر، افزایش قیمت‌ها که بخشی از آن ناشی از ساختار اقتصادی است، در کل دوره مورد مطالعه سالانه ۰/۷ واحد درصد بر شاخص هزینه زندگی افزوده شده؛ در حالی که در دهه ۱۳۷۰ این رقم ۰/۱۲ بوده است. در دهه ۱۳۸۰ سالانه دو درصد و در سال انتهایی دوره یعنی سال ۱۳۸۹، به ۵/۵ واحد درصد در حداکثر خود افزایش می‌یابد.

افزایش مبالغ ریالی برای یارانه کالاهای اساسی (SG) به میزان یک میلیارد ریال، به طور متوسط شاخص درست هزینه زندگی را به میزان ۰/۰۰۴ واحد کاهش می‌دهد. افزایش مبالغ ریالی برای خرید تضمینی برنج و گندم به میزان یک میلیارد ریال، براساس ضریب مربوطه (β)، به طور متوسط برای کل دوره ۸۹-۱۳۷۰ شاخص درست هزینه زندگی را به میزان ۰/۰۰۹ واحد کاهش می‌دهد. در مورد سایر سیاست‌های تنظیم بازار (PB)، افزایش مبالغ ریالی برای این سیاست به میزان یک میلیارد ریال در یک دوره به طور متوسط شاخص درست هزینه زندگی در دوره بعد را به میزان ۰/۰۹۵ واحد کاهش می‌دهد.

برای تشخیص عدم وجود مشکلات ناشی از خودهمبستگی و واریانس ناهمسانی، از آزمون‌های بروش - گادفری و بروش - پیگان/گادفری استفاده شده است. برای خودهمبستگی، با توجه به مقدار آماره آزمون $nR^2=1.81$ از جدول (۳) و مقدار بحرانی در سطح معنی‌دار $\alpha=0.5$ از جدول $\lambda'_{\alpha} = 3/841$ ، فرضیه صفر رد نشده و مدل فاقد خودهمبستگی است. در مورد واریانس ناهمسانی آماره آزمون به دست آمده در جدول (۳) برابر $nR^2=6.5$ با مقایسه مقدار بحرانی از جدول λ'_{α} در سطح معنی‌دار $\alpha=0.5$ برابر $\lambda'_{\alpha} = 9/488$ ، فرضیه صفر مبنی عدم وجود واریانس ناهمسانی رد نمی‌شود. همچنین، برای تشخیص صحت فرم تبعی مدل، از آزمون خطای تصریح رمزی استفاده شده است. براساس مقدار آماره آزمون $F = 4/506$ از جدول (۳)، فرضیه صفر مبنی بر صحت فرم تبعی مدل، رد نمی‌شود. یعنی مدل با خطای تصریح مواجه نیست. در نهایت، برای بررسی ثبات پارامترها، آزمون پیش‌بینی چآو در نظر گرفته شد. این آزمون برای

هریک از سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۸۸ به‌عنوان سال شکست نمونه به دوره برآورد و دوره پیش‌بینی، انجام و نتایج در جدول (۳) آمده است. براساس آماره‌های آزمون F، فرضیه صفر مبنی بر ثبات پارامترها، رد نمی‌شود.

جمع‌بندی و ملاحظات

در این مقاله اثر سیاست‌های تنظیم بازار بر رفاه خانوار شهری مدل‌سازی و تحلیل شده و به‌گونه‌ای سیاست‌های تنظیم بازار کالاهای اساسی به قیمت‌های جاری بر معکوس شاخص درست هزینه زندگی برآزش گردید. براساس نتایج به‌دست آمده، با افزایش مبالغ ریالی برای یارانه کالاهای اساسی به میزان یک میلیارد ریال، به‌طور متوسط شاخص درست هزینه زندگی به میزان $0/004$ واحد کاهش می‌یابد و افزایش مبالغ ریالی برای خرید تضمینی برنج و گندم به میزان یک میلیارد ریال، به‌طور متوسط برای کل دوره ۸۹-۱۳۷۰ شاخص درست هزینه زندگی را $0/009$ واحد کاهش می‌دهد. در مورد سایر سیاست‌های تنظیم بازار، افزایش مبالغ ریالی برای این سیاست به میزان یک میلیارد ریال در یک دوره به‌طور متوسط شاخص درست هزینه زندگی در دوره بعدی را $0/095$ واحد کاهش می‌دهد.

با توجه به نتایج کمی مدل آثار سیاست‌های تنظیم بازار کالاهای اساسی بر شاخص‌های رفاهی، توصیه‌های سیاستی زیر ارائه می‌شود:

- در میان متغیرهای سیاستی تنظیم بازار، متغیر سایر سیاست‌های تنظیم بازار بیش‌ترین اثر کاهشی را بر شاخص درست هزینه زندگی داشته است. بنابراین، جهت ثبات قیمت‌ها و جلوگیری از افزایش شاخص هزینه زندگی، توصیه می‌شود این نوع سیاست‌ها همانند قبل به‌کار گرفته شود.
- با عنایت به اثر منفی نرخ تعرفه کالاهای ده‌گانه بر شاخص هزینه زندگی، توصیه می‌شود در برنامه‌ریزی‌های تنظیم بازار کالاهای اساسی از ابزار تعرفه چه در حالت سالانه و چه به‌صورت فصلی استفاده شود.
- در نهایت، استفاده از ابزار خرید تضمینی (برنج و گندم و کالاهای دیگر) نیز به دلیل آن‌که اثرات معناداری بر رفاه داشته است، توصیه می‌شود.
- ارزیابی اثر سیاست‌های تنظیم بازار بر رفاه خانوارهای روستایی، بر رفاه خانوارهای

ایرانی (بر حسب دهک‌ها)، اثر سیاست‌های تنظیم بازار بر نوسانات شاخص قیمت مصرف‌کننده، می‌تواند از موضوعات مورد توجه مطالعات آتی باشد.

منابع

- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، آمار شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی در مناطق شهری ایران، سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۹.
- پرمه، زورار و همکاران (۱۳۸۴)؛ بررسی روند سیاست‌های تنظیم بازار در ایران و مقایسه آن با تجارب سایر کشورهای منتخب (مطالعه موردی: مرغ، تخم مرغ، قند و شکر و روغن نباتی)، مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی.
- پرمه، زورار و همکاران (۱۳۸۷)؛ مطالعه پشتیبان تنظیم بازار برنج، مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی.
- پرمه، زورار و همکاران (۱۳۹۰)؛ تدوین مدل مناسب تنظیم بازار در ایام خاص، مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی.
- جانستون، جک و جان دیناردو (۱۳۸۹)؛ روش‌های اقتصادسنجی، ترجمه فریدون اهرابی و علی اکبر خسروی‌نژاد، جلد اول، چاپ دوم، نشر نور علم و دانشکده امور اقتصادی، تهران.
- خسروی‌نژاد، علی اکبر (۱۳۸۱)؛ الگوی مصرف خوراک؛ کاربردی از مدل‌های سیستم مخارج خطی، سیستم رتردام و سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل خانوارهای ایرانی (شهری و روستایی)، مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی، تهران.
- خسروی‌نژاد، علی اکبر (۱۳۸۴)؛ ارزیابی تغییرات رفاهی مصرف‌کنندگان ایرانی با استفاده از شاخص‌های هزینه زندگی، تهران مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی.
- خسروی‌نژاد، علی اکبر (۱۳۸۸)؛ «اندازه‌گیری اثرات رفاهی حذف یارانه کالاها اساسی بر خانوارهای شهری ایران»، فصلنامه پژوهش‌نامه بازرگانی، ش ۵۰، صص ۳۱-۱.
- خسروی‌نژاد، علی اکبر و ابراهیم صیامی عراقی (۱۳۹۱)؛ «برآورد تغییرات رفاهی مصرف‌کنندگان در ایران با استفاده از شاخص درست هزینه زندگی»، فصلنامه مدلسازی اقتصادی، سال ششم، ش ۴، پیاپی ۲۰.
- رضایی حقیقت، خدیجه (۱۳۸۹)؛ تحلیل عملکرد و چشم‌انداز تنظیم بازار و بازرگانی داخلی در برنامه پنجم توسعه، معاونت برنامه‌ریزی و امور اقتصادی، وزارت بازرگانی.
- قادری، حسین؛ بررسی آثار سیاست‌های حمایتی دولت بر ساختار مصرف، تولید و قیمت کالاها و کشاورزی اساسی در ایران، مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی. بی‌تا.

- گمرک جمهوری اسلامی ایران، آمار تعرفه محصولات کشاورزی، سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۹.
- مرکز آمار ایران، آمار بودجه خانوارهای شهری، سال‌های ۱۳۶۹ تا ۱۳۸۹.
- هاشمی، ابوالقاسم و خسروی‌نژاد، علی‌اکبر (۱۳۷۴)؛ «سیستم مخارج خطی؛ الگوی تقاضای خانوارهای شهری ایران»، مجله اقتصاد، دانشگاه شهید بهشتی، ش ۴.
- Bakhshoodeh M. and K. J. Thomson (2001); "Input and Output Efficiencies in Wheat Production, Kerman, Iran", *Agricultural Economics*, vol. 24, pp. 307-313.
- Balk, M, B., 2004, Decomposition of fisher indexes, *Economic Letters*, PP: 107-113.
- 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.
- Christensen, L.R. and D.W.Jorgenson and L.J.Lau (1975); "Transcendental Logarithmic Utility Function", *American Economic Review*, vol. 65, pp.867.83.
- Creel, Michael, D. (1997); "Welfare Estimation Using the Fourier Form: Simulation Evidence for the Recreation Demand Case", *Review of Economic and Statistics*, vol.79, pp.88-94.
- Baltagi, B, H.2008, *Econometrics*, 4th Edition, Springer, pp. 237-249.
- Deaton, A. (1974); "The Analysis of Consumer Demand in the United Kingdom, 1900-1970", *Econometrica*, vol. 42, No. 2.
- Deaton, A. and Muellbauer, J. (1980a); *Economics and Consumer Behavior*, Cambridge University Press, New York.
- Deaton; A. and Muellbaure, J. (1980b); "An Almost Ideal Demand System", *American Economic Review*, vol.70, No.3.
- Deaton, A. (1997); *The Analysis of Household Survey*, World Bank: The John Hopkins University Press.
- Gemaletsos, T. and Goldberger, "A Cross - Country Comparisons of Consumption Expenditure Patterns", *European Economic Review*, vol. 1, pp. 357-400.
- Johnston, Jack and John DiNardo (1997); *Econometric Methods*, Fourth Edition, The McGraw- Hill Book Company.
- Keller W. J., Van Driel J. (1975); "Differential Consumer Demand System", *European Economic Review*, No 27.
- Klien, L.R. and H.Rubin (1948); "A Constant Utility Index of the Cost of

- Living”, *The Review of Economic Studies*, vol.15, pp.84-87.
- Muellbauer, J. (1974); “Price and Inequality: The United Kingdom Experience”, *The Economic Journal*, vol. 84, pp. 33-55.
- Pollaks, R. W. (1969); “System of Demand Equation: An Empirical Comparison of Alternative of Function Forms”, *Econometrica*, no. 37, pp. 629-50.
- Pollak, R.A. and Walls, T.J. (1969); “Estimation of Linear Expenditure System”, *Econometrica*, vol.36, No. 4.
- Pollak, R. (1989); *The Theory of Cost of Living Index*, Oxford University Press.
- Stone, J.R.N. (1954); “Linear Expenditure System and Demand Analysis: An Application to the Pattern Demand”, *Economic Journal*, vol. 64.
- Samuelson, P. A. and Swamy, S. (1974); “Invariant economic index numbers and canonical duality: Survey and synthesis”, *The American Economic Review*, vol 64, No.4, pp. 566-593.
- Theil, H. (1965); “The Information Approach to Demand Analysis”, *Econometrica*, No. 33.
- Theil, H. (1971); *Principals of Econometrics*, John Wiley and Sons, New York.
- Theil, H. (1975); *Theory and Measurement of Consumer Demand*, vol.1, Amsterdam: North Holland Publishing Company.
- Theil, H. (1976); *Theory and Measurement of Consumer Demand*, vol.2, Amsterdam: North Holland Publishing Company.
- Theil, H. (1980); *The System - Wide Approach to Microeconomics*, Basil Blackwell Oxford.
- 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.