

اندازه‌گیری تأثیر افزایش قیمت مواد غذایی بر رفاه خانوارهای شهری ایرانی

محمد قهرمان‌زاده، محمد باقر ضیائی، اسماعیل پیش‌بهار و قادر دشتی^۱

تاریخ دریافت: ۱۳۹۴/۰۶/۲۸

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۴/۱۰/۱۳

چکیده

در این پژوهش سعی شده است تأثیر افزایش قیمت مواد غذایی بر رفاه خانوارهای شهری ایرانی و در بین دهک‌های درآمدی در سال‌های ۹۰-۱۳۸۸ اندازه‌گیری و تحلیل شود. برای این منظور سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل درجه دوم برای نه گروه اصلی مواد غذایی در کشور برای هر یک از دهک‌های درآمدی در سال‌های ۱۳۸۸ و ۱۳۹۰ برآورد شد. نتایج به دست آمده از کشش‌های درآمدی برای کل خانوارهای شهری نشان داد که گروه‌های غلات، لبنیات و تخم‌پرنندگان، سبزی و حبوبات، ادویه‌ها و آشامیدنی‌ها، ضروری و گروه‌های گوشت، روغن‌ها، میوه‌ها و خشکبار و قند و شکر و مرباها کالاهای لوکس به شمار می‌آیند. در نهایت با به کارگیری کشش‌های تقاضای هیکس به دست آمده، اثرات رفاهی ناشی از افزایش قیمت مواد غذایی با استفاده از شاخص رفاه تغییرات جبرانی (CV) محاسبه شد. نتایج بررسی نشان داد افزایش قیمت مواد غذایی رفاه تمامی خانوارهای شهری ایرانی را کاهش داده است. به طور نسبی از مخارج کل خانوارهای دهک اول در طی دوره ۹۰-۱۳۸۸، ۱۹/۶۳ درصد از درآمد اولیه 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. ملاحظه می‌شود رفاه از دست رفته برای خانوارهای فقیر به مراتب بیشتر از خانوارهای ثروتمند بوده است و این در حالی است خانوارهای فقیر بخش بزرگی از درآمد خود را صرف خرید مواد غذایی می‌کنند. بنابراین لازم است تا سیاستگذاران اقتصادی حمایت بیشتری از خانوارهای دهک‌های پایین درآمدی به عمل آورند.

طبقه‌بندی JEL: Q18, Q11, I38

واژه‌های کلیدی: افزایش قیمت مواد غذایی، اثرات رفاهی، معیار تغییرات جبرانی (CV)، تابع تقاضای QUARDS، دهک‌های درآمدی

^۱ به ترتیب دانشیار، دانش آموخته کارشناسی ارشد و دانشیاران گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه تبریز

مقدمه

یارانه برای فرآورده‌های انرژی و اقلام غذایی مهم نخستین بار در خلال جنگ ایران و عراق به عنوان راهی برای مدیریت مصرف در زمان جنگ اجرا شد. بار دیگر، انرژی و نان ارزان بخشی از زندگی مردم شد و مصرف‌کنندگان ایرانی شیوه‌ی زندگیشان را بر مبنای آن پایه‌ریزی کردند تولیدکنندگان محصولاتشان را با فناوری‌ای می‌ساختند که مصرف انرژی در آن زیاد و غیر بهینه بود (صالحی اصفهانی، ۲۰۱۲). سرانجام سیر صعودی حجم یارانه‌های آشکار و پنهان اصلاح نظام پرداخت یارانه‌ها را به اقدامی ضروری و گریزناپذیر برای اقتصاد ایران تبدیل کرد. قانون هدفمندی یارانه‌ها، که مهم‌ترین اقدام دولت برای رویارویی و حل و فصل چالش یارانه‌ها در اقتصاد ایران بود، در آذرماه ۱۳۸۹ به مرحله اجرا رسید. یکی از هزینه‌های مهم اجرای قانون هدفمندی یارانه‌ها که تا پیش از اجرای آن بحث‌های گسترده‌ای را در محافل عمومی و کارشناسی ایجاد کرده بود، هزینه‌های تورمی ناشی از آن بود. تا پیش از اجرای طرح، تقریباً همه‌ی کارشناسان و سیاستگذاران اقتصاد ایران، اثرات تورمی ناشی از اجرای قانون هدفمندی یارانه‌ها را پذیرفته بودند، اما آنچه به‌طور جدی مورد بحث بود میزان تأثیر اجرای آن بر نرخ تورم بود. در حالی که برخی از کارشناسان بر نرخ‌های تورم بسیار بالا تأکید داشتند، سیاستگذاران اقتصادی و برخی از کارشناسان باور داشتند در اثر اجرای این قانون تورم بسیار بالایی در انتظار اقتصاد ایران نخواهد بود (زمان زاده، ۱۳۹۰). در این میان شوک قیمت مواد غذایی به طور خاص، با اهمیت است، چراکه بسیاری از خانوارها به شدت به محصولات ضروری به منظور تأمین کالری غذای روزانه‌ی خود وابسته هستند (کرنفیلد و همکاران، ۲۰۰۷).

ترکیب و همزمانی قیمت قابل توجه غذا همراه با افزایش چشمگیر در نوسان قیمت آن ممکن است اثرات شدید را روی خانوارهای کم درآمد داشته باشد. در چند سال اخیر بنا به دلایل متعددی قیمت مواد خوراکی و سایر کالاهای ضروری خانوارها در ایران افزایش یافته است، علت‌هایی که از عامل‌های درونی اقتصاد همچون افزایش حجم نقدینگی و هدفمندسازی یارانه‌ها گرفته تا نقش عامل‌های خارجی و تجارت بین‌الملل مانند تشدید تحریم‌های اقتصادی را در بر می‌گیرد. شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی^۱ به عنوان معیار سنجش تغییرات قیمت کالاها و خدمات مصرفی خانوارها، مهم‌ترین ابزار اندازه‌گیری میزان تورم در اقتصاد کشور است. بنابراین گزارش بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران در سال ۱۳۹۰ تغییرات سالانه شاخص بهای

^۱ Consumer price index

اندازه گیری اثرات افزایش قیمت... ۹۹

گروه مواد خوراکی و آشامیدنی در این سال ۲۵/۹ درصد بوده و بیشترین درجه‌ی تأثیرگذاری در افزایش شاخص کل به میزان ۳۸/۷۵ درصد را داشته است (بانک مرکزی ج.ا.ایران، ۱۳۹۰). این افزایش قیمت‌ها نه تنها تناسبی با یارانه نقدی پرداختی به خانوارها ندارد، بلکه به دلیل تورم و جهش‌های قیمتی و بی‌ثباتی بازار این کالاها، در عمل فشار گرانی را بر خانوارها چندین برابر محسوس‌تر از پیش کرده است. قیمت‌های بالای غذا، قدرت خرید خانوارهای ایرانی به ویژه خانوارهای کم درآمد را کاهش داده است، زیرا هزینه‌ی بالای غذا ممکن است سبب کاهش مصرف سایر کالاها و خدمات اساسی مانند مراقبت‌های پزشکی، تحصیلات و تفریح و مسکن از سوی خانوارها شود. موضوع قابل توجه در این بحث آثار توزیعی تورم در جامعه است که در میان دهک‌های مختلف درآمدی متفاوت و غیر یکسان است. اینکه آثار تورم بر دهک‌های مختلف جامعه یکسان نیست شاید به ظاهر حساسیت برانگیز نباشد، اما اگر از این زاویه به مطلب نگریده شود که دولت می‌تواند با تأکید بر سطح رفاه دهک‌های پایین درآمدی، تورم را چنان توزیع کند که فشار به این دهک‌ها نیاید، آن‌گاه این موضوع از جانب سیاستگذاری می‌تواند راهگشا باشد.

ساختار بررسی‌های رفاهی قیمت مواد غذایی بر این پایه استوار است که افزایش یا کاهش مصرف کالاها در سبد مصرف خانوارها نشان از تغییر اوضاع زندگی آنان دارد. ملاک قضاوت درباره‌ی روند شاخص‌ها نیز نظریه معروف «انگل» درباره رفتار مصرفی خانوارهاست. چه آنکه گاهی کاهش سهم کالاهای خوراکی در بودجه خانوار به عنوان دلیلی مبنی بر بهبود اوضاع فقر و عدالت در کشور مطرح می‌شود که بر این منطق استوار است که کاهش درآمدی کالاهای خوراکی در بودجه‌ی خانوار به نسبت پایین است و بدین خاطر، با افزایش درآمد، مصرف کالاهای خوراکی به نسبت کمتری افزایش می‌یابد. نتیجه اینکه هرچه درآمد خانوارها افزایش نشان می‌دهد، سهم مصرف کالاهای خوراکی در بودجه پایین می‌آید. جدول (۱) سهم هزینه مصرف کالاهای خوراکی را در سبد مصرف خانوارهای شهری در طی دوره ۹۰-۱۳۸۳ نشان می‌دهد. برپایه این جدول ملاحظه می‌شود که سهم هزینه کالاهای خوراکی در سبد مصرفی خانوارهای شهری از سال ۱۳۸۶ و به ویژه پس از اجرای قانون هدفمندسازی یارانه‌ها در سال ۱۳۸۹، روندی فزاینده را دنبال کرده است. با اوصافی که از نظریه‌ی انگل و رفتار مصرفی کالاها گفته شد، شاید بتوان چنین نتیجه گرفت که وضعیت رفاه اقتصادی خانوارها در سال‌های اخیر

^۱ گزارش شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی در مناطق شهری ایران، بانک مرکزی ج.ا.ایران، ۱۳۹۰.

کاهش یافته است. این نکته را نباید از یاد برد که در بررسی بالا از متوسط آمار مصرف خانوارها استفاده شده است و پرداختن به مصرف خانوارهای کشور در دهک‌های مختلف هزینه‌ای، بهتر می‌تواند وضعیت رفاهی خانوارها را ترسیم کند.

جدول (۱) سهم هزینه کالاهای خوراکی در سبد مصرفی خانوارهای شهری (درصد)

سال	۱۳۸۳	۱۳۸۴	۱۳۸۵	۱۳۸۶	۱۳۸۷	۱۳۸۸	۱۳۸۹	۱۳۹۰
ضریب انگل	۲۵/۶۳	۲۴/۰۶	۲۲/۵۷	۲۲/۳۹	۲۲/۶۷	۲۲/۶۹	۲۳/۰۱	۲۴/۶۷

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول (۲) سهم هزینه‌های کالاهای خوراکی در سبد مصرفی دهک‌های درآمدی سالانه خانوارهای شهری (درصد)

سال	دهک اول	دهک دوم	دهک سوم	دهک چهارم	دهک پنجم	دهک ششم	دهک هفتم	دهک هشتم	دهک نهم	دهک دهم
سال ۱۳۸۸	۲۹/۹۲	۳۰/۴۳	۲۹/۶۷	۲۷/۳۶	۲۶/۰۰۵	۲۶/۰۴	۲۴/۱۳	۲۲/۷۳	۲۰/۲۱	۱۵/۱۳
سال ۱۳۸۹	۳۲/۶۱	۳۰/۹۱	۳۰/۱۲	۲۸/۴۵	۲۷/۷۶	۲۵/۹۴	۲۴/۲۸	۲۳/۲۵	۲۰/۲۴	۱۵/۷۰
سال ۱۳۹۰	۳۴/۴۷	۳۳/۴۶	۳۲/۱۷	۳۰/۶۴	۲۹/۶۷	۲۷/۸۰	۲۶/۰۰	۲۳/۹۵	۲۲/۱۲	۱۶/۷۰

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول (۲) سهم هزینه کالاهای خوراکی در سبد مصرفی در هر یک از دهک‌های هزینه سالانه خانوارهای شهری را نشان می‌دهد. مصرف کنندگان کم درآمدی که سهم قابل توجهی از بودجه‌ی خانوار خود را صرف غذا می‌کنند احتمالاً به طور شدیدتری تحت تأثیر قیمت‌های فزاینده غذا قرار می‌گیرند و واکنش بیشتری به تغییرات قیمت خواهند داشت و ناچار خواهند بود که بودجه‌بندی سخت‌تری را در قیاس با مصرف کنندگان پردرآمد با سهم بودجه‌ای پایین مواد غذایی، اختیار کنند. همان‌طور که جدول ۲ نشان می‌دهد سهم هزینه‌ی کالاهای خوراکی برای همه‌ی دهک‌های درآمدی از سال ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۰ رشد محسوسی داشته است. خانوارهای دهک اول و دوم بیش از یک سوم درآمد خود را صرف تهیه مواد غذایی کرده‌اند. در مقابل سهم هزینه مواد خوراکی خانوارهای ثروتمند نصف خانوارهای دهک اول و دوم است. این در حالیست که طبق محاسبات نگارنده در سال ۱۳۹۰، نسبت مبالغ ریالی هزینه شده روی کالاهای خوراکی خانوارهای دهک دهم به دهک اول ۴/۹۸ بوده است. به منظور ارائه‌ی سیاست کارا تر در واکنش به رفاه از دست رفته‌ی خانوارهای ایرانی و نزدیک شدن به هدف عدالت

اندازه گیری اثرات افزایش قیمت... ۱۰۱

اجتماعی، ضروری است چگونگی بکارگیری سازوکارهای حمایتی به دقت بررسی شود تا شرایط ایجاد شده منجر به حصول نتایج معکوس نشود.

تحلیل اثرات رفاهی افزایش قیمت مواد غذایی همواره کانون توجه مباحث اقتصاد رفاه بوده است. به عنوان مثال، فریدمن و لوینسون (۲۰۰۲) اثرات توزیعی بحران مالی - اقتصادی اندونزی را بر رفاه خانوارها پیش از بحران پولی آسیا در سال ۱۹۹۷ و با استفاده از روش تغییر جبرانی بررسی کردند. نتایج نشان داد، به طور واقعی هر خانوار به شدت تحت تأثیر این تغییر قیمت‌ها قرار می‌گیرد اگرچه وضعیت برای خانوارهای فقیر شهری بدتر بوده است و توانایی خانوارهای فقیر روستایی در تولید غذا پیامدهای وخیم تورم بالا را تخفیف داده است. چارلیس و آپلتون (۲۰۰۷) اثرات تغییر قیمت غذا بر روی مصرف خانوارها را در غنا در دهه ۹۰ با استفاده از معیار تغییر جبرانی محاسبه کردند و یافته‌ها بیانگر آن است که بار توزیعی قیمت‌های غذایی بالا به طور اساسی بر دوش مصرف‌کنندگان فقیر شهری می‌باشد. وینسنت (۲۰۰۹) اثرات رفاهی تغییرات قیمت کالا بر رفاه مصرف‌کننده را در تانزانیا تحلیل کرده و از آن برای اثرات رفاهی قابل استناد اصلاح تعرفه‌ها (کاهش تعرفه‌ها) استفاده کرد. این محقق نشان داد که در معنای واقعی افزایش قیمت غذا وضعیت رفاهی همه‌ی مصرف‌کنندگان را در طول دهه‌ی ۱۹۹۰ و ۲۰۰۰ بدتر کرده است. گرچه خانوارهای فقیر، به ویژه خانوارهای فقیر روستایی در مقابل خانوارهای غیر مستمند (به طور خاص خانوارهای غیر مستمند شهری) بیشتر از این سنگینی قیمت‌های بالا تحت فشار می‌باشند. وود و نلسون (۲۰۰۹) نیز اثر رفاهی افزایش قیمت غذا را روی خانوارهای مکزیکی اندازه‌گیری کردند. آنان برای نشان دادن تفاوت در معیارهای رفاهی، از داده‌های مقطعی خانوار مکزیکی برای برآورد زیان‌های رفاهی ناشی از افزایش‌های اخیر قیمت غذا استفاده کرده و با معیارهای مرتبه اول مورد مقایسه قرار داده اند. الم (۲۰۱۱) اثر افزایش قیمت غذا روی رفاه مصرف‌کنندگان شهری اتیوپی در سال‌های ۹-۲۰۰۴ با برآورد سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل درجه دوم^۱ (QUAIDS) و به کارگیری معیار تغییر جبرانی (CV) به عنوان معیار اندازه‌گیری رفاه خانوارها، بررسی کرد. نتایج نشان داد، خانوارها در مناطق شهری اتیوپی معادل ۱۵ درصد از بودجه غذای سالانه خود را بنا به افزایش غیر منتظره قیمت غذا از دست داده و خانوارهای فقیر به صورت ناخوشایندتری از خانوارهای غیرفقیر تحت تأثیر قرار می‌گیرند. وو و گلووی (۲۰۱۱) میزان رفاه از دست رفته خانوارهای

^۱Quadratic Almost Ideal Demand System (QUAIDS)

ویتنامی را به سبب افزایش قیمت برنج و غلات در طی سالهای ۸۰-۲۰۰۷ اندازه‌گیری کرده و نشان دادند که میزان رفاه از دست رفته مصرف‌کنندگان در برابر میزان رفاه حاصل شده برای تولیدکنندگان این کالا کمتر می‌باشد. فریراو همکاران (۲۰۱۳) با استفاده از مدل تعادل عمومی اثرات رفاهی تورم قیمت مواد غذایی و توزیع آن بین خانوارهای برزیلی را بررسی کرده و بیان کردند که خانوارها با سطح درآمد متوسط بیشتر از خانوارهای فقیر آسیب می‌بینند زیرا خانوارهای فقیر از برنامه‌های تامین اجتماعی دولت بهره‌مند می‌باشند. وبر (۲۰۱۵) با استفاده از برآورد سیستم تقاضای QUAIDS و معیار تغییر جبرانی (CV) به بررسی اثرات رفاهی افزایش قیمت مواد غذایی بر رفاه و فقر خانوارهای هندی پرداخته و نشان داد که ۶ و ۴ درصد به ترتیب از رفاه خانوارهای شهری و روستای کاهش شده است.

در ایران نیز محمد زاده (۱۳۹۰) اثرات تغییر یارانه مواد غذایی نان، قند و شکر، روغن نباتی، برنج و شیر بر تقاضای خانوارهای ایرانی با استفاده از سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل درجه دوم طی سال‌های ۸۸-۱۳۶۴ بررسی کرد. ایشان تغییرات تقاضای ناشی از تغییرات قیمت را در قالب چندین سناریو بررسی کرده و اثرات رفاهی ناشی از تغییرات تقاضا روی خانوارها با استفاده از شاخص تغییرات جبرانی به دست آورد. نتایج این بررسی نشان داد کاهش یارانه و افزایش قیمت هرکدام از اقلام غذایی، منجر به افزایش هزینه‌های غذایی خانوار خواهد شد. خسروی نژاد و همکاران (۱۳۹۲) به محاسبه اثرات افزایش قیمت نان، گوشت قرمز، گوشت سفید، لبنیات و تخم مرغ بر رفاه خانوارهای شهری ایران پرداختند. برای این منظور از روش AIDS و سپس معیار تغییر جبرانی برای ارزیابی تغییر رفاه مصرف‌کنندگان استفاده شده است. برآورد سیستم تقاضا برپایه داده‌های بودجه خانوارهای شهری در دوره زمانی ۸۹-۱۳۷۵ انجام گرفت. یافته‌های تحقیق حاکی از آن است که کاهش رفاه ناشی از افزایش قیمت مواد غذایی در دهکهای پایین هزینه‌ای بیشتر از دهک‌های میانی و دهکهای بالا است. نتایج به دست آمده براساس قانون انگل که بیان می‌دارد سهم مخارج غذا در خانوارهای کم درآمد بیشتر از خانوارهای پردرآمد است و در نتیجه افزایش قیمت مواد غذایی، به طور مستقیم مخارج غذایی این خانوارها را متأثر کرده و کاهش رفاه در این خانوارها بیش از سایر خانوارها است. بنابراین مطالب بیان شده ملاحظه می‌شود بحث اثرات رفاهی افزایش قیمت مواد غذایی در قانون توجه مطالعات اقتصاد رفاه قرار دارد. این در حالی است که در داخل کشور کمتر به این مسئله پرداخته شده است. در این راستا، در این بررسی سعی می‌شود ضمن تعیین سهم

اندازه گیری اثرات افزایش قیمت... ۱۰۳

بودجه‌ی اختصاص یافته به هریک از گروه‌های غذایی در سبد مصرفی هریک از دهک‌های هزینه‌ای خانوارهای شهری، میزان رفاه از دست رفته خانوارهای هر دهک که به سبب بروز تورم قیمت مواد غذایی پس از اجرای هدفمندسازی یارانه‌ها رخ داده است، محاسبه شود.

روش تحقیق

تغییرات جبرانی مقدار پول یا درآمدی است که برای جبران کردن زیان خانوار پس از افزایش قیمت‌ها و بازگرداندن آن خانوار به سطح مطلوبیت پیش از تغییرات قیمت (یعنی پیش از اجرای سیاست هدفمندسازی یارانه‌ها) لازم است. تغییرات جبرانی را می‌توان با استفاده از تابع حداقل مخارج تعریف کرد. حداقل سطح مخارج لازم برای رسیدن به سطح مطلوبیت اولیه u^0 با بردار قیمت اولیه P^0 برابر است با $c(P^0, u^0) = M^0$. حداقل سطح مخارج لازم برای رسیدن به این سطح مطلوبیت اولیه هنگامی که قیمت‌ها به P^1 تغییر یافته‌اند برابر است با $c(P^1, u^0)$. بنابراین تغییر جبرانی برابر است $CV = M^0 - c(P^1, u^0) = c(P^0, u^0) - c(P^1, u^0)$ (دیتون و مولبائر، ۱۹۸۰) که آن توان‌های ۰ و ۱ به ترتیب دلالت بر پیش و پس از قانون هدفمندسازی یارانه‌ها دارند. بر همین منوط، می‌توان معادله (۱) را با بسط مرتبه اول تیلور از تابع مخارج تقریب زد که اصطلاحاً اثرات مرتبه اول تغییر قیمت می‌نامند و در آن از واکنش‌های رفتاری خانوار برای جانشینی بین کالاها چشمپوشی شده است (وینسنت، ۲۰۰۹).

$$\Delta \ln C^h \approx \sum_{i=1}^n w_i^h \Delta \ln P_i^h \quad (1)$$

که در آن، $\Delta \ln C^h$ تغییر جبرانی (اثرات مرتبه اول تغییر قیمت)، اندیس i به گروه کالایی و h به خانوار اشاره دارد و w_i^h نشان دهنده‌ی سهم بودجه‌ای اختصاص یافته به کالای i در بودجه‌ی خانوار h ام پیش از تغییرات قیمت است و $\Delta \ln p_i^h$ تغییر نسبی قیمت کالای i را نشان می‌دهد. معادله (۱) نشان دهنده اثر رفاهی تغییر قیمت است که بستگی به اندازه تغییر قیمت به علاوه اهمیت کالای مورد نظر در سبد بودجه خانوار دارد. تقریب مرتبه اول اثر تغییرات قیمت فرض می‌کند که خانوارها هنگام تغییرات قیمت نمی‌توانند الگوهای مصرفی خود را تغییر دهند (معادل با این فرض که همه‌ی کشش‌ها معادل صفر هستند) و با تغییرات قیمت قابل توجه، اثرات جانشینی می‌تواند ناچیز باشد و بنابراین امکان دارد تقریب اثرات مرتبه اول به طور جدی با تورش همراه باشد (بنکرز و همکاران، ۱۹۹۶). بنابراین تقریب مرتبه اول اثر تغییر قیمت تنها حداکثر اثرات تغییر قیمت را با چشمپوشی از واکنش‌های رفتاری (اثرات جانشینی به سمت

کالاهایی که قیمت آنها به نسبت کمتر است) اندازه‌گیری می‌کند. برای حل این مشکل می‌توان از تقریب بسط سری مرتبه دوم تیلور بهره گرفت. تقریب بسط مرتبه- دوم تیلور از کشش‌های قیمتی خودی و متقاطع که بیانگر واکنش‌های رفتاری مصرف‌کننده می‌باشد، استفاده می‌نماید (فریدمن و لیونسون، ۲۰۰۲):

$$\Delta \ln C^h \approx \sum_{i=1}^n w_i^h \Delta \ln P_i^h + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_i^h \varepsilon_{ij}^* \Delta \ln P_i^h \Delta \ln P_j^h \quad (2)$$

که در آن $\Delta \ln p_i^h$ تغییرات نسبی قیمت کالای i ام و ε_{ij}^* کشش جبرانی قیمتی هیکس گروه i بر حسب تغییر قیمت گروه j است. تصریح داده شده تغییرات جبرانی در معادله ۲ برای برآورد اثرات تغییر قیمت مواد غذایی در سال ۱۳۸۸ (سال پیش از اجرای هدفمندسازی) و سال ۱۳۹۰ (سال پس از اجرای هدفمندسازی) مورد استفاده قرار گرفت. کشش‌های جبرانی نیز با برآورد تابع تقاضای گروه‌های اصلی کالاهای خوراکی قابل محاسبه بوده که نحوه برآورد آن در ادامه بیان شده است.

سیستم تقاضای مواد غذایی

همان‌طور که بیان شد برای محاسبه معیار تغییر جبرانی به شکل معادله (۲) می‌بایستی توابع تقاضا برای مواد غذایی برآورد شود. استفاده از سیستم‌های تقاضا، الگوسازی تخصیص کل مخارج را بر روی کالاها با یک بودجه‌ی مشخص امکان پذیر می‌سازد. برای به کار بستن نظریه تقاضا در دنیای واقعی، الگوهای تجربی سیستم‌های تقاضا مورد نیازند. از جمله سیستم‌های تقاضای تجربی پرکاربرد می‌توان به سیستم مخارج خطی^۱ (LES) که توسط استون (۱۹۵۴) ارائه شد، الگو روتردام^۲ توسط بارتین (۱۹۶۴)، سیستم ترانسلوگ غیر مستقیم^۳ (ITS) که توسط کریستینسن و همکاران (۱۹۷۵) معرفی شد، سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل^۴ (دیتون و مولبائر، ۱۹۸۰) و سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل درجه دوم^۵ (QUAIDS) که توسط بنکز و همکارانش (۱۹۹۶) ارائه شد، اشاره کرد. بنابر ویژگی‌های هر الگو، الگوی LES در توصیف رفتار تقاضا بر پایه قانون انگل اشکال دارد (پنگریبو و سیگی، ۲۰۱۱). سیستم تقاضای روتردام چون از یک

^۱Linear Expenditure System

^۲Rotterdam model

^۳Indirect Translog System

^۴Almost Ideal Demand System

^۵Quadratic Almost Ideal Demand System

اندازه گیری اثرات افزایش قیمت... ۱۰۵

تابع مطلوبیت یا هزینه‌ی مشخص، مشتق نشده است با رفتار بیشینه سازی مطلوبیت سازگاری ندارد. سیستم تقاضای AIDS اصول نظریه تقاضا را برآورده می‌سازد و برآورد آن در قیاس با دیگر الگوها پیچیدگی کمتری دارد. این الگو در بسیاری از بررسی‌های تجربی داخل کشور مورد استفاده قرار گرفته است. الگوی تقاضای QUAIDS یک الگوی تعمیم یافته^۱ از الگوی AIDS است و لذا ویژگی‌های نظریه تقاضا را برآورده می‌سازد. این الگو ویژگی‌هایی تا حدودی مشابه سیستم AIDS دارد و قابلیت به شمار آوردن انحناء و غیرخطی بودن در قانون انگل را نیز دارد (همان مأخذ). هرچند در بیشتر بررسی‌های مرتبط با موضوع این پژوهش از سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل استفاده شده است، لیکن با توجه به برتری‌های یاد شده در سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل درجه دوم در این بررسی نیز از این سیستم بهره گرفته شد که در ادامه توضیح داده شده است.

پس از بررسی لیوبل (۱۹۸۵) تلاش‌هایی برای طراحی الگوهایی که ویژگی‌هایی مانند توان انعطاف پذیری بیشتر و منحنی انگل غیر خطی به شکل مناسبی در آن لحاظ شده باشد، انجام گرفت. در این راستا سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل درجه دوم توسط بنکز و همکاران (۱۹۹۶) ارائه شد و می‌توان توابع سهم هزینه سیستم تقاضای *Quaids* را به صورت زیر استخراج کرد:

$$W_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^K \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i \ln \left\{ \frac{m}{a(p)} \right\} + \frac{\lambda_i}{b(p)} \left[\ln \left\{ \frac{m}{a(p)} \right\} \right]^2 \quad (۳)$$

که در آن، W_i ، سهم بودجه‌ی گروه‌های کالایی، و α ، β ، γ و λ پارامترها هستند. هنگامی که λ برابر صفر باشد، معادله‌ی (۳) بیانگر سیستم AIDS خواهد بود.

با استفاده از الگو *Quaids* در معادله‌ی (۳)، می‌توان کشش‌های مخارج (μ_i) و قیمتی (μ_{ij}) را به ترتیب با مشتق‌گیری از این معادله نسبت به $\ln m$ و $\ln p_j$ به دست آورد، که شکل آن به صورت زیر است (همان مأخذ):

$$\mu_i \equiv \frac{\partial w_i}{\partial \ln m} = \beta_i + \frac{2\lambda_i}{b(p)} \left\{ \ln \left[\frac{m}{a(p)} \right] \right\} \quad (۴)$$

$$\mu_{ij} \equiv \frac{\partial w_i}{\partial \ln p_j} = \gamma_{ij} - \mu_i \left(\alpha_i + \sum_k \gamma_{jk} \ln p_k \right) - \frac{\lambda_i \beta_i}{b(p)} \left\{ \ln \left[\frac{x}{a(p)} \right] \right\}^2 \quad (۵)$$

^۱Nested

کشش مخارج (e_i)، کشش‌های مارشال غیرجبرانی (e_{ij}^u) و کشش‌های قیمتی جبرانی (e_{ij}^c) به صورت زیر استخراج می‌شوند

$$\begin{aligned} e_i &= \mu_i/w_i + 1 \\ e_{ij}^u &= \frac{\mu_{ij}}{w_i} - \delta_{ij} \\ e_{ij}^c &= e_{ij}^u + w_j e_i \end{aligned} \quad (۶)$$

به طوری که δ_{ij} برابر با یک است اگر $i=j$ باشد و برابر صفر است اگر $i \neq j$ باشد (پنگریبو و سیگی، ۲۰۱۱).

داده‌های مورد استفاده و تعریف متغیرها

منبع اصلی مورد استفاده در این پژوهش، داده‌های اولیه پرسشنامه مربوط به مرکز آمار ایران با عنوان «آمارگیری از هزینه و درآمد خانوار شهری» در سال‌های ۱۳۸۸ و ۱۳۹۰ است. سال ۱۳۸۸ چون سال پیش از اجرای سیاست هدفمندی یارانه‌ها بوده و سال ۱۳۹۰ پس از اجرای سیاست یادشده بوده، گزینش شد. تعداد خانوارهای شهری نمونه‌گیری شده در سال‌های ۱۳۸۸ و ۱۳۹۰ به ترتیب ۱۸۶۰۵ و ۱۸۶۹۵ خانوار بوده که در این پژوهش مورد استفاده قرار گرفتند. لذا برای دستیابی به هدف‌های تحقیق اقلام غذایی بر پایه طبقه بندی (COICOP) به ۹ گروه اصلی دسته بندی شدند که عبارت‌اند از:

۱- نان، برنج و غلات و فرآورده‌های آن، ۲- انواع گوشت، ۳- شیر و فرآورده‌های آن (به جز کره) و تخم پرندگان، ۴- انواع روغن‌ها و چربی‌ها و کره، ۵- میوه‌ها و خشکبار، ۶- سبزی‌های تازه و خشک شده و حبوبات، ۷- قند و شکر، مرباها و شیرینی‌ها، ۸- ادویه‌ها، چاشنی‌ها و دیگر ترکیبات خوراکی، ۹- آشامیدنی‌ها (شامل انواع چای، قهوه، کاکائو و نوشابه‌ها) برای برآورد سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل درجه دوم به ساخت بردارهای قیمت نیاز است که در این بررسی به روش میانگین هندسی با وزن‌های نسبت هزینه‌ها به شکل رابطه ۷ صورت پذیرفت (ابدولای، ۲۰۰۲).

$$p_i^h = \left(\prod_{k=1}^k p_{ik}^{w_{ik}} \right)^{\frac{1}{\sum_{k=1}^k w_{ik}}} \quad (۷)$$

اندازه گیری اثرات افزایش قیمت... ۱۰۷

که در آن، p_i^h قیمت گروه کالایی i ام برای خانوار h ام است. k اقلام خوراکی است که در گروه خوراکی i دسته بندی شده‌اند. و $\sum_{k=1}^k w_{ik}$ سهم هزینه‌ی گروه کالایی i از کل هزینه‌ی پرداخت شده خانوار h ام برای کالاهای خوراکی است.

نتایج و بحث

به منظور بررسی جایگاه هر یک از کالاها در الگوی مصرفی خانوارهای شهری سهم هر یک از گروه‌های عمده کالاهای خوراکی به تفکیک دهک‌های درآمدی در سال‌های ۱۳۸۸ و ۱۳۹۰ در جدول‌های ۳ و ۴ آمده است. برپایه این جدول‌ها، دو گروه غلات و گوشت به ترتیب با سهم‌های ۲۱ و ۲۴ درصد در سال ۱۳۸۸ و ۲۶ و ۲۳ درصد در سال ۱۳۹۰ به تنهایی بخش بزرگی از سبد غذایی خانوارهای شهری را تشکیل داده‌اند. در همه‌ی سال‌های مورد بحث سهم مصرف غلات و فرآورده‌های آن در دهک‌های پایین درآمدی بیشتر است و هرچه به سمت دهک‌های بالاتر درآمدی حرکت شود از سهم آن کاسته می‌شود. به عنوان نمونه در سال ۱۳۹۰ سهم غلات در بودجه خانوارهای دهک اول و دهم به ترتیب ۳۰ و ۲۲ درصد بوده است. در مورد گروه گوشت عکس این وضعیت رخ می‌دهد. به عبارتی گروه گوشت بیشترین سهم را در سبد مصرفی خانوارهای دهک دهم داشته و به تدریج با حرکت به سوی دهک‌های پایین‌تر از سهم مصرف آن کاسته می‌شود، به طوری که در سال ۱۳۹۰ سهم گوشت در بودجه خانوارهای دهک دهم ۲۸ درصد و همین سهم برای خانوارهای دهک اول ۱۸ درصد بوده است. در مورد گروه‌های؛ روغن، قند و شکر و مرباها، نوشیدنی‌ها و ادویه‌ها با توجه به اینکه این کالاها به طور معمول به گونه‌ای مصرف می‌شوند که امکان مصرف بیش از حد به زودی به آستانه اشباع می‌رسد، لذا مصرف کالاهای یاد شده در بین همه‌ی دهک‌ها تا حدود زیادی نزدیک بهم است. با دقت نظر در سهم گروه‌های کالاهای خوراکی کل جامعه شهری در سال‌های مورد بحث می‌توان دریافت که گروه گوشت که بیشترین سهم هزینه‌ها را در سال ۱۳۸۸ داشته است (با ۲۴ درصد سهم هزینه) با گذشت زمان رفته رفته جای خود را به غلات داده تا این گروه در سال ۱۳۹۰ با ۲۶ درصد پررنگ‌ترین نقش را در سبد غذایی خانوارهای شهری ایفا کند.

نتایج برآورد سیستم تقاضا QUAIDS:

از آنجاکه سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل (AIDS) یک مدل متداخل از سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل درجه دوم (QUAIDS) است، لذا اگر فرضیه‌ی $H_0: \sum_i \lambda_i = 0$ رد شود مدل

جدول (۳) سهم گروه‌های کالاهای خوراکی از کل بودجه‌ی غذایی خانوارهای شهری در دهک‌های هزینه‌ای سال ۸۸

گروه‌های خوراکی	غلات و برنج	انواع گوشت	لبنیات	روغن‌ها	میوه و خشکبار	سبزی و حبوب	قند و شکر	نوشیدنی‌ها	ادویه‌ها
کم‌درآمدترین دهک	۰/۲۲۳	۰/۱۹۵	۰/۱۵۲	۰/۰۵۱	۰/۰۸۶	۰/۱۵۹	۰/۰۴	۰/۰۴۸	۰/۰۴۴
دهک دوم	۰/۲۲۲	۰/۲۱۹	۰/۱۲۹	۰/۰۵۳	۰/۱۰۲	۰/۱۴۶	۰/۰۳۹	۰/۰۴۹	۰/۰۴۱
دهک سوم	۰/۲۲۲	۰/۲۲۶	۰/۱۲۳	۰/۰۵۳	۰/۱۱	۰/۱۴	۰/۰۴	۰/۰۴۸	۰/۰۳۹
دهک چهارم	۰/۲۱۶	۰/۲۳۷	۰/۱۱۸	۰/۰۵۱	۰/۱۱۳	۰/۱۳۶	۰/۰۴	۰/۰۴۸	۰/۰۴۱
دهک پنجم	۰/۲۱۱	۰/۲۴۲	۰/۱۱۷	۰/۰۵	۰/۱۲۱	۰/۱۳۴	۰/۰۴۱	۰/۰۴۶	۰/۰۳۹
دهک ششم	۰/۲۱	۰/۲۵۲	۰/۱۱۴	۰/۰۴۷	۰/۱۲۶	۰/۱۲۸	۰/۰۴۲	۰/۰۴۳	۰/۰۳۹
دهک هفتم	۰/۲۰۹	۰/۲۶۲	۰/۱۰۴	۰/۰۴۸	۰/۱۳۱	۰/۱۲۴	۰/۰۴۱	۰/۰۴۳	۰/۰۳۸
دهک هشتم	۰/۲۰۷	۰/۲۶۹	۰/۱۰۱	۰/۰۴۵	۰/۱۳۶	۰/۱۲۲	۰/۰۴۲	۰/۰۴۱	۰/۰۳۷
دهک نهم	۰/۲۰۴	۰/۲۷۲	۰/۰۹۸	۰/۰۴۵	۰/۱۴۶	۰/۱۱۴	۰/۰۴۴	۰/۰۴۱	۰/۰۳۶
پردرآمدترین دهک	۰/۱۹۶	۰/۲۸۹	۰/۰۹۴	۰/۰۴۳	۰/۱۱۵	۰/۱۰۷	۰/۰۴۴	۰/۰۴	۰/۰۳۷
کل شهری	۰/۲۱۲	۰/۲۴۶	۰/۱۱۵	۰/۰۴۹	۰/۱۲۲	۰/۱۳۱	۰/۰۴۱	۰/۰۴۵	۰/۰۳۹

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول (۴) سهم گروه‌های کالاهای خوراکی از کل بودجه‌ی غذایی خانوارهای شهری در دهک‌های هزینه‌ای سال ۱۳۹۰

گروه‌های خوراکی	غلات و برنج	انواع گوشت	لبنیات	روغن‌ها	میوه و خشکبار	سبزی و حبوبات	قند و شکر	نوشیدنی‌ها	ادویه‌ها
کم‌درآمدترین دهک	۰/۳۰۱	۰/۱۸۹	۰/۱۲۵	۰/۰۵۷	۰/۰۸۱	۰/۱۲۳	۰/۰۴۸	۰/۰۴۷	۰/۰۲۹
دهک دوم	۰/۲۹۶	۰/۲۰۴	۰/۱۱۲	۰/۰۵۵	۰/۰۹۳	۰/۱۱۷	۰/۰۴۶	۰/۰۴۶	۰/۰۳۱
دهک سوم	۰/۲۷۹	۰/۲۱۴	۰/۱۱۳	۰/۰۵۴	۰/۱۰۱	۰/۱۱۵	۰/۰۴۶	۰/۰۴۵	۰/۰۳۲
دهک چهارم	۰/۲۷۵	۰/۲۲۷	۰/۱۰۵	۰/۰۵۳	۰/۱۰۷	۰/۱۱۲	۰/۰۴۶	۰/۰۴۴	۰/۰۳۱
دهک پنجم	۰/۲۶۶	۰/۲۳۴	۰/۱۰۶	۰/۰۵۱	۰/۱۰۹	۰/۱۱۱	۰/۰۴۷	۰/۰۴۴	۰/۰۳۱
دهک ششم	۰/۲۶	۰/۲۴۵	۰/۱۰۲	۰/۰۴۹	۰/۱۱۵	۰/۱۰۷	۰/۰۴۷	۰/۰۴۴	۰/۰۳۱
دهک هفتم	۰/۲۵۱	۰/۲۵۳	۰/۱۰۱	۰/۰۴۸	۰/۱۲۱	۰/۱۰۶	۰/۰۴۵	۰/۰۴۳	۰/۰۳۱
دهک هشتم	۰/۲۴۹	۰/۲۵۴	۰/۱	۰/۰۴۶	۰/۱۲۶	۰/۱۰۴	۰/۰۴۶	۰/۰۴۳	۰/۰۳۲
دهک نهم	۰/۲۳۷	۰/۲۶۳	۰/۱	۰/۰۴۴	۰/۱۳۴	۰/۱۰۱	۰/۰۴۸	۰/۰۴۲	۰/۰۳
پردرآمدترین دهک	۰/۲۲۲	۰/۲۸	۰/۰۹۷	۰/۰۴۳	۰/۱۴۳	۰/۰۹۵	۰/۰۴۷	۰/۰۴۱	۰/۰۳۱
کل شهری	۰/۲۶۴	۰/۲۳۶	۰/۱۰۶	۰/۰۵	۰/۱۱۳	۰/۱۰۹	۰/۰۴۷	۰/۰۴۴	۰/۰۳۱

منبع: یافته‌های پژوهش

QUAIDS از نظر ویژگی‌های آماری به مدل AIDS ارجحیت خواهد داشت. جدول (۵) نتایج آزمون این فرضیه را در تمامی دهک‌های هزینه و همچنین کل شهری نشان می‌دهد. همانطور

اندازه گیری اثرات افزایش قیمت... ۱۰۹

که در این جدول مشهود است مقدار آماره χ^2 برای تمامی دهک‌ها و در هر دو سال از لحاظ آماری معنی‌دار می‌باشد در نتیجه سیستم تقاضای QUAIDS بر مدل AIDS برتری دارد. در ادامه، سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل درجه دوم برای نه گروه اصلی مواد غذایی با تحمیل شرط تقارن و همگنی و همچنین رفع مشکل ناهمسانی واریانس به روش ماتریس واریانس-کواریانس سازگار وایت هم برای کل خانوارهای شهری به صورت یکجا و هم برای هر ۱۰ دهک هزینه‌ای خانوارهای شهری در سال‌های ۱۳۸۸ و ۱۳۹۰ صورت پذیرفت. از آنجا که برآوردها شامل ۲۲ تابع تقاضا به همراه ۶۶ جدول کشش‌های درآمدی، قیمتی جبرانی و مارشال بوده، برای جلوگیری از به درازا کشیده شدن بحث تنها نتایج محاسبه کشش‌های کل خانوارهای شهری در سال‌های ۱۳۸۸ و ۱۳۹۰ گزارش و تفسیر می‌شود. جدول ۶ کشش‌های درآمدی گروه‌های خوراکی به دست آمده از برآورد سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل درجه دوم را نشان می‌دهد.

جدول (۵) نتایج آزمون والد بر روی جمله‌ی درجه دوم سیستم تقاضای QUAIDS

شرح	آماره χ^2	احتمال	$H_0: \sum \lambda_i$
دهک اول ۱۳۸۸	۳۴/۱۲	۰/۰۰۰	رد
دهک دوم ۱۳۸۸	۳۰/۵۴	۰/۰۰۰۲	رد
دهک سوم ۱۳۸۸	۵۳/۸۶	۰/۰۰۰	رد
دهک چهارم ۱۳۸۸	۲۴/۸۳	۰/۰۰۱۷	رد
دهک پنجم ۱۳۸۸	۱۴/۵۲	۰/۰۶۹۳	رد
دهک ششم ۱۳۸۸	۶۴/۹۷	۰/۰۰۰	رد
دهک هفتم ۱۳۸۸	۸۳/۱۷	۰/۰۰۰	رد
دهک هشتم ۱۳۸۸	۹/۲۹	۰/۰۳۸۲	رد
دهک نهم ۱۳۸۸	۵۹/۲۵	۰/۰۰۰	رد
دهک دهم ۱۳۸۸	۳۹/۴۲	۰/۰۰۰	رد
کل شهری ۱۳۸۸	۷۹/۰۹	۰/۰۰۰	رد
دهک اول ۱۳۹۰	۹۶/۵۶	۰/۰۰۰	رد
دهک دوم ۱۳۹۰	۱۱۸/۴۱	۰/۰۰۰	رد
دهک سوم ۱۳۹۰	۱۰۸/۱۸	۰/۰۰۰	رد
دهک چهارم ۱۳۹۰	۱۰۷/۸۴	۰/۰۰۰	رد
دهک پنجم ۱۳۹۰	۲۸/۳۴	۰/۰۰۰۴	رد
دهک ششم ۱۳۹۰	۲۵/۱۹	۰/۰۰۱۴	رد
دهک هفتم ۱۳۹۰	۳۱/۶۵	۰/۰۰۰۱	رد
دهک هشتم ۱۳۹۰	۶۹/۹۷	۰/۰۰۰	رد
دهک نهم ۱۳۹۰	۹۳/۷۱	۰/۰۰۰	رد
دهک دهم ۱۳۹۰	۶۳/۴۰	۰/۰۰۰	رد
کل شهری ۱۳۹۰	۸۸/۶۱	۰/۰۰۰	رد

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول (۶) کشش‌های درآمدی کل خانوارهای شهری در سال‌های ۱۳۸۸ و ۱۳۹۰

گروه‌های خوراکی	غلات و برنج	انواع گوشت	لبنیات	روغن‌ها	میوه و خشکبار	سبزی و حبوبات	قند و شکر	نوشیدنی	ادویه‌ها
کل خانوارهای ۱۳۸۸	۰/۹۴۳	۱/۱۸۵	۰/۷۷۷	۱/۰۰	۱/۰۱۳	۰/۹۳۱	۱/۱۲۹	۰/۸۰۲	۰/۹۵۶
کل خانوارهای ۱۳۹۰	۰/۹۶۴	۱/۱۳۳	۰/۸۱۲	۱/۰۲۳	۱/۰۲۶	۰/۹۰۸	۱/۱۴۶	۰/۸۷۵	۰/۹۹

منبع: یافته‌های پژوهش

بر پایه جدول ۶ ملاحظه می‌شود گروه‌های گوشت، روغن‌های خوراکی، میوه‌ها و خشکبار و قند و شکر که جزء کالاهای لوکس به شمار می‌آیند. لوکس بودن این کالاها می‌تواند منعکس کننده‌ی این مطلب باشد که بیشتر خانوارها هنوز به میزان دلخواه از این کالاها مصرف نکرده‌اند و از این‌رو اگر درآمد آنان افزایش یابد، به تناسب مقادیر بیشتری از گروه‌های کالایی یادشده مصرف خواهند کرد. همچنین می‌توان گفت که در شرایط تنگنای اقتصادی مصرف‌کننده از کالاهایی که برای او غیر ضروری هستند به ناچار چشمپوشی کرده و کالاهای ضروری را جانشین آنها می‌کند. مابقی گروه‌های: "غلات"، "لبنیات"، "سبزی‌ها و حبوب"، "ادویه‌ها" و "نوشیدنی‌ها" ضروری هستند. کم‌کشش بودن یا ضروری بودن، بدین معناست که با افزایش درآمد، مصرف این دسته از کالاها به همان نسبت افزایش پیدا نمی‌کند.

جدول ۷ و ۸ ماتریس کشش‌های خود قیمتی و متقاطع معمولی (مارشال) و جبرانی (هیگس) گروه‌های خوراکی را برای سال‌های ۱۳۸۸ و ۱۳۹۰ را نشان می‌دهند که از برآورد سیستم تقاضای تقریباً ایده آل درجه دوم به دست آمده‌اند. همان‌طور که این جداول نشان می‌دهند همه‌ی کشش‌های خود قیمتی منفی بوده و مطابق با نظریه‌های اقتصادی است. افزون بر این همه‌ی گروه‌های خوراکی به‌جز گروه‌های ادویه‌ها و آشامیدنی‌ها، دارای قدرمطلق کشش خود قیمتی کوچکتر از یک هستند و کشش ناپذیرند. به عنوان مثال کشش خود قیمتی مارشال گروه گوشت در سال ۱۳۸۸، ۰/۷۷- به دست آمده است (جدول ۷) که نشان می‌دهد چنانچه سایر شرایط ثابت باشد، با افزایش قیمت گروه گوشت به اندازه یک درصد، میزان تقاضای آن گروه ۰/۷۷ درصد کاهش می‌یابد. همان‌طور که مشاهده می‌شود در مورد همه‌ی کالاها مقایر کشش خود قیمتی بیشتر از مقادیر کشش متقاطع می‌باشد. یعنی تغییرات قیمت کالاها روی مصرف خود کالاها بیشتر از کالاهای جانشین و مکمل تأثیر می‌گذارد. تفاوت بین مقدار کشش تقاضای معمولی و جبرانی برای هر گروه غذایی در همان سال، همان اثر درآمدی تغییر قیمت می‌باشد. به عنوان مثال کشش خود قیمتی معمولی گروه گوشت در سال ۱۳۹۰، ۰/۷۱- (جدول ۷) و کشش خود قیمتی جبرانی این گروه کالایی ۰/۴۴- (جدول ۸) است. یعنی در

اندازه گیری اثرات افزایش قیمت... ۱۱۱

صورت ثابت بودن سایر شرایط ۱ درصد افزایش در قیمت گروه گوشت سبب ۰/۷۱ درصد کاهش در میزان تقاضای آن می‌شود که ۰/۴۴ درصد کاهش مصرف مربوط به واکنش قیمتی مصرف کنندگان در شرایط ثبات درآمد و مطلوبیت است (یعنی همان اثر جانشینی) و ۰/۲۷ کاهش مصرف در نتیجه‌ی کاهش درآمد واقعی مصرف کنندگان (همان اثر درآمدی) است. در همه‌ی موارد کشش‌های خود قیمتی معمولی بزرگتر از کشش‌های خود قیمتی جبرانی است که این یافته نیز همخوان با این نظریه است که واکنش مصرف کنندگان نسبت به تغییرات قیمت خود کالاها هنگامی که درآمد جبران نمی‌شود بالاتر است.

جدول (۷) ماتریس کشش‌های مارشال (معمولی) کل خانوارهای شهری در سالهای ۱۳۸۸ و ۱۳۹۰

سال ۱۳۸۸									
گروه‌های خوراکی	قیمت غلات و برنج	قیمت انواع گوشت	قیمت لبنیات	قیمت روغن‌ها	قیمت میوه و خشکبار	قیمت سبزی و حبوبات	قیمت قندوشکر	قیمت نوشیدنی	قیمت ادویه‌ها
غلات و برنج	-۰/۶۵۸	-۰/۱۳۹	-۰/۰۳۲	-۰/۰۱۲	-۰/۰۳۴	-۰/۰۶۵	-۰/۰۱۲	۰/۰۱	-۰/۰۰۲
گوشت	-۰/۱۷۱	-۰/۰۷۷	-۰/۰۱۱	-۰/۰۵۵	-۰/۰۲۳	-۰/۱۳۳	-۰/۰۱۴	۰	-۰/۰۰۴
لبنیات	-۰/۰۲۳	۰/۰۷۷	-۰/۰۹۵۹	۰/۰۴۱	-۰/۰۳۱	۰/۰۵۷	۰/۰۱۵	۰/۰۱۲	۰/۰۳۲
روغن‌ها	-۰/۰۸۵	-۰/۲۵۵	۰/۰۵۹	-۰/۶۸۴	-۰/۰۳۲	-۰/۱۲۴	-۰/۰۰۸	۰/۰۲۳	۰/۰۰۶
میوه ها و خشکبار	-۰/۰۷۵	۰	-۰/۰۵۸	-۰/۰۰۸	-۰/۸۱۹	-۰/۰۴۳	۰/۰۰۲	-۰/۰۱۲	۰
سبزی و حبوبات	-۰/۱۰۲	-۰/۱۸۹	۰/۰۳۳	-۰/۰۳۸	-۰/۰۰۳	-۰/۶۱۹	-۰/۰۱۶	۰/۰۰۹	۰/۰۰۲
قندوشکر و مرباها	-۰/۱۰۳	-۰/۰۶۹	۰	-۰/۰۱۱	-۰/۰۰۹	-۰/۰۷۶	-۰/۸۳	-۰/۰۰۵	-۰/۰۲۷
نوشیدنی	۰/۰۸۱	۰/۰۸۴	۰/۰۳۲	۰/۰۰۴	-۰/۰۰۵	۰/۰۴۳	۰/۰۰۹	-۱/۰۷۹	-۰/۰۰۷
ادویه‌ها و چاشنیها	-۰/۰۱۵	۰/۰۲۵	۰/۰۷۶	۰/۰۱۴	۰/۰۰۹	-۰/۰۶۳	-۰/۰۲۲	-۰/۰۱۴	-۱/۰۹۳
سال ۱۳۹۰									
غلات و برنج	-۰/۷۵	-۰/۱۷	۰/۰۰۸	۰/۰۰۴	-۰/۰۰۳	-۰/۰۰۴	-۰/۰۰۱	۰/۰۱۶	۰/۰۰۷
گوشت	-۰/۲۳	-۰/۰۷۱	-۰/۰۰۲	-۰/۰۰۴	۰	-۰/۱۱	-۰/۰۰۱	۰	-۰/۰۰۱
لبنیات	۰/۰۵۹	-۰/۰۴۱	-۱/۰۰۱	-۰/۰۰۵	-۰/۰۰۳	۰/۰۱۹	۰/۰۲۲	۰/۰۱۳	۰/۰۲۸
روغن‌ها	۰/۰۰۳	-۰/۱۵	۰/۰۸۱	-۰/۹۲	-۰/۰۰۳	-۰/۰۰۴	۰	۰/۰۱۸	۰/۰۱۸
میوه ها و خشکبار	-۰/۰۰۹	-۰/۰۱۸	-۰/۰۰۵	-۰/۰۰۲	-۰/۸۱	-۰/۰۰۵	-۰/۰۰۱	-۰/۰۰۱	-۰/۰۰۱
سبزی و حبوبات	-۰/۰۰۹	-۰/۱۸	۰/۰۰۹	-۰/۰۰۱	-۰/۰۰۳	-۰/۵۹	-۰/۰۰۲	۰/۰۰۲	۰/۰۱۳
قندوشکر و مرباها	-۰/۰۰۹	-۰/۰۰۸	۰/۰۱۳	-۰/۰۰۱	-۰/۰۰۴	-۰/۰۰۸	-۰/۸۵	-۰/۰۰۱	-۰/۰۰۱
نوشیدنیها	۰/۱۲۳	۰/۰۳۷	۰/۰۲۸	۰/۰۲۹	-۰/۰۰۱	۰/۰۰۹	۰	-۱/۰۰۹	-۰/۰۰۱
ادویه‌ها و چاشنیها	۰/۰۳۴	-۰/۰۰۶	۰/۰۷۱	۰/۰۲۶	-۰/۰۰۳	۰/۰۲۸	-۰/۰۰۲	-۰/۰۰۲	-۱/۱۲

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول (۸) ماتریس کشش‌های هیکس (جبرانی) کل خانوارهای شهری سالهای ۱۳۸۸ و ۱۳۹۰

سال ۱۳۸۸									
گروه‌های خوراکی	قیمت غلات و برنج	قیمت انواع گوشت	قیمت لبنیات	قیمت روغن‌ها	قیمت میوه و خشکبار	قیمت سبزی و حبوبات	قیمت قندوشکر	قیمت نوشیدنی	قیمت ادویه‌ها
غلات	-۰/۴۵۸	۰/۰۹۴	۰/۰۷۷	۰/۰۳۴	۰/۰۸۱	۰/۰۵۹	۰/۰۲۷	۰/۰۵۲	۰/۰۳۵
گوشت	۰/۰۸۱	-۰/۴۸۲	۰/۱۲۶	۰/۰۰۲	۰/۱۲۲	۰/۰۲۲	۰/۰۳۵	۰/۰۵۲	۰/۰۴۲
لبنیات	۰/۱۴۲	۰/۲۶۹	-۰/۸۶۹	۰/۰۷۹	۰/۰۶۴	۰/۱۵۹	۰/۰۴۷	۰/۰۴۷	۰/۰۶۳
میوه ها و خشکبار	۰/۱۴	۰/۲۴۹	۰/۰۵۹	۰/۰۴۱	-۰/۶۹۶	۰/۰۹	۰/۰۴۴	۰/۰۳۴	۰/۰۴
سبزی و حبوبات	۰/۰۹۵	۰/۰۴	۰/۱۴	۰/۰۰۸	۰/۰۸۴	۰/۴۹۷	۰/۰۲۳	۰/۰۵	۰/۰۵۶
قندوشکر و مرباها	۰/۱۳۶	۰/۲۰۹	۰/۱۳۱	۰/۰۴۴	۰/۱۲۹	۰/۰۷۲	-۰/۷۸۴	۰/۰۴۶	۰/۰۱۷
نوشیدنیها	۰/۲۵۱	۰/۲۸۱	۰/۱۲۴	۰/۰۷۹	۰/۰۹۳	۰/۱۴۸	۰/۰۴۲	-۱/۰۴۳	۰/۰۲۵
ادویه‌ها و چاشنیها	۰/۱۸۸	۰/۲۶۱	۰/۱۸۶	۰/۰۶	۰/۱۲۶	۰/۱۸۹	۰/۰۱۸	۰/۰۲۸	-۱/۰۵۶
سال ۱۳۹۰									
غلات	-۰/۵	۰/۰۶	۰/۱۱	۰/۰۵۲	۰/۰۷۸	۰/۰۶۱	۰/۰۳۸	۰/۰۵۸	۰/۰۳۷
گوشت	۰/۰۶۷	-۰/۴۴	۰/۱۰۴	۰/۰۲	۰/۱۲۴	۰/۰۱۷	۰/۰۳۸	۰/۰۴۶	۰/۰۲۶
لبنیات	۰/۲۷۳	۰/۲۳۳	-۰/۹۳	۰/۰۹	۰/۰۶	۰/۱۰۷	۰/۰۶	۰/۰۴۸	۰/۰۵۴
روغن‌ها	۰/۲۷۲	۰/۰۹۶	۰/۱۹	-۰/۸۷	۰/۰۸۱	۰/۰۶۸	۰/۰۴۷	۰/۰۶۳	۰/۰۴۹
میوه ها و خشکبار	۰/۱۸۱	۰/۲۶۱	۰/۰۵۶	۰/۰۳۶	-۰/۷	۰/۰۶۵	۰/۰۳۸	۰/۰۳۵	۰/۰۲۶
سبزی و حبوبات	۰/۱۴۸	۰/۰۳۵	۰/۱۰۵	۰/۰۳۱	۰/۰۶۸	-۰/۴۹	۰/۰۲	۰/۰۴۱	۰/۰۴۱
قندوشکر و مرباها	۰/۲۱۶	۰/۱۹۳	۰/۱۳۵	۰/۰۵۱	۰/۰۹	۰/۰۴۷	-۰/۷۹	۰/۰۳۹	۰/۰۲۳
نوشیدنیها	۰/۳۵۴	۰/۲۴۴	۰/۱۲۱	۰/۰۷۲	۰/۰۹	۰/۱۰۵	۰/۰۴۱	-۱/۰۵	۰/۰۲۱
ادویه‌ها و چاشنیها	۰/۳۱۷	۰/۱۹۶	۰/۱۸۵	۰/۰۷۹	۰/۰۹۵	۰/۱۴۵	۰/۰۳۵	۰/۰۳۱	-۱/۰۸

منبع: یافته‌های پژوهش

برای محاسبه میزان رفاه از دست رفته خانوارها با معیار CV، لازم بود پس از محاسبه کشش‌های قیمتی جبرانی، میزان افزایش قیمت متناسب مواد غذایی از سال ۱۳۸۸ تا پایان سال ۱۳۹۰ محاسبه شود که نتایج مربوطه در جدول ۹ به نمایش درآمده است. با دقت در جدول ملاحظه می‌شود که افزایش قیمت‌ها پس از اجرای هدفمندسازی یارانه‌ها زیاد بوده است. مهم-تر از همه اینکه قیمت غلات و فرآورده‌های آن به طور متوسط ۸۲ درصد افزایش یافته است و

اندازه گیری اثرات افزایش قیمت... ۱۱۳

قیمت بسیاری از مواد غذایی بیش از ۴۰ درصد رشد داشته است. برآورد اثرات رفاهی افزایش قیمت مواد غذایی از سال ۱۳۸۸ تا پایان سال ۱۳۹۰، با استفاده از کشش‌های جبرانی سال ۱۳۸۸ و اطلاعات جدول ۹ محاسبه شد که نتایج مربوطه در جدول ۱۰ ارائه شده است.

جدول (۹) افزایش قیمت متناسب گروه‌های کالاهای خوراکی در دهک‌های هزینه‌ای از سال ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۰

گروه‌های خوراکی	غلات و برنج	انواع گوشت	لبنیات	روغن‌ها	میوه و خشکبار	سبزی و حبوب	قند و شکر	نوشیدنی	ادویه‌ها
دهک نخست	۱/۴۴۱	۰/۳۹۵	۰/۵۶۴	۰/۷۵۳	۰/۳۱۱	۰/۳۸۶	۰/۹۶۴	۰/۱۹۶	۰/۲۱
دهک دوم	۱/۲۰۳	۰/۳۹۱	۰/۵۴۶	۰/۷۱۴	۰/۳۳۶	۰/۳۹۱	۰/۸۹۴	۰/۱۸۷	۰/۲۲
دهک سوم	۱/۰۳۹	۰/۴۲۲	۰/۵۴۸	۰/۶۷۹	۰/۳۰۹	۰/۴۱۷	۰/۸۰۵	۰/۱۱۷	۰/۲۰۱
دهک چهارم	۰/۹۹۴	۰/۴۲۵	۰/۵۴۳	۰/۶۸	۰/۳۲۲	۰/۴۳۸	۰/۸۱۴	۰/۱۷۵	۰/۲۰۶
دهک پنجم	۰/۹۵۶	۰/۴۳۴	۰/۵۴۹	۰/۶۳۶	۰/۳۲۹	۰/۴۵۸	۰/۷۷۸	۰/۱۷۴	۰/۲۲۵
دهک ششم	۰/۸۷	۰/۴۴۲	۰/۵۱۸	۰/۶۲۵	۰/۳۲۵	۰/۴۳۸	۰/۷۴۸	۰/۱۷۸	۰/۲۱۵
دهک هفتم	۰/۷۹۲	۰/۴۵	۰/۵۱	۰/۶۰۵	۰/۳۲۸	۰/۴۵۹	۰/۷۴۵	۰/۱۶۶	۰/۲۳۳
دهک هشتم	۰/۷۴۵	۰/۴۳	۰/۵۲۶	۰/۵۹	۰/۳۳۱	۰/۴۶۶	۰/۷۳۹	۰/۱۵۸	۰/۲۳۶
دهک نهم	۰/۶۸۹	۰/۴۱۵	۰/۵۲۲	۰/۵۳۳	۰/۳۲۸	۰/۴۷۲	۰/۶۶۴	۰/۱۶۱	۰/۲۰۹
دهک دهم	۰/۵۷۷	۰/۴۲۳	۰/۴۸۴	۰/۴۹۲	۰/۳۱۷	۰/۵۰۲	۰/۶۰۹	۰/۱۴۸	۰/۲۱
کل شهری	۰/۸۲	۰/۴۲۷	۰/۵۲۳	۰/۶۰۱	۰/۳۲۲	۰/۴۴۸	۰/۷۳	۰/۲۱۳	۰/۱۶۴

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول (۱۰) میزان رفاه از دست رفته خانوارهای شهری در دهک‌های درآمدی مختلف در اثر افزایش

قیمت مواد غذایی از سال ۱۳۸۸ تا سال ۱۳۹۰

دهک‌ها	اثرات مرتبه اول بر حسب بودجه غذایی	اثرات کل بر حسب کل مخارج خانوار	اثرات کل بر حسب بودجه غذایی	مبلغ رفاه از دست رفته (ریال)
فقیرترین دهک	۶۶/۷۷	۵۹/۰۷	۱۹/۶۳	۴,۱۸۴,۴۶۱
دهک دوم	۶۱/۰۷	۵۷/۰۳	۱۸/۳۴	۷,۰۵۱,۳۲۶
دهک سوم	۵۷/۲۹	۵۴/۵۴	۱۶/۹۱	۸,۵۰۱,۴۱۳
دهک چهارم	۵۶/۲۹	۵۳/۸۴	۱۶/۲۸	۹,۹۲۰,۶۶۰
دهک پنجم	۵۱/۵۸	۵۳/۵۲	۱۵/۱۸	۱۱,۰۲۰,۲۰۷
دهک ششم	۵۳/۱	۵۱/۵۱	۱۳/۹۹	۱۲,۰۲۸,۷۳۶
دهک هفتم	۵۱/۵۳	۵۰/۲۶	۱۳/۵۲	۱۴,۰۱۳,۸۸۸
دهک هشتم	۵۰/۱۲	۴۹/۱۴	۱۲/۵۴	۱۵,۸۰۹,۹۸۲
دهک نهم	۴۷/۷۸	۴۶/۸۹	۱۰/۵۵	۱۶,۹۷۰,۴۲۱
غنی‌ترین	۴۴/۶	۴۳/۹۹	۷/۲۵۴	۱۹,۷۲۲,۷۰۷
کل شهری	۵۱/۳۷	۴۹/۹۳	۱۱/۹۲	۱۱,۸۲۳,۶۰۶

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج نشان می‌دهد خانوارهای شهری در طول دوره ۹۰-۱۳۸۸، ۴۹/۹۳ درصد از بودجه غذایی و ۱۱/۹۲ درصد از درآمد اولیه خود در سال ۱۳۸۸ را به خاطر افزایش قیمت مواد خوراکی از دست داده‌اند. به طور نسبی از مخارج کل خانوارهای دهک اول در طی دوره ۹۰-۱۳۸۸، این خانوارها ۱۹/۶۳ درصد از درآمد اولیه 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. هرچند این رفاه از دست رفته به طور نسبی برای خانوارهای دهک اول ۲/۷ برابر خانوارهای دهک دهم بوده است اما از نقطه نظر مبلغ ریالی و مطلق رفاه از دست رفته خانوارهای دهک دهم ۴/۷ برابر بیشتر از خانوارهای دهک اول، درآمد خود را بعلت افزایش قیمت غذا از دست داده‌اند. ملاحظه می‌شود به طور نسبی رفاه از دست رفته برای خانوارهای فقیر به مراتب بیشتر از خانوارهای ثروتمند بوده است و این در حالی است که خانوارهای فقیر بخش بزرگی از درآمد خود را صرف خرید مواد غذایی می‌کنند. با دقت نظر در جدول ۱۰ مشاهده می‌شود در دوره ۹۰-۱۳۸۸ برای همه‌ی دهک‌ها اثرات کل رفاه از دست رفته از اثرات مرتبه اول آن کمتر است و این گویای آن است که اثر کل به علت اینکه اثرات جانشینی میان کالاهای خوراکی را در نظر می‌گیرد، تا حدودی مانع کاهش رفاه زیاد خانوارها شده است. این مطلب به طور پررنگ‌تری در رابطه با خانوارهای دهک اول به ویژه پس از پیاده سازی هدفمندسازی یارانه‌ها جلوه‌گری می‌نماید. این رفتار نشان می‌دهد که خانوارهای دهک اول واکنش بیشتری نسبت به تغییرات متناسب قیمت سبد غذایی مصرفی خود داشته‌اند.

جدول (۱۱) نسبت یارانه‌های پرداخت شده به درآمد کل خانوارهای هر دهک را نشان می‌دهد. این جدول به خوبی نقش یارانه‌ها در زندگی خانوارهای فقیر و ثروتمند را به تصویر می‌کشد. همان‌طور که ملاحظه می‌شود یارانه نزدیک به ۴۳ درصد از درآمد خانوارهای دهک اول را تشکیل می‌دهد در حالی که با حرکت به سمت دهک‌های بالاتر سهم یارانه در درآمد خانوار کاهش یافته و برای خانوارهای دهک دهم به ۷ درصد می‌رسد.

جدول (۱۱) درصد یارانه از کل درآمد خانوارها در سال ۱۳۹۰

دهک اول	دهک دوم	دهک سوم	دهک چهارم	دهک پنجم	دهک ششم	دهک هفتم	دهک هشتم	دهک نهم	دهک دهم
۴۲/۶	۳۴	۲۹	۲۵/۵	۲۲/۶	۱۹/۶	۱۷	۱۴/۵	۱۱/۹	۷/۲

منبع: یافته‌های پژوهش

اندازه گیری اثرات افزایش قیمت... ۱۱۵

جدول (۱۲) نسبت یارانه پرداخت شده به خانوار به رفاه از دست رفته خانوار به علت تورم قیمت مواد غذایی

دهک اول	دهک دوم	دهک سوم	دهک چهارم	دهک پنجم	دهک ششم	دهک هفتم	دهک هشتم	دهک نهم	دهک دهم	کل شهری
۴/۸۵	۳/۶۷	۳/۱۵	۲/۷۴	۲/۵۵	۲/۳۵	۲/۱۱	۱/۸۶	۱/۷۵	۱/۵	۲/۳۲

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۱۲ بیانگر شاخصی است که نسبت یارانه پرداخت شده به یک خانوار در هر دهک به رفاه از دست رفته ناشی از افزایش قیمت متناسب مواد غذایی مصرفی آن خانوار را نشان می‌دهد. این شاخص با این فرض که همه‌ی خانوارهای نمونه آماری در هر یک از دهک‌ها یارانه خود را پس از اجرای هدفمندسازی تا پایان سال ۱۳۹۰ دریافت نموده‌اند، با استفاده از متوسط بعد خانوارهای هر دهک محاسبه شده است. بنابر نتایج، خانوارهای شهری به طور کلی ۲/۳ برابر میزان رفاهی که بخاطر افزایش قیمت غذا از دست داده‌اند، یارانه دریافت کرده‌اند. اما این نسبت برای خانوارهای دهک اول ۴/۸ و برای خانوارهای دهک دهم ۱/۵ بوده است. به عبارتی پرداخت یارانه‌ها، افزایش قیمت مواد غذایی را برای خانوارهای دهک اول بیش از سه برابر خانوارهای دهک دهم جبران کرده است.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این مطالعه سعی شد اثرات رفاهی تغییر قیمت مواد غذایی خانوارها در دهک‌های درآمدی و کل شهری در خلال سال‌های ۹۰-۱۳۸۸ پس از اجرای قانون هدفمندسازی یارانه‌ها مورد اندازه‌گیری و تحلیل قرار گیرد. نتایج نشان داد افزایش قیمت کالاهای خوراکی، رفاه مصرف‌کنندگان را به کلی تحت تأثیر قرار داده است اما این کاهش رفاه در میان دهک‌های درآمدی به گونه‌ای توزیع شده است که به طور نسبی رفاه از دست رفته برای خانوارهای دهک اول ۲/۷ برابر بیشتر از خانوارهای دهک دهم بوده است. اما در مقابل یارانه نقدی پرداخت شده به خانوارهای دهک اول ۴/۸۵ برابر هزینه‌های تورمی قیمت مواد غذایی این خانوارها بوده است و همچنین پرداخت یارانه‌ها افزایش قیمت مواد غذایی را برای خانوارهای دهک اول ۳/۲ برابر خانوارهای دهک دهم جبران کرده است. با این وجود نباید این نکته را از ذهن دور داشت که با افزایش قیمت کالاهای خوراکی مصرف‌کنندگان کم درآمد برای تهیه غذای کافی با کاهش سهم مخارج دیگر گروه‌ها با مشکل مواجه می‌شوند، زیرا خانوارها باید افزون بر اینکه بخشی از یارانه نقدی خود را صرف پرداخت هزینه آب، برق، سوخت و غیره که قیمت آنها آزاد گشته

است کنند، بخشی دیگر را نیز باید به دلیل افزایش مخارج خود (ناشی از افزایش تورم) صرف کنند.

با توجه به اینکه بخش قابل توجهی از مردم ایران بدون کمک دولت قادر به تأمین حداقل معاش خود نیستند (یارانه‌ها ۴۲/۶ درصد از درآمد خانوارهای دهک اول را تشکیل می‌دهد) و غذا بخش بزرگی از بودجه ی این خانوارها را تشکیل می‌دهد (۳۴/۴۷ درصد بودجه ی خانوارهای دهک اول شهری در سال ۱۳۹۰) و از سوی دیگر منابع و اعتبارات دولت برای ادامه ی اجرای سیاست هدفمندسازی یارانه‌ها محدود است، توصیه می‌شود تبدیل یارانه نقدی به یارانه کالایی (به عنوان یک گزینه سیاستی پیشنهادی) از دستور کار دولت خارج گردد. زیرا با تبدیل یارانه نقدی به یارانه کالایی، خانوارهای دهک اول به طور میانگین ۸/۵ درصد از درآمد خود را که در گذشته صرف دیگر هزینه‌های زندگی می‌کرده‌اند اینک باید صرف تهیه غذا کنند و این امر بدون تردید سبب کاهش مطلوبیت این خانوارها می‌شود و چه بسا ممکن است سبب فروش کالای یارانه‌ای توسط این خانوارها در بازار آزاد شود. با توجه به یافته‌های تحقیق ملاحظه شد که اثرات رفاهی تورم بر خانوارهای کم درآمد بیشتر از دیگر دهک‌ها می‌باشد، لذا پیشنهاد می‌شود دولت با باز توزیع دوباره منابع حاصل از هدفمندی یارانه‌ها و حذف یارانه پردرآمدان، در راستای تأمین امنیت غذایی توجه ویژه‌ای به اقشار ضعیف و بخصوص دهک‌های اول تا سوم داشته باشد. زیرا همان طور که یافته‌های تحقیق نشان داد یارانه، زندگی پردرآمدان را بطور جدی تحت تأثیر قرار نمی‌دهد و از سویی سهم غذا در بودجه ی خانوارهای ثروتمند اندک است، در حالی که این امر برای خانوارهای کم درآمد مهمی و حیاتی است.

با بررسی سهم هزینه‌ای گروه کالاهای خوراکی خانوارها می‌توان نتیجه گرفت که دو گروه غلات و فرآورده‌های آن و گروه گوشت، سهم عمده‌ای در جیره ی غذایی خانوارهای شهری ایرانی دارند. اما نکته ی قابل توجه اینجاست که اجرای فاز اول قانون هدفمندسازی یارانه‌ها موجب دگرگونی الگوی مصرف خانوارهای شهری شده است به طوری که همه ی خانوارهای شهری در هر یک از دهک‌های درآمدی که جای داشته‌اند اینک پس از پیاده سازی این سیاست به مصرف بیشتر گروه غلات و کاهش در مصرف گوشت و دیگر اقلام خوراکی روی آورده‌اند. تغییر رخ داده در ساختار مصرف کالاهای خوراکی نشان می‌دهد که دلیل اصلی تغییر الگوی مصرف مواد غذایی، جبران فشارهای اقتصادی در بودجه خانوارها بوده است. با توجه به اهمیت بالای تأمین امنیت غذایی در کشور، لازم است دولت در برنامه‌ریزی‌های خود این تغییر

اندازه گیری اثرات افزایش قیمت... ۱۱۷

الگوی مصرف و ترکیب سبد غذایی خانوارها را مد نظر قرار دهد. مقایسه نتایج به دست آمده از تفاضل کشش قیمتی مارشالی و هیکس خانوارهای شهری نشان می‌دهد اثرات درآمدی ناشی از تغییرات قیمتی در دو گروه «گوشت و فراورده‌های آن» و «غلات و فراورده‌های آن» بیش از دیگر گروه‌هاست. با توجه به اینکه این دو گروه کالا در مجموع سهم ۵۰ درصدی از بودجه غذایی خانوارهای شهری را تشکیل می‌دهند، لذا تغییرات قیمتی این اقلام می‌تواند تاثیر به‌سزایی بر امنیت غذایی خانوارهای شهری داشته باشد، بنابراین می‌بایستی برای دستیابی به سطح رضایت اولیه بیشترین کمک حمایتی در این دو گروه غذایی انجام شود و مسئولان ذیربط به الگوی قیمت‌گذاری این کالاها در سبد مصرفی خوراکی خانوارهای شهری توجه ویژه‌ای داشته باشند. ضرورت دارد مدیران و برنامه‌ریزان سازمان جهاد کشاورزی با ایجاد زمینه‌های کسب و کار و حمایت و تشویق کشاورزان و دامپروران در امر تولید بیشتر این محصولات، هم در جهت پاسخ به تقاضای مصرف کنندگان و هم تقویت فعالیت‌های تولیدی مکمل بخش کشاورزی و دامداری، بستر کسب درآمدها را برای فعالان بخش کشاورزی فراهم سازند.

منابع

- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. (۱۳۹۰) شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی در مناطق شهری ایران در سال‌های ۱۳۸۹ و ۱۳۹۰. اداره آمار اقتصادی، دایره شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی، قابل دسترسی در سایت اینترنتی: www.cbi.ir
- خسروی نژاد، ع. خداداد کاشی، ف. و صحبتی، ز. (۱۳۹۲) ارزیابی افزایش قیمت مواد غذایی بر رفاه خانوارهای شهری ایران. فصلنامه راهبرد اقتصادی، سال دوم، (۴): ۷۳-۹۳.
- داودی، پ. (۱۳۸۹) اقتصاد خرد ۱، چاپ اول، انتشارات دانایی توانایی، ۹۵-۹۳.
- زمان‌زاده، ح. (۱۳۹۰) هدفمندی یارانه‌ها: دستاوردها، هزینه‌ها و چالش‌ها، تازه‌های اقتصاد، سال نهم، شماره ۱۳۳.
- محمدزاده، م. (۱۳۹۰) اثرات تغییر یارانه مواد غذایی بر تقاضای خانوارهای ایرانی، پایان‌نامه کارشناسی ارشد اقتصاد کشاورزی دانشکده کشاورزی، دانشگاه تبریز.
- مرکز آمار ایران. (۱۳۹۰) داده‌های خام هزینه و درآمد خانوارهای شهری برای سال‌های ۱۳۸۸ و ۱۳۹۰. اداره آمار بودجه خانوار، تهران.
- Abdulai, A. (2002) Household demand for food in Switzerland. A quadratic almost ideal demand system. *Swiss Journal of Economics and Statistics (SJES)*, 138, 1-18.

- Alem, Y. (2011) The Impact of food price inflation on consumer welfare in urban Ethiopia: A quadratic almost ideal demand system approach, department of economics, *University of Gothenburg, Sweden*.
- Banks, J. and Blundell, R. and Lewbel, A. (1996) Tax reform and welfare measurement. *The Economic Journal*, Vol.106. pp. 1227-1243.
- Barten, A. P. (1964) Consumer Demand Functions Under Conditions of Almost Additive Preference, *Econometrica*, 32(1-2): 1-38.
- Charles, Ah. and Appleton, S. (2007) Food price changes and consumer welfare in Ghana in the 1990s. Credit research paper. No. 07/03, School Economic, University of Nottingham.
- Christensen, L. R., Jorgenson, D. W., and Lau, L. J. (1975) Transcendental Logarithmic Utility Functions, *the American Economic Review*, 65(3): 367-383.
- Cranfield, J. , Preckel, P. and Hertel, .T. (2007) Poverty analysis using an international cross-country demand system. Technical report, World Bank Development Research Group.
- Deaton, A., and Muellbauer, J. (1980) An Almost Ideal Demand System, *American Economic Review* 70(3): 312-336.
- Ferreira, F. H. G., Fruttero, A., Leite, P. G. and Lucchetti, L. R. (2013) Rising Food Prices and Household Welfare: Evidence from Brazil in 2008. *Journal of Agricultural Economics*, 64(1): 151-176.
- Friedman. I. and Levinsohn J. A. (2002) The distributional impact of Indonesia financial crisis on household welfare: A rapid response methodology. *World Bank Economic Review* 16 (3). PP.397-423.
- Hicks, J. (1939) Value and Capital. Clarendon Press, Oxford.
- Lewbel, A. (1985) A Unified Approach to incorporating Demographic on Other Effects into demand system, *Review of Economic Studies*, 70: 1-18.
- Minot, N., and Goletti, F. (2000) Rice Market Liberalization and Poverty in Vietnam. Research Report 114, International food Policy Research Institute, Washington DC.
- Niimi, Y. (2005) An Analysis of Household Responses to Price Shocks in Vietnam: Can Unit Values Substitute for Market Prices? Poverty Research Unit Working Paper no. 30, University of Sussex.
- Pangaribowo, E.H and Tsegai, D. (2011) Food Demand Analysis of Indonesian Households with Particular Attention to the Poorest. ZEF-Discussion Papers on Development Policy No. 151.
- Paris, S.J and Huthakker H.S. (1971) The Analysis of family Budgets. Cambridge University Press, Chapter 7.
- Salehi Esfahani, J. and Wilson Stucki, B. and Deutschmann, J. (2012) The impact of Iran's subsidy reform on households: Evidence from survey data, Virginia Tech.

- Stone, R. (1954) Linear Expenditure Systems and Demand Analysis: an application to the pattern of British demand. *The Economic Journal*, 6(225): 511-527.
- Vincent, L. (2009) Commodity price changes and consumer welfare in Tanzania in the 1990s and 2000s. *School of Economics, University of Nottingham, UK*.
- Vu, L. and Glewwe, P. (2011) Impact of rising food prices on poverty and welfare in Vietnam. *Journal of Agricultural and Resource Economics*, 36 (1): 14-27.
- Weber, R. 2015. Welfare Impacts of Rising Food Prices: Evidence from India. *Conference of International Association of Agricultural Economists, August 9-14, 2015, Milan, Italy*.
- Wood, B. and Nelson, C. and Nogueira, L. (2009) Food Price Crisis: Welfare Impact on Mexican Households. *University of Illinois at Urbana-Champaign*.