۳

مقایسه شاخص هزینه زندگی و شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی در مناطق شهری

تیمور محمدی *
عباس شاکری **
مهنوش عبداله میلانی ***
علی شهابی ****

تاریخ دریافت: ۹۳/۶/۱۴ تاریخ پذیرش: ۹۳/۸/۲۸

چکیده

هدف اصلی این مقاله مقایسه شاخص قیمت مصرف کننده و شاخص واقعی هزینه زندگی برای خانوارهای مناطق شهری در اقتصاد ایران برای سال های ۹۰-۱۳۷۰ است. به این منظورابتدا مدل سیستم تقاضای مستقیماً جمع پذیر ضمنی برای بدست آوردن مقادیر حداقل معیشت با استفاده از نرم افزار GAMS و حل کننده Minos5 برآورد شده و با بکارگیری برآوردهای پارامتر مورد نظر، ضرایب انگل در سیستم مخارج خطی برای ۱۲ گروه کالایی، با استفاده از تکنیک رگرسیون های به ظاهر نامرتبط برآورد شده است. با استفاده از نتایج تخمین‌های قبلی شاخص های تغییرات رفاهی و شاخص هزینه زندگی برای تغییرات قیمتی اتفاق افتاده در سال‌های مزبور محاسبه و با شاخص قیمت مصرف کننده بر مبنای سال پایه ۱۳۸۳ مقایسه شده است. یافته‌ها حاکی از آن است که در دوره مورد بررسی شاخص قیمت مصرف کننده برآورد اریب‌داری از شاخص هزینه زندگی است و شاخص هزینه زندگی دوره زمانی ۹۰-۱۳۸۴ را، بجز برای سال ۱۳۸۷، کمتر از حد و برای بقیه سال‌ها بیش از حد برآورد می‌کند. به عبارت دیگر شاخص قیمت مصرف‌کننده برای سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۲ دارای تورش به سمت بالاست و برای بقیه سال‌ها بجز سال ۱۳۷۸ هزینه زندگی را کمتر از حد برآورد می‌کند. بعلاوه یافته‌های این مطالعه نشان می‌دهد شاخص هزینه زندگی دهک‌های هزینه‌ای تفاوت معناداری با شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی در مناطق شهری دارد.

واژه‌های کلیدی: *شاخص هزینه زندگی، تورش، شاخص قیمت مصرف کننده، سیستم مخارج خطی، سیستم تقاضای جمع‌پذیر مستقیم ضمنی*

طبقه‌بندی JEL : *D11, D12*

* دانشیار دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی mohammadi@atu.ac.ir
** استاد دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی shakeri@atu.ac.ir
*** استادیار دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی milani@atu.ac.ir
**** دانشجوی دکتری دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی shahabiali78@gmail.com

مقدمه

شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی یکی از انواع شاخص‌های قیمت است که تغییرات قیمت سبد ثابت و معینی از کالاها و خدمات مصرفی خانوارها را نشان می‌دهد و همچنین ابزاری برای اندازه‌گیری سطح عمومی قیمت‌ها در بازار خرده‌فروشی و سنجش نرخ تورم و قدرت خرید پول کشور و برآوردی از شاخص هزینه زندگی است. در مواردی بین کارشناسان مراجع منتشرکننده آمار و محافل علمی بر سر دقت شاخص مزبور به‌عنوان کمیتی از شاخص هزینه زندگی بحث و مجادله وجود دارد. در اکثر کشورهای جهان که از فرمول لاسپیرز استفاده می‌کنند وزن‌های هزینه‌ای مربوط به مصرف خانوارها در فاصله دو سال پایه، ثابت می‌ماند و از این نظر شاخص لاسپیرز نمی‌تواند منعکس‌کننده تغییرات هزینه زندگی متأثر از تغییر وزن کالاها و خدمات مصرفی خانوارها در سال‌های پس از سال پایه محاسبه شاخص باشد.

باسکین و سایرین (۱۹۹۶) متذکر می‌شوند که هدف از محاسبه شاخص بهای مصرف‌کننده، برآورد شاخص هزینه زندگی[1] است که به‌شکل نسبت حداقل هزینه لازم برای به‌دست آوردن یک سطح مشخص مطلوبیت تحت بردارهای قیمتی مختلف، تعریف می‌شود. اما شاخص بهای مصرف‌کننده‌ای که در عمل منتشر می‌شود، تبیین درستی از شاخص هزینه زندگی نیست و با آن تفاوت دارد و تفاوت بین شاخص هزینه زندگی و شاخص بهای مصرف‌کننده با عنوان تورش در شاخص بهای مصرف‌کننده شناخته می‌شود (تاکاشی اونایاما،[2] ۲۰۰۸).

مطالعات مختلف به این نتیجه دست یافتند که تفاوت‌های اساسی در تغییرات

1. Cost of Living Index (COLI)

2. Takashi Unayama

هزینه زندگی خانوارهای مختلف وجود دارد. ***هابیجان*** و ***لاگاکاس***[1](۲۰۰۵) بـه ایـن نتیجه دست یافتند که تـورمی کـه یـک‌سـری از خانوارهـا در ایـالات متحـده بـین سال‌های ۱۹۸۷ و ۲۰۰۱ تجربه کردند، نوسـانات زیـادی حـول نـرخ تـورم متوسـط جامعه داشته است. ***کراوفورد*** و ***اسمیت***[2](۲۰۰۲) دریافتنـد از سـال ۱۹۷۶ تـا ۲۰۰۰ حدود یک‌سوم خانوارها در انگلستان نرخ‌های تورمی را تجربه کردند که بـه میـزان حدود یک درصد با نرخ تورم متوسط اعلام‌شده در هر سال فاصـله دارد. ***مـارفی*** و ***گاروی***[3](۲۰۰۴) در مورد ایرلند نشان می‌دهند تورم بـرای خانوارهـای فقیـر شـهری برای دوره اکتبر ۱۹۹۶ تا نوامبر ۲۰۰۱ به انـدازه تقریبـاً ۴ درصـد بیشـتر از متوسـط ایالت بوده است. این افزایش شکاف بین هزینه زندگی خانوار فقیر شهری و متوسط ایالتی درحالی رخ می‌دهد که کالاهایی که سهم کمی برای فقرای شهری در مقایسـه با متوسط ایالتی دارند، تورم بالایی دارند (جیسون لافری و سایرین[4] ۲۰۱۱).

مطالعه تورش شاخص قیمت مصرف‌کننـده شـرایطی را بررسـی مـی‌کنـد کـه استفاده از تکنیک‌ها، کارهای تجربی یا فرمـول‌هـا در محاسـبه شـاخص، نتـایجی را به‌دست می‌دهد که به‌طور سیستماتیک کمتر یا بیشتر از یک کمیت صحیح تغییـرات قیمت است (کارل آبست[5]، ۲۰۰۰). استفاده از یک سـبد کـالا و خـدمات بـه‌عنـوان مبنایی برای اندازه‌گیری شاخص هزینه زندگی دست‌کم بـه اوایـل قـرن نـوزدهم در انگلستان برمی‌گردد؛ اما این رویکرد ثابـت بـه انـدازه‌گیـری هزینـه زنـدگی، امکـان جانشینی را در خود ندارد و این ناشی از وزن‌های ثابتی است که در فرمول محاسـبه شاخص CPI استفاده می‌شود. وزن‌های ثابت در شاخص CPI به این معنـا اسـت کـه مصرف‌کنندگان نمی‌توانند در واکنش به تغییرات قیمت‌های نسبی، کالاهای گران‌تـر را با کالاهای ارزان‌تر جایگزین کنند. شاخص قیمت مصـرف‌کننـده، ورود کالاهـای جدید، تغییر کیفیت کالاهای موجود و تغییر در الگوی خرید به سمت فروشگاه‌های

---

1. Hobijn and Lagakos

2. Crawford and Smith

3. Murphy and Garvey

4. Jason Loughery, et al

5. Carl Obst

با قیمت پایین‌تر را نادیده می‌گیرد و این نقص، باعث وجود تورش در شاخص CPI به‌عنوان معیاری از هزینه زندگی می‌شود (جری هاسمن،[1] ۲۰۰۳).

در این مقاله به این پرسش پرداخته می‌شود که آیا شاخص قیمت مصرف‌کننده خانوارهای شهری می‌تواند برآورد خوبی از شاخص هزینه زندگی آنها باشد؟ بر این اساس ساختار مقاله به‌صورت زیر پی‌ریزی شده است. بخش نخست، مرور تئوریکی از رفتار مصرف‌کننده و عوامل ایجادکننده تورش در شاخص بهای مصرف‌کننده و روابطی که باید برآورد شود را ارائه می‌کند. در قسمت بعد مروری بر سوابق تجربی موضوع و مطالعاتی که در این زمینه انجام شده است صورت خواهد گرفت. توصیف داده‌ها و روش‌شناسی اقتصادسنجی و نتایج تجربی سیستم تقاضای برآوردشده در بخش دوم گزارش تشریح می‌شود. قسمت سوم در مورد تفاوت بین شاخص هزینه زندگی و شاخص بهای مصرف‌کننده خانوارهای شهری بحث می‌کند. قسمت پایانی به جمع‌بندی و نتیجه‌گیری اختصاص دارد.

۱. مبانی نظری رفتار مصرف‌کننده و تورش در شاخص بهای مصرف‌کننده

۱-۱. منابع تورش

تورش به‌سمت بالا احتمالاً شناخته‌شده‌ترین و شاید ساده‌ترین شکل تورش باشد که به‌دلیل استفاده از فرمول لاسپیرز بروز می‌کند. ازآنجاکه شاخص لاسپیرز با سال پایه ثابت، وزن را از سال پایه می‌گیرد و قیمت را تغییر می‌دهد و چون هدف این شاخص هم با دیدگاه پولی است، لذا تغییرات قیمت بر این شاخص اثرگذار است. به‌شکل دقیق‌تر، چون شاخص قیمت لاسپیرز وزن‌های بالایی به قیمت‌هایی می‌دهد که با سرعت نسبتاً بیشتری افزایش یافته است، دارای تورش به‌سمت بالا خواهد بود. می‌توان مقدار تورش جانشینی را با مقایسه شاخص موردنظر با شاخص‌های ایده‌آل[2] نظیر شاخص فیشر یا ترنکویست[1] که امکان وجود جانشینی[2] را فراهم

---

1. Jerry Hausman

2. Superlative Indices

شاخص‌های ایده‌آل از مقادیر و قیمت‌ها در هر دو دورهٔ مورد مقایسه به‌صورت یکسان استفاده می‌کند. در عمل مقادیر دوره‌های جاری مشخص نیستند و از این نظر شاخص‌هایی نظیر شاخص فیشر که جزء

می‌کنند، محاسبه کرد (کارل آبست، ۲۰۰۰).

چهار نوع تورش در گزارش کمیسیون باسکین در سال ۱۹۹۶ معرفی شد که عبارتند از: تورش جانشینی به سمت بالا[3]، تورش جمع‌زنی اولیه[4]، تورش ناشی از تغییر کیفی، تورش محصولات جدید و تورش فروشگاه‌های جدید. تورش به‌سمت بالا زمانی رخ می‌دهد که شاخص قیمت با هدف اندازه‌گیری هزینه زندگی محاسبه شود. در این شرایط استفاده از فرمول لاسپیرز در عمل فقط یک کران بالا روی شاخص هزینه زندگی، تحت فروض مشخص راجع به رفتار مصرف‌کننده، را نشان می‌دهد. مصرف‌کنندگان در رویارویی با تغییر قیمت تمایل دارند خریدهای خود را به‌سمت کالاها و خدماتی سوق دهند که قیمت نسبی آنها کاهش یافته است، که این امر موجب می‌شود تأثیر عکس تغییر قیمت‌ها روی هزینه زندگی آنها کاهش یابد. اما یک شاخص با سبد ثابتی از کالاها و خدمات مصرفی نمی‌تواند این اثر جانشینی را لحاظ کند. مطالعات تجربی تورش به‌سمت بالا[5] ناشی از کاربرد فرمول لاسپیرز را تأیید می‌کند، اما نشان می‌دهد که تورش در اندازه‌گیری نرخ تورم عموماً کوچک خواهد بود. بااین‌حال تأثیر استفاده از فرمول لاسپیرز بسته به عواملی نظیر نرخ تغییر در عادت‌های هزینه‌ای مصرف‌کننده می‌تواند متفاوت باشد. یک شاخص اولیه در شاخص قیمت مصرف‌کننده زمانی تورش‌دار است که پایه مفهومی روش‌شناسی به‌کارگرفته‌شده در محاسبه شاخص با هدف اندازه‌گیری منطبق نباشد. تورش

شاخص‌های ایده‌آل به‌حساب می‌آید در کوتاه‌مدت قابلیت محاسبه ندارند (راهنمای تجربی برای تولید شاخص قیمت مصرف‌کننده، ص ۱۵۶).

1. Fisher or Tornqvist

۲. در اینجا امکان جانشینی بین کالاهایی که با تغییر قیمت‌های نسبی روبه‌رو هستند مطرح است و شاخص‌های مزبور با اختصاص وزن‌های متفاوت به کالاهایی که تغییرات قیمت را در دو دوره مورد بررسی تجربه کرده‌اند، امکان جانشینی را فراهم می‌کنند.

3. Upper-level Substitution Bias

4. Elementary Aggregate Bias

جمع‌زدن به این معنی است که تک‌تک کالاهای یک گروه با هم جمع زده می‌شوند تا یک گروه کالایی کلی‌تر را شکل دهند. امکان وجود تورش جانشینی در این سطح، یعنی درون یک گروه کالایی در مقایسه با جانشینی بین گروه‌های کالایی که شامل تعدادی از کالاهاست، بیشتر است.

5. Upward Bias

جانشینی می‌تواند از جمع زدن اولیه ناشی شود. تورش جمع‌زنی اولیه را می‌توان به دو جزء تقسیم کرد: تورش فرمول و تورش جانشینی سطح پایین[1]. تورش فرمول زمانی است که فرمول شاخص اولیه نسبت به شاخص قیمت خالص دارای تورش به‌سمت بالا است. به‌عبارت دیگر زمانی‌که هدف، اندازه‌گیری شاخص هزینه زندگی است، اگر فرمول به‌کارگرفته‌شده نتواند جانشینی بین اقلام در آن شاخص را لحاظ کند، گفته می‌شود که شاخص محاسبه‌شده دچار تورش به‌سمت پایین است. (راهنمای عملی برای تولید شاخص‌های قیمت مصرف‌کننده[2]، صص ۱۹۳-۱۹۰).

منبع دیگر تورش، تغییر کیفیت است. تعریف و تعدیل تغییر کیفیت شاید مشکل‌ترین حوزه ساخت شاخص قیمت باشد. از بعد تجربی تغییرات کیفی شامل تلاش برای اندازه‌گیری تغییر قیمت محصولی است که ویژگی‌های آن نسبت به دوره‌های قبل تغییر کرده و اکنون سطح مطلوبیت متفاوتی به مصرف‌کنندگان ارائه می‌کند. تورش تغییر کیفیت زمانی رخ می‌دهد که اندازه‌گیری بین تغییر قیمت محض و تغییر ناشی از تغییر کیفیت صحیح نیست. تورش ورود محصولات جدید به این دلیل روی می‌دهد که با گذر زمان، محصولات جدید به بازار وارد می‌شوند و در ابتدای چرخه عمر با قیمت‌های بالایی معرفی می‌شوند و پس از معرفی با کاهش قیمت سریع روبه‌رو می‌شوند و اگر شاخص قیمت مصرف‌کننده نتواند این کاهش قیمت را در خود داشته باشد، با تورش همراه خواهد بود. مقدار تورش در این حالت به سه عامل بستگی دارد. اول میزان کاهش اولیه قیمت، دوم تفاوت بین تغییر قیمت کالای جدید با تغییر قیمت همه اقلام واردشده در محاسبه شاخص و سوم به وزنی که لازم است در محاسبه شاخص به محصول جدید داده شود. تورش فروشگاه یکی دیگر از منابع تورش در شاخص قیمت مصرف‌کننده است. هنگامی‌که مصرف‌کنندگان خرید خود از یک فروشگاه را به فروشگاه دیگر که هر دو از قبل وجود داشتند یا از فروشگاه قدیمی به فروشگاه جدید منتقل می‌کنند، یک سری مسائل در تعداد کالاها و وزن‌دهی به آنها در سبد شاخص قیمت مصرف‌کننده رخ می‌دهد و دیگر اینکه فروشگاه‌های مختلف خدمات مختلفی را ارائه می‌دهند که

1. Lower-level Substitution Bias

2. Practical Guide to Producing Consumer Price Indices

کیفیت آنها با هم فرق می‌کند. اثر کلی جانشینی فروشگاه‌ها این است که متوسط قیمت پرداخت‌شده برای یک محصول خاص، چون فرض بر این است که مصرف‌کنندگان خرید خود از فروشگاه‌های با هزینه بالا را به فروشگاه‌ها با هزینه پایین منتقل می‌کنند، کاهش می‌یابد. تورش جانشینی به سمت بالای تغییر فروشگاه محل خرید وقتی اتفاق می‌افتد که پردازش‌گران شاخص به‌طور صحیح انتقال خرید از فروشگاه با قیمت بالا به فروشگاه با قیمت پایین را لحاظ نمی‌کنند (کارل آبست، ۲۰۰۰).

۲-۱. اندازه‌گیری تورش

شاخص هزینه زندگی ابزاری نظری برای اندازه‌گیری تأثیر تغییرات قیمتی بر رفاه مصرف‌کننده، تغییرات کیفی و ورود کالاهای جدید است. اساساً این شاخص به‌صورت نسبت درآمد لازم برای رسیدن به یک سطح مشخص مطلوبیت در دو دوره زمانی متفاوت با قیمت‌ها و کالاهای مشخص موجود در اقتصاد، تعریف می‌شود (هاسمن، ۲۰۰۳).

بحث شاخص قیمت مصرف‌کننده برای نخستین‌بار توسط ***لاوو***[1](۱۸۲۳) مطرح شد و رویکرد به شاخص قیمت مصرف‌کننده از دیدگاه اقتصادی منجر به بسط مفهوم شاخص هزینه زندگی شده است که نخستین‌بار توسط کونوس[2](۱۹۲۴) بسط داده شد و مبتنی‌بر فرض رفتار عقلایی مصرف‌کننده است. شاخص لوی هزینه خرید سبد ثابتی از کالاها و خدمات که از تغییرات در قیمت‌های آنها نشئت گرفته را اندازه‌گیری می‌کند؛ حال آنکه شاخص هزینه زندگی، تغییر در حداقل هزینه لازم برای به‌دست آوردن سطح مشخصی از مطلوبیت یا رفاه را که از کالاها و خدمات مصرف‌شده به‌دست می‌آید، نشان می‌دهد. باید در تفسیر شاخص هزینه زندگی دقت کرد، زیرا رفاه خانوار به طیفی از عوامل فیزیکی و اجتماعی بستگی دارد که به قیمت‌ها ارتباطی ندارد. به‌این‌ترتیب شاخص هزینه زندگی برای اینکه بتواند به‌عنوان یک شاخص قیمت به‌کار گرفته شود، باید نه‌تنها ترجیحات را ثابت نگه دارد، بلکه

1. Lowe

2. Konus

بایستی همه عوامل غیرقیمتی که رفاه مصرف‌کننده و استاندارد زندگی را تحت تأثیر قرار می‌دهند را نیز بدون تغییر فرض کند. اگر خواسته شود که شاخص قیمت مصرف‌کننده به‌عنوان یک شاخص هزینه زندگی تعبیر و تفسیر شود، باید به این امر مشروط باشد که طی دوره‌های مورد مقایسه سطح مشخصی از مطلوبیت یا رفاه درنظر گرفته شود، ترجیحات مصرف‌کننده تغییری نکند و شرایط فیزیکی و اجتماعی نیز بدون تغییر بماند. با این وجود هر دو شاخص لاوو و شاخص هزینه زندگی در یک نقطه اشتراک دارند و این وجه مشترک این است که هر دو به‌صورت نسبت مخارج در دوره مورد مقایسه تعریف می‌شوند (مقدمه‌ای بر روش‌شناسی شاخص قیمت مصرف‌کننده[1]، ص ۱۱).

در ادامه، روش استخراج دو شاخص مورد نظر به‌طور مختصر ارائه می‌شود.

۱-۲-۱. شاخص هزینه زندگی

فرض کنید q یک بردار $n\times 1$ از مقادیر مصرف باشد و $u(q)$ سطح مطلوبیتی است که مصرف‌کننده می‌تواند از بردار مقادیر مصرف q به‌دست آورد. شیوه معمول برخورد با رفتار مصرف‌کننده این است که وی تابع مطلوبیت $u(q)$ را نسبت به قید $p'q = x$، که در آن p یک بردار ستونی از n قیمت بازاری و x درآمد است، حداکثر می‌کند. راه‌حل این مسئله حداکثرسازی، سیستمی از n معادله تقاضای مارشالی به‌صورت $q = q(x, p)$ را نتیجه می‌دهد. با جای‌گذاری معادلات تقاضای مارشالی در تابع مطلوبیت $u(q)$ و حل برای x، تابع مخارج به‌صورت رابطه زیر به‌دست می‌آید:

(۱)

$$x = e(u, p)$$

رابطه بالا حداقل مخارج لازم برای به‌دست آوردن سطح مطلوبیت u را در بردار قیمت p نشان می‌دهد. اگر بردار قیمت از p به p^* تغییر کند، آن‌گاه یک شاخص

1. An Introduction to Consumer Price Index Methodology

منبع شماره (۱۱)

درست هزینه زندگی[1]، هزینه نسبی خرید یک سطح مشخص از مطلوبیت در قیمت‌های جدید p^* را نسبت به قیمت‌های قدیمی p اندازه‌گیری می‌کند. بر این مبنا شاخص کونوس- لاسپیرز[2] به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

(۲)

$$LK(x) = \frac{e(u, p^*)}{e(u, p)}$$

که در این رابطه u سطح مطلوبیت پایه‌ای است که یک مصرف‌کننده با درآمد (یا مخارج کل x) از آن بهره‌مند می‌شود و $LK(x)$ شاخص واقعی هزینه زندگی یک فرد با درآمد x است. به‌این‌ترتیب یکی از راه‌حل‌های مشخص برای پرداختن به بحث تورش شاخص CPI این است که تابع مخارج هر مصرف‌کننده با استفاده از یک سیستم معادلات تقاضا برآورد شود (هیون اچ‌سون و ناناک کاکوانی[3]، ۲۰۰۶).

در این مسئله خانوار مطلوبیت خود را با توجه به قید بودجه حداکثر می‌کند:

(۳)

$$Max\, U(q)$$
$$s.t\;\; x = p'q$$

مسئله همزاد حداقل‌سازی هزینه نسبت به سطح مطلوبیت مشخص را می‌توان به‌صورت زیر بیان کرد:

(۴)

$$Min\; x = p'q$$
$$s.t\;\; \overline{U}(q)$$

با حل مسئله همزاد حداقل‌سازی هزینه، تابع مخارج به‌صورت زیر به‌دست می‌آید:

(۵)

$$x = e(p, u)$$

که در این رابطه، u، حداکثر مطلوبیت در رابطه (۳) است؛ بر این اساس هزینه دست‌یابی به یک سطح مشخص از مطلوبیت، تابعی از بردار قیمت است. لذا می‌توان شاخص هزینه زندگی را به‌صورت نسبت حداقل هزینه لازم برای دستیابی

---

1. True Cost of Living Index

2. Konus-Laspeyres

3. Hyun H. Sonand Nanak Kakwani

به یک سطح معین از مطلوبیت تحت بردارهای متفاوت قیمتی تعریف کرد. به‌عبارت دیگر شاخص هزینه زندگی به‌صورت رابطه زیر است:

(۶)

$$COLI_t = \frac{e(p_t;u)}{e(p_0;u)}$$

که در این رابطه p_t و p_0 بردارهای قیمتی در زمان t و 0 هستند. تابع مخارج را نمی‌توان به‌طور مستقیم برآورد کرد، چون سطح مطلوبیت قابل‌مشاهده نیست، لذا معادلات تقاضای مارشالی که قابل‌مشاهده هستند، برآورد می‌شود. از تابع مخارج که در رابطه (۵) داده شده است، نسبت به قیمت کالای iام مشتق می‌گیریم و در تابع مطلوبیت غیرمستقیم جایگذاری می‌کنیم، سهم مخارج برای هر کالا را می‌توان به شکل تابعی از بردار قیمت و کل هزینه به‌صورت زیر بیان کرد:

(۷)

$$q_{it}^{*} = \frac{\partial(p_t, v(p_t, x_t))}{\partial p_{it}}$$

یا

$$w_{it}^{*} = \frac{\partial \log e(p_t, v(p_t, x_t))}{\partial \log p_{it}} \equiv g_i(p_t, x_t)$$

در همه کالاهای i، q_{it}^{*} و w_{it}^{*} مقدار و سهم مخارج بهینه برای به‌دست آوردن همان مطلوبیت سال پایه تحت بردار قیمت p_t است و v تابع مطلوبیت غیرمستقیم است. لازم به ذکر است که q_{it}^{*} یا w_{it}^{*} می‌تواند متفاوت از مقدار یا سهم مخارج مشاهده‌شده در زمان t باشد، چون سطح مطلوبیت می‌تواند در طول زمان تغییر کند.

۲-۲-۱. شاخص قیمت مصرف‌کننده

بسیاری از ادارات آمار کشورها در عمل به نوعی از شاخص لاوو استفاده می‌کنند. اگر تعداد n محصول با مقادیر q_i و قیمت‌های p_i در سبد شاخص قیمت وجود داشته باشد و هدف، مقایسه تغییرات قیمت بین دو دوره ۰ و t باشد می‌توان شاخص لاوو را به‌صورت زیر تعریف کرد:

(۸)

$$P_{L0} \equiv \frac{\sum_{i=1}^{n} p_i^t q_i}{\sum p_i^0 q_i}$$

در شاخص لاوو هر مجموعه‌ای از مقادیر می‌تواند به‌کار گرفته شود که دو حالت خاص وجود دارد. اگر مقادیر مربوط به دوره مرجع[1] باشند، شاخص لاسپیرز به‌دست می‌آید و اگر مقادیر مربوط به دوره‌های دیگر باشد، شاخص پاشه حاصل می‌شود (مقدمه‌ای بر روش‌شناسی شاخص قیمت مصرف‌کننده، ص ۱۵).

فرایند تولید شاخص قیمت مصرف‌کننده شامل محاسبه شاخص در سطح اولیه[2]، انتساب وزن‌ها، جایگزین کردن کالاهای ازرده‌خارج و جایگزین کردن منابع اطلاعاتی جدید است.[3]

شاخص قیمت مصرف‌کننده به‌شکل رابطه لاسپیرز به‌صورت نسبت هزینه لازم برای تأمین همان مقادیر سال پایه در زمان t است. به‌عبارت دیگر، شاخص قیمت مصرف‌کننده در زمان t یعنی $CPI(P_t^{CPI})$ به‌صورت زیر است:

(۹)

$$P_t^{cpi} = \frac{p_t^T q_0}{p_0^T q_0} = \sum_i w_{i0} \frac{p_{it}}{p_{i0}}$$

که در این رابطه w_{i0} و $p_0^T q_0$ به ترتیب بردارهای سهم مخارج و مخارج در سال پایه است. رابطه (۹) نشان می‌دهد که شاخص بهای مصرف‌کننده یک میانگین وزنی از شاخص‌های قیمت هر خدمت یا کالای مصرفی است. اختلاف بین شاخص هزینه زندگی و شاخص قیمت مصرف‌کننده با عنوان «تورش جانشینی» تعریف می‌شود.

(۱۰)

$$Substitution\ \ Bias = P_t^{cpi} - COLI = \frac{p_t^T q_0}{p_0^T q_0} - \frac{e(p_t;u)}{e(p_0;u)}$$

طبق تعریف، مخرج شاخص بهای مصرف‌کننده یعنی $p_0^T q_0$ برابر مخرج شاخص هزینه زندگی یعنی $x_0 = e(p_0,u)$ است.

---

۱. مقایسه تغییرات قیمت بین دو دوره صورت می‌گیرد که دوره‌ای که مبنا قرار می‌گیرد دوره مرجع (سال پایه) است.

2. Elementary Aggregate Index

۳. برای اطلاعات بیشتر در زمینه فرمول‌های مختلف محاسبه شاخص در طول فرایند محاسبه و روابط متقابل بین آنها به (میرزایی و همکاران، ۱۳۸۴: ۴۹-۳۸ و مقدمه‌ای بر تهیه شاخص قیمت مصرف‌کننده، سازمان بین‌المللی کار، ص ۲۵) مراجعه کنید.

گام نخست در برآورد شاخص هزینه زندگی، برآورد تابع مخارج و برآورد سیستم تقاضای مصرف‌کننده است و یکی از روش‌های پرداختن به تقاضای مصرف‌کننده، برآورد سیستم مخارج خطی است. ***استون*** (۱۹۵۴) ساختار کاب‌ـداگلاس را به‌عنوان نقطه شروعی در بسط خود از سیستم مخارج خطی درنظر گرفت. در مقابل **هو**، ***پلاک*** و ***ولز*** (۱۹۷۹) سیستم مخارج خطی را بسط دادند تا توان دوم مخارج را شامل شود. سایر تعمیم‌های سیستم مخارج خطی روی معرفی سهم‌های بودجه نهایی که با تغییر مخارج تغییر می‌کنند، تمرکز دارند (به‌عنوان نمونه می‌توان به ***گامالتاس***، ۱۹۷۳؛ لیوانف، پاول و ویلیامز، ۱۹۷۷ اشاره کرد). ***ریمر*** و ***پاول*** (۱۹۹۲ و ۱۹۹۶) نسخه‌ای از سیستم مخارج خطی را ارائه کردند که امکان تغییر سهم‌های بودجه نهایی با تغییر مخارج در آن وجود دارد. این سیستم که بر یک فرض جمع‌پذیری ضمنی مستقیم بنا شده به سیستم تقاضای مستقیماً جمع‌پذیر ضمنی[1] معروف است.

نبود انعطاف‌پذیری منحنی انگل در سیستم‌های تقاضایی که به‌طور معمول مورد استفاده قرار می‌گیرد، موجب شد تا ریمر و پاول یک سیستم تقاضای جدید را بسط دهند که سهم‌های بودجه نهایی و درنتیجه کشش‌های انگل در آن به‌صورت تابعی غیرخطی از مخارج داده می‌شود، به‌گونه‌ای که پیش‌بینی می‌شود سهم‌های بودجه‌ای در بازه صفر تا یک قرار گیرند (جان کرانفیلد و سایرین[2]، ۲۰۰۰).

هانوچ[3] (۱۹۷۵) جمع‌پذیری مستقیم ضمنی را با تابع مطلوبیت ضمنی زیر تعریف می‌کند:

(۱۱)

$$\sum_{i=1}^{n} U_i(x_i, u) = 1$$

که در رابطه بالا $\{x_i\}$ سبد مصرف، u سطح مطلوبیت، و U_i توابع درجه دو با دو بار مشتق‌پذیری است که شروط تقعر را برآورده می‌کند. به پیروی از سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل تعدیل‌یافته ***کوپر*** و ***مکلارن***[4] (۱۹۹۲) و ایده آنها در مورد

---

1. An Implicitly Directly Additive Demand System (AIDADS)

2. John A. L. Cranfield et al.

3. Hanoch

4. Cooper and McLaren

قاعـده‌منـدی عمـومی مـؤثر[1] (۱۹۹۶)، مـی‌تـوان از سیسـتم مخـارج خطـی U_i را به‌صورت زیر انتخاب کرد:

(۱۲)

$$U_i = \phi_i \ln(\frac{x_i - \gamma_i}{AG(u)}) \quad (i = 1,2,\ldots,n)$$

که

$$\phi_i = \frac{[\alpha_i + \beta_i G(u)]}{[1+G(u)]} \quad (i = 1,2,\ldots,n)$$

$$U_i = \frac{[\alpha_i + \beta_i G(u)]}{[1+G(u)]} \ln(\frac{x_i - \gamma_i}{AG(u)}) \quad (i = 1,2,\ldots,n)$$

که در آن $G(u)$ یک تابع دوبار مشتق‌پذیر، یک‌نوا و مثبت اسـت. حـروف یونـانی کوچک پارامترها هستند به این صورت که:

(۱۳)

$$0 \le \alpha_i \ , \ \beta_i \le 1 \qquad \sum_{i=1}^{n} \alpha_i = 1 = \sum_{i=1}^{n} \beta_i$$

شرایط مرتبه اول برای حداقل‌سازی هزینه مورد نیاز برای به‌دست آوردن یک سـطح مشخص مطلوبیت u شامل رابطه (۱۱) و شرط زیر است:

(۱۴)

$$\lambda \partial U_i / \partial x_i = p_i \qquad (i = 1,2,\ldots,n)$$

که λ ضریب لاگرانژ در شـرط (۹) و $\{p_1, p_2, \ldots, p_n\}$ مجموعـه قیمـت کالاهـا است. با انتخابی که در مورد U_i انجام شد، رابطه (۱۴) به‌صورت زیر خواهد شد:

(۱۵)

$$\frac{\lambda[\alpha_i + \beta_i G(u)]}{(x_i - \gamma_i)[1+G(u)]} = p_i \qquad (i = 1,2,\ldots,n)$$

بنابراین:

(۱۶)

$$\lambda^{-1} p_i (x_i - \gamma_i) = [\alpha_i + \beta_i G(u)]/[1+G(u)] \qquad (i = 1,2,\ldots,n)$$

با استفاده از قید بودجه:

1. Efective Global Regularity

(۱۷)

$$\sum_{i=1}^{n} p_i x_i = M$$

که M کل مخارج پولی است و در اینجا درون‌زا است، رابطه (۱۴) روی i جمع زده می‌شود و با استفاده از رابطه (۱۳) به رابطه زیر می‌رسیم:

(۱۸)

$$\lambda = (M - p'\gamma)$$

که $p'\gamma$ در رابطه بالا طرز نمایش ضرب ماتریسی بردار قیمت، p ، و بردار حداقل معیشت، γ است که به‌شکل خلاصه‌شده $\sum_{i=1}^{n} p_i\gamma_i$ است. از رابطه (۱۸) در رابطه (۱۶) جایگذاری می‌کنیم و پس از مرتب کردن نتیجه به سیستم مخارج خطی تقریباً ایده‌آل جمع‌پذیر ضمنی به‌صورت زیر می‌رسیم:

(۱۹)

$$p_i(x_i - \gamma_i) = \phi_i(M - p'\gamma) \qquad (i = 1,2,\ldots,n)$$

در رابطه (۱۷) مشاهده می‌شود که ارتباط مستقیمی بین سیستم مخارج خطی و سیستم تقاضای جمع‌پذیر ضمنی وجود دارد و اگر هر α_i را با مقدار متناظر β_i مساوی قرار دهیم باعث می‌شود ϕ_i در بخش دوم رابطه (۱۲) تنها به یک β_i کاهش یابد و رابطه (۱۹) به یک سیستم مخارج خطی تبدیل شود.[۱]

منحنی انگل با پشتوانه بیشتر در سیستم تقاضای جمع‌پذیر ضمنی به هزینه $(n-1)$ پارامتر اضافی بعنی $(n-1)$ مقدار α_i مستقل به‌دست می‌آید. در سیستم تقاضای جمع‌پذیر مستقیم ضمنی باید از یک فرم تبعی برای G استفاده کرد. فرض می‌شود که:

(۲۰)

$$G(u) = e^u$$

این رابطه تفسیر سیستم مخارج خطی از γ یعنی سبد حداقل معیشت را در خود دارد و تضمین می‌کند که وقتی سبد مصرفی در بازه (γ,∞) حرکت می‌کند،

۱. برای جزئیات بیشتر در مورد نحوه استخراج شرایط مرتبه اول در سیستم تقاضای مستقیماً جمع‌پذیر ضمنی به پیوست شماره (۱) مقاله مراجعه شود.

مطلوبیت به‌طور یکنواخت در فاصله $(-\infty,+\infty)$ تغییر کند. یکنواختی G همراه با مرزهایی که بر آن تحمیل می‌شود تضمین می‌کند که ϕ_i به‌صورت لجستیکی رفتار کند و همیشه در بازه $[\alpha_i, \beta_i]$ باقی بماند. وقتی $\alpha_i < \beta_i$ است رفتار لجستیک ϕ_iدلالت بر آن دارد که پایین‌ترین مقدار سهم بودجه‌ای نهایی i برابر α_i است و این امر هنگامی اتفاق می‌افتد که مخارج کل دقیقاً برابر مقداری است که خریدهای سبد حداقل معیشت γ را پوشش می‌دهد و مجانب بالاتر سهم بودجه نهایی i وقتی مخارج تا بی‌نهایت رشد می‌کند، برابر β_i است. از سوی دیگر وقتی $\alpha_i > \beta_i$ بیشترین مقدار سهم بودجه نهایی i برابر α_i است و این در سطح مخارج حداقل معیشت اتفاق می‌افتد و وقتی مخارج به سمت مقدار بی‌نهایت رشد می‌کند، کمترین مقدار برابر β_i است.

۲. مروری بر سوابق تجربی موضوع

استیون دی برتویت[1] (۱۹۸۰) در دو سطح گروه کالاهای اصلی و زیرگروه‌ها تورش جانشینی شاخص قیمت مصرف‌کننده را برای اقتصاد امریکا مورد بررسی قرار می‌دهد. یافته‌های این مطالعه حاکی از آن است که مقدار تورش بین اجزای مختلف گروه‌های کالایی تغییر می‌کند. در این مطالعه مقدار تورش جانشینی برای شاخص کل برای دوره ۱۹۵۸ تا ۱۹۷۳ در حدود ۱/۵ درصد برآورد شده است. به‌علاوه نتایج نشان می‌دهد تورش‌های جانشینی برای گروه‌های کالایی مختلف از کمتر از یک درصد تا نزدیک به ۱۶ درصد در کل دوره تغییر می‌کند، هرچند نیمی از گروه‌ها تورش کمتر از یک درصد دارند. بردویت حساسیت تورش جانشینی به تابع مطلوبیت انتخاب‌شده را به‌لحاظ نظری و تجربی برای اقتصاد ایالات متحده مورد بررسی قرار می‌دهد و شاخص هزینه زندگی و شاخص هزینه زیرگروه‌ها[2] را برای فرم‌های تبعی مختلف مورد مقایسه قرار می‌دهد. انتخاب تابع مطلوبیت در این مطالعه برحسب توازن با واقعیت، سادگی، و قابلیت تخمین صورت می‌گیرد. سه مجموعه مختلف از شاخص‌های هزینه زندگی برای توابع مطلوبیت سیستم مخارج

1. Steven D. Braithwait

2. Category Cost Index

خطی، سیستم مخارج خطی تعمیم‌یافته و سیستم مخارج addilog مورد مقایسه قرار گرفته است. در این مطالعه شاخص هزینه زندگی در دو سطح محاسبه می‌شود. یک شاخص کلی و دوم برای هریک از ده زیرگروه کالا برای هر سه مدل تقاضا با داده‌های سال‌های ۱۹۷۳-۱۹۴۸ محاسبه شده است. نتایج نشان می‌دهد مقدار محاسبه‌شده برای شاخص‌های متناظر با توابع مطلوبیت مختلف بسیار شبیه به هم هستند و در بیشترین حالت برای دوره ۱۹۷۳-۱۹۵۸ کمتر از یک درصد با هم فرق دارند. تنها تفاوت معنادار برای زیرگروه‌ها و مدل addilog است؛ هرچند دو سیستم مخارج خطی و مخارج خطی تعمیم‌یافته بسیار به هم نزدیک هستند. کریستین منسر و منسر[1] به وفاق بسیار بالایی در بین مدل‌های خود به‌لحاظ شاخص هزینه رسیدند. هر دو مطالعه مدل ترانسلوگ انعطاف‌پذیر و سیستم مخارج خطی و addilog غیرمستقیم را در تحلیل‌های خود وارد کردند.

منسر، ماریلن و ***ریچارد***[2] (۱۹۸۸) تورش جانشینی شاخص لاسپیرز را با استفاده از ۱۰۱ کالا مورد بررسی قرار می‌دهند. نویسندگان با استفاده از روش‌های ناپارامتری، سخت‌گیرانه‌ترین محدودیت‌های تئوریکی را بر شاخص هزینه زندگی اعمال می‌کنند و شاخص‌های برتر قیمت[3] را هم محاسبه می‌کنند. آنها به این نتیجه دست یافتند که ترجیحات یکنوا با داده‌ها سازگار است. با توجه به این شرایط میزان تورش در کار آنها بین ۰/۱۴ تا ۰/۲۲ درصد در سال برآورد شده است. شاخص‌های برتر حکایت از تورشی به میزان ۰/۱۸ درصد دارند.

باسکین و سایرین[4] (۱۹۹۸) این‌گونه استدلال می‌کنند که با اینکه شاخص بهای مصرف‌کننده بهترین کمیت موجود از تغییرات قیمتی است، لیکن شاخص هزینه زندگی نیست و نرخ تورم را بیش از حد بیان می‌کند و این برآورد، پیامدهایی را به‌دنبال دارد، ازجمله اینکه دولت بازه‌های مالیاتی و پرداخت‌های این‌چنینی را بیش از حد شاخص‌بندی می‌کند و این امر نیز کسری و بدهی دولت مرکزی را

---

1. Christensen-Manser and Manser

2. Manser, Marilyn E.; McDonald, Richard J.

3. Superlative Price Iindexes

4. Michael J. Boskin, et al

افزایش می‌دهد.

سامرویل[1] (۲۰۰۴) با استفاده از مدل تقاضای سیستمی AIDS برای اقتصاد ایرلند به تورش جانشینی در حدود ۲ درصد در سال دست یافت و به این نتیجه رسید که تقریباً برای نیمی از دوره زمانی بین سال‌های ۱۹۸۸ و ۲۰۰۱، رشد شاخص‌های ایده‌آل بیشتر از رشد شاخص بهای مصرف‌کننده است. سامرویل به این نتیجه رسید که اندازه تورش جانشینی برای مدل AIDS دقیقاً با مقدار تورش جانشینی در مطالعه ***آیروین*** و ***مکارتی***[2] (۱۹۷۸) متناظر است.

تیموتی کا. ام. بیتی و همکاران[3] (۲۰۰۵) برای اقتصاد کانادا با استفاده از تخمین نیمه‌پارامتریک منحنی انگل، تورش شاخص قیمت مصرف‌کننده را مورد ارزیابی قرار می‌دهند. در این مطالعه از سهم بودجه خوراک به‌عنوان معیاری از رفاه استفاده می‌شود و خانوارهای مختلف براساس مخارج کل تعدیل‌شده با شاخص قیمت یکسان طی دوره ۲۰۰۰-۱۹۷۸ مورد مقایسه قرار می‌گیرند. تفاوت در سهم‌های گروه خوراک قابل انتساب به شاخص قیمت مصرف‌کننده نمی‌تواند تغییرات در هزینه زندگی را پوشش دهد. یافته‌های این مطالعه نشان می‌دهد شاخص قیمت مصرف‌کننده، تغییرات در هزینه زندگی را برای خانوارهای درنظرگرفته‌شده بین ۱/۳۳ تا ۱/۶۸ درصد بیش از اندازه برآورد می‌کند.

لارسن[4] (۲۰۰۷) با استفاده از تکنیک همیلتون (۲۰۰۱) برای اقتصاد نروژ اختلاف بین میزان افزایش در شاخص قیمت مصرف‌کننده و هزینه زندگی را برای سال‌های دهه ۱۹۹۰ اندازه‌گیری می‌کند. یافته‌های این محقق نشان می‌دهد شاخص قیمت مصرف‌کننده نروژ هزینه زندگی را برای سال‌های ۱۹۹۱-۱۹۷۴ کمتر از حد برآورد می‌کند؛ به‌نحوی که افزایش در شاخص قیمت مصرف‌کننده طی دوره مورد بررسی تا ۲۲ درصد بوده است، حال آنکه افزایش در هزینه زندگی در حدود ۳۵ درصد برآورد شده است.

---

1. Sommerville

2. Irvine and McCarthy

3. Timothy K.M. Beatty, et al

4. Erling Røed Larsen

تاکاشی اونایاما (۲۰۰۸) با انتخاب ۵ گروه خاص از خانوارهای شهری ژاپنی شامل «خانوارهای متأهل دونفره»، «خانوارهایی که سرپرست آن کارمند یا حقوق‌بگیر است»، «خانوارهای بدون فرزند»، «خانوارهای بدون دانش‌آموز»، و «خانوارهای ساکن در منزل شخصی که اجاره‌ای نمی‌پردازند» و برآورد یک سیستم معادلات تقاضای تقریباً ایده‌آل درجه ۲ (QAIDS[1]) میزان تورش شاخص قیمت مصرف‌کننده را برآورد کرده است. تورش جانشینی برآوردشده در این مطالعه برای هر سال در حدود ۶ درصد به‌دست آمده است و محقق گزارش کرده که میزان تورش، بزرگ‌تر از مقدار به‌دست‌آمده در ***شیراتسوکا*** (۱۹۹۷، ۱۹۹۹) و ***آریگا*** و ***ماتوسی*** (۲۰۰۳) که در حدود ۳ درصد است، می‌باشد. محقق برای مقایسه نتایج خود با نتایج مطالعات پیشین، مقدار تورش را با یک شاخص ایده‌آل (شاخص فیشر) محاسبه کرده است و به تورشی در حدود ۳ درصد رسید. مقدار برآوردشده به مطالعات پیشین بسیار نزدیک است و بر این اساس نتیجه‌گیری می‌شود که یک شاخص ایده‌آل، رشد شاخص هزینه زندگی را در ژاپن طی دوره ۲۰۰۰-۱۹۸۲ بیش از حد برآورد می‌کند، یا به‌عبارتی مقدار تورش جانشینی را کمتر از حد برآورد می‌کند. محقق این کمتر از حد بیان کردن تورش با یک رویکرد شاخص ایده‌آل را به این صورت تشریح کرده است که از یک‌سو مطلوبیت مبنای شاخص ایده‌آل با رشد درآمد واقعی در ژاپن افزایش یافته است و از سوی دیگر، قیمت‌های نسبی کالاهای لوکس طی دوره مورد بررسی افزایش یافته‌اند، به این معنی که شاخص هزینه زندگی برای فرد ثروتمند سریع‌تر از فرد فقیر رشد کرده است. بر همین اساس انتقال به سمت بالای مطلوبیت پایه شاخص ایده‌آل، منجر به بیش از حد بیان کردن شاخص هزینه زندگی شد.

جان‌گیبسون و ***گرنت اسکابی***[2](۲۰۰۸) با استفاده از آمار بودجه خانوار ۵۳۴۵۵ خانوار نیوزلندی برای سال‌های ۱۹۸۴-۱۹۸۳ تا ۲۰۰۰-۱۹۹۹ به تبعیت از رویکرد تابع ***انگل همیلتون*** (۲۰۰۱) تورش شاخص CPI را با تخمین منحنی‌های انگل برای خانوارهایی که ویژگی‌های جمعیتی یکسان و سطح درآمد تعدیل‌شده با CPI مساوی

1. Quadratic Almost Ideal Demand System(QAIDS)

2. John Gibson and Grant Scobie

دارند برآورد کرده‌اند. تورش در شاخص CPI طی ۱۷ سال دوره مورد بررسی به‌طور متوسط سالانه ۱ درصد برآورد شده است. نویسندگان در این مقاله این‌گونه استدلال می‌کنند که تورم هدف‌گذاری‌شده ۲-۰ درصد توسط بانک مرکزی نیوزلند مناسب بوده است. هنگامی‌که هدف یک سیاست هدف‌گذاری تورمی، حفظ ارزش پول ملی باشد، باید افزایش‌های CPI به سمتی هدایت شود که برابر تورش اندازه‌گیری باشد. هنگامی‌که سیاست هدف‌گذاری تورمی در نیوزلند درپیش گرفته شد، پیش‌فرض‌ها بر این بود که شاخص CPI نیوزلند به اندازه ۱ درصد تورش دارد. اما افزایش در هدف تورمی از سال ۲۰۰۲ به بعد ۱ الی ۳ درصد بوده است که با نتایج مقالهٔ مورد بحث سازگار نیست. در پایان نویسندگان براساس نتایج به‌دست‌آمده از مطالعه خود پیشنهاد هدف‌گذاری تورم در سطحی پایین‌تر را ارائه می‌کنند.

گری اف. برتی و همکاران[1] (۲۰۱۰) عملکرد شاخص قیمت مصرف‌کننده را برای اقتصاد استرالیا به‌عنوان یک شاخص واقعی هزینه زندگی مورد ارزیابی قرار می‌دهند و منحنی انگل گروه خوارک تعدیل‌شده با شاخص قیمت مصرف‌کننده که با استفاده از آمار بودجه خانوار برآورد شده است را مورد مقایسه قرار می‌دهند. نتایج نشان می‌دهد که شاخص قیمت مصرف‌کننده استرالیا تغییر در هزینه عمومی زندگی بین سال‌های ۱۹۷۶-۱۹۷۵ و ۲۰۰۴-۲۰۰۳ را تا ۳۴ درصد بیش از حد برآورد می‌کند. در این مطالعه نمونه انتخابی برحسب ویژگی‌های جمعیتی خانوار به گروه‌های مختلف تقسیم می‌شود و یافته‌ها نشان می‌دهد شاخص قیمت مصرف‌کننده به‌ویژه برای بزرگسالان مجرد و خانواده‌هایی که تنها مادرسرپرست هستند، اریب‌دار است. برعکس شاخص قیمت مصرف‌کننده در اندازه‌گیری تغییر در هزینه زندگی خانواده‌های با دو بزرگسال، نسبتاً دقیق[2] است.

جی سون لافری و همکاران (۲۰۱۲) با استفاده از سیستم مخارج خطی و داده‌های آمار بودجه خانوار خانوارهای ایرلندی نشان می‌دهد که متوسط تورش جانشینی ۰/۳۳ و با سیستم مخارج خطی با یک مقدار هدف‌گذاری‌شده برای هزینه‌های معیشت در سیستم مخارج خطی، ۰/۱۲ است.

---

1. Garry F. Barrett, et al.

۲. در اینجا ترجمه کلمه Accurate است.

کازوهیتوهیگا[1](۲۰۱۳) با پیروی از رویکرد همیلتون (۲۰۰۱) و کاستا (۲۰۰۱) یک منحنی انگل خطی را با استفاده از سیستم تقاضای AIDS و داده‌های سال‌های ۲۰۰۴-۱۹۸۹ ژاپن برآورد کرد و برمبنای برآوردهای انجام‌شده تورش شاخص CPI را برای اقتصاد ژاپن برآورد نمود. نتایج به‌دست‌آمده نشان می‌دهد میزان تورش کلی بین سال‌های ۱۹۸۹ و ۲۰۰۴ هر سال ۰/۵ درصد برآورد شده است. وی بیان می‌کند این میزان تورش به‌سمت بالا دال بر آن است که شاخص CPI رسمی اعلام‌شده هزینه واقعی زندگی را بیش از اندازه بیان می‌کند. درنتیجه نرخ تورم سالانه تصحیح‌شده به‌خاطر تورش از ۱۹۸۹ تا ۲۰۰۴ در حدود ۰/۱۴ درصد برآورد شده است، درحالی‌که نرخ تورم رسمی ۰/۶۵ درصد طی همین دوره گزارش شده است.

مطالعات دیگری در این زمینه انجام شده است که ازجمله می‌توان به ***میکائیل جی باسکین***[2] (۲۰۰۵)، و ***ژان هانوسک*** و ***راندال کا فیلر***[3](۲۰۰۴) اشاره کرد.

در مورد اقتصاد ایران نیز ***میرزایی*** و همکاران (۱۳۸۴) با استفاده از داده‌های سال‌های ۱۳۸۱-۱۳۷۴ و آزمون شکل تبعی الگوی رگرسیونی هدانیک نشان می‌دهند که شاخص CPI تولیدشده مرکز آمار ایران برحسب گروه‌های منتخب، دارای اریبی روبه‌بالا نسبت به شاخص ترنکویست است. مقدار خطای جانشینی بر این اساس به‌طور متوسط ۱/۱ درصد در سال است. خطاهای ناشی از تغییر کیفیت ۳ کالا و خدمت مصرفی خانوار شامل اتومبیل، تلویزیون و ماشین لباس‌شویی را دربر می‌گیرد. میزان خطای ناشی از عدم تعدیل کیفی شاخص CPI در سال ۱۳۸۳ به‌عنوان نماینده سال‌های مورد بررسی حدود ۱/۵ درصد بوده است که محققان بیان داشته‌اند در مقایسه با سایر کشورها رقم قابل‌ملاحظه‌ای است. درمجموع، کل خطای ناشی از جانشینی و تغییر کیفیت کالاها و خدمات بالغ بر ۲/۶ درصد در سال برآورد شده است. نویسنده این‌گونه نتیجه‌گیری می‌کند که CPI در بیان افزایش هزینه‌های واقعی خانوار دارای اریبی روبه‌بالا به اندازه ۲/۶ درصد است.

همچنین مطالعاتی در زمینه برآورد شاخص‌های رفاهی و محاسبه شاخص

---

1. Higa, Kazuhito

2. Michael J. Boskin

3. Jan Hanousek and Randall K. Filer

هزینه زندگی انجام شده است که از آن‌جمله مـی‌تـوان بـه ***خسـروی‌نـژاد*** (۱۳۹۱)، ***محمدزاده*** و همکاران (۱۳۹۲) ***فلاحی*** و همکاران (۱۳۹۲) اشاره کرد. در مطالعـات یادشده سیستم مخارج خطی به‌شکل مرسوم و در دو مرحلـه بـرآورد شـده و سـایر پارامترها با استفاده از برآورد پـارامتر حـداقل معیشـت بـرآورد شـده اسـت. نتـایج به‌دست‌آمده از مطالعات مذکور عموماً روند شاخص هزینه زندگی در اثـر تغییـرات قیمتی را بررسی می‌کند. وجه تمایز این مطالعه با کارهای مزبور در این است که در مطالعه حاضر ابتدا پارامتر حـداقل معیشـت در قالـب یـک مـدل تقاضـای مسـتقیماً جمع‌پذیر ضمنی برآورد شده و سپس تخمین ضـرایب انگـل براسـاس آن صـورت گرفته است. ضمن اینکه در این مطالعه هدف، مقایسه شاخص واقعی هزینه زنـدگی با شاخص بهای مصرف‌کننده منتشرشده براساس مبانی تئوری رفتـار مصـرف‌کننـده است.

۳. نتایج تجربی

۳-۱. تصریح و تخمین تجربی مدل AIDADS و سیستم مخارج خطی

در برآورد تابع مخارج از رویکرد سیستم مخارج خطی استفاده می‌شـود، امـا توابـع تقاضـای اشـتقاقی از سیسـتم مخـارج خطـی دارای چـارچوبی غیرخطـی اسـت و پارامترها شامل پارامتر حداقل معیشـت خـانوار و ضـریب انگلـی اسـت و سیسـتم تقاضای آن به‌نوعی دارای فرمت غیرخطی است. بر این اساس لازم است ابتدا یکـی از این پارامترها برآورد شود. در مطالعات انجام‌شده ابتـدا ضـریب انگلـی بـرآورد و سپس سیستم مخارج خطی برای استخراج پارامترهای حداقل معیشت بـرآورد شـده است. در مطالعه حاضر ابتدا برای برآورد پارامترهای حداقل معیشـت یـک سیسـتم تقاضای مستقیماً جمع‌پذیر ضمنی برآورد می‌شود و از تخمین‌های آن بـرای بـرآورد ضرایب انگل استفاده می‌شود.

در تخمین سیستم تقاضای مستقیماً جمع‌پذیر ضمنی از رویکرد ***ریمر*** و ***پاول*** و چارچوب حداکثر راست‌نمایی که توسط ***کرانفیلد*** و همکاران (۲۰۰۰) به‌کار گرفتـه شده است، استفاده می‌شـود. بـرای بـرآورد سیسـتم تقاضـای مزبـور تـابع لگـاریتم راست‌نمایی به‌صورت زیر بیان می‌شود:

(۲۱)

$$L = 0.5 \times \ln(|W|)$$

که در رابطه بالا $w_{ij} = T^{-1}\sum_{k=1}^{T}\varepsilon_{ik}\varepsilon_{jk}$ جزء (i, j)ام ماتریس W است، ε_{ik} جمله خطا برای معادله iام در مشاهده kام است. برای محاسبه آرایه‌های ماتریس واریانس-کواریانس در رابطه (۲۱)، جزء خطا به‌صورت تفاوت بین سهم بودجه‌ای برآورد شده است و سهم بودجه‌ای که از داده‌های واقعی کالای موردنظر در کل مخارج به‌دست می‌آید، به‌صورت رابطه (۲۲) بیان می‌شود، و پارامترهای مدل به‌نحوی در تخمین حداکثر راست‌نمایی تعیین می‌شوند که رابطه (۲۱) حداقل‌سازی می‌شود.

(۲۲)

$$\varepsilon_{ik} = \frac{P_{ik}}{M_k}(\hat{x}_{ik} - x_{ik}) = \hat{s}_{ik} - s_{ik} \qquad \forall\, i, k$$

در رابطه بالا s_{ik} و $\hat{s}_{ik}$ به‌ترتیب سهم بودجه‌ای و برآورد سهم بودجه‌ای کالای iام در مشاهده kام است. رابطه تعریفی برای $\hat{x}_{ik}$ را می‌توان به‌عنوان قید هم درنظر گرفت و به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

(۲۳)

$$\hat{x}_{ik} = \gamma_i + \frac{\alpha_i + \beta_i \exp(u_k)}{1 + \exp(u_k)}(M_k - P_k'\gamma) \quad \forall\ i, k$$

قیدهایی روی α_i و β_i اعمال می‌کنیم به این شکل که $\sum_{i=1}^{n}\alpha_i = \sum_{i=1}^{n}\beta_i = 1$ و در کران‌های بالا و پایین درنظرگرفته‌شده برای این پارامترها قرار گیرند. درنهایت هم معادله‌های تعریفی برای تابع ضمنی مطلوبیت به‌صورت یک‌سری قیود درنظر گرفته می‌شوند.

(۲۴)

$$\sum_{i=1}^{n}\frac{\alpha_i + \beta_i \exp(u_k)}{1 + \exp(u_k)}\ln(x_{ik} - \gamma_i) - u_k = k \quad \forall k$$

که در این رابطه $k = 1 + \ln(A)$.

کران‌های بالا و پایین روی همه متغیرها وارد می‌شوند تا مجموعه حالت‌های ممکن تقلیل پیدا کند و سازگاری با مدل AIDADS برقرار باشد. کران‌های مزبور و مقادیر

اولیه طوری انتخاب می‌شوند تا با یک رابطه سیستم مخارج خطی سازگار باشند (کرانفیلد و همکاران، ۲۰۱۰: ۱۹۰۹)

(۲۵)

$$\alpha_i \in [0,0.8],\ \beta_i \in [0,0.8],\ \gamma_i \in [0,0.99\times \min_k\{x_{ik}\}],\ \hat{x}_{ik} \in [0.01,100],\ u_k \in [-12,20]$$

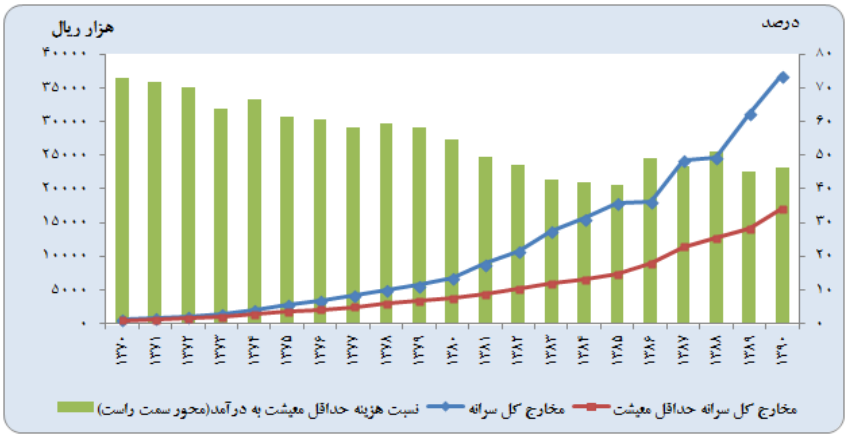
برآورد پارامترهای سیستم تقاضای مستقیماً جمع‌پذیر ضمنی از طریق حل یک مسئله برنامه‌ریزی غیرخطی با استفاده از تجزیه چولسکی[1] ماتریس واریانس-کواریانس جملات خطای ε_{ik} به‌دست می‌آید؛ به این صورت که با تعیین مقادیر اولیه برای پارامترهای سیستم و اعمال کران‌های بالا و پایین برای پارامترها، تغییر در مقدار مصرف کالاها و درنتیجه تغییر در میزان مطلوبیت محاسبه می‌شود. این فرایند از طریق یک الگوریتم جستجو در نرم‌افزار GAMS تا آنجا ادامه می‌یابد که سیستم به یک همگرایی برسد و محدودیت‌های اعمال‌شده بر سیستم برآورده شود. الگوریتم جستجو طراحی‌شده در نرم‌افزار GAMS براساس ریمر و پاول (۱۹۹۲) در پیوست شماره (۲) مقاله آورده شده است.

در مقاله حاضر دست‌کم مخارج پولی خانوارهای شهری با داده‌های سال‌های ۹۰-۱۳۷۰ خانوارهای شهری مرکز آمار ایران با استفاده از نرم‌افزار GAMS و حل‌کننده Minos5 برآورد شده است که روند آن در نمودار شماره (۱) به‌تصویر کشیده شده است. برآوردها نشان می‌دهد حداقل معاش پولی یک خانوار نمونه شهری در سال ۱۳۹۰ در حدود ۵۹ میلیون ریال برآورد شده است.

---

۱. تجزیه چولسکی یک ماتریس مثبت معین هرمیتی (Hermitian) A به شکل $A = LL'$ است؛ به‌نحوی که L در آن یک ماتریس پایین مثلثی با آرایه‌های قطری حقیقی و مثبت است و L' ترانهاده L است. هر ماتریس مثبت معین هرمیتی دارای یک تجزیه چولسکی منحصربه‌فرد است. می‌توان توابع غیرخطی چندمتغیره را برحسب پارامترهای آن با استفاده از طیفی از روش‌های نیوتنی حداقل‌سازی کرد.

نمودار شماره (۱). متوسط مخارج پولی حداقل معیشت خانوارهای شهری (نتایج تخمین مدل AIDADS)



مأخذ: برآورد تحقیق

از این مقادیر برای تخمین ضرایب انگلی مازاد درآمد حداقل معیشت برای ۱۲ گروه کالایی با استفاده از داده‌های هزینه‌ای بودجه خانوار سال‌های ۱۳۹۰-۱۳۷۰ استفاده می‌شود.

۲-۳. محاسبه شاخص رفاهی تغییرات جبرانی و شاخص واقعی هزینه زندگی

در استخراج توابع تقاضا و کشش‌های گروه‌های کالایی، فرض می‌شود که سیستم مخارج خطی دارای تابع مطلوبیت جمع‌پذیر از نوع استون گری[1] به‌صورت رابطه زیر است:

(۲۶)

$$U = \sum_i \beta_i \log(x_i - \gamma_i)$$

که در رابطه بالا x_i مصرف کالای iام و γ_i مصرف حداقل معیشت را نشان می‌دهد و شرایط $x_i > \gamma_i$ و $0 \le \beta_i \le 1$ برقرار است. پارامترهای β_i هم نرمالایز می‌شوند؛ به‌گونه‌ای که قید $\sum_i \beta_i = 1$ نیز تحمیل می‌شود. حداکثرسازی مطلوبیت با توجه به قید تابع مخارج خطی برای هر گروه کالای i را به‌صورت زیر نتیجه می‌دهد.

1. Stone-Geary

(۲۷)

$$p_i x_i = p_i \gamma_i + \beta_i (y - \sum_j p_j \gamma_j)$$

رابطه بالا را می‌توان به‌صورت $x_i^* = \frac{\beta_i y^*}{p_i}$ نوشت که در آن $y^* = y - \sum_j p_j \gamma_j$ درآمد مازاد بر حداقل معیشت و $x_i^* = x_i - \gamma_i$ مصرف مازاد بر حداقل معیشت برای کالای i نامیده می‌شوند. اگر از رابطه به‌دست‌آمده برای تابع مخارج دیفرانسیل کامل گرفته شود، کشش‌های خودقیمتی به‌صورت رابطه زیر به‌دست می‌آید.

(۲۸)

$$e_{ii} = -\frac{\beta_i}{p_i x_i}(y - \sum_{i \neq j} p_j \gamma_j)$$

به‌منظور محاسبه شاخص‌های رفاهی نیاز به برآورد پارامترهای سیستم مخارج خطی است. به این منظور با استفاده از برآورد پارامترهای حداقل معیشت که از برآورد سیستم تقاضای مستقیماً جمع‌پذیر ضمنی به‌دست آمد، سیستم تقاضای موردنظر با استفاده از تکنیک اقتصادسنجی داده‌های به‌ظاهر نامرتبط[1] برآورد شد.

جدول شماره (۱) نتایج تخمین پارامترها، کشش‌های خودقیمتی و بودجه‌ای را برای ۱۲ گروه کالایی نشان می‌دهد. ملاحظه می‌شود تمامی کشش‌های خودقیمتی منفی بوده و کشش‌های بودجه‌ای مثبت هستند. نتایج تخمین تا حد بسیار زیادی منطبق بر مبانی تئوریک اقتصاد خرد است. کشش‌های هزینه‌ای محاسبه‌شده نشان می‌دهد گروه‌های کالایی مبلمان و لوازم خانگی، ارتباطات، خدمات فرهنگی و آموزش لوکس و بقیه گروه‌های کالایی ضروری تلقی می‌شوند.

---

1. Seemmingly Unrelated Regression(SUR)

از مدل‌های رگرسیونی به‌ظاهر نامرتبط زمانی استفاده می‌شود که همه متغیرهای توضیحی سمت راست برون‌زا هستند و جملات خطا دارای واریانس ناهمسان بوده و همبستگی هم‌زمان دارند و ماتریس کواریانس جملات خطا به‌شکل $V = \Sigma \otimes I_T$ است. برآوردگر رگرسیونی به ظاهر نامرتبط زلنر برای پارامتر مدل رگرسیونی به‌صورت $b_{SUR} = (X'(\hat{\Sigma} \otimes I_T)^{-1} X)^{-1} X'(\hat{\Sigma} \otimes I_T)^{-1} y$ است که $\hat{\Sigma}$ برآوردگر سازگاری از Σ است.

جدول شماره (۱). برآورد پارامترها و کشش‌های خودقیمتی و بودجه‌ای گروه‌های کالایی[۱]

	مقدار ضریب انگل	کشش خودقیمتی	کشش هزینه‌ای
مواد خوراکی	۰/۱۱۵	-۰/۴۲۰	۰/۴۶۰
مواد دخانی و آشامیدنی	۰/۰۰۵	-۰/۸۸۴	۰/۵۴۳
پوشاک و کفش	۰/۰۴۳	-۰/۸۳۹	۰/۵۹۳
مسکن	۰/۲۶۲	-۰/۳۵۸	۰/۸۵۲
مبلمان و اوازم خانگی	۰/۱۱۴	-۰/۹۵۹	۲/۰۵۰
بهداشت	۰/۰۴۹	-۰/۵۲۹	۰/۸۶۸
حمل و نقل	۰/۰۷۹	-۰/۹۵۴	۰/۸۰۱
ارتباطات	۰/۰۳۵	-۰/۹۷۴	۱/۵۴۶
خدمات فرهنگی و تفریحات	۰/۰۲۷	-۰/۹۷۴	۱/۵۷۴
آموزش	۰/۰۲۰	-۰/۵۱۳	۱/۲۱۱
هتل و رستوران	۰/۰۰۴	-۰/۵۲۵	۰/۲۳۱
کالاها و خدمات متفرقه	۰/۲۴۸	-۰/۹۶۹	۳/۱۱۵

مأخذ :یافته‌های تحقیق

۱. کشش‌ها در میانگین نمونه محاسبه شده است.

کشش‌های متقاطع e_{ij} که کشش تقاضا برای کالای i در واکنش به تغییر قیمت کالای j را نشان می‌دهد برای هر جفت j,i به‌صورت زیر است.

(۲۹)

$$e_{ij} = -\frac{\beta_i \gamma_j p_j}{p_i x_i}$$

کشش‌های متقاطع قیمتی در جدول شماره (۲) ارائه شده است. مشاهده می‌شود علامت تمامی کشش‌های محاسبه‌شده منفی است و این به آن معنا است که با کاهش قیمت یک گروه کالا، تقاضا برای کالاهای دیگر افزایش می‌یابد. البته این نتیجه با توجه به این موضوع که گروه‌های کالایی بسیار گسترده هستند، چندان دور از ذهن نیست.

جدول شماره (۲). برآورد کشش‌های متقاطع قیمتی ۱۲ گروه کالایی[۱]

	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹	۱۰	۱۱	۱۲
۱	-۰/۴۱۹	-۰/۱۲۶۲	-۰/۱۱۴۴	-۰/۱۳۷۸	-۰/۳۴۲۲	-۰/۱۲۱۵	-۰/۱۱۳۶	-۰/۱۷۹۹	-۰/۱۹۲۳	-۰/۱۸۱۲	-۰/۰۳۷۹	-۰/۳۳۹۴
۲	-۰/۰۰۰۳	-۰/۸۸۴۳	-۰/۰۰۰۵	-۰/۰۰۰۶	-۰/۰۰۱۵	-۰/۰۰۰۵	-۰/۰۰۰۵	-۰/۰۰۰۸	-۰/۰۰۰۸	-۰/۰۰۰۸	-۰/۰۰۰۲	-۰/۰۰۱۴
۳	-۰/۰۰۴۵	-۰/۰۰۷۶	-۰/۸۳۸۵	-۰/۰۰۸۳	-۰/۰۲۰۶	-۰/۰۰۷۳	-۰/۰۰۶۸	-۰/۰۱۰۸	-۰/۰۱۱۶	-۰/۰۱۰۹	-۰/۰۰۲۳	-۰/۰۲۰۴
۴	-۰/۰۰۹۲	-۰/۱۵۳۸	-۰/۱۳۹۵	-۰/۳۵۸۵	-۰/۴۱۷۲	-۰/۱۴۸۲	-۰/۱۳۸۴	-۰/۲۱۹۴	-۰/۲۳۴۵	-۰/۲۲۰۹	-۰/۰۴۶۲	-۰/۴۱۳۹
۵	-۰/۰۰۱	-۰/۰۰۱۷	-۰/۰۰۱۶	-۰/۰۰۱۹	-۰/۹۵۸۸	-۰/۰۰۱۷	-۰/۰۰۱۶	-۰/۰۰۲۵	-۰/۰۰۲۶	-۰/۰۰۲۵	-۰/۰۰۰۵	-۰/۰۰۴۷
۶	-۰/۰۱۴۴	-۰/۰۲۴۲	-۰/۰۲۱۹	-۰/۰۲۶۴	-۰/۰۶۵۵	-۰/۵۲۹۳	-۰/۰۲۱۷	-۰/۰۳۴۴	-۰/۰۳۶۸	-۰/۰۳۴۷	-۰/۰۰۷۳	-۰/۰۶۵
۷	-۰/۰۰۲۴	-۰/۰۰۴۱	-۰/۰۰۳۷	-۰/۰۰۴۴	-۰/۰۱۱	-۰/۰۰۳۹	-۰/۹۵۳۸	-۰/۰۰۵۸	-۰/۰۰۶۲	-۰/۰۰۵۸	-۰/۰۰۱۲	-۰/۰۱۰۹
۸	-۰/۰۰۰۴	-۰/۰۰۰۶	-۰/۰۰۰۶	-۰/۰۰۰۷	-۰/۰۰۱۷	-۰/۰۰۰۶	-۰/۰۰۰۶	-۰/۹۷۴۳	-۰/۰۰۱	-۰/۰۰۰۹	-۰/۰۰۰۲	-۰/۰۰۱۷
۹	-۰/۰۰۰۳	-۰/۰۰۰۵	-۰/۰۰۰۴	-۰/۰۰۰۵	-۰/۰۰۱۲	-۰/۰۰۰۴	-۰/۰۰۰۴	-۰/۰۰۰۶	-۰/۹۷۴	-۰/۰۰۰۷	-۰/۰۰۰۱	-۰/۰۰۱۲
۱۰	-۰/۰۰۴	-۰/۰۰۶۷	-۰/۰۰۶۱	-۰/۰۰۷۴	-۰/۰۱۸۳	-۰/۰۰۶۵	-۰/۰۰۶۱	-۰/۰۰۹۶	-۰/۰۱۰۳	-۰/۵۱۳۱	-۰/۰۰۲	-۰/۰۱۸۱
۱۱	-۰/۰۰۳۴	-۰/۰۰۵۷	-۰/۰۰۵۲	-۰/۰۰۶۳	-۰/۰۱۵۵	-۰/۰۰۵۵	-۰/۰۰۵۲	-۰/۰۰۸۲	-۰/۰۰۸۷	-۰/۰۰۸۲	-۰/۵۲۴۹	-۰/۰۱۵۴
۱۲	-۰/۰۰۱۷	-۰/۰۰۲۹	-۰/۰۰۲۶	-۰/۰۰۳۱	-۰/۰۰۷۸	-۰/۰۰۲۸	-۰/۰۰۲۶	-۰/۰۰۴۱	-۰/۰۰۴۴	-۰/۰۰۴۱	-۰/۰۰۰۹	-۰/۹۶۸۹

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در اینجا نام گروه‌های ذکرنشده و شماره گروه‌های کالایی متناظر با نام گروه‌ها در جدول شماره (۱) است.

زمانی‌که سیستم تقاضا از یک رتبه‌بندی ترجیحات خوش‌رفتار استخراج شده باشد، سه شرط قاعده‌مندی[1] را برآورده می‌کند. شرط نخست این است که قید بودجه به‌صورت یک اتحاد برقرار باشد. شرط دوم این است که سیستم تقاضا برحسب قیمت‌ها و مخارج همگن از درجه صفر است و شرط سوم این است که ماتریس اسلاتسکی متقارن و منفی نیمه معین باشد. هر سیستم تقاضایی که این سه شرط را برآورده می‌کند به‌لحاظ تئوریک مطلوب است؛ به این معنا که آن سیستم تقاضا با یک رتبه‌بندی خوش‌رفتار ترجیحات می‌تواند عقلایی باشد. اجزای ماتریس اسلاتسکی برای سیستم مخارج خطی به‌صورت روابط زیر است.

(۳۰)

$$s^{ii}(P,\mu) = -\frac{\beta_i}{p_i^2}(1-\beta_i)(y-\Sigma p_j\gamma_j)$$

(۳۱)

$$s^{ij}(p,\mu) = \frac{\beta_i\beta_j}{p_ip_j}(y-\Sigma p_j\gamma_{j)} \quad i\neq j$$

سیستم مخارج خطی قیود همگنی، جمع‌پذیری و تقارن ماتریس جانشینی اسلاتسکی را عموماً برآورده می‌کند؛ به این معنی که به‌ازای هر مقدار از متغیرهای مخارج انجام‌شده روی کالاها و متغیرهای قیمت‌ها و مخارج کل، سیستم مخارج خطی ویژگی‌های بالا را برآورده می‌کند. اگر $y-\sum_j p_j\gamma_j > 0$ باشد، ماتریس جانشینی منفی نیمه‌معین است؛ به این معنا که اثرات قیمتی جبرانی باید برای همه جفت کالاها منفی باشد و این امر تضمین می‌کند که مصرف‌کننده رفتار عقلایی داشته باشد و حداکثرکننده مطلوبیت باشد نه حداقل‌کننده آن (پلاک و ولز[2]، ۱۹۹۲: ۸).

با توجه به اینکه تخمین‌های به‌دست‌آمده برای ضرایب انگل در ستون اول جدول شماره (۲) همگی مثبت هستند، $\beta_i > 0$، و با توجه به روند کل مخارج سرانه و مخارج سرانه حداقل معیشت که در نمودار شماره (۱) به‌تصویر کشیده شده است، می‌توان نتیجه‌گیری کرد که $y-\sum_j p_j\gamma_j > 0$ و قیدهای منفی بودن کشش‌های خودقیمتی، مثبت بودن اثرات جایگزینی متقاطع[3] نیز برآورده شده است. به‌علاوه مقدار برآوردشده

1. Regularity

2. Robert A. Pollak and Terence J. Wales

3. Indirect Substitution Effects

برای ضریب انگل (ارقام ستون دوم جدول شماره (۱)) همگی مثبت بوده و جمع آنها برابر ۱ است، زیرا در هنگام برآورد در معادله (۱۲)ام در سیستم معادلات، قید جمع‌پذیری $\sum_{i=1}^{12}\beta_i = 1$ اعمال شده است. برقرار بودن شرط همگنی و عدم توهم پولی مستلزم آن است که مجموع کشش‌های خودقیمتی، کشش‌های قیمتی متقاطع و کشش درآمدی (هزینه‌ای) برابر صفر باشد. چنانچه فرض شود قیمت‌ها و مخارج کل به یک نسبت تغییر می‌کند، با محاسبه مجموع کشش‌های مزبور برای کل سیستم تقاضا، مشاهده می‌شود که شرط همگنی نیز برقرار است. با توجه به نکات یادشده، سیستم مخارج خطی برآوردشده در این مطالعه قیود جمع‌پذیری، همگنی، منفی بودن اثرات جایگزینی مستقیم، مثبت بودن اثرات جایگزینی متقاطع، مثبت بودن کشش‌های درآمدی (ستون سوم جدول شماره (۱)) را برآورده می‌کند.

پس از اینکه پارامترهای حداقل معیشت و ضرایب انگل مشخص شد، می‌توان اثرات رفاهی تغییر قیمت نسبی را محاسبه کرد. با فرض اینکه همه مصرف‌کنندگان با قیمت‌های مشابهی روبه‌رو هستند، لازم است اثرات رفاهی برای تغییرات قیمت نسبی به‌دست آید. در محاسبه تورش، شاخص قیمت مصرف‌کننده نیازمند استفاده از عبارتی است که حداقل هزینه مشخص برای به‌دست آوردن یک سطح مشخص مطلوبیت در یک مجموعه قیمت مشخص را ارائه می‌کند. این رابطه به‌وسیله تابع هزینه یا مخارج، مشخص می‌شود. نخستین مرحله در به‌دست آوردن تابع مخارج، استخراج تابع مطلوبیت غیرمستقیم است که مطلوبیت را به‌صورت تابعی از قیمت‌ها و درآمد بیان می‌کند و با جای‌گذاری به‌دست‌آمده برای تقاضاها در تابع به‌دست می‌آید. تابع مطلوبیت غیرمستقیم را می‌توان به‌صورت زیر نوشت.

(۳۲)

$$v = \log\left\{ y^* \prod_i \left(\frac{\beta_i}{p_i} \right)^{\beta_i} \right\}$$

با نوشتن $v^* = \exp(v)$ به‌سادگی می‌توان یک تبدیل یکنواخت برای تابع مطلوبیت غیرمستقیم را اعمال کرد که معادل با این است که تابع مطلوبیت مستقیم را به‌صورت $\prod_i (x_i - \gamma_i)^{\beta_i}$ بنویسیم. یک مزیت کمیت‌های رفاهی که در زیر به‌کار گرفته شده است این است که آنها نسبت به تبدیل یکنواخت مطلوبیت U بدون

تغییر باقی می‌مانند. به‌این‌ترتیب v^* به‌وسیله رابطه زیر بیان می‌شود.

(۳۳)

$$v^* = y^* \prod_i \left(\frac{\beta_i}{p_i} \right)^{\beta_i}$$

می‌توان رابطه بالا را دوباره مرتب کرد تا به رابطه زیر برسیم.

(۳۴)

$$v^* = (y - A)/B$$

که در این رابطه A و B به‌وسیله روابط (۳۲) و (۳۳) داده شده‌اند.

(۳۵)

$$A = \sum_i p_i \gamma_i$$

(۳۶)

$$B = \prod_i \left(\frac{p_i}{\beta_i} \right)$$

این طرز بیان شکلی از تابع مطلوبیت غیرمستقیم برای سیستم مخارج خطی است که توسط ***آلن***[1](۱۹۷۵) در چارچوب بررسی تأثیر متفاوت تورم روی گروه‌های درآمدی مختلف نظیر ***موئلبائر***[2](۱۹۷۴)، ارائه شد. تابع مخارج، حداقل مخارج لازم برای به‌دست آوردن مطلوبیت U در قیمت‌های p است که به‌وسیله $E(p,U)$ نمایش داده شده و به‌صورت رابطه زیر بیان می‌شود.

(۳۷)

$$E(p,U) = A + BU$$

فرض کنید که قیمت‌ها از p_0 به p_1 تغییر کنند. تغییر جبرانی، CV، به‌صورت رابطه زیر است.

(۳۸)

$$CV = E(p_1,U_0) - E(p_0,U_0)$$

با استفاده از رابطه (۳۷) و اضافه کردن اندیس‌های پایین برای مشخص کردن مجموعه قیمت‌ها رابطه بالا را می‌توان به‌صورت زیر نوشت.

---

1. Allen

2. Muellbauer

(۳۹)

$$CV = A_1 + B_1 U_0 - y_0$$

از رابطه (۳۷) و با برابر قرار دادن $y_0 = E(p_0, u_0)$ می‌توان به $U_0 = (y_0 - A_0)/B_0$ رسید که با حل رابطه (۳۹) برحسب روابط مشخص‌شده، مقدار تغییر جبرانی به‌صورت رابطه زیر به‌دست می‌آید.

(۴۰)

$$CV = A_0[\frac{A_1}{A_0} + \frac{B_1}{B_0}(\frac{y_0}{A_0} - 1)] - y_0$$

عبارت A_1/A_0 برابر $\sum_i p_{1i}\gamma_i / \sum_i p_{0i}\gamma_i$ است و بنابراین یک نوع شاخص قیمت لاسپیرز است که از مخارج ضروری هر کالا به‌عنوان یک وزن استفاده می‌کند. به‌این‌ترتیب گاهی اوقات آن را به‌عنوان یک شاخص قیمت مخارج ضروری می‌شناسند. چون قیمت‌های واقعی معمولاً در دسترس نیستند، لازم است این فرم از شاخص قیمت به شاخصی که فقط شامل تغییرات تناسبی قیمت‌ها است، تبدیل شود. وقتی $\dot{p}_i$ رشد قیمت کالای iام را نشان می‌دهد، آن‌گاه $p_{1i} = p_{0i}(1+\dot{p}_i)$ است.

(۴۱)

$$\frac{A_1}{A_0} = 1 + \sum_i s\dot{p}_i$$

که در این رابطه عبارت s_i به‌صورت زیر تعریف می‌شود.

(۴۲)

$$s_i = \frac{p_{0i}\gamma_i}{\sum_i p_{0i}\gamma_i}$$

عبارت B_1/B_0 در رابطه (۴۰) به‌صورت زیر ساده‌سازی می‌شود.

(۴۳)

$$\frac{B_1}{B_0} = \prod_i (\frac{p_{1i}}{p_{0i}})^{\beta_i}$$

که به‌صورت میانگین وزنی هندسی نسبت قیمت‌ها تفسیر می‌شود. دوباره باید این تعریف را برحسب درصد تغییرات بیان کرد به‌گونه‌ای که:

(۴۴)

$$\frac{B_1}{B_0} = \prod_i (1+\dot{p}_i)^{\beta_i}$$

برای محاسبه تغییر جبرانی به‌شرط معلوم بودن مجموعه‌ای از تغییرات نسبی قیمت‌ها و

ضرایب β_iها و هزینه اولیه مخارج ضروری برای هر کالا، $p_i\gamma_i$، از رابطه (۴۱) تا رابطه (۴۴) و رابطه (۴۰) استفاده می‌شود (کریدی و ون دی ون[1]، ۱۹۹۷: ۱۲۷-۱۲۶).

به‌منظور محاسبه شاخص‌های تغییرات رفاهی و شاخص واقعی هزینه زندگی، تغییرات سال‌به‌سال قیمت‌ها برای تک‌تک ۱۲ گروه کالایی درنظرگرفته‌شده و شاخص تغییرات جبرانی (CV) محاسبه شده است. بر این اساس مقدار جبران مصرف‌کننده برای تغییرات هم‌زمان قیمت‌ها به‌دست آمده است که مقدار و نسبت آن به مخارج پولی برای سال‌های ۱۳۹۰-۱۳۷۰ در جدول شماره (۳) ارائه شده است. به‌عنوان مثال برای اینکه فرد پس از تغییرات هم‌زمان قیمت‌ها در سال ۱۳۹۰ به همان سطح مطلوبیت سال پیش دست یابد، لازم است در حدود ۶/۱ میلیون ریال معادل ۱۶/۵ درصد مخارج مصرفی پولی مصرف‌کننده به وی پرداخت جبرانی صورت گیرد.

جدول شماره (۳). تغییرات جبرانی هم‌زمان افزایش قیمت گروه‌های کالایی و نرخ تورم

	نرخ تورم(۱)	مقدار تغییر جبرانی(cv)	تغییر جبرانی به کل مخارج(cv/m)
۱۳۷۱	۲۴/۴	۱۵۹۴۱۵/۹	۱۹/۰
۱۳۷۲	۲۲/۵	۱۷۶۶۵۱/۳	۱۷/۱
۱۳۷۳	۳۵/۲	۳۰۵۵۶۲/۵	۲۰/۶
۱۳۷۴	۴۹/۱	۶۱۲۲۴۱/۵	۲۹/۱
۱۳۷۵	۲۳/۴	۵۳۲۵۲۸/۴	۱۸/۷
۱۳۷۶	۱۷/۰	۵۴۸۱۲۲/۸	۱۵/۹
۱۳۷۷	۱۸/۱	۶۰۲۴۱۴/۱	۱۴/۱
۱۳۷۸	۲۰/۲	۸۰۷۷۴۹/۵	۱۶/۲
۱۳۷۹	۱۲/۶	۶۷۱۸۲۹/۶	۱۱/۷
۱۳۸۰	۱۱/۳	۶۶۲۵۶۸/۷	۹/۷
۱۳۸۱	۱۵/۹	۱۰۱۶۴۷۲/۱	۱۱/۴
۱۳۸۲	۱۵/۶	۱۳۱۴۳۶۰/۱	۱۲/۲
۱۳۸۳	۱۵/۲	۱۶۰۰۵۵۳/۶	۱۱/۶
۱۳۸۴	۱۰/۴	۱۴۵۷۸۵۲/۴	۹/۳
۱۳۸۵	۱۱/۹	۱۹۰۶۷۱۵/۸	۱۰/۶
۱۳۸۶	۱۸/۴	۳۱۵۰۰۹۳/۷	۱۷/۴
۱۳۸۷	۲۵/۴	۴۳۶۲۸۰۳/۱	۱۷/۹
۱۳۸۸	۱۰/۷	۲۶۱۷۹۵۶/۲	۱۰/۶
۱۳۸۹	۱۲/۴	۲۷۹۰۶۱۸/۶	۸/۹
۱۳۹۰	۲۱/۵	۶۱۰۲۳۰/۰	۱۶/۵

مأخذ: یافته‌های تحقیق

ارقام تغییر جبرانی بر حسب ریال و دو متغیر دیگر برحسب درصد است.

۱. نرخ تورم براساس شاخص قیمت مصرف‌کننده در مناطق شهری بانک مرکزی محاسبه شده است.

با استفاده از مقدار محاسبه‌شده برای تغییرات جبرانی، براساس رابطه (۳۸) مقدار مخارج مصرف‌کننده برای مجموعه قیمت‌های پس از تغییر ($E(p_1,u_0)$) محاسبه

1. John Creedy and Justin van de Ven

می‌شود. شاخص واقعی هزینه زندگی براساس رابطه (۲) برای هر سال محاسبه شده است که نتایج آن در جدول شماره (۳) گزارش شده است. مقدار تـورش (اخـتلاف بین دو شاخص قیمت مصرف‌کننده و شاخص واقعی هزینه زنـدگی) در سـتون (۳) جدول زیر به‌دست آمده است. یافته‌هـای مطالعـه نشـان مـی‌دهـد شـاخص قیمـت مصرف‌کننده برآورد اریب‌داری از هزینه زندگی است و از این نظر با تورش همـراه است. براساس آمار ستون (۳) در جدول زیر، شاخص قیمت مصرف‌کننـدهٔ محاسـبه و منتشرشده برای سال‌های ۱۳۸۲-۱۳۷۱ هزینـه زنـدگی را بـیش از انـدازه و بـرای سال‌های ۱۳۸۴-۱۳۹۰ به‌جز سال ۱۳۸۷ هزینه زندگی را کمتر از حد برآورد می‌کند.

جدول شماره (۴). برآورد تورش شاخص قیمت مصرف‌کننده (۱۰۰=۱۳۸۳) (درصد)

	شاخص قیمت مصرف‌کننده(۱)	شاخص واقعی هزینه زندگی	مقدار تورش
۱۳۷۱	۱۰/۲	۶/۱۳	۴/۰۷
۱۳۷۲	۱۲/۵	۷/۷۶	۴/۷۴
۱۳۷۳	۱۶/۹	۹/۵۵	۷/۳۵
۱۳۷۴	۲۵/۲	۱۳/۷۱	۱۱/۴۹
۱۳۷۵	۳۱/۱	۱۹/۴۹	۱۱/۶۱
۱۳۷۶	۳۶/۴	۲۶/۳۹	۱۰/۰۱
۱۳۷۷	۴۳	۳۱/۸۱	۱۱/۱۹
۱۳۷۸	۵۱/۷	۳۹/۵۲	۱۲/۱۸
۱۳۷۹	۵۸/۲	۴۶/۱۶	۱۲/۰۴
۱۳۸۰	۶۴/۸	۵۳/۱۶	۱۱/۶۴
۱۳۸۱	۷۵/۱	۶۳/۴۳	۱۱/۶۷
۱۳۸۲	۸۶/۸	۸۲/۴	۴/۴
۱۳۸۳	۱۰۰	۱۰۰	۰/۰
۱۳۸۴	۱۱۰/۴	۱۲۷/۶۶	-۱۷/۲۶
۱۳۸۵	۱۲۳/۵	۱۴۴/۴۶	-۲۰/۹۶
۱۳۸۶	۱۴۶/۲	۱۶۶/۱۴	-۱۹/۹۴
۱۳۸۷	۱۸۳/۳	۱۶۷/۲۷	۱۶/۰۳
۱۳۸۸	۲۰۳	۲۲۴/۷۲	-۲۱/۷۲
۱۳۸۹	۲۲۸/۲	۲۲۸/۹	-۰/۷
۱۳۹۰	۲۷۷/۳	۲۸۸/۵۹	-۱۱/۳۳

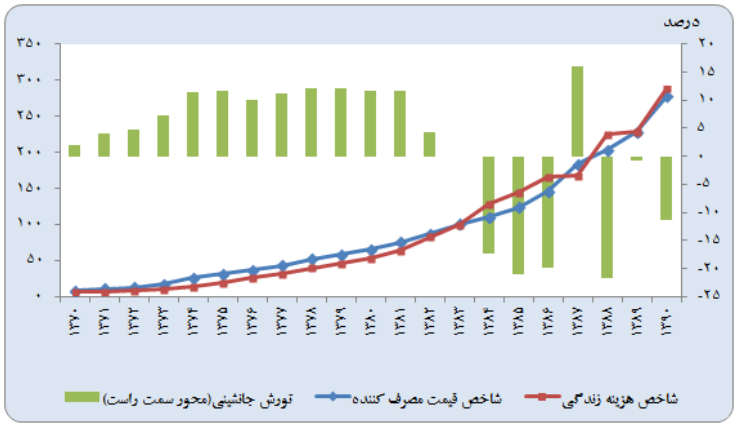
مأخذ: یافته‌های تحقیق

(۱) منبع و مأخذ: گزارش شاخص قیمت کالاها و خدمات مصـرفی منـاطق شـهری بانـک مرکزی

نمودار شماره (۲) روند تحولات شاخص قیمـت مصـرف‌کننـده و شـاخص واقعـی هزینه زندگی را به‌تصویر کشیده است. طی سال‌های ۱۳۹۰-۱۳۸۴ بـه‌اسـتثنای سـال ۱۳۸۷ مقدار تورش منفی است. مشاهده می‌شود فاصـله بـین دو شـاخص در سـال ۱۳۸۸ در بالاترین میزان قرار داد. در سال مزبـور میـزان مخـارج مصـرفی و واقعـی

خانوار همانند سال پیش با کاهش همراه بوده و با وجود کاهش تـورم از ۲۵ درصـد در سال ۱۳۸۷ به ۱۰/۷ درصد در سال ۱۳۸۸ مخارج واقعی مصـرف‌کننـده بـا رشـد منفی همراه بوده است. به‌نظر نویسندگان، تغییر جهت و مقدار تورش در ایـن سـال می‌تواند ناشی از افت مصرف خانوار و درنتیجـه کـاهش سـطح اسـتاندارد زنـدگی نسبت به سال پایه ۱۳۸۳ باشد. به‌طورکلی با بررسـی رونـد رشـد مخـارج مصـرفی سرانه اسمی و واقعی هر فرد می‌توان نتیجه گرفت، در سال‌هایی که اقتصاد، تـورم را تجربه می‌کند و مصرف واقعی سرانه کاهش می‌یابد یا اینکه بـدون تغییـر مـی‌مانـد، شاخص هزینه زندگی رشد بالاتری را در مقایسه با شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی در مناطق شهری تجربه می‌کند. در مجمـوع طـی سـال‌هـای مـورد بررسـی خطای شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی منـاطق شـهری بـا شـاخص واقعـی هزینه زندگی به‌طور متوسط، سالانه حدود ۱/۸۴ درصد برآورد شده است.

نمودار شماره (۲). مقایسه روند شاخص قیمت مصرف‌کننده و شاخص هزینه زندگی (۱۰۰=۱۳۸۳)



مأخذ: یافته‌های تحقیق

در جدول شماره (۴) شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی مناطق شهری به سال پایه (۱۰۰=۱۳۸۳) و شاخص هزینه زندگی دهک‌هـای هزینـه‌ای ارائـه شـده اسـت. تصویر کلی که می‌توان از مقایسه شاخص‌های محاسبه‌شده به‌دست آورد، این اسـت که شاخص قیمت کالاها و خدمات مصـرفی منـاطق شـهری بـرآورد اریـب‌داری از هزینه زندگی خانوارهای شهری است؛ به‌گونه‌ای که هزینه زندگی در مناطق شـهری را قبل از سال پایه بیش از حد برآورد کرده و برای سال‌های پس از سال پایـه کمتـر

از حد برآورد می‌کند. یک استثناء در مورد دهک هزینه‌ای دهم مشاهده شده است. مشاهده می‌شود طی سال‌های ۱۳۹۰-۱۳۸۷ شاخص هزینه زندگی برای ۱۰درصد ثروتمندترین افراد جامعه کمتر از شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی مناطق شهری است و برای سال ۱۳۸۷ میزان اختلاف (۱/۶ واحد درصد) اندک است.

جدول شماره (۵). مقایسه شاخص قیمت مصرف‌کننده (۱۰۰=۱۳۸۳) و شاخص هزینه زندگی دهک‌های هزینه‌ای

	شاخص قیمت مصرف‌کننده(۱)	شاخص هزینه زندگی (۲)									
		دهک ۱	دهک ۲	دهک ۳	دهک ۴	دهک ۵	دهک ۶	دهک ۷	دهک ۸	دهک ۹	دهک ۱۰
۱۳۷۰	۱۰/۸	۴/۶	۴/۸	۵/۰	۵/۱	۵/۳	¾	۵/۴	۵/۵	۵/۶	۶/۲
۱۳۷۱	۱۲/۴	۵/۷	۵/۹	۶/۱	۶/۱	۶/۴	۶/۴	۶/۵	۶/۷	۶/۷	۷/۱
۱۳۷۲	۱۵/۰	۷/۲	۷/۶	۷/۹	۷/۹	۸/۱	۸/۰	۸/۳	۸/۴	۸/۵	۸/۴
۱۳۷۳	۱۹/۴	۱۱/۲	۱۱/۳	۱۱/۴	۱۱/۲	۱۱/۵	۱۲/۰	۱۱/۵	۱۱/۴	۱۱/۷	۱۰/۹
۱۳۷۴	۲۷/۹	۱۶/۳	۱۶/۷	۱۶/۸	۱۶/۳	۱۷/۴	۱۸/۱	۱۷/۹	۱۷/۵	۱۸/۲	۱۶/۸
۱۳۷۵	۳۷/۸	۱۸/۷	۱۹/۳	۱۹/۸	۲۰/۶	۲۰/۶	۲۱/۳	۲۱/۳	۲۱/۳	۲۱/۷	۲۱/۰
۱۳۷۶	۴۶/۰	۲۴/۶	۲۴/۸	۲۵/۴	۲۶/۲	۲۶/۵	۲۵/۰	۲۷/۷	۲۸/۰	۲۹/۲	۲۸/۶
۱۳۷۷	۵۱/۰	۳۱/۸	۳۲/۲	۳۲/۳	۳۱/۸	۳۲/۶	۳۱/۹	۳۳/۲	۳۳/۸	۳۳/۶	۳۳/۸
۱۳۷۸	۶۰/۳	۳۷/۹	۳۸/۷	۳۹/۹	۴۰/۱	۴۱/۰	۳۹/۸	۴۱/۹	۴۲/۴	۴۳/۱	۴۱/۴
۱۳۷۹	۶۷/۹	۴۴/۱	۴۶/۶	۴۱/۴	۳۷/۵	۴۹/۹	۴۲/۶	۵۸/۳	۳۹/۱	۴۱/۴	۵۱/۸
۱۳۸۰	۷۳/۲	۴۷/۲	۵۷/۴	۴۸/۴	۴۱/۴	۶۰/۱	۴۹/۶	۶۶/۰	۴۸/۶	۴۷/۲	۵۴/۸
۱۳۸۱	۷۸/۹	۶۳/۲	۶۳/۶	۶۵/۰	۶۵/۲	۶۵/۶	۶۴/۰	۶۵/۲	۶۵/۲	۶۵/۰	۶۲/۳
۱۳۸۲	۸۸/۷	۷۶/۶	۷۷/۹	۸۰/۳	۸۱/۶	۸۱/۵	۷۷/۶	۸۲/۲	۸۳/۰	۸۳/۴	۸۲/۸
۱۳۸۳	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰
۱۳۸۴	۱۱۱/۰	۱۱۷/۵	۱۲۰/۲	۱۲۱/۷	۱۲۳/۸	۱۲۴/۴	۱۱۰/۸	۱۲۵/۱	۱۲۵/۴	۱۲۶/۹	۱۲۵/۰
۱۳۸۵	۱۲۷/۸	۱۳۷/۶	۱۳۹/۲	۱۴۰/۰	۱۴۱/۴	۱۴۱/۸	۱۲۷/۴	۱۴۴/۲	۱۴۵/۷	۱۴۶/۵	۱۴۰/۸
۱۳۸۶	۱۴۸/۷	۱۵۶/۶	۱۵۸/۸	۱۶۳/۷	۱۶۶/۰	۱۶۷/۶	۱۵۸/۹	۱۷۲/۳	۱۷۵/۰	۱۷۸/۴	۱۶۸/۵
۱۳۸۷	۱۸۴/۳	۲۰۱/۹	۱۹۳/۲	۱۹۵/۳	۱۹۳/۷	۲۱۳/۴	۱۹۴/۴	۲۱۴/۸	۱۸۹/۷	۲۱۷/۶	۱۶۱/۳
۱۳۸۸	۲۰۷/۶	۲۱۹/۰	۲۲۴/۸	۲۲۶/۵	۲۲۷/۵	۲۲۷/۲	۱۸۴/۳	۲۲۷/۷	۲۲۸/۸	۲۲۶/۷	۲۰۹/۲
۱۳۸۹	۲۳۴/۷	۲۲۶/۹	۲۳۳/۷	۲۳۴/۶	۲۳۳/۹	۲۳۶/۰	۲۳۲/۵	۲۳۶/۵	۲۳۷/۴	۲۳۴/۵	۲۱۴/۶
۱۳۹۰	۲۸۶/۳	۳۱۶/۹	۳۱۸/۹	۳۱۸/۱	۳۱۸/۷	۳۲۰/۱	۳۰۲/۷	۳۱۷/۳	۳۱۶/۱	۳۱۱/۷	۲۷۸/۸

(۱). منبع و مأخذ: داده‌های شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی مناطق شهری بانک مرکزی (۱۰۰=۱۳۸۳)

(۲). منبع و مأخذ: یافته‌ها و محاسبات پژوهش

نتیجه‌گیری

در این مقاله در پی یافتن پاسخ این پرسش بودیم که آیا شاخص قیمت مصرف‌کننده می‌تواند معیار مفیدی در ارزیابی‌های هزینه زندگی خانوارهای شهری باشد یا خیر؟ به این منظور با استفاده از آمارهای بودجه خانوارهای شهری مرکز آمار ایران ابتدا پارامتر حداقل معیشت با تخمین مدل AIDADS برآورد شده و با استفاده از آن ضرایب درآمد

مازاد بر حداقل معیشت برای تک‌تک گروه‌های کالایی از طریق تخمین سیستم مخارج خطی برآورد شده است. در این مطالعه شاخص هزینه زندگی برای تغییر هم‌زمان در قیمت همه گروه‌های کالایی برای سال پایه ۱۳۸۳ به‌دست آمده است. مقایسه شاخص هزینه زندگی محاسبه‌شده با شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی در مناطق شهری نشان می‌دهد طی دوره مورد بررسی (۱۳۹۰-۱۳۷۰) در مجموع و به‌طور متوسط کل خطای ناشی از جانشینی و سایر عوامل، بالغ بر ۱/۸۳ درصد در سال است. یافته‌های این مطالعه نشان می‌دهد که شاخص قیمت مصرف‌کننده هزینه زندگی را برای سال‌های ۱۳۸۲-۱۳۷۰ و سال ۱۳۸۷ بیش از حد برآورد می‌کند و برای بقیه سال‌ها کمتر از حد نشان می‌دهد، لیکن با توجه به تفاوت ماهوی شاخص هزینه زندگی و شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی، باید اندکی در تفسیر شاخص هزینه زندگی به‌عنوان برازشی از شاخص قیمت مصرف‌کننده بااحتیاط برخورد کرد. مقایسه مطالعه حاضر با مطالعه میرزایی و همکاران (۱۳۸۴) نشان می‌دهد مقدار اریب برآوردشده با آنچه در مطالعه پیشین به‌دست آمده است، تفاوت اندکی دارد. یکی از راه‌حل‌های رفع تورش شاخص قیمت مصرف‌کننده می‌تواند کوتاه کردن بازه زمانی تغییر سبد کالایی به‌دلیل وارد کردن تغییرات کیفی و ورود کالاهای جدید باشد. نکته دیگر اینکه مراکز رسمی منتشرکننده آمار می‌توانند در کنار شاخص قیمت مصرف‌کننده شاخص هزینه زندگی را برآورد و منتشر کنند. با توجه به اینکه شدت جانشینی و واکنش مصرف‌کنندگان به تغییرات قیمت در سطوح مختلف جمع‌زنی قیمت کالاها و خدمات متفاوت است، می‌توان توصیه کرد در سطوح اولیه محاسبه شاخص از فرمول میانگین هندسی استفاده کرد تا برآورد نزدیک‌تری به هزینه زندگی به‌دست آید. پیامد سیاستی این مطالعه برای سیاست‌گذاران رفاهی می‌تواند این باشد که در ارزیابی وضعیت میزان دریافتی‌های واقعی افراد باید به تورش شاخص بهای مصرف‌کننده توجه شود و توصیه می‌شود برای واقعی کردن متغیرهای اقتصادی با محاسبه دقیق‌تر و در سطحی تفصیلی‌تر شاخص هزینه زندگی، از این شاخص بیشتر استفاده شود.

پیوست شماره (۱). نحوه استخراج شرایط مرتبه اول و تابع مخارج در مدل AIDADS

برای شروع یک تابع مطلوبیت ضمنی به تبعیت از هانوچ (۱۹۷۵) به‌صورت زیر درنظر گرفته می‌شود:

(۱)

$$\sum_{i=1}^{n} U_i(x_i, u) = 1$$

که در رابطه بالا $\{x_i\}$ سبد مصرف، u سطح مطلوبیت، و U_i توابع درجه دو با دو بار مشتق‌پذیری است که شروط تقعر را برآورده می‌کند. می‌توان U_i را به‌صورت زیر انتخاب کرد:

(۲)

$$U_i = \phi_i \ln\left(\frac{x_i - \gamma_i}{AG(u)}\right) \quad (i = 1,2,\ldots,n)$$

که

$$\phi_i = \frac{\left[\alpha_i + \beta_i G(u)\right]}{\left[1 + G(u)\right]} \quad (i = 1,2,\ldots,n)$$

که در آن $G(u)$ یک تابع دوبار مشتق‌پذیر، یک‌نوا و مثبت است. حروف یونانی کوچک پارامترها هستند به این صورت که:

(۳)

$$0 \le \alpha_i \ , \ \beta_i \le 1 \qquad \sum_{i=1}^{n} \alpha_i = 1 = \sum_{i=1}^{n} \beta_i$$

به دو شکل می‌توان شرایط مرتبه اول را برای سیستم تقاضای مستقیماً جمع‌پذیر ضمنی استخراج کرد. یک روش حداقل‌سازی مخارج $M = \sum_i p_i x_i$ برای به‌دست آوردن یک سطح مطلوبیت مشخص، u، است که به‌شکل رابطه زیر بیان می‌شود:

(۴)

$$Min \sum_{i}^{n} p_i x_i$$

$$s.t \sum_{i=1}^{n} \left(\phi_i \ln\left(\frac{x_i - \gamma_i}{AG(u)} \right) \right) = 1$$

شرایط مرتبه اول برای حداقل‌سازی هزینه مورد نیاز برای به‌دست آوردن یک سطح مشخص مطلوبیت u شامل رابطه (۱) و شرط زیر است:

(۵)

$$\lambda \partial U_i / \partial x_i = p_i \qquad (i = 1,2,\ldots,n)$$

λ ضریب لاگرانژ و $\{p_1, p_2, \ldots, p_n\}$ مجموعه قیمت کالاها است. با انتخابی که در مورد U_i انجام گرفت رابطه (۵) به‌صورت زیر خواهد شد:

(۶)

$$\frac{\lambda[\alpha_i + \beta_i G(u)]}{(x_i - \gamma_i)[1 + G(u)]} = p_i \qquad (i = 1,2,\ldots,n)$$

بنابراین

(۷)

$$\lambda^{-1} p_i (x_i - \gamma_i) = [\alpha_i + \beta_i G(u)]/[1 + G(u)] \qquad (i = 1,2,\ldots,n)$$

با استفاده از قید بودجه $\sum_{i=1}^{n} p_i x_i = M$ که M کل مخارج پولی و در اینجا درون‌زا است، چنانچه رابطه (۷) روی i جمع زده شود رابطه زیر به‌دست می‌آید.

(۸)

$$\lambda = (M - p'\gamma)$$

با جای‌گذاری از رابطه (۸) در رابطه (۷) و بعد از مرتب کردن نتیجه به سیستم مخارج خطی جمع‌پذیر ضمنی به‌صورت زیر می‌رسیم:

(۹)

$$p_i (x_i - \gamma_i) = \phi_i (M - p'\gamma) \qquad (i = 1,2,\ldots,n)$$

در رابطه بالا ارتباط مستقیمی بین سیستم مخارج خطی و سیستم تقاضای مستقیماً جمع‌پذیر ضمنی وجود دارد؛ به‌گونه‌ای‌که اگر در ϕ_i مقدار به‌دست‌آمده برای پارامتر α_i برابر β_i باشد، در این صورت سیستم تقاضای مستقیماً جمع‌پذیر ضمنی به یک سیستم مخارج خطی تقلیل می‌یابد.

در روش دیگر استخراج رابطه (۹) به‌جای حداقل کردن هزینه با توجه به یک سطح مشخص مطلوبیت، سطح مطلوبیت با تشکیل تابع لاگرانژ با توجه به قیدهای $\sum_{i}^{n} U_i(x_i, u) = 1$ و $M = \sum_{i} p_i x_i$ حداکثرسازی می‌شود.

(۱۰)

$$L = u + \Lambda\left[\sum_{i}^{n} U_i(x_i, u) - 1\right] + \chi(M - \sum_{i} p_i x_i)$$

در حداکثرسازی مطلوبیت، شرایط مرتبه اول شامل قیدها و رابطه زیر به‌دست می‌آید.

(۱۱)

$$\frac{\partial u}{\partial x_i} + \Lambda\left(\frac{\partial U_i}{\partial x_i} + \sum_{j=1}^{n} \frac{\partial U_j}{\partial u}\frac{\partial u}{\partial x_i}\right) = \chi p_i \qquad i = 1,2,\ldots,n$$

اگر از رابطه (۱۰) دیفرانسیل کامل گرفته شود، مشخص می‌شود که:

(۱۲)

$$\frac{\partial u}{\partial x_i} = -\frac{\partial U_i}{\partial x_i} / \sum_{j=1}^{n} \frac{\partial U_j}{\partial u} \qquad i = 1,2,\ldots,n$$

با جای‌گذاری از رابطه (۱۲) در رابطه (۱۱) و با توجه به رابطه

$$U_i = \frac{[\alpha_i + \beta_i G(u)]}{[1 + G(u)]} \ln\left(\frac{x_i - \gamma_i}{AG(u)}\right) \quad (i = 1,2,\ldots,n)$$

خواهیم داشت؛

(۱۳)

$$\frac{\partial U_i}{\partial x_i} = -\chi p_i \sum_{j=1}^{n} \frac{\partial U_j}{\partial u} = \phi_i / (x_i - \gamma_i) \qquad i = 1,2,\ldots,n$$

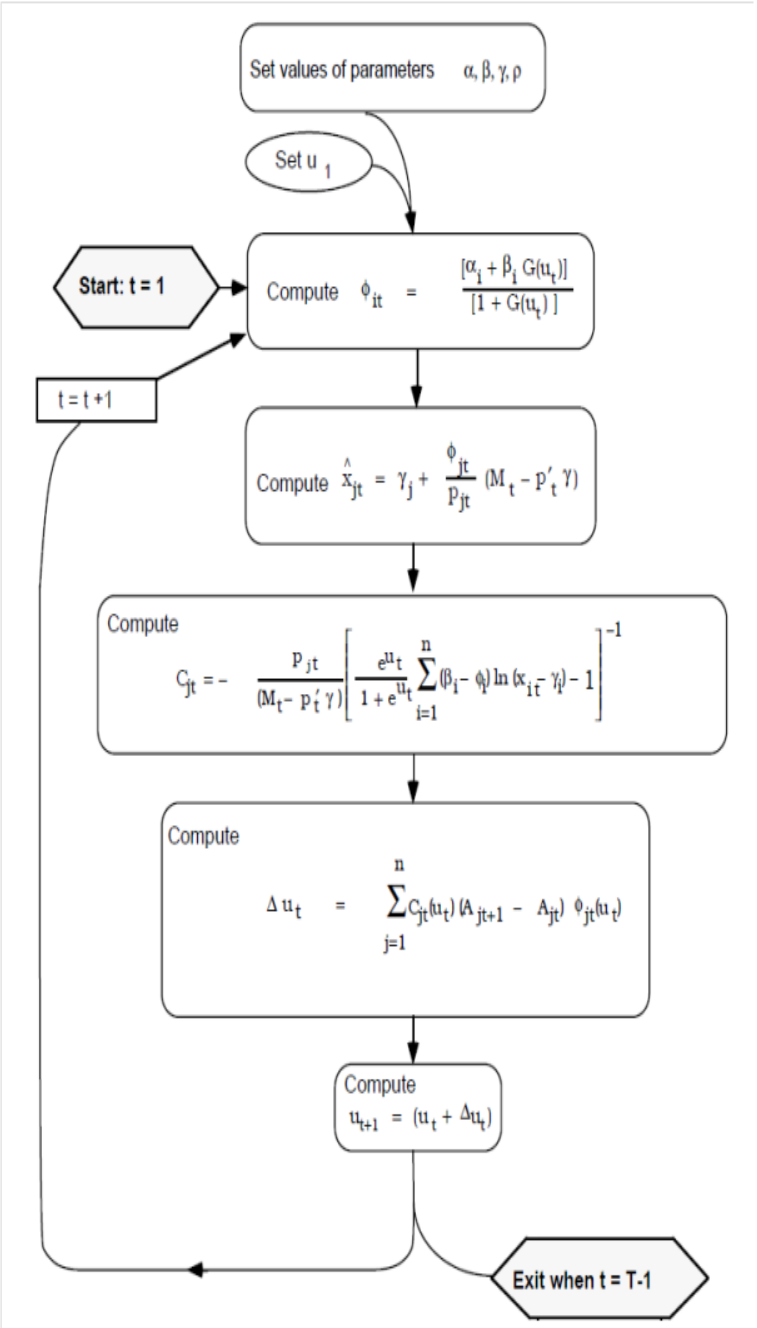
در نتیجه ساده‌سازی و جای‌گذاری در رابطه بالا به سیستم مخارج خطی جمع‌پذیر ضمنی به‌صورت زیر می‌رسیم.

(۱۴)

$$\lambda^{-1} p_i = \phi_i / (x_i - \gamma_i) \Rightarrow p_i (x_i - \gamma_i) = \phi_i (M - p'\gamma) \qquad (i = 1,2,\ldots,n)$$

(برای جزئیات بیشتر در این زمینه به ریمر و پـاول (۱۹۹۲ صـفحه‌هـای ۳ الـی ۵ مراجعه کنید)

پیوست شماره (۲). الگوریتم جستجو برای تخمین‌های حداکثر راست‌نمایی پارامترهای مدل **AIDADS**



Source: Maureen T. Rimmer and Alan A. Powell (1992)

منابع

الف ـ فارسی

خسروی‌نژاد، علی‌اکبر و ابراهیم صیامی عراقی. زمستان ۱۳۹۱. «برآورد تغییرات رفاهی مصرف‌کنندگان در ایران با استفاده از شاخص درست هزینه زندگی در ایران»، ***فصلنامه مدلسازی اقتصادی***، سال ششم، شماره ۴، «پیاپی ۲۰».

محمدزاده و همکاران. زمستان ۱۳۹۰. «بررسی فقر و عوامل تعیین‌کننده آن در بین خانوارهای شهری کشور»، ***فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی***، شماره ۲.

فلاحی، فیروز و همکاران. ۱۳۹۲. «بررسی آثار رفاهی افزایش قیمت گروه‌های کالایی در خانوارهای شهری کشور»، ***مجله تحقیقات اقتصادی***، دوره ۴۸، شماره ۲.

میرزایی، حسین و همکاران. ۱۳۸۴. ***خطای اندازه‌گیری در شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی خانوارهای شهری ایران ۱۳۸۳-۱۳۷۴***، مرکز آمار ایران، پژوهشکده آمار.

بانک اطلاعات اقتصادی سری‌های زمانی بانک مرکزی:

ب ـ انگلیسی

www. http://tsd.cbi.ir/

Deaton, Angus and John Muellbauer. 1980. "An Almost Ideal Demand System", ***The American Economic Review***, Vol. 70, No. 3, pp. 312-326.

Obst, Carl. 2000. "A Review of Bias in the CPI", ***Statistical Journal of the United Nations ECE17***, pp. 37-57, IOS Press.

Lebow, David E. and Jeremy B. Rudd. 2003. "Measurement Error in the Consumer Price Index: Where Do We Stand?" ***Journal of Economic Literature***, Vol. XLI, pp. 159-201.

Larsen, Erling Røed. 2007. "Does the CPI Mirror the Cost of Living? Engels Law Suggests Not in Norway", ***Scand. J. of Economics***, 109(1), pp. 177–195.

Barrett, Garry F. and Mattew Brzozowski. 2010. "Using Engle Curves to Estimate

the Bias in the Australian CPI". ***The Economic Record***, Vol. 86, No. 272, MARCH, pp. 1–14

Son, Hyun H. and Nanak Kakwani. 2006. "Measuring the Impact of Prices on Inequality: With Applications to Thailand and Korea", ***Journal of Economic Inequality***, No. 4, pp. 181–207.

Hanoch, G. 1975. "Production and Demand Models with Direct or Indirect Implicit Additivity", ***Econometrica***, No. 43, pp.395-419.

ILO, "An Introduction to Consumer Price Index Metodology", Available at: http: //www.ilo.org/public/english/bureau/stat/download/cpi/ch1.pdf

John A. L, Cranfield, et al. 2000. "On the Estimation of an Implicitly Additive Demand System", ***Applied Economics***, No. 32, pp. 1907-1915.

Creedy, John and Justin van de Ven. 1997. "The Distributional Effects of Inflation in Australia 1980-1995", ***The Australian Economic Review***, Vol. 30, No. 2, pp. 125-143

Hanousek, Jan and Randall K. Filer. 2004. "Substitution Biases in Price Indices During Transition", ***Statistical Journal of the United Nations ECE 21***, pp. 167–177.

Loughrey, Jason, et al. Spring 2012. "The Welfare Impact of Price Changes on Household Welfare and Inequality 1999-2011", ***The Economic and Social Review***, Vol. 43, No. 1, pp. 31–66.

Hausman, Jerry. 2003. "Source of Bias and Solutions to Bias in the Consumer Price Index", ***Journal of Economic Perspectives***, 17(1), pp. 23-44.

Gibsona, John and Grant Scobie. 2010. "Using Engel Curves to Estimate CPI Bias in a Small, Open, Inflation-Targeting Economy", ***Applied Financial Economics***, 20, pp. 1327–1335

Nelson, Jon P. & John R Moran. 1995. "Advertising and US Alcoholic Beverage Demand: System-Wide Estimates", ***Applied Economics***, 27, pp. 1225-1236.

Higa, Kazuhito. 2013. "Estimating Upward Bias in the Japanese CPI Using Engel's Law", ***Global COE Hi-Stat Discussion Paper***, Series 295, Research Unit for Statistical and Empirical Analysis in Social Sciences (Hi-Stat).

Manser, Marilyn E.; McDonald, Richard J. 1988. "An Analysis of Substitution Bias in Measuring Inflation, 1959-85", ***Econometrica***, Vol. 56, Issu. 4, pp. 909-30.

Rimmer, Maureen T. and Alan A. Powell. 1992. "Demand Patterns Across the

Development Spectrum: Estimating for the AIDADS System", ***Preliminary Working Paper***, p.75.

Boskin, Michael J, et al. 1998. "Consumer Prices, the Consumer Price Index, and the Cost of Living". ***Journal of Economic Perspectives***, Vol. 12, No. 1, pp. 3-26.

Boskin, Michael J. 2005. "Causes and Consequences of Bias in the Consumer Price Index as a Measure of the Cost of Living", ***Atlantic Economic Journal***, No.33, pp.1–13.

Pollak, Robert A. and Terence J. Wales. 1992. "Demand System Specification & Estimation", New York Oxford University Press.

Somerville, R. A. 2004. "Changes in Relative Consumer Prices and the Substitution Bias of the Laspeyres Price Index: Ireland, 1985–2001", ***The Economic and Social Review***, Vol. 35, No. 1, pp. 55-82.

Braithwait, Steven D. 1980. "The Substitution Bias of the Laspeyres Price Index: An Analysis Using Estimated Cost-of-Living Indexes", ***The American Economic Review***, Vol. 70, No. 1, pp. 64-77.

Unayama, Takashi. 2008. "Measuring the Substitution Bias in Japan: the Demand System Approach and a Superlative Index", ***Applied Economics***, 40, pp. 1795–1806.

Beatty, Timothy K. M. and Erline RØed Larsen. 2005. "Using Engel Curves to Estimate Bias in the Canadian CPI as a Cost of Living Index", ***Canadian Journal of Economics / Revue canadienne d'Economique***, Vol. 38, No. 2.

United Nations Economic Commission for Europe (UNECE). 2009. ***Practical Guide to Producing Consumer Price Indices***, New York and Geneva.

http://www.unece.org/fileadmin/DAM/stats/publications/Practical_Guide_to_Producing_CPI.pdf