فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق). دوره‌ی ۱۴. شماره ۴. زمستان ۱۳۹۶. صص ۹۲- ۵۳

زیان رفاهی افزایش قیمت در اقلام عمده‌ی غذایی کاربردی از روش Panel-SURE در استان‌های کشور

محمدتقی گیلک حکیم‌آبادی*، شهریار زروکی** و صدیقه رحمتی***

تاریخ وصول: ۱۳۹۵/۱۲/۰۳ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۱۰/۱۷

چکیده:

هدف پژوهش حاضر بررسی مخارج مصرفی خانوارهای شهری در پنج گروه عمده‌ی غذایی و استخراج معیار تغییر جبرانی است. برای این منظور پارامترها در سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل بر اساس داده‌های بودجه‌ی خانوار شهری استان‌ها (۹۳-۱۳۸۲) با روش SUR برآورد شد. نتایج نشان می‌دهد که کشش قیمتی گروه‌های غذایی به جزء گروه میوه‌ها و خشکبار منفی بوده و اندازه‌ی حساسیت در استان‌های مختلف، متفاوت است. بر اساس کشش درآمدی گروه‌های نان و غلات و گوشت، جزء کالاهای ضروری و گروه‌های لبنیات و تخم‌مرغ، میوه‌ها و خشکبار، انواع سبزی و حبوبات جزء کالاهای لوکس محسوب می‌شود. محاسبه‌ی زیان رفاهی ناشی از تغییرات قیمت مواد، نشان داد که طی دوره‌ی مورد بررسی، خانوارها با کاهش رفاه مواجه شده‌اند؛ همچنین رابطه‌ی یک‌به‌یک بین تورم و معیار محاسباتیِ زیان رفاهی در استان‌های کشور مورد تأیید قرار گرفت.

طبقه‌بندی JEL: Q12 ، H75

واژه‌های کلیدی: *خانوارهای شهری، زیان رفاهی، سیستم تقاضای AIDS، Panel-SURE*

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

* دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه مازندران. بابلسر. ایران.

** استادیار گروه اقتصاد دانشگاه مازندران. بابلسر. ایران. (نویسنده مسئول) (sh.zaroki@umz.ac.ir)

*** فارغ التحصیل کارشناسی ارشد اقتصاد دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران..

۱- مقدمه

مطالعه‌ی رفتار مصرف‌کننده و تحلیل چگونگی اختصاص درآمد محدود خانوار به کالا و خدمات از مهم‌ترین مباحث در سیاست‌گذاری‌های اقتصادی برای کشور است. در هر نظام اقتصادی، کالاها و خدمات به وسیله‌ی تولیدکنندگان تولید و توسط تقاضاکنندگان مصرف می‌شود. تقاضاکنندگان که عمدتاً خانوارها هستند، همواره با این مسئله روبرو می‌شوند که چگونه درآمد محدود خود را بین کالاها و خدمات مختلف تخصیص دهند تا حداکثر مطلوبیت را به دست آورند. این گروه همواره با تغییرات در قیمت‌های نسبی، میزان تقاضای خود را به طور متناسب تغییر خواهند داد؛ این در حالی است که تولیدکنندگان مهم‌ترین عامل تعیین‌کننده‌ی سود را در گرو افزایش تقاضا برای کالاها و خدمات تولیدی می‌دانند. این گروه تنها به منظور انگیزه‌ی کسب سود و حداکثرسازی آن فعالیت می‌کنند (پناهی، ۱۳۷۵). در این میان سیاست‌گذاران نیز علاقه‌مند به تحلیل رفتار مصرف‌کنندگان هستند. آن‌ها مایلند بدانند که هر کالا چه جایگاهی در بودجه‌ی خانوار دارد؟ چه کالاهایی لوکس و چه کالاهایی ضروری است؟ با افزایش قیمت یک گروه از کالاها تقاضا برای آن گروه و سایر گروه‌ها به چه میزان تغییر می‌یابد؟ آیا از قیمت یک کالا می‌توان به عنوان ابزاری موثر جهت سیاست‌گذاری استفاده نمود؟ پاسخ به این سوالات است که تصمیم‌گیرندگان اقتصادی را در انتخاب هر چه بهتر سیاست‌های اقتصادی؛ نظیر سهمیه‌بندی کالاها، پرداخت یارانه‌ها و اعمال مالیات یاری می‌دهد. از سوی دیگر آمارهای منتشره نشان می‌دهد که نرخ تورم و به موازات آن قیمت مواد غذایی در حال افزایش است. این موضوع بیانگر آن است که گروه‌های کم‌درآمد و قشر آسیب‌پذیر جامعه، مجبور به کاهش کمیت و کیفیت سفره‌ی غذایی خویش هستند؛ چرا که افزایش قیمت‌ها، درآمد حقیقی مصرف‌کننده را کاهش داده و با تأثیر بر قدرت خرید بر میزان فقر و رفاه آن‌ها مؤثر خواهد بود.

بر اساس برخی مطالعات، جهان برای یک دوره‌ی طولانی با افزایش قیمت مواد غذایی روبرو خواهد شد؛ چرا که تقاضای جهانی برای مواد غذایی همچنان به دلیل رشد جمعیت افزایش خواهد داشت؛ همچنین تغییر رژیم غذایی از غلات به سمت گوشت، استفاده از غلات در تولید سوخت‌های زیستی، کمبود آب و استفاده از زمین‌ها برای تولید محصولاتی که در تولید سوخت‌های زیستی مورد استفاده قرار

می‌گیرد، منجر به کاهش عرضه‌ی مواد غذایی می‌شود. همین مسائل در افزایش قیمت مؤثرند (ازم و رتاب،[1] ۲۰۱۲). بنابراین با توجه اهمیت مسأله و تأثیرپذیری خانوار از تغییرات قیمت، اندازه‌گیری زیان رفاهی و میزان آسیب‌پذیری خانوارها ناشی از افزایش قیمت مواد غذایی موضوعی حائز اهمیت است.

پژوهش حاضر به چند دلیل از سایر مطالعات انجام شده در این زمینه متفاوت است. نخست، تمرکز بر اقلام غذایی عمده است که مورد مصرف خانوارها می‌باشند. دوم، نگاه خاص و ویژه در زمینه‌ی محاسبه‌ی زیان رفاهی خانوارها در حوزه‌ی استان‌ها است. بر این اساس، مقاله‌ی حاضر در پنج بخش تنظیم و سازماندهی شده است. پس از مقدمه، در بخش دوم ادبیات پژوهش بیان می‌گردد. بخش سوم به ارائه‌ی الگوی پژوهش و توصیف داده‌ها پرداخته، در بخش چهارم، ضمن برآورد مدل کشش‌های قیمتی، متقاطع (جبرانی و غیرجبرانی)، درآمدی و همچنین شاخص رفاهی تغییرات جبرانی محاسبه می‌شود و در بخش پنجم تحلیل و نتیجه‌گیری ارائه خواهد شد.

۲- ادبیات پژوهش

۲-۲- ادبیات نظری

انتخاب شکل تابعی مناسب جهت تبیین رفتار مصرف‌کننده و تولیدکننده سابقه‌ای طولانی دارد. در تبیین رفتار مصرف‌کنندگان، توابع انتخاب شده برای تقاضا، بایستی تا حد امکان سازگار با نظریه‌ی مصرف‌کننده باشد و ضمن دارا بودن ویژگی‌های نظری تئوری مذکور، تخمین آن امکان‌پذیر بوده و قدرت پیش‌بینی بالایی داشته باشد. سیستم تقاضای تقریبا ایده‌آل (*AIDS*)[2] به دلیل انعطاف‌پذیری در تخمین تقاضا به صورت یکی از پر استفاده‌ترین الگوها در مطالعات تجربی روز دنیا محسوب می‌شود (کیانی و حاجیها،۱۳۹۰). این سیستم نخستین بار توسط دیتون و موئل بائر[3] به منظور تحلیل رفتار مصرفی خانوارها در انگلستان طی دوره‌ی ۱۹۷۴-۱۹۵۴ برای هشت گروه اصلی مخارج مصرفی شامل غذا، پوشاک، مسکن، سوخت، نوشیدنی و دخانیات، حمل و نقل و ارتباطات، سایر کالاها و خدمات به ادبیات اقتصادی معرفی شد. سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل دارای قابلیت

[1] Azzam, A.M. & Rettab, B.
[2] Almost Ideal Demand System (AIDS)
[3] Deaton & Muellbauer

توانایی تلفیق بر مبنای داده‌های مربوط به خانوار، توانایی لحاظ کردن متغیرهای جمعیتی و ویژگی‌های منطقه‌ای در الگوی تقاضا، سازگاری متغیرهای مدل با داده‌های آماری و سهولت مدل در ایجاد یک تقریب خطی می‌باشد. تابع تقاضای مورد مطالعه در این پژوهش بر اساس سیستم تقاضای تقریبا ایده‌آل شامل کل مخارج مواد غذایی خانوار است که در آن قیمت‌های واحد مواد غذایی به عنوان متغیر مستقل و سهم بودجه‌ای به عنوان متغیر وابسته می‌باشد. مدل مذکور به صورت زیر است:

$$w_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^{n} \gamma_{ij} Logp_j + \beta_i Log(\frac{M}{P}) \qquad (۱)$$

که $Logp$ به صورت زیر معرفی می‌شود:

$$LogP = \alpha_0 + \sum_{j=1}^{n} \alpha_j Logp_j + \frac{1}{2}\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} \gamma_{ij} Logp_i Logp_j \qquad (۲)$$

اما از آنجایی که شاخص قیمت p در رابطه بالا سیستم معادلات رابطه (۱) را به سیستم معادلات غیرخطی تبدیل می‌کند، به ندرت در مطالعات تجربی استفاده می‌شود (بیوزی،[4] ۱۹۹۴). دیتون و موئل بائر جهت حل این مشکل شاخص قیمت استون را معرفی کردند که به صورت زیر می‌باشد:

$$LogP^* = \sum_{j=1}^{n} w_j Logp_j \qquad (۳)$$

در رابطه بالا p_{jt} قیمت واحد کالای jاُم در زمان tاُم و w_{jt} سهم بودجه‌ای کالای jاُم در زمان t ام است. برای محاسبه شاخص استون طبق فرمول می‌بایست ابتدا از قیمت‌های واحد هر گروه کالایی، لگاریتم گرفت و در سهم‌های کالایی ضرب نمود. به طوری‌که مجموع حاصل‌ضرب لگاریتم قیمت واحد هر گروه کالایی در سهم آن از مخارج مصرفی، شاخص استون است (پژویان و احمدی، ۱۳۹۳). بدین ترتیب P^* را می‌توان به طور مستقیم پیش از برآورد مدل محاسبه نمود. حال با جایگذاری این رابطه در معادله غیرخطی $AIDS$ و دوباره‌نویسی آن داریم:

$$w_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^{n} \gamma_{ij} Logp_j + \beta_i Log(\frac{M}{P^*}) \qquad (۴)$$

به رابطه‌ی بالا شکل تقریب خطی سیستم معادلات تقاضای تقریبا ایده‌آل می‌گویند. سیستم تقاضای تقریبا ایده‌آل به راحتی قابل تفسیر است. این سیستم

[4] Buse

نشان می‌دهد که در صورت نبود تغییر قیمت‌های نسبی و درآمدهای واقعی (مخارج واقعی)، سهم مخارج کالای مورد نظر نیز ثابت باقی می‌ماند. تغییر در مخارج واقعی از طریق β_iها و تغییر در قیمت‌های نسبی از طریق γ_iها بر سهم مخارج کالا اثر می‌گذارد. قیود جمع‌پذیری، همگنی و تقارن به عنوان محدودیت‌های اعمال شده در این سیستم به ترتیب بر اساس روابط (۵)، (۶) و (۷) در زیر می‌باشد:

$$\sum_{i=1}^{n}\alpha_i = 1 \quad \text{و} \quad \sum_{i=1}^{n}\gamma_{ij} = 0 \quad \text{و} \quad \sum_{i=1}^{n}\beta_i = 0 \qquad (۵)$$

$$\sum_{j=1}^{n}\gamma_{ij} = 0 \qquad (۶)$$

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

قید جمع‌پذیری تضمین‌کننده $\sum_{i=1}^{n} w_i = 1$ است و در الگوی *AIDS* این قید خود به خود تامین می‌گردد. قید همگنی و تقارن را نیز در چارچوب روابط خطی پارامترها می‌توان در الگو منظور کرد و سپس آزمون نمود. برای به دست آوردن کشش‌های قیمتی خودی و متقاطع (جبرانی و غیرجبرانی) و کشش درآمدی تقاضا از معادلات برآورد شده در سیستم *AIDS* می‌توان از روابط زیر استفاده کرد.

کشش قیمتی غیرجبرانی (مارشالی):

$$\varepsilon_{ij} = -\delta_{ij} + \left(\frac{\gamma_{ij}}{\bar{w}_i}\right) - \beta_i\left(\frac{\bar{w}_j}{\bar{w}_i}\right) \qquad (۸)$$

کشش درآمدی:

$$\mu_i = 1 + \frac{\beta_i}{\bar{w}_i} \qquad (۹)$$

کشش قیمتی جبرانی (هیکسی):

$$\varepsilon_{ij}^{*} = -\delta_{ij} + \left(\frac{\gamma_{ij}}{\bar{w}_i}\right) + \bar{w}_j \qquad (۱۰)$$

در روابط بالا δ_{ij} دلتای کرونکر[5] است که به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$if: i = j \Rightarrow \delta_{ij} = 1 \quad \text{و} \quad if: i \neq j \Rightarrow \delta_{ij} = 0$$

[5] Kronocker Delta

- استخراج اثرات رفاهی برای سیستم تقاضای تقریبا ایده‌آل

برای محاسبه‌ی هزینه‌ی رفاهی تغییرات قیمت مواد غذایی، تغییرات جبرانی که از سهم بودجه‌ی خانوار ناشی از تغییر قیمت و کشش قیمت تخمین زده شده، محاسبه می‌شود. تغییرات جبرانی[6] (CV) کمترین مقدار پولی است که مصرف‌کننده بعد از تغییرات قیمت دریافت می‌کند، منوط به اینکه همان سبد مصرفی را قبل از تغییر قیمت مصرف کند. در واقع تغییرات جبرانی ارزش پولی اثرات رفاهی ناشی از تغییرات قیمت را اندازه می‌گیرد. تغییرات جبرانی می‌تواند از طریق تابع مطلوبیت غیرمستقیم V به صورت زیر تعریف شود:

$$V\left(X^0 + CV\text{ و }P^1\right) = V(X^0\text{ و }P^0) \qquad (۱۱)$$

در تابع ضمنی فوق X بیانگر مخارج خانوار و P بردار قیمت‌هاست. اعداد ۰ و ۱ به مقدار اولیه و دوره‌ی بعد از تغییر قیمت اشاره می‌کند و عبارت CV همان تابع مخارج یا هزینه $e(p\text{ و }u)$ با مطلوبیت u است که به صورت زیر بیان می‌شود:

$$CV = e\left(p^1\text{ و }u^0\right) - e(p^0\text{ و }u^0) \qquad (۱۲)$$

در صورتی‌که بعد از تغییر قیمت‌ها میزان رفاه کمتر از مقدار اولیه باشد، CV مثبت است و چنانچه پس از تغییر قیمت میزان رفاه بیشتر از مقدار اولیه به دست آید، CV منفی خواهد بود. تغییر جبرانی حاصل از اثر اولیه تغییر قیمت که هنوز در آن اثرات رفتاری جبرانی خانوارها بین کالاهای مختلف لحاظ نشده است، می‌تواند با استفاده از تعمیم تیلور با حداقل نمودن تابع مخارج به شرح زیر به دست آید:

$$\Delta LnC^h \approx \sum_{i=1}^{n} W_i^h \Delta LnP_i^h \qquad (۱۳)$$

از طرف دیگر زمانی که قیمت کالاهای مختلف تغییر می‌کند، خانوارها کالاها را جانشین یکدیگر می‌نمایند؛ بنابراین اولین تقریب اثرات رفاهی ناشی از تغییر قیمت مواد غذایی، ممکن است کاهش رفاه را بیشتر از میزان واقعی نشان دهد. بدین ترتیب با توجه به عدم دقت اولین تقریب، برای محاسبه‌ی اثرات رفاهی از شرط دوم تیلور برای سری‌های تعمیم‌یافته تابع مخارج که در آن اثرات و تغییرات جبرانی نیز در نظر گرفته شده است، به شرح زیر استفاده می‌شود:

---

[6] Compensating Variation (CV)

$$\Delta LnC^h \approx \sum_{i=1}^{n} W_i^h \Delta LnP_i^h + \frac{1}{2}\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} W_i^h \varepsilon_{ij}^* \Delta LnP_i^h \Delta LnP_j^h \qquad (۱۴)$$

که در آن W_i^h نشان‌دهنده‌ی سهم بودجه‌ی اختصاص داده شده برای کالای iاُم در بودجه خانوار hاُم پیش از تغییرات قیمت است. همچنین ΔLnP_i تغییرات نسبی قیمت کالای iاُم و ε_{ij}^* کشش قیمتی جبرانی هیکسی از گروه کالایی i با توجه به تغییر قیمت از گروه j می‌باشد. معادله‌ی CV به صورت واضح نشان می‌دهد که آثار رفاهی علاوه بر اندازه‌ی تغییر قیمت به اهمیت کالای خاص در سبد مصرفی خانوار و همچنین کشش‌های جبرانی بستگی دارد.

۲-۲- ادبیات تجربی

مطالعات مرتبط با این پژوهش را می‌توان به دو گروه تقسیم کرد؛ گروه نخست: مطالعاتی که تمرکزشان بر همه‌ی اقلام کالاها و خدمات مصرفی در سبد خانوار در یک مقطع خاص یا یک دوره‌ی زمانی مشخص است. گروه دوم، مطالعاتی که فقط اقلام عمده‌ی مواد غذایی را مورد بررسی قرار دادند. هر کدام از این گروه‌ها برای بررسی اثرات رفاهی ناشی از افزایش قیمت‌ها، خانوارها را در قالب دهک‌های درآمدی مختلف و یا ویژگی‌هایی نظیر شهری و روستایی بودن و فقیر و غیرفقیر بودن طبقه‌بندی کردند. فریدمن و لیون سون[۷] (۲۰۰۲)، کمیل دایبزک و همکاران[۸] (۲۰۱۴)، خسروی‌نژاد و صیامی عراقی (۱۳۹۱)، فلاحی و همکاران (۱۳۹۲)، صامتی و ایزدی (۱۳۹۳) و حکمتی فرید و همکاران (۱۳۹۵) از جمله پژوهشگرانی هستند که از نظر این تقسیم‌بندی در گروه اول قرار می‌گیرند. فریدمن و لیون سون (۲۰۰۲) آثار توزیعی بحران مالی- اقتصادی در کشور اندونزی بر رفاه مصرف‌کننده پیش از بحران پولی آسیا در سال ۱۹۹۷ را برای هفت گروه از کالاها و خدمات مصرفی خانوار مورد مطالعه قرار دادند و به این نتیجه رسیدند که به طور واقعی هر خانوار به شدت تحت تأثیر تغییر قیمت‌ها قرار می‌گیرد؛ اگرچه وضعیت برای خانوارهای فقیر شهری بدتر بوده و توانایی خانوارهای فقیر روستایی منحصراً در تولید غذا، پیامدهای وخیم تورم را کاهش داده است.

حکمتی فرید و همکاران (۱۳۹۵) در پژوهش خود، اثرات افزایش قیمت هشت گروه کالایی (خوراکی‌ها و آشامیدنی‌ها و دخانیات، پوشاک و کفش، تفریحات و

[7] Friedman & Levinsohn
[8] Kamil Dybczak, et al.

سرگرمی‌ها و تحصیل، لوازم و اثاثیه، کالاها و خدمات متفرقه، بهداشت و درمان، حمل و نقل و مسکن) را بر رفاه خانوارهای روستایی کشور، طی بازه‌ی زمانی ۹۱-۱۳۸۰ مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج حاصل از پژوهش آنان، نشان داد که حداقل معاش سالانه خانوار روستایی در سال ۱۳۹۱ برابر با ۴۰۶۳۷ هزار ریال بوده و نیز افزایش قیمت هر یک از گروه‌های کالایی، متناسب با سهم خود در حداقل معاش خانوار، رفاه خانوارهای روستایی را کاهش می‌دهد.

وبر[9] (۲۰۱۵)، مارک اگان و اساری[10](۲۰۱۳) و تفرا[11] و دیگران (۲۰۱۲)، خسروی‌نژاد و همکاران (۱۳۹۲)، اکبری و همکاران (۲۰۱۳)، لیانی و اسماعیلی (۱۳۹۴) و قهرمان‌زاده و همکاران (۱۳۹۴) از جمله پژوهشگرانی هستند که از نظر تقسیم‌بندی فوق، در گروه دوم جای می‌گیرند. وبر (۲۰۱۵) با استفاده از برآورد سیستم تقاضای تقریبا ایده‌آل درجه‌ی دوم (*QAIDS*)[12] و معیار تغییر جبرانی به بررسی اثرات رفاهی افزایش قیمت مواد غذایی (نان و غلات، حبوبات، شیر، محصولات دامی دیگر، میوه‌ها، سبزیجات و سایر خوراکی‌ها) بر رفاه و فقر خانوارهای هندی پرداخت. نتایج حاصل از پژوهش آنان، نشان داد که افزایش قیمت مواد غذایی، رفاه همه‌ی خانوارهای هندی را کاهش داده است؛ به طوری‌که ۴/۶۹ درصد از خانوارها در مناطق روستایی و ۲/۱۹ درصد خانوارها در مناطق شهری زیر خط فقر قرار دارند.

قهرمان‌زاده و همکاران (۱۳۹۴) جهت اندازه‌گیری تأثیرات رفاهی خانوارها، ناشی از افزایش قیمت ۹ قلم عمده‌ی غذایی (نان و غلات؛ انواع گوشت؛ لبنیات و تخم‌مرغ؛ روغن‌ها؛ میوه‌ها و خشکبار؛ سبزی و حبوبات؛ قند و شکر و مرباها؛ نوشیدنی‌ها؛ و ادویه‌ها و چاشنی‌ها) خانوارهای شهری ایران را در قالب ده دهک درآمدی و با استفاده از سیستم تقاضای تقریبا ایده‌آل درجه دوم برای دو سال ۸۸ و ۹۰ به ترتیب قبل و بعد از اجرای سیاست هدفمندی یارانه‌ها مورد مطالعه قرار دادند. در این مطالعه ضمن محاسبه‌ی انواع کشش‌ها، تأثیرات افزایش قیمت این اقلام غذایی بر رفاه خانوارهای شهری ایران با استفاده از شاخص رفاهی تغییرات جبرانی مورد ارزیابی قرار گرفت. نتایج حاصل از این پژوهش نشان داد به طور

[9] Weber
[10] Mark Eghan & Yaw Bansu Osei-Asare
[11] Tefera, et al.
[12] Quadratic Almost Ideal Demand System (QAIDS)

نسبی، خانوارهای دهک اول طی دوره‌ی ۹۰-۱۳۸۸، ۱۹/۶۳ درصد از درآمد اولیه‌ی خود را به سبب افزایش قیمت مواد غذایی از دست داده‌اند؛ در صورتی که همین نسبت برای خانوارهای دهک دهم ۷/۲۵۴ درصد از درآمد اولیه‌شان بوده است. بنابراین رفاه از دست رفته برای خانوارهای فقیر به مراتب بیشتر از خانوارهای ثروتمند بوده و این در حالی است که خانوارهای فقیر بخش بزرگی از درآمد خود را صرف خرید مواد غذایی می‌کنند. همچنین به دلیل شباهت نزدیک این مطالعه با پژوهش حاضر در تقسیم کردن خانوارهای شهری ایرانی به ده دهک درآمدی به جای مطالعه‌ی استانی و بررسی مواد غذایی عمده، از لحاظ علامت و اندازه کشش‌ها، در قسمت برآورد کشش‌ها مقایسه‌ای صورت خواهد گرفت.

آنچه که در تمامی این مطالعات روشن است، این است که افزایش قیمت‌ها چه در مورد تمامی کالاها و خدمات مصرفی و چه در مورد اقلام غذایی عمده، موجب کاهش رفاه اقتصادی خانوارها می‌شود که این امر در کالاهای ضروری از جمله خوراک نمود بیشتری پیدا می‌کند؛ بنابراین لازم است تغییرات رفاه اقتصادی در مورد چنین کالاهایی مورد توجه قرار گیرد. در این میان شباهت مطالعه‌ی حاضر با دسته‌ی دوم است که بر اقلام عمده‌ی مواد غذایی تمرکز دارد؛ امّا تفاوت اساسی بر آن است که بر دهک‌ها و یا ویژگی‌های خانوارها متمرکز نیست؛ بلکه مقاطع مورد نظر در این مطالعه استان‌های کشور می‌باشد که از این حیث آن را از سایر مطالعات در این زمینه متمایز می‌کند.

۳- ارائه‌ی الگوی پژوهش و توصیف داده‌ها

در این پژوهش، بر طبق مطالعه انجام شده توسط دیتون و موئل بائر (۱۹۸۰)، جهت تبیین رفتار مصرفی خانوارها از سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل (*AIDS*) استفاده شده است. تصریح این سیستم برای مواد غذایی مورد نظر در این پژوهش به صورت زیر می‌باشد:

$$W_{it}^{k} = \alpha_i + \Upsilon_{i1} Logp_{1it} + \Upsilon_{i2} Logp_{2it} + \Upsilon_{i3} Logp_{3it} + \Upsilon_{i4} Logp_{4it} + \Upsilon_{i5} Logp_{5it} + \beta_i (LogM_i - LogP^* \qquad (۱۵)$$

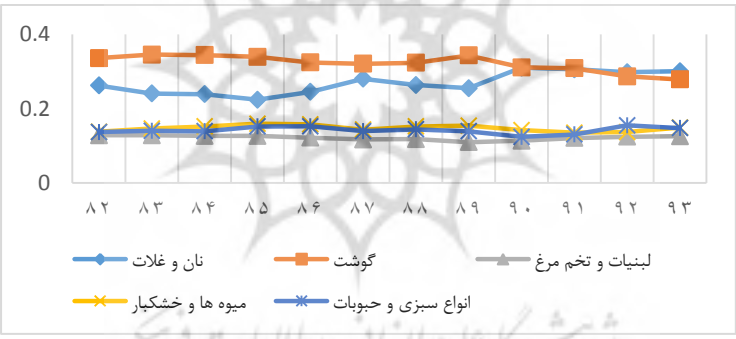
که در آن W^k سهم مخارج اقلام غذایی kاُم در بودجه‌ی خانوار، p_1 ارزش واحد مربوط به نان و غلات، p_2 ارزش واحد مربوط به گوشت، p_3 ارزش واحد مربوط به لبنیات و تخم‌مرغ، p_4 ارزش واحد مربوط به میوه‌ها و خشکبار، p_5 ارزش واحد

مربوط به انواع سبزی و حبوبات، M_i مخارج (درآمد) کل خانوار و P^* شاخص قیمت استون است. i بیانگر ۳۰ استان کشور[۱۳] و t بیانگر دوره‌ی زمانی مورد مطالعه از سال ۱۳۸۲ تا ۱۳۹۳ می‌باشد.

همچنین اطلاعات آماری مورد نیاز بر گرفته از داده‌های خام بودجه‌ی خانوار موجود در مرکز آمار ایران و اطلاعات مربوط به شاخص قیمت‌ها نیز از ترازنامه سالیانه‌ی بانک مرکزی استخراج شده است. برای توصیف داده‌ها از سه نمودار[۱۴] (۱) تا (۳) استفاده شده است که در آن‌ها به ترتیب روندی از متوسط سهم مواد غذایی، متوسط قیمت (ارزش واحد) مواد غذایی و متوسط مخارج (درآمد) کل خانوار و متوسط شاخص قیمت استون خانوارهای شهری در کل استان‌ها طی سال‌های ۹۳-۱۳۸۲ نشان داده شده است.

مطابق با نمودار (۱) متوسط سهم مواد غذایی در سال‌های مورد بررسی نشان می‌دهد که بیشترین متوسط سهم از کل سهم مواد غذایی مورد مطالعه، معادل ۳۴/۵ درصد متعلق به گوشت و مربوط به سال ۸۳ بوده است. پس از آن به ترتیب سهم نان و غلات با ۳۱ درصد در سال ۹۰، میوه‌ها و خشکبار با ۱۵/۸ درصد در سال ۸۵، انواع سبزی و حبوبات با ۱۵/۴ درصد در سال ۹۲ و لبنیات و تخم‌مرغ با ۱۲/۷ درصد در سال‌های ۸۲ و ۸۳، بیشترین سهم را به خود اختصاص داده‌اند.

نمودار ۱: متوسط سهم مواد غذایی در کل استان‌ها طی سال‌های ۹۳-۱۳۸۲



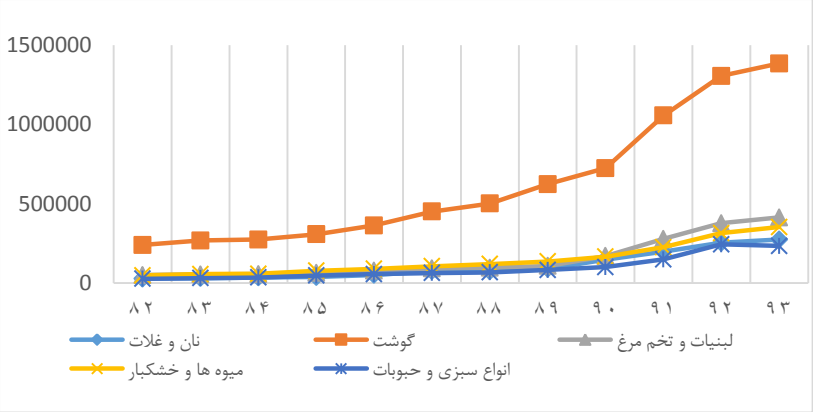
مأخذ: یافته‌های پژوهش

[۱۳] به دلیل تفکیک استان البرز از استان تهران در سال ۹۰، لذا در پژوهش حاضر برای چهار سال منتهی به سال ۹۳ آمارهای مورد نیاز مربوط به این دو استان با هم ادغام شده و تحت عنوان استان تهران مورد بررسی قرار گرفته است.

[۱۴] در هر یک از نمودارها، هر نقطه نمایانگر متوسط کل استان‌ها در ماده غذایی مورد نظر در سال مورد نظر است.

متوسط قیمت (ارزش واحد) مواد غذایی در نمودار (۲) نشان داده شده است.

نمودار ۲: متوسط قیمت مواد غذایی در کل استان‌ها طی سال‌های ۹۳-۱۳۸۲



مأخذ: یافته‌های پژوهش

همان‌طور که از نمودار فوق مشخص است، بیشترین متوسط قیمت متعلق به گروه گوشت با رقمی معادل ۱۳۸۴۲۳۰ ریال بوده است. پس از آن به ترتیب لبنیات و تخم‌مرغ با ۴۱۴۰۰۳ ریال، میوه‌ها و خشکبار با ۳۵۳۵۲۱ ریال، نان و غلات با ۲۷۳۹۰۶ ریال و انواع سبزی و حبوبات با ۲۴۴۵۳۲ ریال بیشترین میزان افزایش قیمت را طی این سال‌ها به خود اختصاص داده است. این افزایش قیمت‌ها در اقلام غذایی نان و غلات، گوشت، لبنیات و تخم‌مرغ و میوه‌ها و خشکبار مربوط به سال ۹۳ و در گروه انواع سبزی و حبوبات مربوط به سال ۹۲ بوده است.

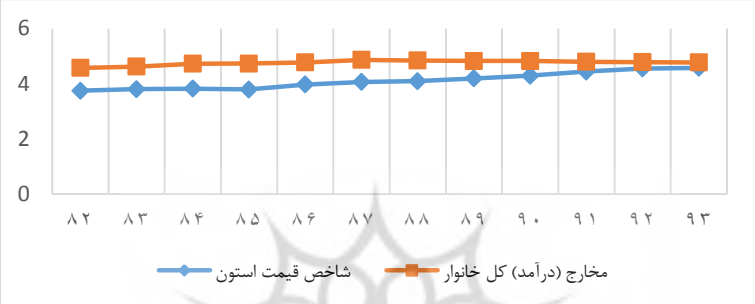
در نمودار (۳) روند متوسط مخارج (درآمد) کل خانوار و متوسط شاخص قیمت استون در کل استان‌ها برای پنج ماده غذایی مورد مطالعه نشان داده شده است. نمودار متوسط شاخص قیمت استون بر اساس اینکه مدل سیستم تقاضای تقریبا ایده‌آل (که مدل تحقیق برگرفته از آن می‌باشد) در فرم کلی خود غیرخطی بوده و معمولاً برای خطی کردن آن از شاخص استون به عنوان یک جانشین به جای شاخص واقعی P استفاده می‌شود، رسم شده است. شاخص استون به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$LnP^* = \sum_{j=1}^{n} W_j LnP_j \qquad (۱۶)$$

روند صعودی شاخص قیمت استون در نمودار (۳) نشان می‌دهد که تغییرات جبرانی مثبت خواهد شد؛ یعنی مصرف‌کنندگان شهری در تمام استان‌های ایران در نتیجه افزایش قیمت مواد غذایی مورد نظر در سال‌های مورد بررسی با کاهش رفاه روبرو شده و متحمل زیان شده‌اند.

مقایسه‌ی متوسط مخارج (درآمد) کل خانوار و متوسط شاخص قیمت استون در کل استان‌ها در نمودار (۳) بیانگر این مطلب است که این دو متغیر هم‌جهت یکدیگر بوده و روند صعودی بسیار ملایمی دارند و همدیگر را دنبال می‌کنند؛ همچنین محاسبه‌ی ضریب همبستگی بین دو متغیر نشان از عدد ۰/۵۸۲ است، که این ضریب همبستگی مثبت، نشان‌دهنده‌ی رابطه‌ی مستقیم بین آن‌هاست.

نمودار ۳: متوسط مخارج کل خانوار و شاخص قیمت استون در استان‌ها سال‌های ۹۳-۱۳۸۲



مأخذ: یافته‌های پژوهش

۴- برآورد الگو و ارائه نتایج

با توجه به ضرورت بررسی پایایی متغیرهای موجود در الگو پیش از برآورد، باید پایایی متغیرها بررسی شود؛ زیرا در صورتی که متغیرها ایستا نباشد، باعث به وجود آمدن رگرسیون کاذب می‌شود. در این تحقیق از آزمون ریشه واحد لوین، لین و چو[15] برای آزمودن ایستایی متغیرها استفاده شده است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که سطح احتمال به دست آمده در آزمون لوین، لین و چو برای همه‌ی متغیرها، کمتر از سطح خطای ۰/۰۵ بوده و لذا کلیه‌ی متغیرهای الگو پایاست؛ بنابراین با توجه به پایایی متغیرها در تحلیل رگرسیونی، مشکل ایجاد شدن رگرسیون کاذب وجود نخواهد داشت و همچنین نیازی به انجام آزمون

[15] Levin, Lin & Chu

هم‌انباشتگی نیست. با اطمینان از نبود رگرسیون کاذب، در ادامه نتایج حاصل از برآورد الگو ارائه و تفسیر خواهد شد.

در پژوهش حاضر برای برآورد معادلات مربوط به سهم اقلام غذایی موردنظر در داده‌های تابلویی از روش معادلات رگرسیون به ظاهر نامرتبط[۱۶] (*SUR*) استفاده شده است. روش *SUR* این امکان را فراهم می‌نماید که ضرایب معادلات و واریانس ضرایب تغییر نموده و همچنین جملات اختلال در سیستم معادلات با یکدیگر همبستگی هم‌زمان داشته باشند؛ بنابراین قبل از تخمین معادلات رگرسیون به روش *SUR*، لازم است وجود همبستگی هم‌زمان بین جملات اختلال در چهار معادله مورد نظر آزمون شود. برای آزمون وجود همبستگی هم‌زمان در جملات اختلال از آماره آزمون ضریب لاگرانژ[۱۷] (*LM*) استفاده می‌شود که دارای توزیع χ^2 بوده و به شکل زیر قابل محاسبه است:

$$LM = T\sum_{i=2}^{M}\sum_{j=1}^{i-1} r_{ij}^2 \qquad (۱۷)$$

در رابطه‌ی (۱۷)، T نشانگر تعداد مشاهدات و r_{ij} ضریب همبستگی جملات اختلال معادله iاُم و jاُم است. پس از محاسبه‌ی مقدار آماره آزمون، لازم است مقدار آماره آزمون با مقدار بحرانی مقایسه شود. مقدار بحرانی دارای درجه‌ی آزادی $\frac{M(M-1)}{2}$ بوده که در آن M، تعداد معادلات در سیستم معادلات هم‌زمان می‌باشد. پس از مقایسه‌ی مقدار آماره‌ی آزمون با مقدار بحرانی، در صورت رد فرضیه صفر، همبستگی هم‌زمان بین جملات اختلال قابل رد نبوده و بنابراین می‌توان از رویکرد رگرسیون به ظاهر نامرتبط برای تخمین سیستم معادلات استفاده نمود. در این قسمت قبل از تخمین معادلات مربوط به سهم هر یک از اقلام غذایی از آماره آزمون ضریب لاگرانژ برای هبستگی هم‌زمان جملات اختلال در چهار معادله استفاده شده است. نتایج آماره آزمون *LM* به صورت جدول زیر است:

جدول ۱: آزمون وجود همبستگی هم‌زمان بین جملات اختلال (LM Test)

	آماره آزمون	درجه آزادی	ارزش احتمال
آماره آزمون بریوش-پاگان	۲۹۳/۰	۶	۰/۰۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

[16] Seemingly Unrelated Regression (SUR)
[17] Lagrange Multiplier Test Statistics

نتایج جدول (۱)، نشان می‌دهد که همبستگی هم‌زمان بین جملات اختلال در معادلات رگرسیون مربوط به سهم هر یک از اقلام غذایی پذیرفته شده است؛ از این‌رو می‌توان از روش تخمین معادلات رگرسیون به ظاهر نامرتبط برای برآورد دستگاه معادلات الگو استفاده کرد. در ادامه، ابتدا سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل به صورت غیرمقید برآورد می‌شود؛ سپس برای انتخاب مدل مناسب و همچنین تبیین الگوی مصرفی خانوارها، در تمامی معادلات سیستم، قید همگنی و قید تقارن را آزمون کرده و در صورت پذیرش قیود همگنی و تقارن مدل به صورت مقید به قید همگنی و تقارن برآورد خواهد شد؛ لازم به ذکر است در سیستم معادلاتی که متغیر وابسته به صورت سهم گروهی بوده و حاصل‌جمع آن‌ها در هر زمان مساوی یک است. ماتریس واریانس-کوواریانس جمله اختلال واحد بوده و برآورد مدل را با مشکل مواجه می‌کند. از این رو، برای از بین بردن چنین مشکلی در سیستم یاد شده، یکی از گروه‌ها را بر این اساس که از درجه‌ی اهمیت کمتری برخوردار است، حذف کرده و بقیه‌ی معادلات را برآورد می‌کنند. سپس ضرایب معادله‌ی حذف شده از طریق قید بودجه (شرط اساسی جمع‌پذیری) محاسبه می‌شود؛ بر این اساس معادله‌ی مربوط به سهم مخارج گروه انواع سبزی و حبوبات حذف و تخمین مدل صورت گرفته است. نتایج به شرح جدول (۲) است.

جدول ۲: نتایج حاصل از برآورد نامقید پارامترهای تابع تقاضا در نمونه‌ی شهری

	ضریب (انحراف معیار)					
	γ_{i1}	γ_{i2}	γ_{i3}	γ_{i4}	γ_{i5}	β_i
نان و غلات	۰/۱۴ (۰/۰۲)	-۰/۰۰۲ (۰/۰۳)	۰/۰۱ (۰/۰۲)	-۰/۰۴ (۰/۰۲)	-۰/۰۶ (۰/۰۲)	-۰/۰۴ (۰/۰۰۹)
گوشت	-۰/۰۷ (۰/۰۲)	۰/۰۵ (۰/۰۳)	-۰/۰۱ (۰/۰۲)	-۰/۱۲ (۰/۰۲)	۰/۱۰ (۰/۰۳)	-۰/۰۰۱ (۰/۰۱)
لبنیات و تخم‌مرغ	-۰/۰۱ (۰/۰۱)	۰/۰۸ (۰/۰۱)	-۰/۰۰۲ (۰/۰۱)	-۰/۰۳ (۰/۰۱)	-۰/۰۱ (۰/۰۱)	۰/۰۱ (۰/۰۰۵)
میوه‌ها و خشکبار	۰/۰۲ (۰/۰۱)	-۰/۰۳ (۰/۰۱)	-۰/۰۵ (۰/۰۱)	۰/۱۶ (۰/۰۱)	-۰/۱۰ (۰/۰۱)	۰/۰۱ (۰/۰۰۶)
انواع سبزی و حبوبات	-۰/۰۷	-۰/۰۹	۰/۰۵	۰/۰۳	۰/۰۸	۰/۰۱

مأخذ: یافته‌های پژوهش * در جدول بالا اعداد داخل پرانتز مقادیر انحراف معیار ضرایب تخمینی است.

مطابق با جدول (۲) ضرایب گاما نشان‌دهنده‌ی آن است که با فرض ثابت بودن درآمد حقیقی خانوار، چنانچه قیمت کالای j یک درصد تغییر کند، سهم بودجه اختصاص یافته به خرید کالای i چند درصد تغییر خواهد کرد. بر این اساس تفسیر ضریب γ_{i1} برای گروه‌های پنج‌گانه بدین صورت است که با افزایش یک درصدی در قیمت نان و غلات سهم بودجه اختصاص‌یافته برای نان و غلات و میوه‌ها و خشکبار به ترتیب به میزان ۰/۱۴ ۰/۰۲ درصد افزایش و سهم بودجه‌ی اختصاص‌یافته برای گوشت، لبنیات و تخم‌مرغ و انواع سبزی و حبوبات به ترتیب به میزان ۰/۰۷، ۰/۰۱ و ۰/۰۷ درصد کاهش می‌یابد. ضریب γ_{i2} برای گروه‌های پنج‌گانه نشان می‌دهد که با افزایش یک درصدی قیمت گوشت، سهم بودجه‌ی اختصاص‌یافته برای گوشت، لبنیات و تخم‌مرغ به ترتیب به میزان ۰/۰۵ و ۰/۰۸ درصد افزایش و برای نان و غلات، میوه‌ها و خشکبار و انواع سبزی و حبوبات به ترتیب به میزان ۰/۰۰۲، ۰/۰۳ . ۰/۰۹ درصد کاهش خواهد یافت. ضریب γ_{i3} برای گروه‌های پنج‌گانه‌ی مواد غذایی، بیان می‌کند که با افزایش یک درصدی در قیمت لبنیات و تخم‌مرغ سهم بودجه‌ی اختصاص‌یافته برای نان و غلات و انواع سبزی و حبوبات به ترتیب به میزان ۰/۰۱ و ۰/۰۵ درصد افزایش و برای گروه‌های گوشت، لبنیات، تخم‌مرغ، میوه‌ها و خشکبار به ترتیب به میزان ۰/۰۱، ۰/۰۰۲ و ۰/۰۵ درصد کاهش خواهد یافت. ضریب γ_{i4} برای گروه‌های پنج‌گانه بیانگر این مطلب است که با افزایش یک درصدی قیمت میوه‌ها و خشکبار سهم بودجه‌ی اختصاص‌یافته برای میوه‌ها و خشکبار و انواع سبزی و حبوبات به ترتیب به میزان ۰/۱۶ و ۰/۰۳ درصد افزایش و برای گروه‌های نان، غلات، گوشت، لبنیات و تخم‌مرغ به ترتیب به میزان ۰/۰۴، ۰/۱۲ و ۰/۰۳ درصد کاهش می‌یابد. ضریب γ_{i5} برای گروه‌های مواد غذایی مورد نظر بیان می‌کند که چنانچه قیمت انواع سبزی و حبوبات یک درصد افزایش یابد سهم بودجه‌ی اختصاص‌یافته به گوشت و انواع سبزی و حبوبات به ترتیب به میزان ۰/۱۰ و ۰/۰۸ درصد افزایش و برای گروه‌های نان و غلات، لبنیات، تخم‌مرغ، میوه‌ها و خشکبار به ترتیب به میزان ۰/۰۶، ۰/۰۱ و ۰/۱۰ درصد کاهش خواهد یافت. همچنین ضرایب بتا نشان‌دهنده‌ی درصد تغییر در سهم مخارج کالای مربوط بر اثر یک درصد تغییر درآمد حقیقی با فرض ثبات قیمت‌هاست. بنابر نتایج حاصله ضریب β_i جدول بیان می‌کند که با ثابت ماندن قیمت‌ها به طور جداگانه با افزایش یک درصدی در درآمد حقیقی خانوار، بودجه تخصیص‌یافته به گروه لبنیات و

تخم‌مرغ، میوه‌ها و خشکبار و انواع سبزی و حبوبات به میزان ۰/۰۱ درصد افزایش و نان و غلات و گوشت به ترتیب به میزان ۰/۰۴ و ۰/۰۰۱ درصد کاهش می‌یابد.

- آزمون قیود همگنی و تقارن

از نقاط قوت سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل توان آزمون محدودیت‌های تئوریک در سیستم است. یکی از این قیود، قید همگنی است که در رابطه با شناخت رفتار مصرف‌کنندگان کاربرد دارد. قید همگنی، بیانگر آن است که چنانچه کلیه‌ی قیمت‌ها و درآمد با یک نسبت تغییر نماید، تخصیص بهینه‌ی مصرف‌کننده هیچ تغییری نخواهد کرد و مصرف‌کنندگان در مصرف کالاها و خدمات، دچار توهم پولی نبوده و صرفاً به قیمت‌ها و درآمد حقیقی توجه دارند. قید همگنی در مدل تقاضای تقریباً ایده‌آل به صورت $\sum_{j=1}^{n} \gamma_{ij} = 0$ است که باید برای تک‌تک معادلات به وسیله‌ی آزمون والد[۱۸] بررسی شود. نتایج بررسی همگنی معادلات با استفاده از آزمون والد در جدول (۳) گزارش شده است.

جدول ۳: آزمون فرضیه‌ی همگنی معادلات در سیستم تقاضای AIDS

گروه‌های کالایی	آماره χ^2	سطح احتمال	$H_0: \sum_{j=1}^{n} \gamma_{ij} = 0$
نان و غلات	۲۳۹/۳	۰/۰۰	رد می‌شود.
گوشت	۱۱۵/۴	۰/۰۰	رد می‌شود.
لبنیات و تخم‌مرغ	۳۶/۵	۰/۰۰	رد می‌شود.
میوه و خشکبار	۱۸۱/۷	۰/۰۰	رد می‌شود.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

با توجه به آماره χ^2 برای گروه‌های نان و غلات، گوشت، لبنیات، تخم‌مرغ، میوه‌ها و خشکبار که به ترتیب به میزان ۲۳۹/۳، ۱۱۵/۴، ۳۶/۵ و ۱۸۱/۷ بوده و از سطح احتمال زیر یک درصد برخوردارند، در نتیجه فرضیه صفر دال بر همگنی معادلات مورد تأیید قرار نگرفته و فرضیه مقابل پذیرفته می‌شود. به عبارت دیگر مصرف‌کنندگان شهری استان‌های ایران در مصرف خود از اقلام غذایی مورد مطالعه دچار توهم پولی بوده و در تصمیمات مصرفی خود به جای توجه به قیمت‌ها و درآمد حقیقی، قیمت‌ها و درآمد اسمی را در نظر می‌گیرند. از جمله دلایل رد فرضیه همگنی می‌توان به مواردی چون عدم استخراج توابع سیستم تقاضای تقریباً

[18] Wald Test

ایده‌آل از یک تابع مطلوبیت خاص و استفاده از شاخص استون به جای شاخص قیمت واقعی اشاره کرد.

یکی دیگر از قیودی که می‌توان برای شناخت رفتار مصرف‌کنندگان بر سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل تحمیل نموده و آزمون کرد، قید تقارن است. این قید بیان می‌کند که میزان تغییر در مقدار تقاضای یک کالا به ازای یک واحد تغییر در قیمت کالاهای دیگر پس از جبران درآمد، برابر میزان تغییر در مقدار تقاضای کالاهای دیگر به ازای یک واحد تغییر در قیمت کالای اول می‌باشد. قید تقارن در مورد توابع سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل به صورت $Y_{ij} = Y_{ij}$ تعریف می‌شود. این قید را نمی‌توان برای تک‌تک معادلات آزمون کرد؛ بلکه باید آن را بر کل سیستم معادلات اعمال نمود. نتیجه‌ی آزمون والد درباره‌ی قید تقارن به شرح جدول (۴) است. با توجه به مقدار آماره χ^2 (۶۹/۴) و سطح احتمال صفر، فرضیه‌ی صفر آزمون تقارن برای سیستم معادلات مورد نظر مورد تأیید قرار نمی‌گیرد و نباید این قید را در سیستم اعمال نمود. به عبارت دیگر ضریب قیمت کالای jاُم در معادله‌ی مربوط به سهم کالای iاُم با ضریب قیمت کالای iاُم در معادله‌ی مربوط به سهم کالای jاُم برابر نیست. از جمله دلایل رد فرضیه‌ی تقارن می‌توان به مسائلی چون برون‌زا در نظر گرفتن درآمد (مخارج) و برون‌زا در نظر گرفتن قیمت‌ها و ... اشاره کرد.

جدول ۴: آزمون محدودیت تقارن با استفاده از آزمون والد

گروه‌های کالایی	آماره χ^2	سطح احتمال	$H_0: Y_{ij} = Y_{ji}$
تمامی گروه‌ها به طور همزمان	۶۹/۴	۰/۰۰	رد می‌شود

مأخذ: یافته‌های پژوهش

با توجه به نتایج به دست آمده از آزمون قیود همگنی و تقارن در سیستم معادلات، می‌توان از پارامترهای بدست آمده در برآورد الگوی نامقید برای محاسبه کشش‌ها استفاده نمود.

- برآورد کشش‌ها

با توجه به اینکه در سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل، متغیر وابسته سهم گروه کالایی و متغیرهای توضیحی لگاریتم قیمت گروه‌های کالایی و درآمد است؛ جهت سنجش حساسیت مقدار تقاضا نسبت به تغییرات قیمت کالاها و درآمد، لازم است تا با استفاده از نتایج برآورد الگو، کشش‌های تقاضا محاسبه شود. بر این اساس

کشش‌های قیمتی خودی، متقاطع (جبرانی و غیرجبرانی) و درآمدی در هر پنج گروه عمده (بر اساس معادلات (۸)، (۹) و (۱۰) به تفکیک استانی محاسبه و در جداول (۵) تا (۹) گزارش شده است.

مطابق با جدول (۵) متوسط کشش درآمدی گروه نان و غلات در میان استان‌های کشور مثبت و کوچک‌تر از یک بوده که به معنای ضروری بودن این ماده‌ی غذایی برای خانوارهای شهری ایران است؛ بنابراین اگر درآمد یک درصد افزایش یابد مقدار تقاضای نان و غلات به طور متوسط به میزان ۰/۸۳ درصد بالا می‌رود. در این میان استان‌های خراسان شمالی و مازندران به ترتیب با ارقامی معادل ۰/۸۶ و ۰/۸۱ در رتبه‌ی نخست و رتبه‌ی آخر جای دارند؛ بنابراین اگر درآمد خانوارهای شهری در میان این دو استان به میزان یک درصد افزایش پیدا کند مصرف‌کنندگان در خراسان شمالی ۸۶ درصد از مصرف نان و غلات خود را افزایش می‌دهند؛ در حالی‌که ساکنین شهری مازندران تنها ۸۱ درصد از مصرف نان و غلات خود را افزایش خواهند داد. کشش خودقیمتی گروه نان و غلات در تمام استان‌های کشور منفی و به طور متوسط رقمی معادل ۰/۴۱- است؛ بنابراین اگر قیمت نان و غلات یک درصد افزایش یابد، مقدار تقاضای آن برای خانوارهای شهری به طور متوسط به میزان ۰/۴۱ درصد کاهش می‌یابد. در این میان استان‌های خراسان شمالی و مازندران با ارقامی معادل ۰/۵۰- و ۰/۳۰- به ترتیب رتبه‌ی نخست و رتبه‌ی آخر از نظر مقدار مطلق کشش خودقیمتی نان و غلات را در میان سایر استان‌ها به خود اختصاص داده‌اند. بدین ترتیب خانوارهای شهری در استان خراسان شمالی با تغییرات قیمت نان و غلات، این گروه را سریع‌تر از سایر گروه‌ها از سبد مصرفی خویش کنار می‌گذارند؛ این در حالی است که خانوارهای شهری در استان مازندران با تغییرات قیمت نان و غلات عکس‌العمل بسیار ناچیزی در تغییر مصرف آن از خود نشان می‌دهند.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

جدول ۵: کشش‌های‌قیمتی‌خودی، متقاطع (جبرانی و غیرجبرانی) و درآمدی گروه‌غذایی نان‌و غلات

استان	کشش خودقیمتی	کشش متقاطع نان و غلات با:				کشش درآمدی
		گوشت	لبنیات‌وتخم‌مرغ	میوه‌وخشکبار	سبزی‌وحبوبات	
آذربایجان شرقی	(-۰/۱۹)-۰/۴۲	(۰/۲۷)۰/۰۳	(۰/۲۰)۰/۰۸	(-۰/۰۱)-۰/۱۳	(-۰/۰۶)-۰/۱۹	۰/۸۴
آذربایجان غربی	(-۰/۲۱)-۰/۴۵	(۰/۲۵)۰/۰۲	(۰/۲۰)۰/۰۸	(-۰/۰۰۶)-۰/۱۲	(-۰/۰۴)-۰/۱۸	۰/۸۵
اردبیل	(-۰/۲۰) -۰/۴۵	(۰/۳۱)۰/۰۳	(۰/۱۷)۰/۰۷	(-۰/۰۰۳)-۰/۱۲	(-۰/۰۹)-۰/۱۹	۰/۸۵
اصفهان	(-۰/۱۵)-۰/۳۵	(۰/۳۱)۰/۰۴	(۰/۱۹)۰/۰۹	(-۰/۰۰۵)-۰/۱۴	(-۰/۱۳)-۰/۲۳	۰/۸۲
ایلام	(-۰/۱۷)-۰/۳۸	(۰/۳۶)۰/۰۵	(۰/۱۶)۰/۰۸	(-۰/۰۲)-۰/۱۴	(-۰/۱۰)-۰/۲۱	۰/۸۳
بوشهر	(-۰/۱۸)-۰/۴۰	(۰/۳۰)۰/۰۴	(۰/۱۶)۰/۰۸	(-۰/۰۱)-۰/۱۳	(-۰/۰۵)-۰/۲۰	۰/۸۳
تهران	(-۰/۱۶)-۰/۳۶	(۰/۲۹)۰/۰۴	(۰/۲۲)۰/۰۹	(-۰/۰۱)-۰/۱۴	(-۰/۱۱)-۰/۲۲	۰/۸۲
چهارمحال‌وبختیاری	(-۰/۱۸)-۰/۴۰	(۰/۳۵)۰/۰۴	(۰/۱۸)۰/۰۸	(-۰/۰۲)-۰/۱۳	(-۰/۱۲)-۰/۲۱	۰/۸۳
خراسان رضوی	(-۰/۲۰)-۰/۴۳	(۰/۳۰)۰/۰۳	(۰/۱۹)۰/۰۸	(-۰/۰۱)-۰/۱۳	(-۰/۰۹)-۰/۲۰	۰/۸۴
خراسان شمالی	(-۰/۲۲)-۰/۵۰	(۰/۲۷)۰/۰۲	(۰/۱۷)۰/۰۷	(۰/۰۱)-۰/۱۱	(-۰/۰۶)-۰/۱۷	۰/۸۶
خراسان جنوبی	(-۰/۱۹)-۰/۴۲	(۰/۳۱)۰/۰۴	(۰/۱۹)۰/۰۸	(-۰/۰۱)-۰/۱۳	(-۰/۰۹)-۰/۲۰	۰/۸۴
خوزستان	(-۰/۱۶)-۰/۳۷	(۰/۳۳)۰/۰۴	(۰/۱۷)۰/۰۸	(-۰/۰۲)-۰/۱۴	(-۰/۰۹)-۰/۲۲	۰/۸۲
زنجان	(-۰/۲۱)-۰/۴۵	(۰/۲۶)۰/۰۳	(۰/۱۹)۰/۰۷	(۰/۰۰۸)-۰/۱۲	(-۰/۰۵)-۰/۱۸	۰/۸۵
سمنان	(-۰/۲۱)-۰/۴۶	(۰/۳۰)۰/۰۳	(۰/۱۸)۰/۰۷	(-۰/۰۰۷)-۰/۱۲	(-۰/۰۸)-۰/۱۸	۰/۸۵
سیستان‌وبلوچستان	(-۰/۲۰)-۰/۴۳	(۰/۳۷)۰/۰۵	(۰/۱۶)۰/۰۷	(-۰/۰۶)-۰/۱۴	(-۰/۰۷)-۰/۱۹	۰/۸۴
فارس	(-۰/۱۹)-۰/۴۲	(۰/۲۹)۰/۰۳	(۰/۱۸)۰/۰۸	(-۰/۰۰۶)-۰/۱۳	(-۰/۰۷)-۰/۲۰	۰/۸۴
قزوین	(-۰/۲۱)-۰/۴۷	(۰/۲۷)۰/۰۳	(۰/۱۸)۰/۰۷	(۰/۰۱)-۰/۱۲	(-۰/۰۶)-۰/۱۸	۰/۸۵
قم	(-۰/۲۱)-۰/۴۶	(۰/۲۸)۰/۰۳	(۰/۱۹)۰/۰۷	(-۰/۰۰۲)-۰/۱۲	(-۰/۰۸)-۰/۱۹	۰/۸۵
کردستان	(-۰/۲۰)-۰/۴۳	(۰/۲۹)۰/۰۳	(۰/۱۷)۰/۰۷	(۰/۰۰۷)-۰/۱۲	(-۰/۰۶)-۰/۱۹	۰/۸۴
کرمان	(-۰/۱۷)-۰/۳۹	(۰/۳۶)۰/۰۵	(۰/۱۸)۰/۰۸	(-۰/۰۵)-۰/۱۴	(-۰/۱۰)-۰/۲۱	۰/۸۳
کرمانشاه	(-۰/۲۱)-۰/۴۵	(۰/۳۱)۰/۰۳	(۰/۱۵)۰/۰۷	(-۰/۰۰۳)-۰/۱۲	(-۰/۰۷)-۰/۱۹	۰/۸۵
کهگیلویه‌وبویراحمد	(-۰/۱۶)-۰/۳۷	(۰/۳۲)۰/۰۴	(۰/۱۶)۰/۰۸	(-۰/۰۰۱)-۰/۱۴	(-۰/۰۹)-۰/۲۲	۰/۸۲
گلستان	(-۰/۲۰)-۰/۴۳	(۰/۳۳)۰/۰۴	(۰/۱۸)۰/۰۸	(-۰/۰۲)-۰/۱۳	(-۰/۰۹)-۰/۲۰	۰/۸۴
گیلان	(-۰/۱۹)-۰/۴۱	(۰/۲۶)۰/۰۳	(۰/۱۸)۰/۰۸	(۰/۰۲)-۰/۱۳	(-۰/۰۷)-۰/۲۰	۰/۸۳
لرستان	(-۰/۱۸)-۰/۴۰	(۰/۳۵)۰/۰۴	(۰/۱۶)۰/۰۸	(-۰/۰۱)-۰/۱۳	(-۰/۱۰)-۰/۲۱	۰/۸۳
مازندران	(-۰/۱۳)-۰/۳۱	(۰/۳۱)۰/۰۵	(۰/۱۹)۰/۰۹	(-۰/۰۳)-۰/۱۵	(-۰/۰۹)-۰/۲۳	۰/۸۱
مرکزی	(-۰/۱۸)-۰/۴۰	(۰/۲۹)۰/۰۴	(۰/۱۸)۰/۰۸	(-۰/۰۰۲)-۰/۱۳	(-۰/۰۸)-۰/۲۱	۰/۸۳
هرمزگان	(-۰/۱۸)-۰/۴۱	(۰/۳۱)۰/۰۴	(۰/۱۹)۰/۰۸	(-۰/۰۲)-۰/۱۳	(-۰/۰۷)-۰/۲۰	۰/۸۳
همدان	(-۰/۲۰)-۰/۴۴	(۰/۳۰)۰/۴۴	(۰/۱۸)۰/۲۴	(-۰/۰۰۳)۰/۰۶	(-۰/۰۸)-۰/۰۲	۰/۸۴
یزد	(-۰/۱۷)-۰/۳۷	(۰/۳۸)۰/۰۵	(۰/۱۸)۰/۰۸	(-۰/۰۳)-۰/۱۴	(-۰/۱۴)-۰/۲۲	۰/۸۲
متوسط	(-۰/۱۸)-۰/۴۱	(۰/۳۰)۰/۰۵	(۰/۱۷)۰/۰۸	(-۰/۰۰۹)-۰/۱۲	(-۰/۰۸)-۰/۱۹	۰/۸۳

* اعداد داخل پرانتز بیانگر کشش‌های جبرانی گروه غذایی نان و غلات است. مأخذ: یافته‌های پژوهش

کشش متقاطع گروه نان و غلات با گروه‌های گوشت، لبنیات و تخم‌مرغ به‌طور متوسط مثبت است که به معنای جانشین بودن این گروه از مواد غذایی با یکدیگر است و با گروه‌های میوه‌ها و خشکبار و انواع سبزی و حبوبات منفی است که به معنای مکمل بودن آن‌هاست؛ بنابراین اگر قیمت گوشت یا لبنیات و تخم‌مرغ یک درصد بالا رود، تقاضا برای نان و غلات به‌طور متوسط در میان خانوارهای شهری

استان‌های کشور به ترتیب ۰/۰۵ و ۰/۰۸ درصد افزایش می‌یابد و اگر قیمت میوه‌ها و خشکبار یا انواع سبزی و حبوبات یک درصد افزایش یابد، مقدار تقاضا برای نان و غلات به طور متوسط به ترتیب ۰/۱۲ و ۰/۱۹ درصد کاهش می‌یابد.

نتایج برآورد کشش‌ها در گروه غذایی نان و غلات در پژوهش حاضر، بر اساس نتایج حاصل شده برای این گروه غذایی، در پژوهش قهرمان‌زاده و همکاران (۱۳۹۴) است؛ بدین صورت که گروه غذایی نان و غلات در این پژوهش نیز، دارای متوسط کشش درآمدی مثبت و کوچک‌تر از یک بوده و جزء اقلام ضروری برای خانوارهای شهری ایرانی محسوب می‌شود. از حیث کشش خودقیمتی نیز همانند مطالعه‌ی قهرمان‌زاده و همکاران (۱۳۹۴) این گروه غذایی دارای متوسط کشش خودقیمتی منفی و مطابق با نظریه‌های اقتصادی بوده و قدر مطلق آن کوچک‌تر از یک و جزء اقلام کم‌کشش است؛ همچنین متوسط کشش خودقیمتی غیرجبرانی این گروه نیز از متوسط کشش خودقیمتی جبرانی بزرگ‌تر است که این یافته همخوان با این نظریه است که واکنش مصرف‌کنندگان نسبت به تغییرات قیمت خود کالا هنگامی که درآمد جبران نمی‌شود، بالاتر است.

مطابق با جدول (۶) برای گروه کالایی گوشت، می‌توان گفت که متوسط کشش درآمدی برای این گروه کالایی نیز به مانند گروه نان و غلات، مثبت و کمتر از واحد بوده و به معنای ضروری بودن این ماده‌ی غذایی برای خانوارهای شهری ایران است؛ بنابراین اگر درآمد، یک درصد افزایش یابد، مقدار تقاضای گوشت به طور متوسط ۰/۹۹ درصد افزایش پیدا می‌کند. در این میان تمام استان‌ها از کشش درآمدی یکسان و مشابهی برخوردارند.

کشش خودقیمتی گوشت در تمام استان‌های کشور، منفی و به طور متوسط ۰/۸۲- است. این مسأله نشان می‌دهد که اگر قیمت گوشت یک درصد بالا رود، مقدار تقاضای آن به طور متوسط ۰/۸۲ درصد کاهش پیدا می‌کند. در این میان استان‌های سیستان و بلوچستان و یزد با رقمی معادل ۰/۸۶- و آذربایجان غربی با رقمی معادل ۰/۷۹- به ترتیب بیشترین و کمترین اندازه‌ی کشش خودقیمتی گوشت را در میان سایر استان‌ها به خود اختصاص داده‌اند؛ بنابراین مصرف‌کنندگان شهری سیستان و بلوچستان و یزد با تغییرات قیمت گوشت، این گروه را سریع‌تر از سایر گروه‌ها، از سبد مصرفی خویش کنار گذاشته‌اند؛ در حالی که مصرف‌کنندگان

شهری آذربایجان غربی با تغییرات قیمت گوشت، عکس‌العمل بسیار ناچیزی در مصرف آن از خود نشان می‌دهند.

جدول ۶: کشش‌های قیمتی‌خودی، متقاطع (جبرانی و غیرجبرانی) و درآمدی گروه غذایی گوشت

استان	کشش خودقیمتی	کشش متقاطع گوشت با:				کشش درآمدی
		نان و غلات	لبنیات‌وتخم‌مرغ	میوه‌وخشکبار	سبزی وحبوبات	
آذربایجان شرقی	(-۰/۵۲)-۰/۸۰	(۰/۰۰۳)-۰/۲۶	(۰/۰۹)-۰/۰۴	(-۰/۳۰)-۰/۴۴	(۰/۵۳)۰/۳۷	۰/۹۹۶
آذربایجان غربی	(-۰/۵۳)-۰/۷۹	(-۰/۰۰۳)-۰/۲۸	(۰/۰۹)-۰/۰۵	(-۰/۳۳)-۰/۴۷	(۰/۵۷)۰/۴۰	۰/۹۹۶
اردبیل	(-۰/۵۱-۰/۸۳	(۰/۰۵)-۰/۲۳	(۰/۰۷)-۰/۰۴	(-۰/۲۳)-۰/۳۸	(۰/۴۵)۰/۳۲	۰/۹۹۶
اصفهان	(-۰/۵۱)-۰/۸۳	(۰/۰۰۷)-۰/۲۳	(۰/۰۸)-۰/۰۴	(-۰/۲۰)-۰/۳۸	(۰/۴۴)۰/۳۲	۰/۹۹۶
ایلام	(-۰/۴۸)-۰/۸۵	(۰/۰۴)-۰/۲۰	(۰/۰۶)-۰/۰۳	(-۰/۱۹)-۰/۳۳	(۰/۴۲)۰/۲۸	۰/۹۹۷
بوشهر	(-۰/۵۱)-۰/۸۲	(۰/۰۲)-۰/۲۳	(۰/۰۵)-۰/۰۴	(-۰/۲۵)-۰/۳۹	(۰/۵۱)۰/۳۳	۰/۹۹۶
تهران	(-۰/۵۲)-۰/۸۲	(-۰/۰۰۹)-۰/۲۴	(۰/۱۱)-۰/۰۴	(-۰/۲۴)-۰/۴۱	(۰/۴۸)۰/۳۴	۰/۹۹۶
چهارمحال‌وبختیاری	(-۰/۴۸)-۰/۸۵	(۰/۰۵)-۰/۲۰	(۰/۰۸)-۰/۰۳	(-۰/۲۰)-۰/۳۴	(۰/۳۹)۰/۲۸	۰/۹۹۷
خراسان رضوی	(-۰/۵۱)-۰/۸۳	(۰/۰۴)-۰/۲۳	(۰/۰۹)-۰/۰۴	(-۰/۲۴)-۰/۳۹	(۰/۴۵)۰/۳۲	۰/۹۹۶
خراسان شمالی	(-۰/۵۳)-۰/۸۰	(۰/۰۴)-۰/۲۶	(۰/۰۷)-۰/۰۴	(-۰/۳۰)-۰/۴۴	(۰/۵۰)۰/۳۷	۰/۹۹۶
خراسان جنوبی	(-۰/۵۱)-۰/۸۳	(۰/۰۳)-۰/۲۲	(۰/۰۹)-۰/۰۳	(-۰/۲۴)-۰/۳۸	(۰/۴۵)۰/۳۲	۰/۹۹۶
خوزستان	(-۰/۵۰)-۰/۸۴	(۰/۰۲)-۰/۲۱	(۰/۰۷)-۰/۰۳	(-۰/۲۱)-۰/۳۶	(۰/۴۶)۰/۳۰	۰/۹۹۷
زنجان	(-۰/۵۳)-۰/۸۰	(۰/۰۰۸)-۰/۲۷	(۰/۰۸)-۰/۰۴	(-۰/۳۰)-۰/۴۶	(۰/۵۴)۰/۳۸	۰/۹۹۶
سمنان	(-۰/۵۱)-۰/۸۲	(۰/۰۵)-۰/۲۳	(۰/۰۸)-۰/۰۴	(-۰/۲۶)-۰/۳۹	(۰/۴۵)۰/۳۳	۰/۹۹۶
سیستان‌وبلوچستان	(-۰/۴۷)-۰/۸۶	(۰/۰۷)-۰/۱۹	(۰/۰۷)-۰/۰۳	(-۰/۲۳)-۰/۳۲	(۰/۴۲)۰/۲۷	۰/۹۹۷
فارس	(-۰/۵۲)-۰/۸۲	(۰/۰۲)-۰/۲۴	(۰/۰۷)-۰/۰۴	(-۰/۲۶)-۰/۴۰	(۰/۵۰)۰/۳۴	۰/۹۹۶
قزوین	(-۰/۵۲)-۰/۸۱	(۰/۰۳)-۰/۲۶	(۰/۰۷)-۰/۰۴	(-۰/۲۸)-۰/۴۳	(۰/۵۰)۰/۳۶	۰/۹۹۶
قم	(-۰/۵۲)-۰/۸۲	(۰/۰۳)-۰/۲۵	(۰/۰۹)-۰/۰۴	(-۰/۲۷)-۰/۴۱	(۰/۴۸)۰/۳۵	۰/۹۹۶
کردستان	(-۰/۵۲)-۰/۸۲	(۰/۰۲)-۰/۲۵	(۰/۰۶)-۰/۰۴	(-۰/۲۵)-۰/۴۱	(۰/۵۰)۰/۳۵	۰/۹۹۶
کرمان	(-۰/۴۸)-۰/۸۵	(۰/۰۵)-۰/۱۹	(۰/۰۸)-۰/۰۳	(-۰/۲۱)-۰/۳۲	(۰/۴۰)۰/۲۷	۰/۹۹۷
کرمانشاه	(-۰/۵۱)-۰/۸۳	(۰/۰۵)-۰/۲۲	(۰/۰۵)-۰/۰۴	(-۰/۲۳)-۰/۳۸	(۰/۴۶)۰/۳۲	۰/۹۹۶
کهگیلویه‌وبویراحمد	(-۰/۵۰)-۰/۸۳	(۰/۰۲)-۰/۲۲	(۰/۰۵)-۰/۰۳	(-۰/۲۰)-۰/۳۷	(۰/۴۶)۰/۳۱	۰/۹۹۶
گلستان	(-۰/۵۰)-۰/۸۴	(۰/۰۵)-۰/۲۲	(۰/۰۸)-۰/۰۳	(-۰/۲۳)-۰/۳۶	(۰/۴۳)۰/۳۰	۰/۹۹۷
گیلان	(-۰/۵۳)-۰/۸۰	(-۰/۰۰۹)-۰/۲۷	(۰/۰۷)-۰/۰۴	(-۰/۲۶)-۰/۴۵	(۰/۵۳)۰/۳۷	۰/۹۹۶
لرستان	(-۰/۴۹)-۰/۸۵	(۰/۰۵)-۰/۲۰	(۰/۰۶)-۰/۰۳	(-۰/۱۹)-۰/۳۴	(۰/۴۲)۰/۲۸	۰/۹۹۷
مازندران	(-۰/۵۱)-۰/۸۳	(-۰/۰۰۶)-۰/۲۳	(۰/۰۸)-۰/۰۴	(-۰/۲۲)-۰/۳۸	(۰/۴۹)۰/۳۲	۰/۹۹۶
مرکزی	(-۰/۵۱)-۰/۸۲	(۰/۰۱)-۰/۲۴	(۰/۰۸)-۰/۰۴	(-۰/۲۴)-۰/۴۰	(۰/۴۹)۰/۳۴	۰/۹۹۶
هرمزگان	(-۰/۵۱)-۰/۸۳	(۰/۰۲)-۰/۲۳	(۰/۰۸)-۰/۰۴	(-۰/۲۵)-۰/۳۸	(۰/۴۷)۰/۳۲	۰/۹۹۶
همدان	(-۰/۵۱)-۰/۸۲	(۰/۰۳)-۰/۲۴	(۰/۰۸)-۰/۰۴	(-۰/۲۵)-۰/۴۰	(۰/۴۷)۰/۳۳	۰/۹۹۶
یزد	(-۰/۴۶)-۰/۸۶	(۰/۰۵)-۰/۱۸	(۰/۰۸)-۰/۰۳	(-۰/۱۸)-۰/۳۱	(۰/۳۶)۰/۲۶	۰/۹۹۷
متوسط	(-۰/۵۰)-۰/۸۲	(۰/۰۲)-۰/۲۳	(۰/۰۷)-۰/۰۳	(-۰/۲۴)-۰/۳۸	(۰/۴۶)۰/۳۲	۰/۹۹

* اعداد داخل پرانتز بیانگر کشش‌های جبرانی گروه غذایی گوشت است. منبع: یافته‌های پژوهش

کشش متقاطع گروه گوشت با گروه نان و غلات، لبنیات، تخم‌مرغ و میوه‌ها و خشکبار به طور متوسط منفی است که به معنای مکمل بودن این گروه از مواد غذایی با یکدیگر است و با گروه انواع سبزی و حبوبات مثبت است که به معنای

جانشین بودن آن‌هاست. اندازه‌ی کشش‌های محاسباتی، نشان می‌دهد که اگر قیمت نان و غلات یا لبنیات و تخم‌مرغ یا میوه‌ها و خشکبار یک درصد بالا رود به‌طور متوسط مقدار تقاضا برای گوشت، در نتیجه‌ی این افزایش قیمت به ترتیب به میزان ۰/۲۳، ۰/۰۳ و ۰/۳۸ درصد کاهش می‌یابد. همچنین افزایشی یک درصدی در قیمت انواع سبزی و حبوبات به طور متوسط با افزایشی ۰/۳۲ درصدی در مقدار تقاضای گوشت همراه است.

مقایسه‌ی نتایج برآورد کشش‌ها در گروه غذایی گوشت در پژوهش حاضر با نتایج حاصل شده برای این گروه غذایی در پژوهش قهرمان‌زاده و همکاران (۱۳۹۴) بدین صورت که گروه غذایی گوشت در این مطالعه دارای متوسط کشش درآمدی مثبت و کوچکتر از یک بوده و جزء اقلام ضروری است؛ در حالی که علامت این کشش در مطالعه قهرمان‌زاده و همکاران (۱۳۹۴) مثبت ولی مقدار آن بزرگتر از یک بوده و جزء اقلام لوکس برای خانوارهای شهری ایرانی محسوب می‌شود. از حیث کشش خودقیمتی نیز همانند مطالعه قهرمان‌زاده و همکاران (۱۳۹۴) این گروه غذایی دارای متوسط کشش خودقیمتی منفی و مطابق با نظریه‌های اقتصادی بوده و قدر مطلق آن کوچک‌تر از یک و جزء اقلام کم‌کشش است؛ همچنین متوسط کشش خودقیمتی غیرجبرانی این گروه نیز از متوسط کشش خودقیمتی جبرانی بزرگ‌تر است؛ یعنی واکنش مصرف‌کنندگان نسبت به تغییرات قیمت گوشت هنگامی که درآمد جبران نمی‌شود، بالاتر است.

با توجه به محاسبات صورت گرفته برای گروه لبنیات و تخم‌مرغ در جدول (۷) می‌توان گفت که به طور متوسط کشش درآمدی گروه لبنیات و تخم‌مرغ مثبت و بزرگ‌تر از واحد بوده و به معنای لوکس بودن این ماده‌ی غذایی برای خانوارهای شهری استان‌های ایران است. اندازه‌ی کشش محاسباتی نشان می‌دهد که با افزایشی یک درصدی در درآمد، مقدار تقاضا برای لبنیات و تخم‌مرغ به طور متوسط به میزان ۱/۰۸ درصد افزایش می‌یابد، که در این میان استان‌های ایلام، بوشهر، کهگیلویه و بویراحمد، کرمانشاه و لرستان با رقمی معادل ۱/۱۱ و استان‌های آذربایجان شرقی، آذربایجان غربی و تهران با رقمی معادل ۱/۰۷ از لحاظ اندازه‌ی کشش درآمدی به ترتیب در رتبه‌ی نخست و رتبه‌ی آخر جای دارند.

جدول ۷: کشش‌های قیمتی خودی، متقاطع (جبرانی و غیرجبرانی) و درآمدی گروه غذایی لبنیات و تخم‌مرغ

استان	کشش خودقیمتی	کشش متقاطع لبنیات و تخم‌مرغ با:				کشش درآمدی
		نان و غلات	گوشت	میوه‌وخشکبار	سبزی‌وحبوبات	
آذربایجان شرقی	(-۰/۸۷)-۱/۰۲	(۰/۱۶)-۰/۱۳	(۰/۸۴)۰/۵۳	(-۰/۱۲)-۰/۲۷	(۰/۰۳)-۰/۱۴	۱/۰۷
آذربایجان غربی	(-۰/۸۷)-۱/۰۲	(۰/۱۷)-۰/۱۳	(۰/۸۳)۰/۵۴	(-۰/۱۲)-۰/۲۸	(۰/۰۳)-۰/۱۴	۱/۰۷
اردبیل	(-۰/۹۰)-۱/۰۳	(۰/۱۴)-۰/۱۶	(۱/۰۱)۰/۶۵	(-۰/۱۷)-۰/۳۴	(-۰/۰۳)-۰/۱۷	۱/۰۹
اصفهان	(-۰/۸۹)-۱/۰۳	(۰/۱۱)-۰/۱۴	(۰/۹۵)۰/۶۰	(-۰/۱۱)-۰/۳۱	(-۰/۰۲)-۰/۱۵	۱/۰۸
ایلام	(-۰/۹۳)-۱/۰۳	(۰/۰۸)-۰/۱۹	(۱/۲۰)۰/۷۹	(-۰/۲۵)-۰/۴۱	(-۰/۰۵)-۰/۲۱	۱/۱۱
بوشهر	(-۰/۹۲)-۱/۰۳	(۰/۱۰)-۰/۱۸	(۱/۱۱)۰/۷۶	(-۰/۲۳)-۰/۳۹	(-۰/۰۰۶)-۰/۲۰	۱/۱۱
تهران	(-۰/۸۶)-۱/۰۲	(۰/۱۳)-۰/۱۲	(۰/۸۲)۰/۴۹	(-۰/۰۸)-۰/۲۵	(۰/۰۱)-۰/۱۳	۱/۰۷
چهارمحال‌وبختیاری	(-۰/۸۹)-۱/۰۳	(۰/۱۳)-۰/۱۵	(۱/۰۲)۰/۶۲	(-۰/۱۷)-۰/۳۲	(-۰/۰۴)-۰/۱۶	۱/۰۹
خراسان رضوی	(-۰/۸۸)-۱/۰۳	(۰/۱۵)-۰/۱۳	(۰/۹۰)۰/۵۶	(-۰/۱۳)-۰/۲۹	(-۰/۰۱)-۰/۱۴	۱/۰۸
خراسان شمالی	(-۰/۸۹)-۱/۰۳	(۰/۱۹)-۰/۱۵	(۰/۹۱)۰/۶۱	(-۰/۱۵)-۰/۳۱	(-۰/۰۱)-۰/۱۵	۱/۰۸
خراسان جنوبی	(-۰/۸۸)-۱/۰۳	(۰/۱۴)-۰/۱۴	(۰/۹۳)۰/۵۷	(-۰/۱۴)-۰/۲۹	(-۰/۰۰۷)-۰/۱۵	۱/۰۸
خوزستان	(-۰/۹۱)-۱/۰۳	(۰/۰۹)-۰/۱۷	(۱/۰۹)۰/۷۱	(-۰/۲۱)-۰/۳۷	(-۰/۰۱)-۰/۱۸	۱/۱۰
زنجان	(-۰/۸۸)-۱/۰۳	(۰/۱۶)-۰/۱۴	(۰/۸۸)۰/۵۸	(-۰/۱۳)-۰/۳۰	(۰/۰۱)-۰/۱۵	۱/۰۸
سمنان	(-۰/۸۸)-۱/۰۳	(۰/۱۷)-۰/۱۴	(۰/۹۳)۰/۵۹	(-۰/۱۵)-۰/۳۰	(-۰/۰۲)-۰/۱۵	۱/۰۸
سیستان‌وبلوچستان	(-۰/۹۱)-۱/۰۳	(۰/۱۲)-۰/۱۸	(۱/۱۵)۰/۷۲	(-۰/۲۷)-۰/۳۷	(-۰/۰۲)-۰/۱۹	۱/۱۰
فارس	(-۰/۹۰)-۱/۰۳	(۰/۱۳)-۰/۱۶	(۰/۹۸)۰/۶۵	(-۰/۱۷)-۰/۳۳	(-۰/۰۰۲)-۰/۱۷	۱/۰۹
قزوین	(-۰/۸۹)-۱/۰۳	(۰/۱۶)-۰/۱۵	(۰/۹۴)۰/۶۲	(-۰/۱۵)-۰/۳۲	(-۰/۰۱)-۰/۱۶	۱/۰۹
قم	(-۰/۸۸)-۱/۰۳	(۰/۱۷)-۰/۱۴	(۰/۸۹)۰/۵۷	(-۰/۱۳)-۰/۲۹	(-۰/۰۰۹)-۰/۱۴	۱/۰۸
کردستان	(-۰/۹۱)-۱/۰۳	(۰/۱۳)-۰/۱۷	(۱/۰۲)۰/۶۹	(-۰/۱۸)-۰/۳۶	(-۰/۰۱)-۰/۱۸	۱/۱۰
کرمان	(-۰/۹۰)-۱/۰۳	(۰/۱۱)-۰/۱۵	(۱/۰۵)۰/۶۴	(-۰/۲۰)-۰/۳۳	(-۰/۰۲)-۰/۱۶	۱/۰۹
کرمانشاه	(-۰/۹۲)-۱/۰۳	(۰/۱۲)-۰/۱۹	(۱/۱۴)۰/۷۷	(-۰/۲۴)-۰/۴۰	(-۰/۰۴)-۰/۲۰	۱/۱۱
کهگیلویه‌وبویراحمد	(-۰/۹۲)-۱/۰۳	(۰/۰۸)-۰/۱۹	(۱/۱۶)۰/۷۹	(-۰/۲۲)-۰/۴۱	(-۰/۰۴)-۰/۲۰	۱/۱۱
گلستان	(-۰/۸۹)-۱/۰۳	(۰/۱۴)-۰/۱۵	(۰/۹۹)۰/۶۱	(-۰/۱۷)-۰/۳۲	(-۰/۰۲)-۰/۱۶	۱/۰۹
گیلان	(-۰/۹۰)-۱/۰۳	(۰/۱۲)-۰/۱۶	(۰/۹۶)۰/۶۵	(-۰/۱۳)-۰/۳۴	(-۰/۰۰۶)-۰/۱۷	۱/۰۹
لرستان	(-۰/۹۲)-۱/۰۳	(۰/۱۰)-۰/۱۸	(۱/۱۶)۰/۷۶	(-۰/۲۳)-۰/۳۹	(-۰/۰۵)-۰/۲۰	۱/۱۱
مازندران	(-۰/۹۰)-۱/۰۳	(۰/۰۹)-۰/۱۵	(۰/۹۹)۰/۶۳	(-۰/۱۶)-۰/۳۳	(۰/۰۱)-۰/۱۷	۱/۰۹
مرکزی	(-۰/۸۹)-۱/۰۳	(۰/۱۲)-۰/۱۵	(۰/۹۶)۰/۶۳	(-۰/۱۵)-۰/۳۲	(-۰/۰۰۳)-۰/۱۶	۱/۰۹
هرمزگان	(-۰/۸۹)-۱/۰۳	(۰/۱۳)-۰/۱۴	(۰/۹۵)۰/۵۹	(-۰/۱۶)-۰/۳۰	(۰/۰۰۸)-۰/۱۵	۱/۰۸
همدان	(-۰/۸۹)-۱/۰۳	(۰/۱۵)-۰/۱۵	(۰/۹۵)۰/۶۱	(-۰/۱۵)-۰/۳۲	(-۰/۰۱)-۰/۱۶	۱/۰۸
یزد	(-۰/۹۰)-۱/۰۳	(۰/۱۱)-۰/۱۵	(۱/۰۶)۰/۶۳	(-۰/۱۸)-۰/۳۳	(-۰/۰۵)-۰/۱۶	۱/۰۹
متوسط	(-۰/۸۹)-۱/۰۲	(۰/۱۳)-۰/۱۵	(۰/۹۹)۰/۶۳	(-۰/۱۶)-۰/۳۲	(-۰/۰۱)-۰/۱۶	۱/۰۸

* اعداد داخل پرانتز بیانگر کشش‌های جبرانی گروه غذایی لبنیات و تخم‌مرغ است. منبع: یافته‌های پژوهش

متوسط کشش خودقیمتی گروه لبنیات و تخم‌مرغ منفی و قدرمطلق آن بزرگ‌تر از یک است. بر این اساس گروه لبنیات و تخم‌مرغ به نسبت حساسیت بالایی به تغییرات قیمت دارد و جزء گروه باکشش است. بنابراین اگر قیمت لبنیات و تخم‌مرغ یک درصد بالا رود، مقدار تقاضا برای آن به طور متوسط در میان

استان‌های کشور ۱/۰۲ درصد کاهش می‌یابد. در این میان تمام استان‌ها در مقابل تغییرات قیمت گروه لبنیات و تخم‌مرغ عکس‌العمل تقریباً مشابهی از خود نشان داده به گونه‌ای که طیف اندازه کشش خودقیمتی این گروه در تمام استان‌ها در بازه‌ی ۱/۰۲ تا ۱/۰۳ قرار دارد.

کشش متقاطع گروه لبنیات و تخم‌مرغ با گروه گوشت به طور متوسط مثبت است که به معنای جانشین بودن این دو گروه از ماده‌ی غذایی با یکدیگر بوده و با گروه‌های نان و غلات، میوه‌ها و خشکبار و انواع سبزی و حبوبات منفی است که به معنای مکمل بودن آن‌هاست؛ بنابراین اگر قیمت گوشت یک درصد افزایش یابد؛ مقدار تقاضا برای لبنیات و تخم‌مرغ به طور متوسط به میزان ۰/۶۳ درصد افزایش می‌یابد و با افزایشی یک درصدی در قیمت نان و غلات، میوه‌ها و خشکبار، انواع سبزی و حبوبات مقدار تقاضا برای لبنیات و تخم‌مرغ در میان استان‌های کشور به ترتیب به میزان ۰/۱۵، ۰/۳۲ و یا ۰/۱۶ درصد کاهش می‌یابد. مقایسه‌ی نتایج برآورد کشش‌ها در گروه غذایی لبنیات و تخم‌مرغ در پژوهش حاضر با نتایج حاصل شده برای این گروه غذایی در پژوهش قهرمان‌زاده و همکاران (۱۳۹۴) بدین صورت که گروه غذایی لبنیات و تخم‌مرغ در این مطالعه، دارای متوسط کشش درآمدی مثبت و بزرگ‌تر از یک بوده و جزء اقلام لوکس است؛ در حالی که علامت این کشش در پژوهش قهرمان‌زاده و همکاران (۱۳۹۴) مثبت ولی مقدار آن کوچکتر از یک بوده و جزء اقلام ضروری برای خانوارهای شهری ایرانی محسوب می‌شود. از حیث کشش خودقیمتی نیز این گروه غذایی دارای متوسط کشش خودقیمتی منفی و مطابق با نظریه‌های اقتصادی بوده ولی قدر مطلق آن برخلاف پژوهش قهرمان‌زاده و همکاران (۱۳۹۴) بزرگ‌تر از یک و جزء اقلام باکشش است؛ همچنین متوسط کشش خودقیمتی غیرجبرانی این گروه نیز همانند پژوهش قهرمان‌زاده و همکاران (۱۳۹۴) از متوسط کشش خودقیمتی جبرانی آن بزرگ‌تر است؛ یعنی واکنش مصرف‌کنندگان نسبت به تغییرات قیمت لبنیات و تخم‌مرغ هنگامی که درآمد جبران نمی‌شود، بالاتر است.

محاسبات کشش برای گروه میوه‌ها و خشکبار در جدول (۸) نشان می‌دهد که متوسط کشش درآمدی گروه میوه‌ها و خشک‌بار برای استان‌های کشور مثبت و بزرگتر از واحد است که به معنای لوکس بودن این ماده‌ی غذایی برای خانوارهای شهری است؛ بنابراین اگر درآمد یک درصد افزایش یابد؛ مقدار تقاضا برای میوه‌ها و

خشکبار به طور متوسط ۱/۰۸ درصد افزایش خواهد یافت. در این میان استان سیستان و بلوچستان با ۱/۱۵ و استان‌های اصفهان، گیلان و کهگیلویه و بویراحمد با ۱/۰۷ به ترتیب بیشترین و کمترین اندازه کشش درآمدی میوه‌ها و خشکبار را در میان تمام استان‌ها به خود اختصاص داده‌اند. کشش خودقیمتی گروه میوه‌ها و خشکبار برای خانوارهای شهری استان‌های کشور به استثنای استان‌های اصفهان، گیلان و کهگیلویه و بویراحمد، مثبت است که بیانگر نقض قانون تقاضاست؛ یعنی خانوارهای شهری در استان‌های موردنظر میزان تقاضای خود را به طور متناسب با افزایش قیمت میوه‌ها و خشکبار افزایش می‌دهند.

کشش متقاطع گروه میوه‌ها و خشکبار با گروه نان و غلات به طور متوسط مثبت است که به معنای جانشین بودن این دو گروه از ماده‌ی غذایی با یکدیگر بوده و با گروه گوشت، لبنیات و تخم‌مرغ و انواع سبزی و حبوبات منفی است که به معنای مکمل بودن آن‌هاست؛ بنابراین اگر قیمت نان و غلات یک درصد افزایش یابد، مقدار تقاضا برای میوه‌ها و خشکبار به طور متوسط ۱۵ درصد بالا می‌رود و اگر قیمت گوشت یا لبنیات و تخم‌مرغ و یا انواع سبزی و حبوبات یک درصد بالا رود، مقدار تقاضا برای میوه‌ها و خشکبار به طور متوسط برای خانوارهای شهری استان‌های کشور به ترتیب به میزان ۰/۲۵، ۰/۴۰ و یا ۰/۷۴ درصد کاهش می‌یابد. مقایسه‌ی نتایج برآورد کشش‌ها در گروه غذایی میوه‌ها و خشکبار در پژوهش حاضر با نتایج حاصل شده برای این گروه غذایی در پژوهش قهرمان‌زاده و همکاران (۱۳۹۴) بدین صورت است که متوسط کشش درآمدی این گروه غذایی همانند نتیجه‌ی حاصل شده برای آن در پژوهش قهرمان‌زاده و همکاران (۱۳۹۴) مثبت و بزرگتر از یک بوده و جزء اقلام لوکس برای خانوارهای شهری ایرانی محسوب می‌شود. از حیث کشش خودقیمتی به استثنای استان‌های اصفهان، گیلان و کهگیلویه و بویراحمد سایر استان‌ها دارای کشش خودقیمتی مثبت در گروه میوه‌ها و خشکبار بوده، که این نتیجه هم متناقض با نظریه‌های اقتصادی و هم بر خلاف نتیجه‌ای است که در پژوهش قهرمان‌زاده و همکاران (۱۳۹۴) در مورد این گروه غذایی حاصل شده است.

جدول ۸: کشش‌های‌قیمتی‌خودی، متقاطع (جبرانی‌وغیرجبرانی) و درآمدی گروه غذایی میوه‌ها و خشکبار

استان	کشش خودقیمتی	کشش متقاطع میوه و خشکبار با:				کشش درآمدی
		نان و غلات	گوشت	لبنیات‌وتخم‌مرغ	سبزی‌وحبوبات	
آذربایجان شرقی	(۰/۳۳)۰/۱۷-	(۰/۴۶)۰/۱۶	(۰/۰۴)-۰/۲۶	(۰/۲۵)-۰/۴۱	(۰/۵۹)-۰/۷۶	۱/۰۹
آذربایجان غربی	(۰/۳۳)۰/۱۷-	(۰/۴۷)۰/۱۶	(۰/۰۲)-۰/۲۵	(۰/۲۵)-۰/۴۱	(۰/۵۸)-۰/۷۶	۱/۰۹
اردبیل	(۰/۲۶)۰/۰۹-	(۰/۴۶)۰/۱۵	(۰/۱۰)-۰/۲۴	(۰/۲۵)-۰/۳۸	(۰/۵۷)-۰/۷۱	۱/۰۸
اصفهان	(۰/۱۰)-۰/۰۸	(۰/۳۸)۰/۱۳	(۰/۱۴)-۰/۲۰	(۰/۱۸)-۰/۳۲	(۰/۴۵)-۰/۵۹	۱/۰۷
ایلام	(۰/۳۴)۰/۱۸-	(۰/۴۴)۰/۱۶	(۰/۱۳)-۰/۲۷	(۰/۳۰)-۰/۴۱	(۰/۶۲)-۰/۷۷	۱/۰۹
بوشهر	(۰/۳۲)۰/۱۶-	(۰/۴۵)۰/۱۶	(۰/۰۸)-۰/۲۶	(۰/۲۹)-۰/۴۰	(۰/۵۶)-۰/۷۶	۱/۰۹
تهران	(۰/۱۸)۰/۰۰۷-	(۰/۴۰)۰/۱۴	(۰/۱۰)-۰/۲۲	(۰/۱۸)-۰/۳۵	(۰/۵۰)-۰/۶۵	۱/۰۸
چهارمحال‌وبختیاری	(۰/۳۵)۰/۲۰-	(۰/۴۵)۰/۱۶	(۰/۱۲)-۰/۲۷	(۰/۲۸)-۰/۴۲	(۰/۶۵)-۰/۷۷	۱/۰۹
خراسان رضوی	(۰/۳۱)۰/۱۶-	(۰/۴۶)۰/۱۶	(۰/۰۸)-۰/۲۶	(۰/۲۵)-۰/۴۰	(۰/۶۱)-۰/۷۵	۱/۰۹
خراسان شمالی	(۰/۳۰)۰/۱۴-	(۰/۵۰)۰/۱۵	(۰/۰۵)-۰/۲۵	(۰/۲۶)-۰/۴۰	(۰/۵۹)-۰/۷۴	۱/۰۹
خراسان جنوبی	(۰/۳۶)۰/۲۰-	(۰/۴۶)۰/۱۷	(۰/۰۸)-۰/۲۷	(۰/۲۷)-۰/۴۲	(۰/۶۳)-۰/۷۸	۱/۰۹
خوزستان	(۰/۳۲)۰/۱۶-	(۰/۴۳)۰/۱۶	(۰/۱۱)-۰/۲۶	(۰/۲۸)-۰/۴۰	(۰/۵۸)-۰/۷۵	۱/۰۹
زنجان	(۰/۲۴)۰/۰۷-	(۰/۴۶)۰/۱۴	(۰/۰۵)-۰/۲۳	(۰/۲۳)-۰/۳۷	(۰/۵۳)-۰/۶۹	۱/۰۸
سمنان	(۰/۳۶)۰/۲۱-	(۰/۴۹)۰/۱۶	(۰/۰۷)-۰/۲۷	(۰/۲۸)-۰/۴۲	(۰/۶۵)-۰/۷۸	۱/۰۹
سیستان‌وبلوچستان	(۱/۰۲)۰/۹۲-	(۰/۵۸)۰/۲۶	(۰/۰۰۳)-۰/۴۴	(۰/۵۴)-۰/۶۶	(۱/۰۷)-۱/۲۴	۱/۱۵
فارس	(۰/۲۷)۰/۱۱-	(۰/۴۵)۰/۱۵	(۰/۰۸)-۰/۲۴	(۰/۲۶)-۰/۳۹	(۰/۵۵)-۰/۷۲	۱/۰۸
قزوین	(۰/۲۵)۰/۰۸-	(۰/۴۷)۰/۱۵	(۰/۰۶)-۰/۲۴	(۰/۲۴)-۰/۳۸	(۰/۵۵)-۰/۷۰	۱/۰۸
قم	(۰/۳۰)۰/۱۴-	(۰/۴۷)۰/۱۵	(۰/۰۶)-۰/۲۵	(۰/۲۵)-۰/۴۰	(۰/۶۰)-۰/۷۴	۱/۰۹
کردستان	(۰/۲۱)۰/۰۴-	(۰/۴۴)۰/۱۴	(۰/۰۹)-۰/۲۳	(۰/۲۴)-۰/۳۶	(۰/۵۱)-۰/۶۸	۱/۰۸
کرمان	(۰/۵۷)۰/۴۴-	(۰/۴۸)۰/۲۰	(۰/۰۹)-۰/۳۳	(۰/۳۷)-۰/۵۰	(۰/۷۸)-۰/۹۳	۱/۱۱
کرمانشاه	(۰/۳۱)۰/۱۵-	(۰/۴۷)۰/۱۶	(۰/۰۹)-۰/۲۶	(۰/۲۹)-۰/۴۰	(۰/۵۹) -۰/۷۵	۱/۰۹
کهگیلویه‌وبویراحمد	(۰/۱۵)-۰/۰۲	(۰/۴۰)۰/۱۳	(۰/۱۳)-۰/۲۲	(۰/۲۳)-۰/۳۴	(۰/۴۷)-۰/۶۳	۱/۰۷
گلستان	(۰/۴۱)۰/۲۷-	(۰/۴۸)۰/۱۷	(۰/۰۸)-۰/۲۸	(۰/۳۰)-۰/۴۴	(۰/۶۸)-۰/۸۲	۱/۱۰
گیلان	(۰/۰۸)-۰/۱۲	(۰/۴۰)۰/۱۲	(۰/۱۰)-۰/۱۹	(۰/۱۸)-۰/۳۰	(۰/۴۱)-۰/۵۷	۱/۰۷
لرستان	(۰/۳۰)۰/۱۵-	(۰/۴۴)۰/۱۶	(۰/۱۳)-۰/۲۶	(۰/۲۹)-۰/۴۰	(۰/۶۰)-۰/۷۴	۱/۰۹
مازندران	(۰/۲۴)۰/۰۷-	(۰/۴۰)۰/۱۵	(۰/۱۱)-۰/۲۴	(۰/۲۴)-۰/۳۷	(۰/۵۱)-۰/۷۰	۱/۰۸
مرکزی	(۰/۲۰)۰/۰۳-	(۰/۴۲)۰/۱۴	(۰/۱۰)-۰/۲۳	(۰/۲۲)-۰/۳۶	(۰/۵۱)-۰/۶۷	۱/۰۸
هرمزگان	(۰/۴۱)۰/۲۶-	(۰/۴۶)۰/۱۷	(۰/۰۷)-۰/۲۸	(۰/۳۰)-۰/۴۴	(۰/۶۵)-۰/۸۲	۱/۱۰
همدان	(۰/۲۸)۰/۱۱-	(۰/۴۶)۰/۱۵	(۰/۰۸)-۰/۲۵	(۰/۲۵)-۰/۳۹	(۰/۵۷)-۰/۷۲	۱/۰۹
یزد	(۰/۳۹)۰/۲۴-	(۰/۴۵)۰/۱۷	(۰/۱۴)-۰/۲۸	(۰/۳۰)-۰/۴۳	(۰/۶۹)-۰/۸۰	۱/۱۰
متوسط	(۰/۳۱)۰/۱۵-	(۰/۴۵)۰/۱۵	(۰/۰۸)-۰/۲۵	(۰/۲۶)-۰/۴۰	(۰/۵۹)-۰/۷۴	۱/۰۸

* اعداد داخل پرانتز بیانگر کشش‌های جبرانی گروه غذایی میوه‌ها و خشکبار است. مأخذ: یافته‌های پژوهش

بر اساس نتایج گزارش شده در جدول (۹)، متوسط کشش درآمدی گروه انواع سبزی و حبوبات برای استان‌های کشور مثبت و بزرگتر از واحد است که به معنای لوکس بودن این ماده‌ی غذایی برای خانوارهای شهری ایران است؛ بنابراین اگر درآمد یک درصد افزایش یابد، مقدار تقاضا برای انواع سبزی و حبوبات به طور

متوسط ۱/۱۳ درصد افزایش خواهد یافت. در این میان استان یزد با ۱/۱۸ و استان‌های بوشهر و مازندران با ۱/۱۰ به ترتیب در رتبه‌ی نخست و رتبه‌ی آخر جای دارند که این رتبه‌بندی همانند آنچه که در رابطه با سایر گروه‌ها در خصوص کشش درآمدی بیان شد، نشان‌دهنده‌ی میزان عکس‌العمل خانوارهای شهری این استان‌ها در قبال تغییرات درآمد نسبت به تقاضای آن‌ها از این گروه غذایی است. متوسط کشش خود قیمتی گروه انواع سبزی و حبوبات منفی و قدرمطلق آن کوچکتر از یک است. بر این اساس گروه انواع سبزی و حبوبات به نسبت حساسیت پایینی به تغییرات قیمت دارد و جزء گروه کم‌کشش است؛ بنابراین اگر قیمت انواع سبزی و حبوبات یک درصد افزایش یابد، مقدار تقاضا برای آن به طور متوسط در میان خانوارهای شهری استان‌های کشور ۰/۴۲ درصد کاهش خواهد یافت. در این میان استان بوشهر با ۰/۵۶- و استان یزد با ۰/۲۰- به ترتیب بیشترین و کمترین اندازه‌ی کشش خودقیمتی گروه انواع سبزی و حبوبات را به خود اختصاص داده‌اند؛ بنابراین مصرف‌کنندگان شهری استان بوشهر با تغییرات قیمت انواع سبزی و حبوبات، این گروه را سریع‌تر از سایر گروه‌ها از سبد مصرفی خویش کنار گذاشته‌اند؛ در حالی که مصرف‌کنندگان شهری استان یزد با تغییرات قیمت انواع سبزی و حبوبات، عکس‌العمل بسیار ناچیزی در مصرف آن از خود نشان می‌دهند. کشش متقاطع گروه انواع سبزی و حبوبات با گروه‌های نان و غلات و گوشت به طور متوسط منفی است، این مسأله به معنای مکمل بودن این گروه از مواد غذایی با یکدیگر بوده و با گروه‌های لبنیات و تخم‌مرغ و میوه‌ها و خشکبار مثبت است که به معنای جانشین بودن آن‌هاست؛ بنابراین اگر قیمت گروه نان و غلات و یا گوشت یک درصد افزایش یابد، مقدار تقاضا برای انواع سبزی و حبوبات به طور متوسط به ترتیب ۰/۶۰ و ۰/۷۴ درصد کاهش پیدا می‌کند و اگر قیمت گروه لبنیات و تخم‌مرغ و یا میوه‌ها و خشکبار یک درصد بالا رود مقدار تقاضا برای انواع سبزی و حبوبات در میان خانوارهای شهری به طور متوسط به ترتیب ۰/۳۷ و ۰/۲۳ درصد افزایش می‌یابد.

پرتال جامع علوم انسانی

جدول ۹: کشش‌های‌قیمتی خودی، متقاطع (جبرانی و غیرجبرانی) و درآمدی گروه غذایی انواع سبزی و حبوبات

استان	کشش خودقیمتی	کشش متقاطع سبزی و حبوبات با:				کشش درآمدی
		نان و غلات	گوشت	لبنیات‌وتخم‌مرغ	میوه‌وخشکبار	
آذربایجان شرقی	(-۰/۳۳)-۰/۵۰	(-۰/۲۲)-۰/۵۲	(-۰/۳۳)-۰/۶۴	(۰/۴۹)۰/۳۳	(۰/۳۶)۰/۲۱	۱/۱۱
آذربایجان غربی	(-۰/۳۴)-۰/۵۳	(-۰/۱۸)-۰/۵۰	(-۰/۳۲)-۰/۶۰	(۰/۴۷)۰/۳۱	(۰/۳۵)۰/۱۹	۱/۱۱
اردبیل	(-۰/۲۲)-۰/۳۶	(-۰/۳۵)-۰/۶۸	(-۰/۴۶)-۰/۸۳	(۰/۵۶)۰/۴۲	(۰/۴۴)۰/۲۶	۱/۱۵
اصفهان	(-۰/۲۲)-۰/۳۶	(-۰/۳۹)-۰/۶۷	(-۰/۴۵)-۰/۸۲	(۰/۵۷)۰/۴۲	(۰/۴۷)۰/۲۶	۱/۱۵
ایلام	(-۰/۲۷)-۰/۴۳	(-۰/۳۲)-۰/۶۰	(-۰/۳۳)-۰/۷۵	(۰/۴۹)۰/۳۸	(۰/۴۰)۰/۲۴	۱/۱۳
بوشهر	(-۰/۳۶)-۰/۵۶	(-۰/۱۸)-۰/۴۷	(-۰/۲۳)-۰/۵۸	(۰/۴۱)۰/۳۰	(۰/۳۴)۰/۱۸	۱/۱۰
تهران	(-۰/۲۶)-۰/۴۱	(-۰/۳۴)-۰/۶۱	(-۰/۴۱)-۰/۷۶	(۰/۵۶)۰/۳۸	(۰/۴۳)۰/۲۴	۱/۱۳
چهارمحال و بختیاری	(-۰/۱۴)-۰/۲۷	(۰/۲۹)-۰/۷۶	(۰/۳۷)-۰/۹۵	(۰/۲۸)۰/۴۸	(۰/۲۸)۰/۳۰	۱/۱۷
خراسان رضوی	(-۰/۲۱)-۰/۳۵	(-۰/۳۶)-۰/۶۸	(-۰/۴۷)-۰/۸۳	(۰/۵۸)۰/۴۲	(۰/۴۳)۰/۲۷	۱/۱۵
خراسان شمالی	(-۰/۲۴)-۰/۳۹	(-۰/۲۹)-۰/۶۵	(-۰/۴۷)-۰/۷۹	(۰/۵۵)۰/۴۰	(۰/۴۲)۰/۲۵	۱/۱۴
خراسان جنوبی	(-۰/۲۴)-۰/۳۹	(-۰/۳۳)-۰/۶۴	(-۰/۴۱)-۰/۷۹	(۰/۵۵)۰/۴۰	(۰/۴۱)۰/۲۵	۱/۱۴
خوزستان	(-۰/۳۲)-۰/۵۰	(-۰/۲۵)-۰/۵۳	(-۰/۲۷)-۰/۶۶	(۰/۴۶)۰/۳۳	(۰/۳۷)۰/۲۱	۱/۱۱
زنجان	(-۰/۳۱)-۰/۴۹	(-۰/۲۲)-۰/۵۴	(-۰/۳۶)-۰/۶۶	(۰/۴۹)۰/۳۴	(۰/۳۹)۰/۲۱	۱/۱۲
سمنان	(-۰/۲۱)-۰/۳۶	(-۰/۳۴)-۰/۶۸	(-۰/۴۷)-۰/۸۳	(۰/۵۸)۰/۴۲	(۰/۴۳)۰/۲۷	۱/۱۵
سیستان و بلوچستان	(-۰/۳۰)-۰/۴۶	(-۰/۲۶)-۰/۵۷	(-۰/۲۷)-۰/۷۰	(۰/۴۸)۰/۳۶	(۰/۳۳)۰/۲۳	۱/۱۲
فارس	(-۰/۳۱)-۰/۴۹	(-۰/۲۴)-۰/۵۴	(-۰/۳۲)-۰/۶۶	(۰/۴۷)۰/۳۴	(۰/۳۸)۰/۲۱	۱/۱۲
قزوین	(-۰/۲۷)-۰/۴۳	(-۰/۲۷)-۰/۶۱	(-۰/۴۱)-۰/۷۴	(۰/۵۲)۰/۳۸	(۰/۴۱)۰/۲۳	۱/۱۳
قم	(-۰/۲۳)-۰/۳۸	(-۰/۳۲)-۰/۶۵	(-۰/۴۶)-۰/۸۰	(۰/۵۶)۰/۴۱	(۰/۴۲)۰/۲۶	۱/۱۴
کردستان	(-۰/۳۰)-۰/۴۷	(-۰/۲۴)-۰/۵۶	(-۰/۳۴)-۰/۶۸	(۰/۴۷)۰/۳۵	(۰/۴۰)۰/۲۲	۱/۱۲
کرمان	(-۰/۲۴)-۰/۳۹	(-۰/۳۵)-۰/۶۴	(-۰/۳۶)-۰/۷۹	(۰/۵۴)۰/۴۰	(۰/۳۹)۰/۲۵	۱/۱۴
کرمانشاه	(-۰/۲۸)-۰/۴۴	(-۰/۲۷)-۰/۶۰	(-۰/۳۶)-۰/۷۳	(۰/۴۹)۰/۳۸	(۰/۴۰)۰/۲۳	۱/۱۳
کهگیلویه و بویراحمد	(-۰/۳۱)-۰/۴۸	(-۰/۲۷)-۰/۵۵	(-۰/۳۱)-۰/۶۸	(۰/۴۶)۰/۳۵	(۰/۴۱)۰/۲۱	۱/۱۲
گلستان	(-۰/۲۴)-۰/۳۹	(-۰/۳۴)-۰/۶۵	(-۰/۴۱)-۰/۸۰	(۰/۵۵)۰/۴۱	(۰/۴۱)۰/۲۶	۱/۱۴
گیلان	(-۰/۳۱)-۰/۴۸	(-۰/۲۶)-۰/۵۵	(-۰/۳۶)-۰/۶۷	(۰/۴۸)۰/۳۵	(۰/۴۲)۰/۲۱	۱/۱۲
لرستان	(-۰/۲۴)-۰/۳۹	(-۰/۳۴)-۰/۶۴	(-۰/۳۷)-۰/۷۹	(۰/۵۲)۰/۴۰	(۰/۴۲)۰/۲۵	۱/۱۴
مازندران	(-۰/۳۵)-۰/۵۴	(-۰/۲۳)-۰/۴۸	(-۰/۲۴)-۰/۶۰	(۰/۴۴)۰/۳۱	(۰/۳۶)۰/۱۹	۱/۱۰
مرکزی	(-۰/۳۰)-۰/۴۷	(-۰/۲۷)-۰/۵۶	(-۰/۳۴)-۰/۶۹	(۰/۴۹)۰/۳۵	(۰/۴۰)۰/۲۲	۱/۱۲
هرمزگان	(-۰/۳۱)-۰/۴۸	(-۰/۲۵)-۰/۵۵	(-۰/۳۱)-۰/۶۷	(۰/۴۹)۰/۳۴	(۰/۳۷)۰/۲۲	۱/۱۲
همدان	(-۰/۲۶)-۰/۴۱	(-۰/۳۰)-۰/۶۲	(-۰/۴۱)-۰/۷۶	(۰/۵۳)۰/۳۹	(۰/۴۱)۰/۲۴	۱/۱۳
یزد	(-۰/۰۸)-۰/۲۰	(-۰/۵۴)-۰/۸۳	(-۰/۵۷)-۱/۰۴	(۰/۶۷)۰/۵۳	(۰/۴۹)۰/۳۳	۱/۱۸
متوسط	(-۰/۲۶)-۰/۴۲	(-۰/۲۹)-۰/۶۰	(-۰/۳۷)-۰/۷۴	(۰/۵۰)۰/۳۷	(۰/۳۹)۰/۲۳	۱/۱۳

* اعداد داخل پرانتز بیانگر کشش‌های‌جبرانی گروه‌غذایی انواع سبزی‌وحبوبات است. مأخذ: یافته‌های پژوهش

مقایسه‌ی نتایج برآورد کشش‌ها در گروه غذایی انواع سبزی و حبوبات در پژوهش حاضر، با نتایج حاصل شده برای این گروه غذایی در پژوهش قهرمان‌زاده و

همکاران (۱۳۹۴) بدین صورت که گروه غذایی انواع سبزی و حبوبات در این مطالعه دارای متوسط کشش درآمدی مثبت و بزرگتر از یک بوده و جزء اقلام لوکس است؛ درحالی‌که علامت این کشش در مطالعه قهرمان‌زاده و همکاران (۱۳۹۴) مثبت ولی مقدار آن کوچکتر از یک بوده و جزء اقلام ضروری برای خانوارهای شهری ایرانی محسوب می‌شود. از حیث کشش خودقیمتی نیز همانند پژوهش قهرمان‌زاده و همکاران (۱۳۹۴) این گروه غذایی دارای متوسط کشش خودقیمتی منفی و مطابق با نظریه‌های اقتصادی بوده و قدرمطلق آن کوچکتر از یک و جزء اقلام کم‌کشش است؛ همچنین متوسط کشش خودقیمتی غیرجبرانی این گروه نیز از متوسط کشش خودقیمتی جبرانی آن بزرگتر است؛ یعنی واکنش مصرف‌کنندگان نسبت به تغییرات قیمت انواع سبزی و حبوبات هنگامی که درآمد جبران نمی‌شود، بالاتر است.

از حیث مقایسه‌ی کشش‌های متقاطع همه‌ی گروه‌های مورد مطالعه، می‌توان گفت که به استثنای همه‌ی کشش‌های متقاطع گروه میوه‌ها و خشکبار با بقیه گروه‌ها و کشش متقاطع گروه انواع سبزی و حبوبات با گروه‌های نان و غلات و گوشت، همانند نتایج حاصل شده در پژوهش قهرمان‌زاده و همکاران (۱۳۹۴) در مورد سایر گروه‌های خوراکی مورد نظر قدر مطلق متوسط کشش خودقیمتی بیشتر از قدرمطلق متوسط کشش‌های متقاطع است؛ یعنی تغییرات قیمت کالاها روی مصرف خود کالاها بیشتر از کالاهای جانشین و مکمل تأثیر می‌گذارد.

خلاصه‌ی نتایج به دست آمده از جداول (۵) تا (۹) در جدول (۱۰) گزارش شده است. بر اساس این جدول:

۱) تمام کشش‌های خودقیمتی (به جز گروه میوه‌ها و خشکبار) منفی هستند که این امر با رفتار حداکثرکننده‌ی مطلوبیت مصرف‌کنندگان عقلایی سازگار است. از نظر مقدار مطلق کشش خودقیمتی گروه لبنیات و تخم‌مرغ نسبت به قیمت خود باکشش‌تر از سایر گروه‌ها است؛ در حالی که نان و غلات، گوشت، انواع سبزی و حبوبات جزء کم‌کشش‌ترین گروه‌ها هستند.

۲) کشش‌های قیمتی متقاطع از نظر مقداری در اکثر موارد نسبتاً نزدیک به صفر بوده که می‌تواند بیانگر ارتباطات جانشینی و مکملیِ ضعیف بین گروه‌های انتخاب شده باشد. این روابط به صورت زیر است:

نان و غلات با میوه‌ها و خشکبار و انواع سبزی و حبوبات مکمل‌اند؛ درحالی‌که با گوشت و لبنیات و تخم‌مرغ رابطه‌ی جانشینی دارند. گوشت با انواع سبزی و حبوبات جانشین هم هستند؛ در حالی که با نان و غلات، لبنیات و تخم‌مرغ و میوه‌ها و خشکبار مکمل یکدیگرند. لبنیات، تخم‌مرغ و گوشت جانشین یکدیگرند و باقی گروه‌ها مکمل گروه لبنیات و تخم‌مرغ هستند. رابطه‌ی میوه‌ها و خشکبار با نان و غلات جانشینی و با باقی گروه‌ها مکملی است. انواع سبزی و حبوبات با لبنیات و تخم‌مرغ و میوه‌ها و خشکبار جانشین یکدیگرند و با نان و غلات و گوشت مکمل هم هستند.

جدول ۱۰: نوع کالاها و رابطه‌ی بین گروه‌های کالایی

مواد غذایی	نوع کالا بر اساس کشش‌خودقیمتی	رابطه بین گروه‌های کالایی بر اساس کشش متقاطع					نوع کالا بر اساس کشش درآمدی
		۱	۲	۳	۴	۵	
۱	کم‌کشش	****	جانشین	جانشین	مکمل	مکمل	ضروری
۲	کم‌کشش	مکمل	****	مکمل	مکمل	جانشین	ضروری
۳	باکشش	مکمل	جانشین	****	مکمل	مکمل	لوکس
۴	-	جانشین	مکمل	مکمل	****	مکمل	لوکس
۵	کم‌کشش	مکمل	مکمل	جانشین	جانشین	****	لوکس

در این جدول به دلیل رعایت اختصار گروه‌های غذایی براساس ۱. نان و غلات ۲. گوشت ۳. لبنیات و تخم‌مرغ ۴. میوه‌ها و خشکبار ۵. انواع سبزی و حبوبات نام گذاری شده است. مأخذ: یافته‌های پژوهش

۳) کشش‌های درآمدی برای همه‌ی اقلام غذایی مثبت است. این کشش‌ها برای لبنیات و تخم‌مرغ، میوه‌ها و خشکبار، سبزی و حبوبات بیشتر از واحد و برای نان و غلات و گوشت کمتر از واحد است. با توجه به عادت مصرفی در کشور ما گروه‌های نان و غلات و گوشت مورد نیاز تمام خانوارها و در حکم کالاهای پرمصرف در مقایسه با سه گروه دیگر از مواد غذایی مورد مطالعه هستند؛ لذا انتظار می‌رود کشش درآمدی این اقلام کم باشد و در زمره کالاهای ضروری برای خانوارهای شهری قرار گیرند. همچنین با توجه به ضرایب به دست آمده لبنیات و تخم‌مرغ، میوه‌ها و خشکبار و انواع سبزی و حبوبات به عنوان کالاهای لوکس برای خانوارهای شهری محسوب می‌شوند.

- محاسبه‌ی زیان رفاهی ناشی از تغییرات قیمت در اقلام عمده مواد غذایی

با توجه به اینکه در پژوهش حاضر، هدف محاسبه‌ی تغییرات رفاهی است و تغییرات رفاهی نیز برابر با مقدار پولی است که مصرف‌کننده بعد از تغییرات قیمت (منوط به اینکه همان سبد مصرفی قبل از تغییر قیمت را مصرف نماید) دریافت می‌کند؛ لذا برای محاسبه‌ی زیان رفاهی ناشی از تغییرات قیمت مواد غذایی، از معیار تغییر جبرانی استفاده شده است. با توجه به مطالب بیان شده در بخش ادبیات نظری به دلیل اینکه در هنگام تغییر قیمت کالاهای مختلف، خانوارها کالاها را جانشین یکدیگر می‌نمایند؛ اولین تقریب اثرات رفاهیِ ناشی از تغییر قیمت مواد غذایی، ممکن است کاهش رفاه را بیشتر از میزان واقعی نشان دهد. بدین ترتیب با توجه به عدم دقت در اولین تقریب، برای محاسبه اثرات رفاهی از شرط دوم تیلور برای سری‌های تعمیم یافته تابع مخارج (معادله ۱۴) که در آن اثرات و تغییرات جبرانی نیز در نظر گرفته شده استفاده می‌شود. بر این اساس میزان زیان رفاهی برای خانوارهای شهری به تفکیک استان‌های کشور محاسبه و در جدول (۱۱) گزارش شده است.

همان‌طورکه ملاحظه می‌شود، در نتیجه‌ی افزایش قیمت مواد غذایی (نان و غلات، گوشت، لبنیات و تخم‌مرغ، میوه‌ها و خشکبار، انواع سبزی و حبوبات)، تمام خانوارهای شهری استان‌های کشور طی سال‌های ۹۳-۱۳۸۲ با کاهش رفاه مواجه شده و زیان رفاهی ناشی از افزایش قیمت‌ها برای استان‌های مختلف، متفاوت است. این تفاوت‌ها ناشی از تفاوت در مخارج اولیه‌ی این استان‌ها است؛ چرا که معیار تغییرات جبرانی جدا از سطح متغیرها (درآمد یا مخارج) نبوده و با تغییر سطح درآمد، تغییر می‌یابد؛ البته عوامل دیگری نظیر تعداد خانوار و ویژگی‌های منطقه‌ای و جمعیتی هر استان نیز می‌تواند باعث تفاوت در میزان زیان رفاهی خانوارها در نتیجه تغییر قیمت‌ها گردد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

جدول ۱۱: محاسبه‌ی زیان رفاهی ناشی از افزایش قیمت مواد غذایی

استان‌ها	متوسط زیان رفاهی سالانه استان‌ها طی دوره ۸۲ تا ۹۳ (درصد)	متوسط تغییرات جبرانی استان‌ها طی دوره ۸۳ تا ۹۳ (ریال)
آذربایجان شرقی	۱۷	۳۶۰۶۳۳۴
آذربایجان غربی	۱۸	۴۰۷۱۷۹۸
اردبیل	۱۷	۴۷۷۶۷۶۹
اصفهان	۱۷	۳۹۲۲۸۶۸
ایلام	۱۶	۴۴۳۳۵۹۰
بوشهر	۱۸	۴۰۵۶۱۹۳
تهران	۲۳	۵۲۰۸۰۹۳
چهارمحال و بختیاری	۱۷	۴۶۵۴۲۴۴
خراسان رضوی	۱۸	۳۸۷۹۰۳۱
خراسان شمالی	۱۸	۳۰۰۳۲۱۴
خراسان جنوبی	۱۸	۴۲۳۷۳۳۵
خوزستان	۱۷	۴۶۴۸۳۷۳
زنجان	۱۷	۴۲۲۷۰۲۵
سمنان	۱۶	۲۷۶۱۶۹۱
سیستان و بلوچستان	۱۷	۳۶۴۸۸۵۸
فارس	۱۸	۴۳۴۸۵۷۰
قزوین	۱۸	۳۹۶۲۸۴۸
قم	۱۴	۲۴۲۷۷۹۶
کردستان	۱۸	۳۷۷۳۷۵۴
کرمان	۱۶	۳۰۵۱۶۶۱
کرمانشاه	۱۶	۳۵۷۷۸۶۷
کهگیلویه و بویراحمد	۱۶	۴۵۰۶۳۰۸
گلستان	۱۷	۲۸۸۶۹۸۹
گیلان	۱۷	۳۸۲۹۳۲۱
لرستان	۱۶	۳۹۴۷۱۴۸
مازندران	۱۷	۳۸۸۳۴۴۳
مرکزی	۱۷	۳۸۸۴۲۶۱
هرمزگان	۱۷	۴۵۹۶۸۹۶
همدان	۱۷	۲۹۴۹۶۱۹
یزد	۱۷	۳۱۸۶۷۱۷
میانگین متوسط تغییرات جبرانی کل در استان‌ها طی دوره ۹۳-۸۳		۳۸۶۴۹۵۴

مأخذ: یافته‌های پژوهش

مقادیر مثبت حاصل از محاسبه CV در جدول(۱۱) نشان می‌دهد که در نتیجه افزایش هم‌زمان قیمت‌های مواد غذایی مورد نظر طی سال‌های ۹۳-۱۳۸۲ تمام استان‌ها با کاهش رفاه مواجه شده‌اند؛ به طوری‌که بیشترین متوسط زیان رفاهی سالانه با رقم ۲۳ درصد مربوط به استان تهران بوده است؛ یعنی باید به‌طور متوسط مبلغی معادل ۵۲۰۸۰۹۳ ریال در هر سال به خانوارهای شهری این استان

اختصاص یابد تا به سطح مطلوب سال ماقبل (که قبل از تغییر قیمت‌ها داشتند) برسند؛ این در حالی است که استان قم با ۱۴ درصد کمترین میزان متوسط زیان رفاهی سالانه را در میان سایر استان‌ها به خود اختصاص داده است؛ بنابراین ساکنین شهری این استان سالانه به مبلغی معادل ۲۴۲۷۷۹۶ ریال نیاز دارند تا در همان سطح رفاه و مطلوبیت سال قبل باقی بمانند. بقیه‌ی استان‌ها مابین این دو بازه قرار گرفته‌اند.

مقادیر CV بر حسب درصد در باقی‌مانده‌ی استان‌ها تقریباً یکسان است؛ به‌طوری‌که اکثر استان‌ها از نظر رتبه‌بندی در جایگاه مشابهی قرار دارند؛ ولی بر حسب ریال متفاوت است که این اختلاف ناشی از تفاوت در کل مخارج خانوارهای نمونه در هر کدام از استان‌ها مربوط به سال پیش از تغییرات قیمت و همچنین تعداد خانوار است.

با توجه به میانگین متوسط تغییرات جبرانی کل استان‌ها طی دوره‌ی ۹۳-۸۳ که برابر با رقمی معادل ۳۸۶۴۹۵۴ ریال است، می‌توان گفت که استان‌های آذربایجان غربی، اردبیل، اصفهان، ایلام، بوشهر، تهران، چهارمحال و بختیاری، خراسان رضوی، خراسان جنوبی، خوزستان، زنجان، فارس، قزوین، کهگیلویه و بویراحمد، لرستان، مازندران، مرکزی و هرمزگان بالاتر از میانگین و سایر استان‌ها پایین‌تر از آن قرار دارند.

در جدول(۱۲) متوسط تغییرات جبرانی سالانه در کل استان‌ها محاسبه و گزارش شده است.

همان‌طورکه نتایج این محاسبه نشان می‌دهد، بیشترین متوسط میزان پرداخت به کل استان‌ها برای اقلام غذایی مورد مطالعه، طی دوره‌ی۹۳-۱۳۸۳ باید در سال ۹۲ با مبلغی معادل ۱۰۵۴۷۶۳۹ ریال انجام می‌شد تا مصرف‌کنندگان این مواد غذایی به سطح مطلوبیت سال ۹۱ دست یابند؛ این در حالی است که کمترین متوسط میزان پرداخت مربوط به سال ۸۴ با رقمی معادل ۶۶۲۹۳۲ ریال است تا خانوارها در این سال مطلوبیت سال ۸۳ را داشته باشند.

پرتال جامع علوم انسانی

جدول ۱۲: متوسط تغییرات جبرانی سالانه در استان‌ها

سال	CV (به ریال)	سال	CV (به ریال)
۱۳۸۳	۹۴۳۴۳۳	۱۳۸۹	۳۲۷۳۷۵۶
۱۳۸۴	۶۶۲۹۳۲	۱۳۹۰	۶۰۵۸۱۴۴
۱۳۸۵	۱۷۴۳۳۵۹	۱۳۹۱	۱۰۱۲۲۷۴۰
۱۳۸۶	۲۴۰۸۵۰۳	۱۳۹۲	۱۰۵۴۷۶۳۹
۱۳۸۷	۳۳۳۰۸۵۰	۱۳۹۳	۲۴۸۴۲۶۲
۱۳۸۸	۹۳۸۸۷۵		

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در ادامه با هدف تبیین و محاسبه‌ی اندازه‌ی اثر تورم بر زیان رفاهی[۱۹]، برآوردی در فضای داده‌های تابلویی براساس استان‌ها در سال‌های ۹۳-۸۴ صورت گرفته است. نتایج حاصل در جدول (۱۳) گزارش شده است. در این جدول بر اساس آزمون‌های چاو و هاسمن، نتایج برآورد با روش ادغام ارائه شده است.

جدول ۱۳: برآورد اثر تورم بر زیان رفاهی با روش ادغام

متغیر	ضریب	انحراف معیار	سطح احتمال
تورم	۱/۰۲	۰/۰۴	۰/۰۰
ضریب تعیین		۰/۶۰	

متغیر وابسته اندازه زیان رفاهی به درصد می‌باشد. مأخذ: یافته‌های پژوهش

همان‌طورکه نتایج نشان می‌دهد مطابق با انتظار نظری تورم اثری مثبت و معنادار بر میزان زیان رفاهی دارد. به‌نحوی‌که با افزایشی یک درصدی در تورم، میزان زیان رفاهی به میزان ۱/۰۲ درصد افزایش می‌یابد. نکته‌ایی که در این جدول مشهود است آن است که به نظر رابطه‌ایی یک‌به‌یک بین تورم و زیان رفاهی وجود دارد. برای تبیین وجودی این نکته از آزمون والد استفاده شده است. نتایج در جدول (۱۴) گزارش شده است.

جدول ۱۴: آزمون والد

Test	آماره χ^2	Prob	$H_0: C(1) = 1$
آزمون والد	۰/۳۶	۰/۵۴	تایید می‌شود

مأخذ: یافته‌های پژوهش

[۱۹] در برآورد از زیان رفاهی به صورت درصد استفاده شده است.

با توجه به مقدار آماره χ^2 (۰/۳۶) و سطح احتمال (۰/۵۴)، فرضیه صفر در این آزمون دال بر برابر با یک بودن ضریب متغیر تورم تایید می‌شود. بدین مفهوم که رابطه‌ی یک به یکی بین تورم و زیان رفاهی وجود دارد. به‌نحوی‌که می‌توان اظهار داشت افزایشی یک درصدی در تورم نیازمند افزایشی برابر در میزان زیان رفاهی می‌باشد.

۵- جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

پژوهش حاضر با تمرکز بر چند هدف صورت گرفته است. هدف نخست و اصلی محاسبه‌ی زیان رفاهی ناشی از تورم در اقلام غذایی عمده و تحلیل محاسبات حاصل از آن است. هدف دوم؛ مقایسه تغییرات جبرانی محاسباتی در سطح استان‌هاست، در اینکه چه استان‌هایی نیازمند به تغییرات جبرانی بیشتر و کدام استان‌ها نیازمند به تغییرات جبرانی کمتر ناشی از تغییرات قیمت و تورم هستند. هدف سوم؛ تحلیل نوع رابطه بین تورم و تغییرات جبرانی، از حیث کمی است. در اینکه تورم به چه صورت و با چه اندازه‌ای در تغییرات جبرانی اثر می‌گذارد و اینکه آیا اساساً رابطه‌ایی یک‌به‌یک بین تورم و تغییرات جبرانی وجود دارد یا خیر؟ در این راستا و برای پاسخ دادن به سؤالات و پوشش اهداف یادشده، محاسبه و تحلیل زیان رفاهیِ ناشی از تورم اقلام غذایی برای خانوارهای شهری در استان‌های ایران در قالب سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل مورد مطالعه قرار گرفت. برای این منظور مبتنی بر اطلاعات مخارج خانوارهای شهری در استان‌های کشور طی سال‌های ۱۳۸۲ الی ۱۳۹۳، الگوی پژوهش با روش رگرسیونی به ظاهر نامرتبط در فضای داده‌های تابلویی برآورد شد و از میان اقلام غذایی که دارای ضریب اهمیت بالایی در سبد مصرفی خانوار است گروه‌های نان و غلات، گوشت، لبنیات و تخم‌مرغ، میوه‌ها و خشکبار، انواع سبزی و حبوبات انتخاب شد. پس از برآورد، کشش‌های خودقیمتی، متقاطع (جبرانی و غیرجبرانی) و درآمدی این اقلام غذایی به همراه متوسط زیان رفاهی سالانه ناشی از افزایش قیمت‌ها به تفکیک استان‌ها محاسبه و تحلیل شد. نتایج حاکی از آن است که علامت کشش خودقیمتی تقاضا برای کلیه‌ی گروه‌های کالایی (به جزء میوه‌ها و خشکبار) مطابق با انتظار نظری، منفی بوده و نشان از رابطه‌ای معکوس بین مقدار تقاضا و قیمت است. اندازه‌ی این کشش نیز حاکی از آن است که تقاضای خانوارهای شهری در استان‌های کشور نسبت به

قیمت گروه لبنیات و تخم‌مرغ، تقاضایی باکشش و برای سایر گروه‌ها کم‌کشش است.

با مقایسه‌ی کشش‌های متقاطع گروه‌های غذایی مختلف، می‌توان گفت که با افزایش قیمت هر کدام از گروه‌های غذایی، سهم سایر گروه‌ها از بودجه‌ی خانوار تحت تأثیر قرار گرفته و تغییر می‌یابد. بنابراین کنترل میزان تقاضا از طریق ابزار قیمت تأیید می‌شود؛ یعنی میزان تقاضای کالاهای مصرفی را می‌توان در قبال تغییرات قیمت، تغییر داد. به عبارت دیگر برای اثرگذاری یک سیاست قیمتی بر مصرف یک کالا، علاوه بر سیاست تغییر قیمتی آن کالا، آثار جایگزینی قیمتی نیز مناسب است. این مطلب را می‌توان با توجه به علامت کشش‌های متقاطع مواد غذایی مورد نظر و رابطه‌ی جانشینی یا مکملی این گروه‌ها به وضوح مشاهده کرد.

از حیث کشش درآمدی نیز، گروه‌های نان و غلات و گوشت با کشش درآمدی کمتر از واحد به عنوان کالایی ضروری و گروه‌های لبنیات و تخم‌مرغ، میوه‌ها و خشکبار و انواع سبزی و حبوبات با کشش درآمدی بزرگتر از واحد به عنوان کالاهای لوکس برای خانوارهای شهری استان‌های ایران محسوب می‌شود. به نحوی‌که از نظر ضروری بودن نان و غلات استان‌های خراسان شمالی و مازندران به ترتیب در رتبه‌ی نخست و رتبه‌ی آخر جای دارند؛ این در حالی است که از نظر ضروری بودن گوشت، تقریباً تمام استان‌ها وضعیت مشابهی دارند. همچنین از نظر لوکس بودن گروه لبنیات و تخم‌مرغ، استان‌های ایلام، بوشهر، کهگیلویه و بویراحمد، کرمانشاه و لرستان رتبه‌ی نخست و استان‌های آذربایجان شرقی، آذربایجان غربی و تهران رتبه‌ی آخر را دارند. در گروه میوه‌ها و خشکبار، استان سیستان و بلوچستان رتبه‌ی نخست و استان‌های اصفهان، کهگیلویه و بویراحمد و گیلان رتبه‌ی آخر و در گروه انواع سبزی و حبوبات، استان یزد رتبه‌ی نخست و استان‌های بوشهر و مازندران رتبه‌ی آخر را به خود اختصاص داده‌اند.

محاسبه‌ی زیان رفاهی ناشی از تغییرات قیمت مواد غذایی با استفاده از معیار تغییر جبرانی (مثبت) نشان داد که طی دوره‌ی مورد بررسی، خانوارها به دلیل افزایش قیمت مواد غذایی با کاهش رفاه مواجه شده‌اند؛ همچنین زیان رفاهی ناشی از افزایش قیمت‌ها برای استان‌های مختلف، متفاوت است. تفاوتی که ناشی از تفاوت در مخارج اولیه‌ی خانوارها در این استان‌ها بوده و البته تحت تأثیر عواملی دیگر نظیر تعداد خانوار و ویژگی‌های منطقه‌ای و جمعیتی هر استان نیز می‌تواند

باشد. اندازه‌ی معیار محاسباتی تغییر جبرانی، نشان می‌دهد که بطور متوسط خانوارها در استان تهران و قم به ترتیب از بالاترین و پایین‌ترین سطح در زیان رفاهی برخوردارند. به‌نحوی‌که لازم است خانوارها در استان تهران و قم در هر سال (از ۸۳ تا ۹۳) به‌طور متوسط به ترتیب معادل ۵۲۰۸۰۹۳ و ۲۴۲۷۷۹۶ ریال جبرانِ درآمد شوند تا به سطح مطلوب سال ماقبل دست یابند. دست‌آورد آخر مقاله اینکه بر اساس برآورد الگو، رابطه‌ی یک‌به‌یک بین تورم و معیار تغییرات رفاهی مورد تأیید قرار گرفت؛ به‌نحوی‌که یک درصد تغییر در تورم به تغییری همسو و هم‌اندازه در زیان رفاهی منجر می‌شود. همان‌گونه که از نتایج این پژوهش مشخص است، خانوارها در بیش از نیمی از استان‌های کشور، در معرض مستقیم افزایش قیمت اقلام غذایی عمده (نان و غلات؛ گوشت؛ لبنیات و تخم‌مرغ؛ میوه‌ها و خشکبار و انواع سبزی و حبوبات) قرار خواهند گرفت. بنابراین با توجه به شرایط کنونی کشور و روند صعودی افزایش قیمت‌ها، قانون‌گذاران و سیاست‌گذاران باید برنامه‌های حمایتی مناسبی در جهت جبران کاهش رفاه خانوارها و گروه‌های آسیب‌پذیر به خصوص در مناطق محروم و با منابع طبیعی و مالی اندک اتخاذ کنند، سیاست‌هایی که بتواند آثار منفی افزایش قیمت‌ها را جبران یا حداقل کاهش دهد.

با توجه به محاسبات صورت گرفته، توصیه می‌شود که اگر دولت بخواهد با نگاهی برابرطلبانه جبران زیان رفاهی همه‌ی استان‌ها را درنظر بگیرد، لازم است هر ساله به طور متوسط به اندازه‌ی نرخ تورم، درآمد حقیقی خانوارها را ارتقا دهد؛ ولی اگر بخواهد با دیدگاهی عادلانه، اتخاذ سیاست جبرانی نماید، شایسته است به استان‌هایی (براساس جدول ۱۱: استان‌های آذربایجان غربی، اردبیل، اصفهان، ایلام، بوشهر، تهران، چهارمحال و بختیاری، خراسان رضوی، خراسان جنوبی، خوزستان، زنجان، فارس، قزوین، کهگیلویه و بویراحمد، لرستان، مازندران، مرکزی و هرمزگان) که متوسط تغییرات جبرانی آن‌ها بیشتر از میانگین استانی است توجه بیشتری معطوف دارد.

پرتال جامع علوم انسانی

فهرست منابع:

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی در مناطق شهری ایران. سال‌های ۹۳-۱۳۸۴.

پژویان، جمشید و سید محمد مهدی احمدی. (۱۳۹۳). برآورد کشش‌های قیمتی و درآمدی گروه‌های مصرفی خانوارهای شهری با استفاده از سیستم تقاضای ایده‌آل مبتنی بر داده‌های تابلویی. فصلنامه علوم اقتصادی، ۸(۲۶): ۳۱-۱۳.

پناهی، علیرضا. (۱۳۷۵). تحلیل رفتار مصرفی در مناطق شهری: کاربرد سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل مورد ایران. پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شیراز.

جانستون، جک و جان دیناردو. (۱۳۸۹). روش‌های اقتصادسنجی. ترجمه علی‌اکبر خسروی‌نژاد و فریدون اهرابی، چاپ دوم. همدان: انتشارات نور علم.

حکمتی فرید، صمد، سلیمان فیضی و نفیسه سعادت. (۱۳۹۵). تأثیر افزایش قیمت گروه‌های مختلف کالایی بر رفاه خانوارهای روستایی کشور بر مبنای سیستم مخارج خطی. فصلنامه مدلسازی اقتصادی. ۱۰(۱۱): ۱۰۶-۸۹.

خسروی‌نژاد، علی‌اکبر و ابراهیم صیامی عراقی. (۱۳۹۱). برآورد تغییرات رفاهی مصرف‌کنندگان در ایران با استفاده از شاخص درست هزینه زندگی. فصلنامه مدلسازی اقتصادی. ۶(۴): ۷۴-۵۷.

خسروی‌نژاد، علی‌اکبر، فرهاد خدادادکاشی و زهرا صحبتی. (۱۳۹۲). ارزیابی افزایش قیمت مواد غذایی بر رفاه خانوارهای شهری ایران. فصلنامه‌ی راهبرد اقتصادی. ۲ (۴): ۹۳-۷۳.

سوری، علی. (۱۳۹۴). اقتصادسنجی مقدماتی و پیشرفته. جلد ۱ و ۲، چاپ سوم. تهران: نشر فرهنگ‌شناسی.

صامتی، مجید و سعیده ایزدی. (۱۳۹۳). اثر هزینه‌های رفاهی تورم بر دهک‌های هزینه‌ای مختلف خانوارهای شهری استان اصفهان. فصلنامه‌ی پژوهش‌های اقتصادی، ایران، ۱۹ (۵۹): ۱۵۲-۱۱۷.

فلاحی، فیروز، پرویز محمدزاده و صمد حکمتی فرید. (۱۳۹۲). بررسی آثار رفاهی افزایش قیمت گروه‌های کالایی در خانوارهای شهری کشور. مجله‌ی تحقیقات اقتصادی. ۴۸ (۲): ۱۵۰-۱۳۱.

قهرمان‌زاده، محمد، محمدباقر ضیائی، اسماعیل پیش بهار و قادر دشتی. (۱۳۹۴). اندازه‌گیری تأثیر افزایش قیمت مواد غذایی بر رفاه خانوارهای شهری ایرانی. فصلنامه تحقیقات اقتصاد کشاورزی. ۹(۴): ۱۱۹-۹۷.

گجراتی، دامودار. (۱۳۹۲). مبانی اقتصادسنجی. ترجمه‌ی حمید ابریشمی. جلد ۲. چاپ نهم. تهران: انتشارات دانشگاه تهران.

لیانی، قاسم و عبدالکریم اسماعیلی. (۱۳۹۴). تعیین میزان آسیب‌پذیری خانوارهای شهری ناشی از افزایش قیمت مواد غذایی وارداتی در ایران. فصلنامه‌ی تحقیقات اقتصاد کشاورزی. ۷ (۳): ۱۲۷-۱۰۹.

مرکز آمار ایران. نتایج تفصیلی از هزینه و درآمد خانوارهای شهری. سال‌های ۹۳-۱۳۸۲.

وفرستی، محمد. (۱۳۹۱). ریشه واحد و هم‌جمعی در اقتصادسنجی. چاپ چهارم. تهران: انتشارات فرهنگی رسا.

هژبر کیانی، کامبیز و فرنوش حاجیها. (۱۳۹۰). آثار رفاهی اجرای سیاست حمایتی هدفمند در تأمین امنیت غذایی اقشار آسیب‌پذیر. فصلنامه‌ی اقتصاد کاربردی. ۷: ۵۷-۲۳.

Akbari, A., M.B. Ziaei & M. Ghahremanzadeh. (2013). Welfare Impacts of Soaring Food Prices on Iranian Urban Households: Evidence from Survey Data. International Journal of Business and Development Studies, 5(1), 23-38.

Azzam, A.M. & B. Rettab. (2012). A Welfare Measure of Consumer Vulnerability to Rising Prices of Food Imports in the UAE. Food Policy, 37(5), 554-560.

Baum, C.F. (2006). An Introduction to Modern Econometrics Using Stata. Brighton Massachusetts Press.

Buse, A. (1994). Evaluating the Linearized almost Ideal Demand System. American Journal of Agricultural Economics, 76(1): 781-793.

Deaton, A. & J. Muellbauer. (1980). An Almost Ideal Demand System. The American Economic Review, 70(3), 312-326.

Dybczak, K., P. Tóth & D. Vonka. (2014). Effects of Price Shocks on Consumer Demand: Estimating the QUAIDS Demand System on Czech Household Budget Survey Data. Finance a Uver, 64(6): 476-500.

Friedman, J. & J. Levinsohn. (2002). The Distributional Impacts of Indonesia's Financial Crisis on Household Welfare: A "Rapid

Response" Methodology. World Bank Economic Review, 16(3): 397-424.

Osei-Asare, Y.B. & M. Eghan. (2013). Food Price Inflation and Consumer Welfare in Ghana. International Journal of Food and Agricultural Economics, 1(1): 27-39.

Pons, N. (2011). Food and Prices in India: Impact of Rising Food Prices on Welfare. Centre De Sciences Humaines, Delhi, India.

Tefera, N., M. Demeke & S. Rashid. (2012). Welfare Impacts of Rising Food Prices in Rural Ethiopia: A Quadratic Almost Ideal Demand System Approach. International Association of Agricultural Economists (IAAE) Triennial Conference, Brazil, 1-47.

Weber, R. (2015). Welfare Impacts of Rising Food Prices: Evidence from India. In 2015 Conference, August, 9-14.

Zellner, A. (1962). An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions & Tests for Aggregation Bias. Journal of the American statistical Association, 57(298): 348-368.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی