

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

\* تیمور محمدی

\*\* عباس شاکری

\*\*\* مهنوش عبدالله 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 منظور ابتدا 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 تخمین های قبلی شاخص های تغییرات رفاهی و شاخص هزینه زندگی برای تغییرات قیمتی اتفاق افتاده در سال های مزبور محاسبه و با شاخص قیمت مصرف کننده بر مبنای سال پایه ۱۳۸۳ مقایسه شده است. یافته ها حاکی از آن است که در دوره مورد بررسی شاخص قیمت مصرف کننده برآورد اربرداری از شاخص هزینه زندگی است و شاخص هزینه زندگی دوره زمانی ۹۰-۱۳۸۴ را، بجز برای سال ۱۳۸۷، کمتر از حد و برای بقیه سال ها بیش از حد برآورد می کند. به عبارت دیگر شاخص قیمت مصرف کننده برای سال های ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۲ دارای تورش به سمت بالاست و برای بقیه سال ها بجز سال ۱۳۷۸ هزینه زندگی را کمتر از حد برآورد می کند. بعلاوه یافته های این مطالعه نشان می دهد شاخص هزینه زندگی دهک های هزینه ای تفاوت معناداری با شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی در مناطق شهری دارد.

**واژه های کلیدی:** شاخص هزینه زندگی، تورش، شاخص قیمت مصرف کننده، سیستم مخارج خطی، سیستم تقاضای جمع پذیر مستقیم ضمنی

طبقه بندی JEL : D11, D12

mohammadi@atu.ac.ir

shakeri@atu.ac.ir

milani@atu.ac.ir

shahabiali78@gmail.com

\* دانشیار دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی

\*\* استاد دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی

\*\*\* استادیار دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی

\*\*\*\* دانشجوی دکتری دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی

### 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<sup>۱</sup> 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،<sup>۲</sup> 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**<sup>۱</sup> (۲۰۰۵) به این نتیجه دست یافتند که تورمی که یکسری از خانوارها در ایالات متحده بین سالهای ۱۹۸۷ و ۲۰۰۱ تجربه کردند، نوسانات زیادی حول نرخ تورم متوسط جامعه داشته است. **کراوفورد و اسمیت**<sup>۲</sup> (۲۰۰۲) دریافتند از سال ۱۹۷۶ تا ۲۰۰۰ حدود یک سوم خانوارها در انگلستان نرخهای تورمی را تجربه کردند که به میزان حدود یک درصد با نرخ تورم متوسط اعلام شده در هر سال فاصله دارد. **مارفی و گاروی**<sup>۳</sup> (۲۰۰۴) در مورد ایرلند نشان می دهند تورم برای خانوارهای فقیر شهری برای دوره اکتبر ۱۹۹۶ تا نوامبر ۲۰۰۱ به اندازه تقریباً ۴ درصد بیشتر از متوسط ایالت بوده است. این افزایش شکاف بین هزینه زندگی خانوار فقیر شهری و متوسط ایالتی درحالی رخ می دهد که کالاهایی که سهم کمی برای فقرای شهری در مقایسه با متوسط ایالتی دارند، تورم بالایی دارند (جیسون لافری و سایرین<sup>۴</sup> ۲۰۱۱).

مطالعه تورش شاخص قیمت مصرف کننده شرایطی را بررسی می کند که استفاده از تکنیکها، کارهای تجربی یا فرمولها در محاسبه شاخص، نتایجی را به دست می دهد که به طور سیستماتیک کمتر یا بیشتر از یک کمیت صحیح تغییرات قیمت است (کارل آbst<sup>۵</sup>، ۲۰۰۰). استفاده از یک سبد کالا و خدمات به عنوان مبنایی برای اندازه گیری شاخص هزینه زندگی دست کم به اوایل قرن نوزدهم در انگلستان برمی گردد؛ اما این رویکرد ثابت به اندازه گیری هزینه زندگی، امکان جانشینی را در خود ندارد و این ناشی از وزنهای ثابتی است که در فرمول محاسبه شاخص CPI استفاده می شود. وزنهای ثابت در شاخص CPI به این معنا است که مصرف کنندگان نمی توانند در واکنش به تغییرات قیمت های نسبی، کالاهای گران تر را با کالاهای ارزان تر جایگزین کنند. شاخص قیمت مصرف کننده، ورود کالاهای جدید، تغییر کیفیت کالاهای موجود و تغییر در الگوی خرید به سمت فروشگاه های

- 
1. Hobijn and Lagakos
  2. Crawford and Smith
  3. Murphy and Garvey
  4. Jason Loughery, et al
  5. Carl Obst

با قیمت پایین تر را نادیده می‌گیرد و این نقص، باعث وجود تورش در شاخص CPI به‌عنوان معیاری از هزینه زندگی می‌شود (جری هاسمن،<sup>۱</sup> 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 به صورت زیر پی‌ریزی شده است. بخش نخست، مرور تئوریک 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 به سمت بالا احتمالاً شناخته‌شده‌ترین و شاید ساده‌ترین شکل تورش باشد که به دلیل استفاده از فرمول لاسپیرز بروز می‌کند. از آنجاکه 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. به شکل دقیق‌تر، چون شاخص قیمت لاسپیرز وزن‌های بالایی به قیمت‌هایی می‌دهد که با سرعت نسبتاً بیشتری افزایش یافته است، دارای تورش به سمت بالا خواهد بود. می‌توان مقدار تورش جانشینی را با مقایسه شاخص موردنظر با شاخص‌های ایده‌آل<sup>۲</sup> نظیر شاخص فیشر یا ترنکوویست<sup>۱</sup> که امکان وجود جانشینی<sup>۲</sup> را فراهم

1. Jerry Hausman

2. Superlative Indices

شاخص‌های ایده‌آل از مقادیر و قیمت‌ها در هر دو دوره مورد مقایسه به صورت 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<sup>۳</sup>، تورش جمع‌زنی اولیه<sup>۴</sup>، 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 سید ثابتی از کالاها و خدمات مصرفی نمی‌تواند این اثر جانشینی را لحاظ کند. مطالعات تجربی تورش به‌سمت بالا<sup>۵</sup> ناشی از کاربرد فرمول لاسپیرز را تأیید می‌کند، اما نشان می‌دهد که تورش در اندازه‌گیری نرخ تورم عموماً کوچک خواهد بود. باین حال تأثیر استفاده از فرمول لاسپیرز بسته به عواملی نظیر نرخ تغییر در عادات‌های هزینه‌ای مصرف‌کننده می‌تواند متفاوت باشد. یک شاخص اولیه در شاخص قیمت مصرف‌کننده زمانی تورش‌دار است که پایه مفهومی روش‌شناسی به‌کارگرفته شده در محاسبه شاخص با هدف اندازه‌گیری منطبق نباشد. تورش

---

شاخص‌های ایده‌آل به حساب 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<sup>۱</sup>. تورش فرمول زمانی است که فرمول شاخص اولیه نسبت به شاخص قیمت خالص دارای تورش به سمت بالا است. به عبارت دیگر زمانی که هدف، اندازه‌گیری شاخص هزینه زندگی است، اگر فرمول به کار گرفته شده نتواند جانشینی بین اقلام در آن شاخص را لحاظ کند، گفته می‌شود که شاخص محاسبه شده دچار تورش به سمت پایین است. (راهنمای عملی برای تولید شاخص‌های قیمت مصرف‌کننده<sup>۲</sup>، 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 وارد شده 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. هنگامی که 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 پرداخت شده 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 آبهست، 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 نخستین بار توسط لاو<sup>۱</sup> (۱۸۲۳) مطرح شد و رویکرد به شاخص قیمت مصرف‌کننده از دیدگاه اقتصادی منجر به بسط مفهوم شاخص هزینه زندگی شده است که نخستین بار توسط کونوس<sup>۲</sup> (۱۹۲۴) بسط داده شد و مبتنی بر 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. به‌این ترتیب شاخص هزینه زندگی برای اینکه بتواند به‌عنوان یک شاخص قیمت به‌کار گرفته شود، باید نه تنها 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 در نظر 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<sup>۱</sup>، 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



درست هزینه زندگی<sup>۱</sup>، 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<sup>۲</sup> به صورت 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. به این ترتیب 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<sup>۳</sup>، ۲۰۰۶). در این مسئله خانوار مطلوبیت خود را با توجه به قید بودجه حداکثر می‌کند:

(۳)

$$\begin{aligned} &Max U(q) \\ &s.t \ x = p'q \end{aligned}$$

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

(۴)

$$\begin{aligned} &Min x = p'q \\ &s.t \ \bar{U}(q) \end{aligned}$$

با حل مسئله همزاد حداقل‌سازی هزینه، تابع مخارج به صورت زیر به دست 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 به صورت 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. به عبارت دیگر شاخص هزینه زندگی به صورت رابطه زیر است:

(۶)

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

که در این رابطه  $p_0$  و  $p_t$  بردارهای قیمتی در زمان  $t$  و  $0$  هستند. تابع مخارج را نمی‌توان به طور مستقیم برآورد کرد، چون سطح مطلوبیت قابل مشاهده نیست، لذا معادلات تقاضای مارشالی که قابل مشاهده هستند، برآورد می‌شود. از تابع مخارج که در رابطه (۵) داده شده است، نسبت به قیمت کالای  $i$ ام 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 به صورت 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 به دست 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 مشاهده شده در زمان  $t$  باشد، چون سطح مطلوبیت می‌تواند در طول زمان تغییر کند.

### ۲-۱-۲. 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  $0$  و  $t$  باشد می‌توان شاخص لاوو را به صورت زیر تعریف کرد:

(۸)

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

در شاخص لاوو هر مجموعه‌ای از مقادیر می‌تواند به کار گرفته شود که دو حالت خاص وجود دارد. اگر مقادیر مربوط به دوره مرجع<sup>۱</sup> باشند، شاخص لاسپیرز به دست 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<sup>۲</sup>، انتساب وزن‌ها، جایگزین کردن کالاهای از رده خارج و جایگزین کردن منابع اطلاعاتی جدید است.<sup>۳</sup>

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

$$P_t^{cpi} = \frac{P_t^T q_0}{P_0^T q_0} = \sum_i w_{i0} \frac{P_{it}}{P_{i0}} \quad (9)$$

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 جانشین» تعریف می‌شود.

$$Substitution\ Bias = P_t^{cpi} - COLI = \frac{P_t^T q_0}{P_0^T q_0} - \frac{e(p_t; u)}{e(p_0; u)} \quad (10)$$

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: ۳۸-۴۹ 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 کاب-داگلاس را به‌عنوان نقطه شروعی در بسط خود از سیستم مخارج خطی در نظر 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 بودجه‌نهایی 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 بودجه‌نهایی با تغییر مخارج در آن وجود دارد. این سیستم که بر یک فرض جمع‌پذیری ضمنی مستقیم بنا شده به سیستم تقاضای مستقیماً جمع‌پذیر ضمنی<sup>۱</sup> 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 بودجه‌نهایی و در نتیجه 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<sup>۲</sup>، ۲۰۰۰). هانوح<sup>۳</sup> (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<sup>۴</sup> (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

قاعده‌مندی عمومی مؤثر<sup>۱</sup> (۱۹۹۶)، می‌توان از سیستم مخارج خطی  $U_i$  را به صورت زیر انتخاب کرد:

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

که

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

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

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

$$0 \leq \alpha_i, \beta_i \leq 1 \quad \sum_{i=1}^n \alpha_i = 1 = \sum_{i=1}^n \beta_i$$

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

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

که  $\lambda$  ضریب لاگرانژ در شرط (۹) و  $\{p_1, p_2, \dots, p_n\}$  مجموعه قیمت کالاها است. با انتخابی که در مورد  $U_i$  انجام شد، رابطه (۱۴) به صورت زیر خواهد شد:

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

بنابراین:

$$(۱۶)$$

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

با استفاده از قید بودجه:

(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،  $\gamma$  است که به شکل خلاصه شده  $\sum_{i=1}^n p_i \gamma_i$  است. از رابطه (۱۸) در رابطه (۱۶) جایگذاری می‌کنیم و پس از مرتب کردن نتیجه به سیستم مخارج خطی تقریباً ایده‌آل جمع‌پذیر ضمنی به صورت زیر می‌رسیم:

(۱۹)

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

در رابطه (۱۷) مشاهده می‌شود که ارتباط مستقیمی بین سیستم مخارج خطی و سیستم تقاضای جمع‌پذیر ضمنی وجود دارد و اگر هر  $\alpha_i$  را با مقدار متناظر  $\beta_i$  مساوی قرار دهیم باعث می‌شود  $\phi_i$  در بخش دوم رابطه (۱۲) تنها به یک  $\beta_i$  کاهش یابد و رابطه (۱۹) به یک سیستم مخارج خطی تبدیل شود.<sup>۱</sup>

منحنی انگل با پشتوانه بیشتر در سیستم تقاضای جمع‌پذیر ضمنی به هزینه پارامتر اضافی یعنی  $(n-1)$  مقدار  $\alpha_i$  مستقل به دست 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  $\gamma$  یعنی سبد حداقل معیشت را در خود دارد و تضمین می‌کند که وقتی سبد مصرفی در بازه  $(\gamma, \infty)$  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 به طور یکنواخت در فاصله  $(-\infty, +\infty)$  تغییر کند. یکنواختی  $G$  همراه با مرزهایی که بر آن تحمیل می شود تضمین می کند که  $\phi_i$  به صورت لجستیکی رفتار کند و همیشه در بازه  $[\alpha_i, \beta_i]$  باقی بماند. وقتی  $\alpha_i < \beta_i$  است رفتار لجستیک  $\phi_i$  دلالت بر آن دارد که پایین ترین مقدار سهم بودجه ای نهایی  $i$  برابر  $\alpha_i$  است و این امر هنگامی اتفاق می افتد که مخارج کل دقیقاً برابر مقداری است که خریده های سبد حداقل معیشت  $\gamma$  را پوشش می دهد و بجانب بالاتر سهم بودجه نهایی  $i$  وقتی مخارج تا بی نهایت رشد می کند، برابر  $\beta_i$  است. از سوی دیگر وقتی  $\alpha_i > \beta_i$  بیشترین مقدار سهم بودجه نهایی  $i$  برابر  $\alpha_i$  است و این در سطح مخارج حداقل معیشت اتفاق می افتد و وقتی مخارج به سمت مقدار بی نهایت رشد می کند، کمترین مقدار برابر  $\beta_i$  است.

## ۲. مروری بر سوابق تجربی موضوع

*استیون دی برتویت*<sup>۱</sup> (۱۹۸۰) در دو سطح گروه کالاهای اصلی و زیرگروه ها تورش جانشینی شاخص قیمت مصرف کننده را برای اقتصاد امریکا مورد بررسی قرار می دهد. یافته های این مطالعه حاکی از آن است که مقدار تورش بین اجزای مختلف گروه های کالایی تغییر می کند. در این مطالعه مقدار تورش جانشینی برای شاخص کل برای دوره ۱۹۵۸ تا ۱۹۷۳ در حدود ۱/۵ درصد برآورد شده است. به علاوه نتایج نشان می دهد تورش های جانشینی برای گروه های کالایی مختلف از کمتر از یک درصد تا نزدیک به ۱۶ درصد در کل دوره تغییر می کند، هرچند نیمی از گروه ها تورش کمتر از یک درصد دارند. بردویت حساسیت تورش جانشینی به تابع مطلوبیت انتخاب شده را به لحاظ نظری و تجربی برای اقتصاد ایالات متحده مورد بررسی قرار می دهد و شاخص هزینه زندگی و شاخص هزینه زیرگروه ها<sup>۲</sup> را برای فرم های تبعی مختلف مورد مقایسه قرار می دهد. انتخاب تابع مطلوبیت در این مطالعه برحسب توازن با واقعیت، سادگی، و قابلیت تخمین صورت می گیرد. سه مجموعه مختلف از شاخص های هزینه زندگی برای توابع مطلوبیت سیستم مخارج

1. Steven D. Braithwait

2. Category Cost Index



خطی، سیستم مخارج خطی تعمیم یافته و سیستم مخارج addilog مورد مقایسه قرار گرفته است. در این مطالعه شاخص هزینه زندگی در دو سطح محاسبه می شود. یک شاخص کلی و دوم برای هریک از ده زیرگروه کالا برای هر سه مدل تقاضا با داده های سال های ۱۹۷۳-۱۹۴۸ محاسبه شده است. نتایج نشان می دهد مقدار محاسبه شده برای شاخص های 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 زیرگروه ها و مدل addilog است؛ هرچند دو سیستم مخارج خطی و مخارج خطی تعمیم یافته بسیار به هم نزدیک هستند. کریستین منسر<sup>۱</sup> و منسر<sup>۱</sup> به وفاق بسیار بالایی در بین مدل های خود به لحاظ شاخص هزینه رسیدند. هر دو مطالعه مدل ترانسلوگ انعطاف پذیر و سیستم مخارج خطی و addilog غیرمستقیم را در تحلیل های خود وارد کردند.

**منسر، ماریلین و ریچارد<sup>۲</sup>** (۱۹۸۸) تورش جانشینی شاخص لاسپیرز را با استفاده از ۱۰۱ کالا مورد بررسی قرار می دهند. نویسندگان با استفاده از روش های ناپارامتری، سخت گیرانه ترین محدودیت های تنوریکی را بر شاخص هزینه زندگی اعمال می کنند و شاخص های برتر قیمت<sup>۳</sup> را هم محاسبه می کنند. آنها به این نتیجه دست یافتند که ترجیحات یکنوا با داده ها سازگار است. با توجه به این شرایط میزان تورش در کار آنها بین ۰/۱۴ تا ۰/۲۲ درصد در سال برآورد شده است. شاخص های برتر حکایت از تورشی به میزان ۰/۱۸ درصد دارند.

**باسکین و سایرین<sup>۴</sup>** (۱۹۹۸) این گونه استدلال می کنند که با اینکه شاخص بهای مصرف کننده بهترین کمیت موجود از تغییرات قیمتی است، لیکن شاخص هزینه زندگی نیست و نرخ تورم را بیش از حد بیان می کند و این برآورد، پیامدهایی را به دنبال دارد، از جمله اینکه دولت بازه های مالیاتی و پرداخت های این چنینی را بیش از حد شاخص بندی می کند 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 Indexes

4. Michael J. Boskin, et al



افزایش می‌دهد.

**سامرویل**<sup>۱</sup> (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 مکاریتی**<sup>۲</sup> (۱۹۷۸) متناظر است.

**تیموتی کا. ام. بیٹی و همکاران**<sup>۳</sup> (۲۰۰۵) برای اقتصاد کانادا با استفاده از تخمین نیمه پارامتریک 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 در نظر گرفته‌شده بین ۱/۳۳ تا ۱/۶۸ درصد بیش از اندازه برآورد می‌کند.

**لارسن**<sup>۴</sup> (۲۰۰۷) با استفاده از تکنیک همپلتون (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. Somerville
  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)<sup>۱</sup> میزان تورش شاخص قیمت مصرف‌کننده را برآورد کرده است. تورش جانشینی برآوردشده در این مطالعه برای هر سال در حدود ۶ درصد به دست آمده است و محقق گزارش کرده که میزان تورش، بزرگ‌تر از مقدار به دست آمده 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 به عبارتی 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 یک سو 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.

**جان گیسون** و **گرت اسکابی**<sup>۲</sup> (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 تعدیل شده 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 هدف‌گذاری شده ۲-۰ درصد توسط بانک مرکزی نیوزلند مناسب بوده است. هنگامی که هدف یک سیاست هدف‌گذاری تورمی، حفظ ارزش پول ملی باشد، باید افزایش‌های CPI به سمتی هدایت شود که برابر تورش اندازه‌گیری باشد. هنگامی که 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 مقاله 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<sup>۱</sup> (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 مادر سرپرست هستند، اریب‌دار است. برعکس شاخص قیمت مصرف‌کننده در اندازه‌گیری تغییر در هزینه زندگی خانواده‌های با دو بزرگسال، نسبتاً دقیق<sup>۲</sup> 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 هدف‌گذاری شده برای هزینه‌های معیشت در سیستم مخارج خطی، ۰/۱۲ است.

1. Garry F. Barrett, et al.

۲. در اینجا ترجمه کلمه Accurate است.



**کازوهیتوهیگا<sup>۱</sup>** (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 بر مبنای برآوردهای انجام شده تورش شاخص CPI را برای اقتصاد ژاپن برآورد نمود. نتایج به دست آمده نشان می‌دهد میزان تورش کلی بین سال‌های ۱۹۸۹ و ۲۰۰۴ هر سال ۰/۵ درصد برآورد شده است. وی بیان می‌کند این میزان تورش به سمت بالا دال بر آن است که شاخص CPI رسمی اعلام شده هزینه واقعی زندگی را بیش از اندازه بیان می‌کند. در نتیجه نرخ تورم سالانه تصحیح شده به خاطر تورش از ۱۹۸۹ تا ۲۰۰۴ در حدود ۰/۱۴ درصد برآورد شده است، در حالی که نرخ تورم رسمی ۰/۶۵ درصد طی همین دوره گزارش شده است. مطالعات دیگری در این زمینه انجام شده است که از جمله می‌توان به **میکائیل جی باسکین<sup>۲</sup>** (۲۰۰۵)، و **ژان هانوسک و راندال کا فیلر<sup>۳</sup>** (۲۰۰۴) اشاره کرد.

در مورد اقتصاد ایران نیز **میرزایی** و همکاران (۱۳۸۴) با استفاده از داده‌های سال‌های ۱۳۷۴-۱۳۸۱ و آزمون شکل تبعی الگوی رگرسیونی همدانیک نشان می‌دهند که شاخص CPI تولید شده مرکز آمار ایران بر حسب گروه‌های منتخب، دارای اریبی روبه بالا نسبت به شاخص ترنکوئیست است. مقدار خطای جانشینی بر این اساس به طور متوسط ۱/۱ درصد در سال است. خطاهای ناشی از تغییر کیفیت ۳ کالا و خدمت مصرفی خانوار شامل اتومبیل، تلویزیون و ماشین لباس شویی را در بر می‌گیرد. میزان خطای ناشی از عدم تعدیل کیفی شاخص CPI در سال ۱۳۸۳ به عنوان نماینده سال‌های مورد بررسی حدود ۱/۵ درصد بوده است که محققان بیان داشته‌اند در مقایسه با سایر کشورها رقم قابل ملاحظه‌ای است. در مجموع، کل خطای ناشی از جانشینی و تغییر کیفیت کالاها و خدمات بالغ بر ۲/۶ درصد در سال برآورد شده است. نویسنده این گونه نتیجه‌گیری می‌کند که CPI در بیان افزایش هزینه‌های واقعی خانوار دارای اریبی روبه بالا 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 آن جمله می‌توان به *خسروی‌نژاد* (۱۳۹۱)، *محمدزاده* و همکاران (۱۳۹۲) *فلاحی* و همکاران (۱۳۹۲) اشاره کرد. در مطالعات یادشده سیستم مخارج خطی به شکل مرسوم و در دو مرحله برآورد شده و سایر پارامترها با استفاده از برآورد پارامتر حداقل معیشت برآورد شده است. نتایج به دست آمده از مطالعات مذکور عموماً روند شاخص هزینه زندگی در اثر تغییرات قیمتی را بررسی می‌کند. وجه تمایز این مطالعه با کارهای مزبور در این است که در مطالعه حاضر ابتدا پارامتر حداقل معیشت در قالب یک مدل تقاضای مستقیماً جمع‌پذیر ضمنی برآورد شده و سپس تخمین ضرایب انگل براساس آن صورت گرفته است. ضمن اینکه در این مطالعه هدف، مقایسه شاخص واقعی هزینه زندگی با شاخص بهای مصرف‌کننده منتشرشده براساس مبانی تئوری رفتار مصرف‌کننده 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 می‌شود، اما توابع تقاضای اشتقاقی از سیستم مخارج خطی دارای چارچوبی غیرخطی است و پارامترها شامل پارامتر حداقل معیشت خانوار و ضریب انگلی است و سیستم تقاضای آن به نوعی دارای فرمت غیرخطی است. بر این اساس لازم است ابتدا یکی از این پارامترها برآورد شود. در مطالعات انجام شده ابتدا ضریب انگلی برآورد و سپس سیستم مخارج خطی برای استخراج پارامترهای حداقل معیشت برآورد شده است. در مطالعه حاضر ابتدا برای برآورد پارامترهای حداقل معیشت یک سیستم تقاضای مستقیماً جمع‌پذیر ضمنی برآورد می‌شود و از تخمین‌های آن برای برآورد 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) به کار گرفته شده است، استفاده می‌شود. برای برآورد سیستم تقاضای مزبور تابع لگاریتم راست‌نمایی به صورت 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 ام ماتریس  $W$  است، جمله  $\varepsilon_{ik}$  خطا برای معادله  $i$  ام در مشاهده  $k$  ام است. برای محاسبه آرایه‌های ماتریس واریانس-کواریانس در رابطه (۲۱)، جزء خطا به صورت تفاوت بین سهم بودجه‌ای برآورد شده است و سهم بودجه‌ای که از داده‌های واقعی کالای مورد نظر در کل مخارج به دست می‌آید، به صورت رابطه (۲۲) بیان می‌شود، و پارامترهای مدل به نحوی در تخمین حداکثر راست‌نمایی تعیین می‌شوند که رابطه (۲۱) حداقل سازی می‌شود.

(۲۲)

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

در رابطه بالا  $s_{ik}$  و  $\hat{s}_{ik}$  به ترتیب سهم بودجه‌ای و برآورد سهم بودجه‌ای کالای  $i$  ام در مشاهده  $k$  ام است. رابطه تعریفی برای  $\hat{x}_{ik}$  را می‌توان به عنوان قید هم در نظر گرفت و به صورت 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  $\alpha_i$  و  $\beta_i$  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 در نظر گرفته شده برای این پارامترها قرار گیرند. در نهایت هم معادله‌های تعریفی برای تابع ضمنی مطلوبیت به صورت یک سری قیود در نظر 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)

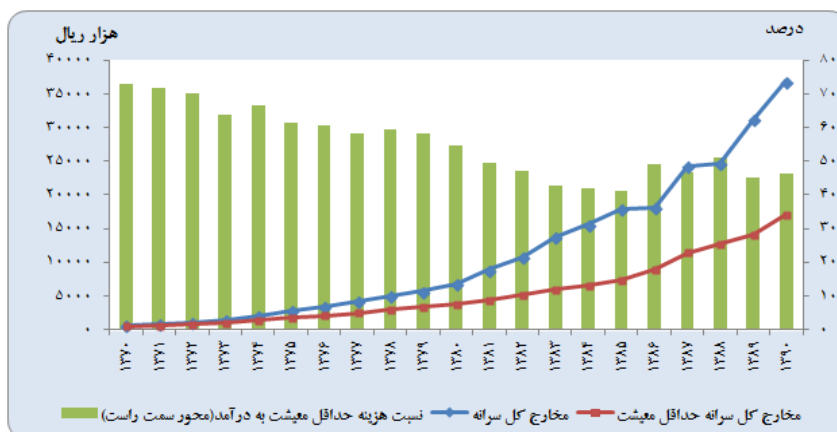
(۲۵)

$\alpha_i \in [0, 0.8]$ ,  $\beta_i \in [0, 0.8]$ ,  $\gamma_i \in [0, 0.99 \times \min_k \{x_{ik}\}]$ ,  $\hat{x}_{ik} \in [0.01, 100]$ ,  $u_k \in [-12, 20]$   
برآورد پارامترهای سیستم تقاضای مستقیماً جمع‌پذیر ضمنی از طریق حل یک مسئله برنامه‌ریزی غیرخطی با استفاده از تجزیه چولسکی<sup>۱</sup> ماتریس واریانس-کواریانس جملات خطای  $\varepsilon_{ik}$  به دست 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 در نتیجه 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 طراحی شده 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) به تصویر 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؛ به نحوی که  $L$  در آن یک ماتریس پایین مثلثی با آرایه‌های قطری حقیقی و مثبت است و  $L'$  ترانپوز آن است. هر ماتریس مثبت معین هرمیتی دارای یک تجزیه چولسکی منحصر به فرد 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 ۱۳۷۰-۱۳۹۰ 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 استون‌گری<sup>۱</sup> به صورت رابطه زیر است:

(۲۶)

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

که در رابطه بالا  $x_i$  مصرف کالای  $i$ ام و  $\gamma_i$  مصرف حداقل معیشت را نشان می‌دهد و شرایط  $x_i > \gamma_i$  و  $0 \leq \beta_i \leq 1$  برقرار است. پارامترهای  $\beta_i$  هم نرمالایز می‌شوند؛ به گونه‌ای 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 به صورت 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 به صورت  $x_i^* = \frac{\beta_i y^*}{p_i}$  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 به دست آمده برای تابع مخارج دیفرانسیل کامل گرفته شود، کشش‌های خودقیمتی به صورت رابطه زیر به دست می‌آید.

(۲۸)

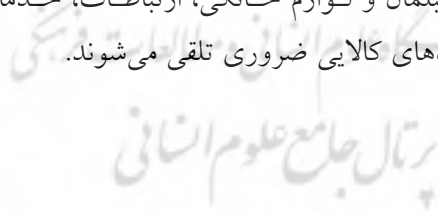
$$e_{ii} = -\frac{\beta_i}{p_i x_i} (y - \sum_{i \neq j} p_j \gamma_j)$$

به منظور 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 به دست آمد، سیستم تقاضای موردنظر با استفاده از تکنیک اقتصادسنجی داده‌های به‌ظاهر نامرتب<sup>۱</sup> 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. Seemingly Unrelated Regression (SUR)

از مدل‌های رگرسیونی به‌ظاهر نامرتب 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 به شکل  $V = \Sigma \otimes I_T$  است. برآوردگر رگرسیونی به‌ظاهر نامرتب زلنر برای پارامتر مدل رگرسیونی به صورت  $b_{SUR} = (X'(\hat{\Sigma} \otimes I_T)^{-1} X)^{-1} X'(\hat{\Sigma} \otimes I_T)^{-1} y$  است که  $\hat{\Sigma}$  برآوردگر سازگاری از  $\Sigma$  است.



جدول شماره (۱). برآورد پارامترها و کشش‌های خودقیمتی و بودجه‌ای گروه‌های کالایی<sup>(۱)</sup>

کشش هزینه‌ای	کشش خودقیمتی	مقدار ضریب انگل	
۰/۴۶۰	-۰/۴۲۰	۰/۱۱۵	مواد خوراکی
۰/۵۴۳	-۰/۸۸۴	۰/۰۰۵	مواد دخانی و آشامیدنی
۰/۵۹۳	-۰/۸۳۹	۰/۰۴۳	پوشاک و کفش
۰/۸۵۲	-۰/۳۵۸	۰/۲۶۲	مسکن
۲/۰۵۰	-۰/۹۵۹	۰/۱۱۴	مبلمان و اوزم خانگی
۰/۸۶۸	-۰/۵۳۹	۰/۰۴۹	بهداشت
۰/۸۰۱	-۰/۹۵۴	۰/۰۷۹	حمل و نقل
۱/۵۴۶	-۰/۹۷۴	۰/۰۳۵	ارتباطات
۱/۵۷۴	-۰/۹۷۴	۰/۰۲۷	خدمات فرهنگی و تفریحات
۱/۲۱۱	-۰/۵۱۳	۰/۰۲۰	آموزش
۰/۲۳۱	-۰/۵۲۵	۰/۰۰۴	هتل و رستوران
۳/۱۱۵	-۰/۹۶۹	۰/۲۴۸	کالاها و خدمات متفرقه

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  $i, j$  به صورت 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.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی  
پرتال جامع علوم انسانی

جدول شماره (۲). برآورد کشش‌های مقاطع قیمتی ۱۲ گروه کالایی<sup>(۱)</sup>

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

مأخذ: یافته‌های تحقیق

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

زمانی که سیستم تقاضا از یک رتبه‌بندی ترجیحات خوش‌رفتار استخراج شده باشد، سه شرط قاعده‌مندی<sup>۱</sup> را برآورده می‌کند. شرط نخست این است که قید بودجه به صورت 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 به لحاظ 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 به صورت روابط زیر است.

(۳۰)

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

(۳۱)

$$s^{ij}(p, \mu) = \frac{\beta_i \beta_j}{p_i p_j} (y - \sum p_j \gamma_j) \quad i \neq j$$

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  $y - \sum p_j \gamma_j > 0$  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<sup>۲</sup>، 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  $y - \sum p_j \gamma_j > 0$  و قیدهای منفی بودن کشش‌های خودقیمتی، مثبت بودن اثرات جایگزینی متقاطع<sup>۳</sup> 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 جمع پذیری  $\sum_{i=1}^{12} \beta_i = 1$  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 به دست آید. در محاسبه تورش، شاخص قیمت مصرف‌کننده نیازمند استفاده از عبارتی است که حداقل هزینه مشخص برای به دست آوردن یک سطح مشخص مطلوبیت در یک مجموعه قیمت مشخص را ارائه می‌کند. این رابطه به وسیله تابع هزینه یا مخارج، مشخص می‌شود. نخستین مرحله در به دست آوردن تابع مخارج، استخراج تابع مطلوبیت غیرمستقیم است که مطلوبیت را به صورت تابعی از قیمت‌ها و درآمد بیان می‌کند و با جای‌گذاری به دست آمده برای تقاضاها در تابع به دست می‌آید. تابع مطلوبیت غیرمستقیم را می‌توان به صورت زیر نوشت.

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

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

تغییر باقی می ماند. به این ترتیب  $v^*$  به وسیله رابطه زیر بیان می شود.

(۳۳)

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

می توان رابطه بالا را دوباره مرتب کرد تا به رابطه زیر برسیم.

(۳۴)

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

که در این رابطه  $A$  و  $B$  به وسیله روابط (۳۲) و (۳۳) داده شده اند.

(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<sup>۱</sup> (۱۹۷۵) در چارچوب بررسی تأثیر متفاوت تورم روی گروه های درآمدی مختلف نظیر موئلباور<sup>۲</sup> (۱۹۷۴)، ارائه شد. تابع مخارج، حداقل مخارج لازم برای به دست آوردن مطلوبیت  $U$  در قیمت های  $p$  است که به وسیله  $E(p, U)$  نمایش داده شده و به صورت رابطه زیر بیان می شود.

(۳۷)

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

فرض کنید که قیمت ها از  $p_0$  به  $p_1$  تغییر کنند. تغییر جبرانی،  $CV$ ، به صورت رابطه زیر است.

(۳۸)

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

با استفاده از رابطه (۳۷) و اضافه کردن اندیس های پایین برای مشخص کردن مجموعه قیمت ها رابطه بالا را می توان به صورت 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 مشخص شده، مقدار تغییر جبرانی به صورت رابطه زیر به دست می‌آید.

(۴۰)

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

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 به عنوان یک وزن استفاده می‌کند. به این ترتیب گاهی اوقات آن را به عنوان 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  $i$  ام را نشان می‌دهد، آن‌گاه  $p_{1i} = p_{0i} (1 + \dot{p}_i)$  است.

(۴۱)

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

که در این رابطه عبارت  $s_i$  به صورت 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) به صورت زیر ساده‌سازی می‌شود.

(۴۳)

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

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

(۴۴)

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

برای محاسبه تغییر جبرانی به شرط معلوم بودن مجموعه‌ای از تغییرات نسبی قیمت‌ها



ضرایب  $\beta_i$  ها 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<sup>۱</sup>، ۱۹۹۷: ۱۲۷-۱۲۶).

به‌منظور محاسبه شاخص‌های تغییرات رفاهی و شاخص واقعی هزینه زندگی، تغییرات سال به سال قیمت‌ها برای تک تک ۱۲ گروه کالایی در نظر گرفته شده و شاخص تغییرات جبرانی (CV) محاسبه شده است. بر این اساس مقدار جبران مصرف‌کننده برای تغییرات هم‌زمان قیمت‌ها به دست آمده است که مقدار و نسبت آن به مخارج پولی برای سال‌های ۱۳۷۰-۱۳۹۰ 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

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

مأخذ: یافته‌های تحقیق

ارقام تغییر جبرانی بر حسب ریال و دو متغیر دیگر بر حسب درصد است.  
 ۱. نرخ تورم براساس شاخص قیمت مصرف‌کننده در مناطق شهری بانک مرکزی محاسبه شده است. با استفاده از مقدار محاسبه شده 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



می شود. شاخص واقعی هزینه زندگی براساس رابطه (۲) برای هر سال محاسبه شده است که نتایج آن در جدول شماره (۳) گزارش شده است. مقدار تورش (اختلاف بین دو شاخص قیمت مصرف کننده و شاخص واقعی هزینه زندگی) در ستون (۳) جدول زیر به دست آمده است. یافته های مطالعه نشان می دهد شاخص قیمت مصرف کننده برآورد اریب داری از هزینه زندگی است و از این نظر با تورش همراه است. براساس آمار ستون (۳) در جدول زیر، شاخص قیمت مصرف کننده محاسبه و منتشر شده برای سال های ۱۳۸۲-۱۳۷۱ هزینه زندگی را بیش از اندازه و برای سال های ۱۳۸۴-۱۳۹۰ به جز سال ۱۳۸۷ هزینه زندگی را کمتر از حد برآورد می کند.

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

شاخص قیمت مصرف کننده (۱)	شاخص واقعی هزینه زندگی	مقدار تورش
۱۰/۲	۶/۱۳	۴/۰۷
۱۲/۵	۷/۷۶	۴/۷۴
۱۶/۹	۹/۵۵	۷/۳۵
۲۵/۲	۱۳/۷۱	۱۱/۴۹
۳۱/۱	۱۹/۴۹	۱۱/۶۱
۳۶/۴	۲۶/۳۹	۱۰/۰۱
۴۳	۳۱/۸۱	۱۱/۱۹
۵۱/۷	۳۹/۵۲	۱۲/۱۸
۵۸/۲	۴۶/۱۶	۱۲/۰۴
۶۴/۸	۵۳/۱۶	۱۱/۶۴
۷۵/۱	۶۳/۴۳	۱۱/۶۷
۸۶/۸	۸۲/۴	۴/۴
۱۰۰	۱۰۰	۰/۰
۱۱۰/۴	۱۲۷/۶۶	-۱۷/۲۶
۱۲۳/۵	۱۴۴/۴۶	-۲۰/۹۶
۱۴۶/۲	۱۶۶/۱۴	-۱۹/۹۴
۱۸۳/۳	۱۶۷/۲۷	۱۶/۰۳
۲۰۳	۲۲۴/۷۲	-۲۱/۷۲
۲۲۸/۲	۲۲۸/۹	-۰/۷
۲۷۷/۳	۲۸۸/۵۹	-۱۱/۳۳

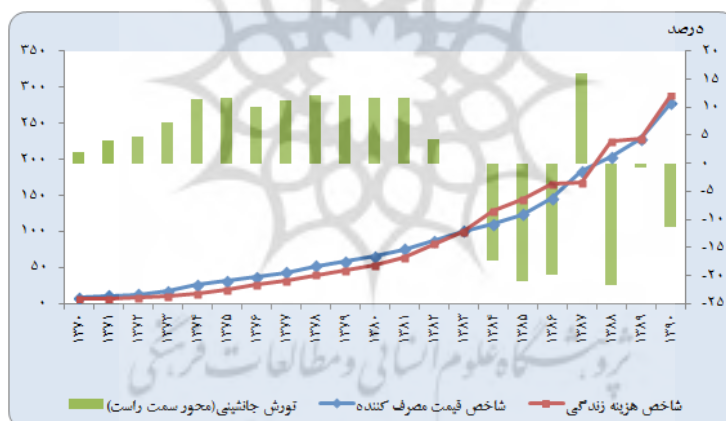
مأخذ: یافته های تحقیق

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

نمودار شماره (۲) روند تحولات شاخص قیمت مصرف کننده و شاخص واقعی هزینه زندگی را به تصویر کشیده است. طی سال های ۱۳۹۰-۱۳۸۴ به استثنای سال ۱۳۸۷ مقدار تورش منفی است. مشاهده می شود فاصله بین دو شاخص در سال ۱۳۸۸ در بالاترین میزان قرار داد. در سال مزبور میزان مخارج مصرفی و واقعی

خانوار همانند سال پیش با کاهش همراه بوده و با وجود کاهش تورم از ۲۵ درصد در سال ۱۳۸۷ به ۱۰/۷ درصد در سال ۱۳۸۸ مخارج واقعی مصرف‌کننده با رشد منفی همراه بوده است. به نظر نویسندگان، تغییر جهت و مقدار تورش در این سال می‌تواند ناشی از افت مصرف خانوار و در نتیجه کاهش سطح استاندارد زندگی نسبت به سال پایه ۱۳۸۳ باشد. به‌طور کلی با بررسی روند رشد مخارج مصرفی سرانه اسمی و واقعی هر فرد می‌توان نتیجه گرفت، در سال‌هایی که اقتصاد، تورم را تجربه می‌کند و مصرف واقعی سرانه کاهش می‌یابد یا اینکه بدون تغییر می‌ماند، شاخص هزینه زندگی رشد بالاتری را در مقایسه با شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی در مناطق شهری تجربه می‌کند. در مجموع طی سال‌های مورد بررسی خطای شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی مناطق شهری با شاخص واقعی هزینه زندگی به‌طور متوسط، سالانه حدود ۱/۸۴ درصد برآورد شده است.

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



مأخذ: یافته‌های تحقیق

در جدول شماره (۴) شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی مناطق شهری به سال پایه (۱۳۸۳=۱۰۰) و شاخص هزینه زندگی دهک‌های هزینه‌ای ارائه شده است. تصویر کلی که می‌توان از مقایسه شاخص‌های محاسبه‌شده به‌دست آورد، این است که شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی مناطق شهری برآورد اریب‌داری از هزینه زندگی خانوارهای شهری است؛ به‌گونه‌ای که هزینه زندگی در مناطق شهری را قبل از سال پایه بیش از حد برآورد کرده و برای سال‌های پس از سال پایه کمتر

از حد برآورد می‌کند. یک استثناء در مورد دهک هزینه‌ای مشاهده شده است. مشاهده می‌شود طی سال‌های ۱۳۸۷-۱۳۹۰ شاخص هزینه زندگی برای ۱۰ درصد 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 هزینه زندگی (۲)											شاخص قیمت مصرف‌کننده (۱)	
دهک ۱۰	دهک ۹	دهک ۸	دهک ۷	دهک ۶	دهک ۵	دهک ۴	دهک ۳	دهک ۲	دهک ۱	دهک ۰		
۶/۳	۵/۶	۵/۵	۵/۴	۳/۴	۵/۳	۵/۱	۵/۰	۴/۸	۴/۶	۱۰/۸	۱۳۷۰	
۷/۱	۶/۷	۶/۷	۶/۵	۶/۴	۶/۴	۶/۱	۶/۱	۵/۹	۵/۷	۱۲/۴	۱۳۷۱	
۸/۴	۸/۵	۸/۴	۸/۳	۸/۰	۸/۱	۷/۹	۷/۹	۷/۶	۷/۲	۱۵/۰	۱۳۷۲	
۱۰/۹	۱۱/۷	۱۱/۴	۱۱/۵	۱۲/۰	۱۱/۵	۱۱/۲	۱۱/۴	۱۱/۳	۱۱/۲	۱۹/۴	۱۳۷۳	
۱۶/۸	۱۸/۲	۱۷/۵	۱۷/۹	۱۸/۱	۱۷/۴	۱۶/۳	۱۶/۸	۱۶/۷	۱۶/۳	۲۷/۹	۱۳۷۴	
۲۱/۰	۲۱/۷	۲۱/۳	۲۱/۳	۲۱/۳	۲۰/۶	۲۰/۶	۱۹/۸	۱۹/۳	۱۸/۷	۳۷/۸	۱۳۷۵	
۲۸/۶	۲۹/۲	۲۸/۰	۲۷/۷	۲۵/۰	۲۶/۵	۲۶/۲	۲۵/۴	۲۴/۸	۲۴/۶	۴۶/۰	۱۳۷۶	
۳۳/۸	۳۳/۶	۳۲/۸	۳۳/۲	۳۱/۹	۳۲/۶	۳۱/۸	۳۲/۳	۳۲/۲	۳۱/۸	۵۱/۰	۱۳۷۷	
۴۱/۴	۴۳/۱	۴۲/۴	۴۱/۹	۳۹/۸	۴۱/۰	۴۰/۱	۳۹/۹	۳۸/۷	۳۷/۹	۶۰/۳	۱۳۷۸	
۵۱/۸	۴۱/۴	۳۹/۱	۵۸/۳	۴۲/۶	۴۹/۹	۳۷/۵	۴۱/۴	۴۶/۶	۴۴/۱	۶۷/۹	۱۳۷۹	
۵۴/۸	۴۷/۲	۴۸/۶	۶۶/۰	۴۹/۶	۶۰/۱	۴۱/۴	۴۸/۴	۵۷/۴	۴۷/۲	۷۳/۲	۱۳۸۰	
۶۲/۳	۶۵/۰	۶۵/۲	۶۵/۲	۶۴/۰	۶۵/۶	۶۵/۲	۶۵/۰	۶۳/۶	۶۳/۲	۷۸/۹	۱۳۸۱	
۸۲/۸	۸۳/۴	۸۳/۰	۸۲/۲	۷۷/۶	۸۱/۵	۸۱/۶	۸۰/۳	۷۷/۹	۷۶/۶	۸۸/۷	۱۳۸۲	
۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۳۸۳	
۱۲۵/۰	۱۲۶/۹	۱۲۵/۴	۱۲۵/۱	۱۱۰/۸	۱۳۴/۴	۱۳۳/۸	۱۳۱/۷	۱۲۰/۲	۱۱۷/۵	۱۱۱/۰	۱۳۸۴	
۱۴۰/۸	۱۴۶/۵	۱۴۵/۷	۱۴۴/۲	۱۳۷/۴	۱۴۱/۸	۱۴۱/۴	۱۴۰/۰	۱۳۹/۲	۱۳۷/۶	۱۲۷/۸	۱۳۸۵	
۱۶۸/۵	۱۷۸/۴	۱۷۵/۰	۱۷۲/۳	۱۵۸/۹	۱۶۷/۶	۱۶۶/۰	۱۶۳/۷	۱۵۸/۸	۱۵۶/۶	۱۴۸/۷	۱۳۸۶	
۱۶۱/۳	۲۱۷/۶	۱۸۹/۷	۲۱۴/۸	۱۹۴/۴	۲۱۳/۴	۱۹۳/۷	۱۹۵/۳	۱۹۳/۲	۲۰۱/۹	۱۸۴/۳	۱۳۸۷	
۲۰۹/۲	۲۲۶/۷	۲۲۸/۸	۲۲۷/۷	۱۸۴/۳	۲۲۷/۲	۲۲۷/۵	۲۲۶/۵	۲۲۴/۸	۲۱۹/۰	۲۰۷/۶	۱۳۸۸	
۲۱۴/۶	۲۳۴/۵	۲۳۷/۴	۲۳۶/۵	۲۳۲/۵	۲۳۶/۰	۲۳۳/۹	۲۳۴/۶	۲۳۳/۷	۲۳۶/۹	۲۳۴/۷	۱۳۸۹	
۲۷۸/۸	۳۱۱/۷	۳۱۶/۱	۳۱۷/۳	۳۰۲/۷	۳۲۰/۱	۳۱۸/۷	۳۱۸/۱	۳۱۸/۹	۳۱۶/۹	۲۸۶/۳	۱۳۹۰	

(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 تک تک 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 به دست آمده است. مقایسه شاخص هزینه زندگی محاسبه شده با شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی در مناطق شهری نشان می‌دهد طی دوره مورد بررسی (۱۳۷۰-۱۳۹۰) در مجموع و به‌طور متوسط کل خطای ناشی از جانشینی و سایر عوامل، بالغ بر  $1/83$  درصد در سال است. یافته‌های این مطالعه نشان می‌دهد که شاخص قیمت مصرف‌کننده هزینه زندگی را برای سال‌های ۱۳۷۰-۱۳۸۲ 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 با احتیاط برخورد کرد. مقایسه مطالعه حاضر با مطالعه میرزایی و همکاران (۱۳۸۴) نشان می‌دهد مقدار اریب برآورد شده با آنچه در مطالعه پیشین به دست آمده است، تفاوت اندکی دارد. یکی از راه‌حل‌های رفع تورش شاخص قیمت مصرف‌کننده می‌تواند کوتاه کردن بازه زمانی تغییر سبد کالایی به دلیل 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 به دست 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.

برای شروع یک تابع مطلوبیت ضمنی به تبعیت از هانوج (۱۹۷۵) به صورت زیر در نظر گرفته می شود:

(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 مشتق پذیری است که شروط تقعر را برآورده می کند. می توان  $U_i$  را به صورت زیر انتخاب کرد:

(۲)

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

که

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

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

(۳)

$$0 \leq \alpha_i, \beta_i \leq 1 \quad \sum_{i=1}^n \alpha_i = 1 = \sum_{i=1}^n \beta_i$$

به دو شکل می توان شرایط مرتبه اول را برای سیستم تقاضای مستقیماً جمع پذیر ضمنی استخراج کرد. یک روش حداقل سازی مخارج  $M = \sum_i p_i x_i$  برای به دست آوردن یک سطح مطلوبیت مشخص،  $u$ ، است که به شکل رابطه زیر بیان می شود:

(۴)

$$\text{Min} \sum_i p_i x_i$$

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

شرایط مرتبه اول برای حداقل سازی هزینه مورد نیاز برای به دست آوردن یک سطح مشخص مطلوبیت  $u$  شامل رابطه (۱) و شرط زیر است:

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

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

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

بنابراین

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

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 به دست می آید.

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

با جای گذاری از رابطه (۸) در رابطه (۷) و بعد از مرتب کردن نتیجه به سیستم مخارج خطی جمع پذیر ضمنی به صورت زیر می رسیم:

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

در رابطه بالا ارتباط مستقیمی بین سیستم مخارج خطی و سیستم تقاضای مستقیماً جمع پذیر ضمنی وجود دارد؛ به گونه ای که اگر در  $\phi_i$  مقدار به دست آمده برای پارامتر  $\alpha_i$  برابر  $\beta_i$  باشد، در این صورت سیستم تقاضای مستقیماً جمع پذیر ضمنی به یک سیستم مخارج خطی تقلیل می یابد. در روش دیگر استخراج رابطه (۹) به جای حداقل کردن هزینه با توجه به یک سطح مشخص مطلوبیت، سطح مطلوبیت با تشکیل تابع لاگرانژ با توجه به

$$قیدهای 1 = \sum_i^n U_i(x_i, u) \text{ و } M = \sum_i p_i x_i \text{ حداکثر سازی می شود.}$$

$$L = u + \Lambda \left[ \sum_i^n U_i(x_i, u) - 1 \right] + \chi (M - \sum_i p_i x_i) \quad (10)$$

در حداکثرسازی مطلوبیت، شرایط مرتبه اول شامل قیدها و رابطه زیر به دست می آید.

$$\frac{\partial u}{\partial x_i} + \Lambda \left( \frac{\partial U_i}{\partial x_i} + \sum_{j=1}^n \frac{\partial U_j}{\partial u} \frac{\partial u}{\partial x_i} \right) = \chi p_i \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (11)$$

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

$$\frac{\partial u}{\partial x_i} = - \frac{\partial U_i}{\partial x_i} / \sum_{j=1}^n \frac{\partial U_j}{\partial u} \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (12)$$

با جای گذاری از رابطه (۱۲) در رابطه (۱۱) و با توجه به رابطه

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

$$\frac{\partial U_i}{\partial x_i} = - \chi p_i \sum_{j=1}^n \frac{\partial U_j}{\partial u} \quad (13)$$

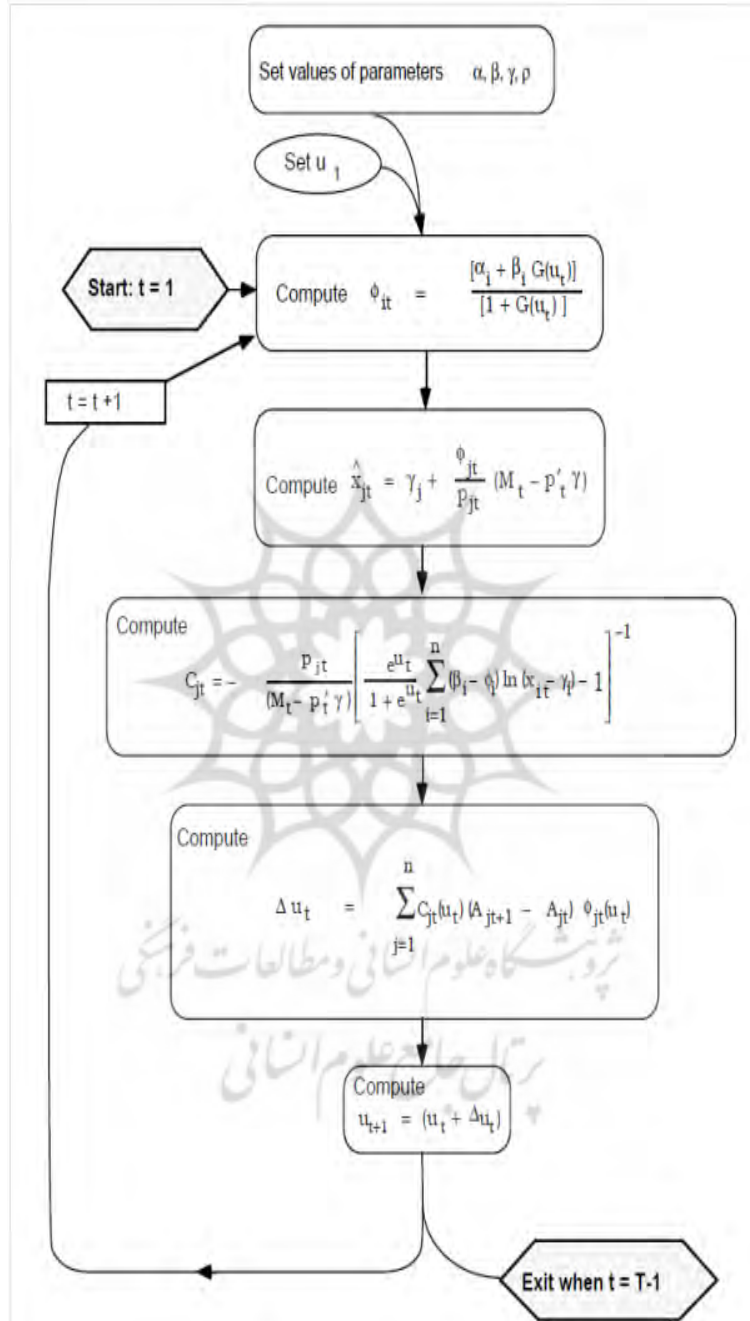
$$= \phi_i / (x_i - \gamma_i) \quad i = 1, 2, \dots, n$$

در نتیجه ساده سازی و جای گذاری در رابطه بالا به سیستم مخارج خطی جمع پذیر ضمنی به صورت زیر می رسیم.

$$\lambda^{-1} p_i = \phi_i / (x_i - \gamma_i) \Rightarrow p_i (x_i - \gamma_i) = \phi_i (M - p' \gamma) \quad (i = 1, 2, \dots, n) \quad (14)$$

(برای جزئیات بیشتر در این زمینه به ریمر و پاول (۱۹۹۲) صفحه های ۳ الی 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 - فارسی

- خسروی نژاد، علی اکبر و ابراهیم صیامی عراقی. زمستان ۱۳۹۱. «برآورد تغییرات رفاهی مصرف کنندگان در ایران با استفاده از شاخص درست هزینه زندگی در ایران»، **فصلنامه مدل سازی اقتصادی**، سال ششم، شماره ۴، «پیاپی ۲۰».
- محمدزاده و همکاران. زمستان ۱۳۹۰. «بررسی فقر و عوامل تعیین کننده آن در بین خانوارهای شهری کشور»، **فصلنامه تحقیقات مدل سازی اقتصادی**، شماره ۲.
- فلاحی، فیروز و همکاران. ۱۳۹۲. «بررسی آثار رفاهی افزایش قیمت گروه های کالایی در خانوارهای شهری کشور»، **مجله تحقیقات اقتصادی**، دوره ۴۸، شماره ۲.
- میرزایی، حسین و همکاران. ۱۳۸۴. **خطای اندازه گیری در شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی خانوارهای شهری ایران ۱۳۸۳-۱۳۷۴**، مرکز آمار ایران، پژوهشکده آمار.
- بانک اطلاعات اقتصادی سری های زمانی بانک مرکزی:

### ب - 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 Matthew 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 Methodology", 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 Erlene 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'Economie**, 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](http://www.unece.org/fileadmin/DAM/stats/publications/Practical_Guide_to_Producing_CPI.pdf)

پرتال جامع علوم انسانی