مجله تحقیقات اقتصاد و توسعه کشاورزی ایران
دوره ۲-۴۷، شماره ۳، ۱۳۹۵ (۳۷۰-۳۵۷)

اندازه‌گیری هزینه‌های تورمی قیمت موادغذایی ناشی از اجرای سیاست هدفمندسازی یارانه‌ها بر خانوارهای شهری استان سیستان و بلوچستان

محمدباقر ضیایی[۱] و محمد قهرمان زاده[۲]*
۱، دانش آموخته کارشناسی ارشد گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه تبریز.
۲، دانشیار، گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تبریز.
(تاریخ دریافت: ۹۲/۱۲/۸- تاریخ تصویب: ۹۴/۹/۱۰)

چکیده

هدف از مطالعه حاضر اندازه‌گیری و تحلیل اثر هزینه‌های تورمی قیمت موادغذایی بعد از اجرای سیاست هدفمندسازی یارانه‌ها بر خانوارهای شهری استان سیستان و بلوچستان می‌باشد. برای این منظور، سیستم تقاضای تقریباً ایده آل درجه دوم (*QUAIDS*) برای تمامی گروه‌های خوراکی در سال‌های ۱۳۸۸ و ۱۳۹۰ مورد برازش قرار گرفت و سپس، معیار تغییر جبرانی(*CV*) به عنوان معیاری جهت اندازه‌گیری تغییرات رفاهی مصرف‌کنندگان با استفاده از روش تقریب بسط تیلور و با بهره‌گیری از اطلاعات بدست آمده از سیستم تقاضای *QUAIDS*، محاسبه گردید. نتایج محاسبات تغییرات جبرانی نشان داد که خانوارهای استان سیستان و بلوچستان به‌طور میانگین۱۱,۰۰۸,۲۲۲ ریال از درآمد خویش را به سبب افزایش قیمت مواد غذایی بعد از اجرای فاز نخست هدفمندسازی یارانه‌ها (تا پایان سال ۱۳۹۰) از دست داده‌اند. این مبلغ معادل ۶۱/۷۳ درصد از بودجه‌ی غذایی و ۱۹/۹۴ درصد از کل درآمد آن‌ها است.

واژه‌های کلیدی: **اثرات رفاهی، هدفمندسازی یارانه‌ها، افزایش قیمت، بسط تیلور، تغییر جبرانی.**

Archive of SID

مقدمه

اغلب کشورهای در حال توسعه برای بهبود کارایی در تولید و مصرف در مسیر انتقال به سیستم اقتصاد مبتنی بر سازوکار بازار حرکت می‌کنند و سیاست تعدیل در ساختار قیمت‌ها را به اجرا می‌گذارند. تلاش اکثر کشورها برای حذف یارانه با اعتراض و آشوب همراه شده و در پی آن رها شده است. اخیراً کشورهای نیجریه، بولیوی و پاکستان تلاش‌های ناموفقی را در خصوص افزایش قیمت انرژی انجام داده‌اند که در هرمورد، تغییرات قیمتی به سرعت به گذشته بازگشته یا هرگز اجرا نشده است. در اندونزی تلاش‌های اولیه در اصلاح یارانه‌ها با آشوب همراه شد و به‌عنوان مثال دولت دچار سقوط شد و بنابراین، دولت مسیر حرکت را در سال ۲۰۰۵ تغییر داد و افزایش قیمت‌ها را با پرداخت نقدی به فقرا آهسته‌تر کرد.

در ایران، سیر صعودی حجم یارانه‌های آشکار و پنهان، سرانجام اصلاح نظام پرداخت یارانه‌ها را به اقدامی ضروری و گریزناپذیر برای اقتصاد تبدیل کرد. قانون هدفمندی یارانه‌ها، که مهم‌ترین اقدام دولت برای مواجهه و حل و فصل چالش یارانه‌ها در اقتصاد ایران

* نویسنده مسئول: محمد قهرمان زاده
E-mail: Ghahremanzadeh@Tabrizu.ac.ir

www.SID.ir

بود، در آذرماه ۱۳۸۹ به مرحله اجرا رسید. یکی از مهم-ترین هزینه‌های 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 *(Zamanzadeh, 2011)*.

با وجود طراحی ابتکاری و ظهور موفقیت اولیه که مختصری توصیف شد، و با وجود اهمیتی که بررسی وضعیت رفاهی خانوارها دارد و این بررسی می‌تواند یاری‌رسان تصمیم گیرندگان برای تشخیص توفیق یا شکست فاز اول اجرای برنامه هدفمندسازی یارانه‌ها باشد، هزینه‌های تورمی و اثرات رفاهی بعد از اجرای فاز اول قانون هدفمندی یارانه‌ها تاکنون به دقت زیاد مطالعه نشده است. در این میان، شوک قیمت مواد غذایی به‌طور خاص، با اهمیت است؛ چراکه بسیاری از خانوارها به شدت به محصولات ضروری به منظور تأمین کالری غذای روزانه‌ی خویش وابسته هستند *(Cranfield et al., 2007)*. به‌ویژه هزینه‌ی بالای غذا ممکن است سبب محروم شدن خانوارها از هزینه در دیگر کالاها و خدمات اساسی مانند مراقبت‌های پزشکی گردد.

نکته‌ی دیگر در چارچوب شناخت رفتار مصرفی خانوارها، لزوم توجه به چگونگی اثرپذیری آن از عامل زمان است. اثرپذیری رفتار مصرفی در گذر زمان بسیار اهمیت دارد. مفهوم زمان، واکنش خانوارها نسبت به سیاست‌های اقتصادی را در گذر زمان نشان می‌دهد که برای دست‌یابی به آن باید در مقاطع زمانی ویژه، چگونگی این رفتار بررسی شود. رفتار اقتصادی خانوارها از بسیاری عوامل مشترک اقتصادی اثر می‌پذیرد ولی عوامل غیراقتصادی مانند فرهنگ، اقلیم و غیره نیز بر الگوی مصرف خانوارها اثر می‌گذارد. در نتیجه، بررسی-های استانی جداگانه می‌تواند ساختار اقتصادی خانوارها را مشخص کند. از طرف دیگر، از جمله روندهای مطرح در تدوین و اجرای برنامه هدفمندسازی یارانه‌ها شناخت جزیی ویژگی‌های گروه‌های آسیب‌پذیر و اتخاذ تدابیر تمرکززدایی و مبارزه با بی‌عدالتی و نابرابری توأم با جهت‌گیری منطقه‌ای و استانی می‌باشد. زیرا استان‌های مختلف از جهت مجموع شرایط اقتصادی حاکم دارای تفاوت‌هایی با یکدیگر می‌باشند که این امر لزوم بررسی جزیی‌تر در میان استان‌ها و به‌ویژه استان‌های دارای جمعیت بالا و شرایط اقتصادی خاص را تبیین می‌نماید. در میان استان‌ها، استان سیستان و بلوچستان از جمله مناطقی است که از جهت شرایط اقتصادی و گستردگی تفاوت‌های بارزی با سایر مناطق دارد. در کل، وجود این تفاوت‌ها ایجاب می‌نماید تا شرایط زندگی خانوارهای شهری استان به‌طور دقیقتر مورد بررسی قرار گیرد *(Shafiei & Bakhshoodeh, 2005)*.

براساس گزارش هزینه و درآمد خانوار بانک مرکزی *(Central Bank, 2011)* سهم کالاهای خوراکی و آشامیدنی در بودجه‌ی خانوارهای استان سیستان و بلوچستان در سال ۱۳۹۰ برابر ۳۵/۷ درصد بوده است؛ به‌طوری که این گروه کالایی رتبه‌ی نخست اولویت مخارج مصرفی خانوارهای این استان را تشکیل می‌دهد و گروه مسکن با ۲۴,۶ درصد اولویت دوم مخارج را به خود اختصاص داده است. این در حالی است که سهم مخارج کالاهای خوراکی خانوارهای کل کشور در همان سال ۲۴,۹ درصد بوده و گروه مسکن با ۳۰,۶ درصد اولویت اول خانوارهای شهری کل کشور بوده است. شکافی که بین مصرف خانوارهای استان سیستان و بلوچستان و مصرف خانوارهای کل کشور وجود دارد، اهمیت مصرف کالاهای خوراکی در این استان را روشن می‌سازد.

با توجه به مطالب یاد شده، در مطالعه حاضر سعی می‌گردد موارد زیر بررسی شود: اول، کشش‌های درآمدی و قیمتی مواد غذایی برای خانوارهای شهری استان سیستان و بلوچستان قبل و بعد از اجرای هدفمندسازی یارانه‌ها چه تغییری کرده است. دوم، رفاه از دست رفته خانوارهای استان سیستان و بلوچستان به سبب تورم قیمت مواد غذایی بعد از اجرای هدفمندسازی یارانه‌ها به عنوان شاخص مناسبی برای ترسیم وضعیت رفاهی خانوارها محاسبه گردد. در نهایت، آیا یارانه نقدی پرداخت شده در فاز اول هدفمندسازی یارانه‌ها به خانوارهای استان سیستان و بلوچستان، کاهش رفاه ناشی از تورم ایجاد شده در قیمت مواد غذایی را جبران می‌نماید؟

تحلیل اثرات رفاهی افزایش قیمت موادغذایی همواره مرکز توجه مباحث اقتصاد رفاه بوده است. به عنوان مثال، *Friedman & Levinsohn (2002)* اثرات توزیعی

Archive of SID

www.SID.ir

بحران مالی - اقتصادی اندونزی را بر رفاه مصرف‌کننده با استفاده از اطلاعات مصرفی خانوارها پیش از بحران پولی آسیا در سال ۱۹۹۷ و با استفاده از روش تغییر جبرانی برای خانوارهای اندونزیایی مطالعه نمودند. نتایج نشان داد که به‌طور 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. همچنین، *Charles & Appelton(2007)* اثرات تغییر قیمت غذا بر روی مصرف خانوارها را در غنا در دهه ۹۰ مورد مطالعه قرار داده و اثرات رفاهی کل خانوار را با تمایز بین اثرات رفاهی مرتبه اول و مرتبه دوم اندازه‌گیری نمودند. در این مطالعه، برای ارزیابی اثرات توزیعی تغییرات نسبی قیمت کالا، معیار تغییر جبرانی محاسبه شد و نتایج بیانگر آن است که بار توزیعی قیمت‌های غذایی بالا به‌طور اساسی بر دوش مصرف‌کنندگان فقیر شهری می‌باشد. *Vincent(2009)* 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 کرده است. این محقق با تمایز اثرات مرتبه اول و مرتبه دوم تغییرات قیمت نشان داد که در معنای واقعی افزایش قیمت غذا وضعیت رفاهی تمام مصرف‌کنندگان را در طول دهه‌ی ۱۹۹۰ و ۲۰۰۰ بدتر کرده است. گرچه خانوارهای فقیر، به خصوص خانوارهای فقیر روستایی در مقابل خانوارهای غیر فقیر (به‌طور خاص خانوارهای غیر فقیر شهری) بیشتر از این سنگینی قیمت‌های بالا تحت فشار می‌باشند. *Wood & Nelson (2010)* نیز اثر رفاهی افزایش قیمت غذا را بر روی خانوارهای مکزیکی اندازه‌گیری نمودند. آنها برای نشان دادن تفاوت در معیارهای رفاهی، از داده‌های مقطعی خانوار مکزیکی برای تخمین زیان‌های رفاهی ناشی از افزایش‌های اخیر قیمت غذا استفاده کرده و با معیارهای مرتبه اول مورد مقایسه قرار دادند. *Alem (2011)* اثر افزایش قیمت غذا بر روی رفاه مصرف‌کنندگان شهری اتیوپی در سال‌های ۹-۲۰۰۴ مورد بررسی قرار داده و بدین منظور از سیستم تقاضای تقریباً ایده آل درجه دوم *(QUAIDS)* طی دوره زمانی ۹-۲۰۰۰ بهره گرفت. محاسبه معیار تغییر جبرانی به عنوان معیار اندازه‌گیری رفاه خانوارها نشان می‌دهد که خانوارها در مناطق شهری اتیوپی معادل ۱۵ درصد از بودجه غذای سالانه خود را بنا به افزایش غیر منتظره قیمت غذا که طی سال‌های ۹-۲۰۰۴ تجربه کرده‌اند از دست می‌دهند. خانوارهای فقیر که سهم بیشتری از مخارج خود را صرف غذا می‌کنند، به‌صورت ناخوشایندتری از خانوارهای غیر فقیر تحت تأثیر قرار می‌گیرند.

در داخل کشور نیز *Mohammadzadeh (2011)* اثرات تغییر یارانه موادغذایی نان، قند و شکر، روغن-نباتی، برنج و شیر بر تقاضای خانوارهای ایرانی را بررسی کرد. این محقق سیستم تقاضای تقریبا ایده‌آل درجه دوم با استفاده از داده‌های سری زمانی سال‌های ۸۸-۱۳۶۴ تخمین زده و تغییرات تقاضای ناشی از تغییرات قیمت را در قالب چندین سناریو بررسی و سپس، اثرات رفاهی ناشی از تغییرات تقاضا روی خانوارها با استفاده از شاخص تغییرات جبرانی به‌دست آورده است. نتایج این مطالعه نشان داد تقریباً تمامی گروه‌های غذایی مشمول یارانه مورد مطالعه از لحاظ تقاضا کشش‌ناپذیر محسوب می‌شوند. لذا، کاهش یارانه و افزایش قیمت هرکدام از آنها، منجر به افزایش هزینه‌های غذایی خانوار خواهد شد. *Falsafian et al. (2012)*، میزان رفاه از دست رفته مصرف‌کننده خانوارهای شهری ناشی از انتقال نامتقارن قیمت در بازار گوشت گوسفند در ایران را ارزیابی کردند. بدین منظور سیستم تقاضای *AIDS* به عنوان فرم تابعی برتر انتخاب و به روش *SURE* تخمین زده شد. در نهایت، با استفاده از نتایج به‌دست آمده، معیار رفاهی تغییر جبرانی *(CV)* محاسبه شد. نتایج حاصله بر این امر دلالت دارد که میزان رفاه از دست رفته هر خانوار ایرانی در خصوص مصرف گوشت گوسفند به اندازه ۳۷۲۲۵۰ ریال می باشد. *Khosravi Nezhad et al. (2013)*، با استفاده از سیستم تقاضای *AIDS* و معیار تغییر جبرانی به ارزیابی تغییرات رفاه مصرف‌کنندگان به سبب افزایش قیمت موادغذایی نان، گوشت قرمز، گوشت سفید، لبنیات و تخم مرغ طل دوره زمانی ۸۹-۱۳۷۵ پرداختند. یافته‌های تحقیق حاکی از آن است که کاهش رفاه ناشی از افزایش قیمت مواد غذایی در دهک‌های پایین هزینه‌ای

Archive of SID

www.SID.ir

بیشتر از دهک‌های میانی و دهک‌های بالا بوده و سهم مخارج غذا در خانوارهای کم درآمد بیشتر از خانوارهای پردرآمد است و کاهش رفاه در خانوارهای فقیر بیش از سایر خانوارها می‌باشد. *Ghahremanzadeh et al. (2013)* اقدام به اندازه‌گیری اثرات رفاهی افزایش قیمت گروه کالایی گوشت بر خانوارهای ایرانی با استفاده از اطلاعات سری زمانی ۸۸-۱۳۶۳ نمودند. ایشان با بهره-گیری از معیار *CV* نشان دادند که خانوارهای شهری به-طور متوسط ۱۹ درصد از مخارج سالانه صرف شده خود برای گروه کالایی گوشت را طی این دوره از دست داده‌اند. براساس آنچه که بیان شد ملاحظه می‌گردد در مطالعات خارجی اثرات رفاهی تغییرات قیمت کالاها برای دوره‌های زمانی خاص و عموماً بعد از اعمال سیاست خاصی سنجیده شده است در حالی در داخل کشور به‌صورت سری زمانی در طی سال‌های مختلف اقدام به این عمل نموده‌اند. لذا، در این مطالعه اثرات رفاهی افزایش قیمت خوراکی‌ها و آشامیدنی‌ها به سبب اعمال سیاست هدفمندی یارانه‌ها طی سال‌های ۱۳۸۸ و ۱۳۹۰ با استفاده از داده‌های مقطعی اندازه‌گیری می-شود.

مواد و روش‌ها

به‌منظور تخمین اثر هزینه‌های تورمی افزایش قیمت موادغذایی بعد از اجرای هدفمندسازی یارانه‌ها بر رفاه خانوارهای شهری استان سیستان و بلوچستان، می‌توان تغییرات جبرانی را محاسبه کرد. تغییرات جبرانی مقدار پول یا درآمدی است که برای جبران کردن زیان خانوار بعد از افزایش قیمت‌ها و بازگرداندن آن خانوار به سطح مطلوبیت پیش از تغییرات قیمت (یعنی قبل از اجرای سیاست هدفمندسازی یارانه‌ها) لازم است *(Friedman & Levinsohn, 2002; Vu & Glewwe , 2010; Alem, 2011)*.

برای نیل به هدف تخمین، تغییرات جبرانی را می-توان با استفاده از تابع حداقل مخارج تعریف نمود. 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 تفاضل بین $c(P^0,u^0)$ و $c(P^1,u^0)$ برابر است با تغییر در درآمد لازم برای حصول اطمینان از بی‌تفاوتی مصرف کننده در مواجه شدن با قیمت‌های P^0 با درآمد M^0 و قیمت‌های P^1 با درآمد متفاوت. این تغییر در درآمد، تغییر جبرانی است (*Deaton and Muellbauer, 1980*) که به‌صورت زیر بیان می‌شود:

$$CV = M^0 - c(P^1,u^0) = c(P^0,u^0) - c(P^1,u^0) \quad (۱)$$

اگر رفاه بعد از تغییر قیمت، کمتر از دوره ابتدایی باشد، تغییرات جبرانی در سطح قیمت‌های جدید مثبت خواهد بود. بالانویس‌ها اشاره به قبل از برنامه هدفمندسازی یارانه‌ها (0) و بعد از هدفمندسازی یارانه-ها (1) دارد. بسط مرتبه اول تابع حداقل مخارج نسبت به قیمت، تقریبی از درآمد مورد نیاز برای جبران خانوار بعد از تغییر قیمت و بازگرداندن خانوار به سطح مطلوبیت قبل از تغییر را ارایه می‌کند. از این‌رو، عبارت زیر، تقریبی از تغییرات جبرانی خواهد بود. با مشتق-گیری جزیی از تابع حداقل مخارج نسبت به قیمت محصولات مصرف شده، مقادیر مصرف شده محصولات به‌دست خواهد آمد که در نهایت، می‌توان تغییرات در مخارج را به شکل ساده در رابطه‌ی زیر نشان داد *(Vincent, 2009)*:

$$\Delta C \approx q\Delta P \quad (۲)$$

که در آن q یک بردار $n \times 1$ از مقادیر مصرف گروه-های کالایی، ΔP یک بردار $n \times 1$ از تغییرات قیمت و n تعداد گروه‌هایی کالایی که در کل سیستم تقاضاست. رابطه (۲) را اصطلاحاً اثرات مرتبه اول تغییر قیمت می-نامند که از واکنش‌های رفتاری خانوار برای جانشینی بین کالاها چشم‌پوشی شده است و توسط بسط مرتبه اول تیلور از تابع مخارج تقریب زده می‌شود (*Vincent, 2009*). شایان ذکر است که تقریب اثرات مرتبه اول تغییر جبرانی تنها به اطلاعات مقادیر مصرفی پیش از تغییر قیمت و تغییرات قیمت کالاها نیازمند است اما به سطوح قیمت پیش از تغییر و یا مقادیر مصرفی پس از تغییر نیازمند نیست. بازنویسی رابطه (۲) بر حسب سهم بودجه و تغییرات قیمت نسبی به‌صورت عبارت زیر است: (همان مأخذ)

$$\Delta \ln C^h \approx \sum_{i=1}^{n} w_i^h \Delta \ln P_i^h \quad (۳)$$

Archive of SID

www.SID.ir

که در آن، اندیس i به گروه کالایی و h به خانوار اشاره دارد و w_i نشان دهنده‌ی سهم بودجه‌ایی 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.

رابطه (۳) 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 به صورت واضح فرض می‌کند که خانوارها هنگام تغییرات قیمت نمی‌توانند الگوهای مصرفی خود را تغییر دهند (معادل با این فرض که تمام کشش‌ها معادل صفر هستند) و با تغییرات قیمت قابل توجه، اثرات جانشینی می‌تواند ناچیز باشد و بنابراین، امکان دارد تقریب اثرات مرتبه اول به‌طور جدی با تورش همراه باشد *(Banks et al., 1996)*. معیارهای مرتبه اول رفاه شامل تغییرات قیمت ضرب در مقادیر مصرف پیش از تغییرات قیمت می‌باشند، این معیارها اجازه جانشینی کالاها در میان گروه‌های غذایی یا تغییرات در مصرف نمی‌دهند و اغلب زیان‌های رفاهی را بیش از حد تخمین می‌زنند. اصولاً هزینه‌های دست‌یابی به سطوح مطلوبیت پیش از تغییر قیمت با سرعت کمتری از آنچه توسط رابطه (۲) نشان داده شد، افزایش می‌یابد. به‌طورکلی، هنگامی که قیمت‌های نسبی تغییر می‌یابند و قیمت اقلام غذایی متفاوت به‌طور نامتناسب تغییر می‌یابد، خانوارها این توانایی را دارند یک کالا را با کالای دیگر جانشین کنند. بنابراین، این معیار تغییر جبرانی تنها حداکثر اثرات تغییر قیمت را با چشم پوشی از واکنش-های 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 واکنش-های رفتاری مصرف‌کننده می‌باشد، استفاده می‌نماید. با برگشت به تابع حداقل مخارج، تغییر جبرانی را می‌توان به‌صورت رابطه زیر بیان نمود *(Friedman & Levinsohn, 2002)*:

$$\Delta lnC^h \approx \sum_{i=1}^{n} w_i^h \Delta lnP_i^h + \frac{1}{2}\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} w_i^h \varepsilon_{ij}^* \Delta lnP_i^h \Delta lnP_j^h \quad (۴)$$

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. رابطه (۴) نشان می‌دهد که اثرات رفاهی بستگی به اندازه تغییر قیمت و همچنین، اهمیت کالای خاص در سبد مصرفی خانوار و کشش‌های جبرانی دارد. تصریح داده شده تغییرات جبرانی در رابطه (۴) برای تخمین اثرات تغییر قیمت موادغذایی در سال ۱۳۸۸ (سال قبل از اجرای هدفمندسازی) و سال ۱۳۹۰ (سال بعد از اجرای هدفمندسازی) مورد استفاده قرار خواهند گرفت. کشش‌های جبرانی نیز از طریق برآورد تابع تقاضای گروه‌های اصلی کالاهای خوراکی قابل محاسبه می‌باشد که نحوه برآورد آن در ادامه بیان شده است.

- سیستم‌های تقاضا در مطالعات تجربی

همان‌طورکه در مبانی نظری تحقیق بیان شد، جهت محاسبه معیار تغییر جبرانی به شکل رابطه (۴) می-بایستی توابع تقاضا برای مواد غذایی برآورد گردد. استفاده از سیستم‌های تقاضا، مدلسازی تخصیص کل مخارج را بر روی کالاها با یک بودجه‌ی مشخص امکان پذیر می‌سازد. برای بکار بستن تئوری تقاضا در دنیای واقعی، الگوهای تجربی سیستم‌های تقاضا مورد نیازند. از جمله سیستم‌های تقاضای تجربی پرکاربرد می‌توان به سیستم مخارج خطی[1] *(LES)* که توسط *Stone* در سال *1954* ارایه شد، الگوی روتردام[2] *(Barten, 1964، 1964، Theil)*، سیستم ترانسلوگ غیر مستقیم[3] *(ITS)* که توسط کریستینسن و همکاران در سال ۱۹۷۵ معرفی شد، سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل[4] *(Deaton & Muellbauer, 1980)* و سیستم تقاضای تقریبا ایده آل درجه دوم[5] *(QUAIDS)* که توسط *Banks et al.* (۱۹۹۶) ارایه شد، اشاره نمود.

1. *Linear Expenditure System*
2. *Rotterdam model*
3. *Indirect Translog System*
4. *Almost Ideal Demand System*
5. *Quadratic Almost Ideal Demand System*

Archive of SID

www.SID.ir

در میان سیستم‌های تقاضای تجربی پرکاربرد، الگوی *LES* در توصیف رفتار تقاضا بر پایه قانون انگل مشکل دارد. نظر به اینکه هنگامی که درآمد افزایش می‌یابد، کالا ممکن است از نرمال بودن به پست بودن تغییر وضعیت دهد، اما بررسی این رفتار در *LES* امکان پذیر نیست (*Pangaribowo & Tsegai, 2011*). سیستم تقاضای روتردام با نظریه تقاضا سازگار است و قابلیت بررسی ارتباط میان کالاها را دارد. به‌هرحال چون از یک تابع مطلوبیت یا هزینه‌ی مشخص، مشتق نشده است با رفتار حداکثر سازی مطلوبیت سازگاری ندارد. الگوی ترانسلوگ از جهت انعطاف پذیریِ فرم تبعی، مناسب است اما بواسطه‌ی تعداد نسبتاً بالای پارامترهای مستقل مشکل بزرگی در تخمین دارد. سیستم تقاضای *AIDS* اصول نظریه تقاضا را برآورده می‌سازد و تخمین آن در قیاس با دیگر الگوها پیچیدگی کمتری دارد. این الگو در بسیاری از مطالعات تجربی داخل کشور مورد استفاده قرار گرفته است. الگوی تقاضای *QUAIDS* یک الگوی آشیانه‌ای[1] از الگوی *AIDS* است و لذا، ویژگی‌های تئوری تقاضا را برآورده می‌سازد. این الگو ویژگی‌هایی تقریباً مشابه سیستم *AIDS* دارد و قابلیت به حساب آوردن انحناء و غیرخطی بودن در قانون انگل را نیز داراست (همان مأخذ). هرچند در بیشتر مطالعات مرتبط با موضوع پژوهش حاضر از سیستم تقاضای تقریبا ایده‌آل استفاده شده است؛ لیکن با توجه به مزیت‌های سیستم تقاضای تقریبا ایده‌آل درجه دوم مثل متداخل بودن سیستم *AIDS* در آن و همچنین، غیرخطی بودن رابطه انگل، در این مطالعه از این سیستم بهره گرفته خواهد شد. بر همین اساس در این قسمت به ویژگی‌های سیستم تقاضای تقریبا ایده‌آل درجه دوم پرداخته می‌شود.

سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل درجه دوم توسط *Banks et al.* (۱۹۹۶) ارایه شد. این سیستم فرض می‌کند که ترجیحات خانوارها از لگاریتم درجه دوم تابع مخارج خانوارها بصورت ذیل پیروی می‌کند (*Pangaribowo & Tsegai, 2011*):

$$\ln c(u,p) = \ln P(p) + \frac{ub(p)}{1-\lambda(p)b(p)u} \qquad (۵)$$

که در آن، u، سطح مطلوبیت، p، مجموعه‌ای از بردارهای قیمت، $P(p)$ ، تابعی همگن از درجه صفر نسبت به قیمت‌هاست و $b(p)$ و $\lambda(p)$ توابعی هستند که نسبت به قیمت‌ها همگن از درجه صفر می‌باشند. اگر $\lambda = 0$ باشد، آنگاه تابع مخارج در سیستم تقاضای تقریباً ایده آل درجه دوم مشابه سیستم تقاضای تقریباً آیده‌آل است. در نتیجه، تابع مطلوبیت غیر مستقیم به‌صورت زیر است:

$$\ln V = \left\{\left[\frac{\ln m - \ln P(p)}{b(p)}\right]^{-1} + \lambda(p)\right\}^{-1} \qquad (۶)$$

به‌طوریکه m مجموع مخارج و $P(p)$ و $b(p)$ همانند رابطه سیستم تقاضای تقریبا ایده آل، به ترتیب توابع ترانسلوگ (۷) و کاب داگلاس(۸) از قیمت‌ها هستند:

$$\ln P(p) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{k}\alpha_i \ln p_i + \frac{1}{2}\sum_{i=1}^{k}\sum_{j=1}^{k}\gamma_{ij} \ln p_i \ln p_j \qquad (۷)$$

$$b(p) = \prod_{i=1}^{n} P_i^{\beta_i} \qquad (۸)$$

و $\lambda(p)$ در سیستم تقاضای *Quaids* به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\lambda(p) = \sum_{i=1}^{K} \lambda_i \ln p_i \quad , where \sum_{i=1}^{K} \lambda_i = 0 \qquad (۹)$$

اندیس $i = 1, \ldots, K$ در الگو بیان کننده‌ی تعداد کالاها در سیستم تقاضا هستند. با بکار بردن لم شفارد برای تابع هزینه (۵) یا اتحاد روی برای تابع مطلوبیت غیر مستقیم (۶)، توابع سهم هزینه سیستم تقاضای *Quaids* به‌صورت زیر استخراج می‌شود:

$$W_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^{K}\gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i \ln\left\{\frac{m}{P(p)}\right\} + \frac{\lambda_i}{b(p)}\left[\ln\left\{\frac{m}{P(p)}\right\}\right]^2 \qquad (۱۰)$$

به‌طوریکه W_i، سهم بودجه‌ی گروه‌های کالایی، و α، β، γ و λ پارامترها هستند.

هنگامی که λ برابر صفر باشد، رابطه‌ی (۱۰) بیانگر سیستم *AIDS* خواهد بود. با استفاده از الگوی *Quaids* که در رابطه‌ی (۱۰) ارائه شده است می‌توان کشش‌های مخارج (μ_i) و قیمتی (μ_{ij}) را به ترتیب با مشتق گیری

[1] *Nested*

Archive of SID

www.SID.ir

از این رابطه نسبت به $\ln m$ و $\ln p_j$ به‌دست آورد، که شکل آن به‌صورت ذیل است (همان مأخذ):

$$\mu_i \equiv \frac{\partial w_i}{\partial \ln m} = \beta_i + \frac{2\lambda_i}{b(p)}\left\{\ln\left[\frac{m}{p(p)}\right]\right\} \quad (۱۱)$$

$$\mu_{ij} \equiv \frac{\partial w_i}{\partial \ln P_j} = \gamma_{ij} - \mu_i\left(\alpha_j + \sum_k \gamma_{jK} \ln P_i\right) - \frac{\lambda_i \beta_i}{b(P)}\left\{\ln\left[\frac{x}{P(P)}\right]\right\}^2$$

(۱۲)

کشش مخارج می‌تواند به‌وسیله رابطه زیر محاسبه شود:

$$e_i = \mu_i / w_i + 1 \quad (۱۳)$$

کشش‌های مارشال غیرجبرانی به‌وسیله رابطه زیر استخراج می‌گردد:

$$e_{ij}^u = \frac{\mu_{ij}}{w_i} - \delta_{ij} \quad (۱۴)$$

به‌طوریکه δ_{ij} برابر با یک است اگر $i=j$ باشد و مساوی صفر است اگر $i \neq j$ باشد. با استفاده از رابطه‌ی اسلاتسکی کشش‌های قیمتی هیکس یا کشش‌های قیمتی جبرانی e_{ij}^c به‌صورت زیر محاسبه می‌گردند: (*Pangaribowo & Tsegai, 2011*).

$$e_{ij}^c = e_{ij}^u + w_j e_i \quad (۱۵)$$

- داده‌ها

منبع مورد استفاده در این پژوهش، داده‌های خام مربوط به مرکز آمار ایران تحت عنوان «آمارگیری از هزینه و درآمد خانوار شهری» در سال‌های ۱۳۸۸ و ۱۳۹۰ است. لذا برای نیل به اهداف تحقیق، ابتدا کدهای خانوارهای شهری استان سیستان و بلوچستان در سال ۱۳۸۸ و۱۳۹۰ شناسایی شد که به‌ترتیب متشکل از ۷۲۱ و ۶۸۱ خانوار بودند. در مرحله بعد، داده‌های هزینه‌ی آنها از میان داده‌های خام کل کشور استخراج گردید. سپس، داده‌های خام هزینه خانوارهای شهری استان سیستان و بلوچستان بر اساس طبقه بندی مصرف خصوصی به تفکیک هدف (*COICOP*[1]) که توسط بخش آماری سازمان ملل متحد ارایه شده است و همچنین، مبنای پرسشنامه‌ی نمونه‌گیری هزینه و درآمد خانوار مرکز آمار ایران است، توسط کد نویسی در نرم‌افزار *R* ، در ۱۲ گروه طبقه بندی شدند که ۱۱ گروه آن مربوط به کالاهای کم دوام و یک گروه آن مربوط به کالاهای بادوام است.

در بخش هزینه‌های خوراکی پرسشنامه، در هر سال حدود ۲۳۰ قلم کالای خوراکی مورد پرسش قرار گرفته است. از آنجایی که نمی‌توان سیستم معادلاتی جهت تخمین تقاضای این ۲۳۰ عنوان مجزا برآورد نمود، می‌بایستی اقلام مختلف هزینه‌های خوراکی را به صورت گروه‌های کالایی، جمعی‌سازی[2] نمود و سیستم معادلات را برای این گروه‌های کالایی تخمین زد. در این حالت، نیاز به داشتن بردارهای قیمت برای این گروه‌های کالایی است. در این پژوهش اقلام غذایی براساس طبقه بندی (*COICOP*) به ۹ گروه اصلی دسته بندی شدند که عبارتند از: ۱- نان و غلات و فرآورده های آن، ۲- گوشت و فرآورده‌های آن، ۳- شیر و فرآورده های آن (به جز کره) و تخم پرندگان، ۴- انواع روغن‌ها و چربی‌ها و کره، ۵- میوه ها و خشکبار، ۶- سبزی‌های تازه و خشک شده و حبوبات، ۷- قند و شکر، مرباها و شیرینی‌ها، ۸- ادویه ها، چاشنی‌ها و سایر ترکیبات خوراکی، ۹-آشامیدنی‌ها (شامل انواع چای، قهوه، کاکائو و نوشابه ها). در این راستا، تمامی عملیات‌های زیر توسط برنامه نویسی در نرم افزار *R* انجام گردید:

الف- ساخت ماتریس سهم هزینه:

ابتدا ماتریسی تشکیل گردید که ستون‌های آن سهم هزینه‌ی کالای خوراکی *k* ام از کل هزینه پرداخت شده‌ی توسط خانوار *h* ام بود و ردیف‌های آن خانوارهای استان سیستان بودند. با توجه به تعداد اقلام غذایی پرسش شده ابعاد ماتریس سهم هزینه‌ها در استان سیستان برای سالهای ۱۳۸۸ و ۱۳۹۰ به ترتیب ۷۲۱ در ۲۳۰ و ۶۸۱ در ۲۳۰ بود. شایان ذکر است سهم هزینه کالای خوراکی *k* ام برای هر خانوار، از تقسیم مبلغ هزینه شده هر خانوار برای کالای خوراکی *k* ام بر مجموع مبالغ هزینه شده آن خانوار برای کل کالاهای خوراکی به‌دست آمد.

ب- ساخت بردار سهم هزینه برای هر گروه کالای خوراکی در مقابل هر خانوار

1. *Classification of Individual Consumption by Purpose*

2. *Aggregate*

Archive of SID

www.SID.ir

با توجه به اینکه برای تخمین سیستم تقاضای *QUAIDS* با داده‌های مقطعی به داده‌های سهم هزینه و قیمت برای ۹ گروه و در مقابل هر خانوار نیازمندیم، بردار سهم هزینه‌ها برای گروه‌های کالای خوراکی برای هر خانوار به‌صورت زیر ساخته شد:

$$w_i^h = \sum_{k=1}^{k} w_{ik} \qquad (۱۶)$$

که در آن w_i^h بردار سهم هزینه گروه کالایی i برای خانوار h ام است. k اقلام موجود در گروه کالایی i می‌باشد و $\sum_{k=1}^{k} w_{ik}$ مجموع سهم هزینه اقلام موجود در گروه کالایی i می‌باشد.

ج- ساخت ماتریس قیمت‌ها

در گام بعدی بردارهای قیمت ساخته شد. بدین منظور مشابه مرحله اول، ماتریسی تشکیل شد که ستون‌های آن قیمت پرداخت شده برای کالای خوراکی k ام توسط خانوار h ام بود و ردیف‌های آن خانوارهای استان سیستان بودند.

د- ساخت بردار قیمت‌ها برای هر گروه کالایی در مقابل هر خانوار

با استفاده از دو ماتریس سهم هزینه‌ها و قیمت‌ها، بردارهای قیمت به روش میانگین هندسی با وزن‌های نسبت هزینه‌ها صورت پذیرفت (*Abdulai, 2002*). رابطه به‌کار بسته شده به‌صورت زیر است:

$$p_i^h = \left(\prod_{k=1}^{k} P_{il}^{w_{il}} \right)^{\frac{1}{\sum_{k=1}^{k} w_{il}}} \qquad (۱۷)$$

بطوریکه 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 هزینه ی پرداخت شده خانوار h ام برای کالاهای خوراکی است.

ر- ساخت شاخص قیمت

جهت محاسبه رفاه از دست رفته در رابطه ۴ به رشد نسبی قیمت[1] نیازمندیم. برای این منظور، ابتدا برای هرکدام از سال‌های ۱۳۸۸ و ۱۳۹۰ به‌طور جداگانه ماتریسی ساخته شد که ردیف‌های آن نشان دهنده‌ی کد کالای k ام و ستونهای آن اعداد سهم هزینه شده بر روی کالای k ام از کل هزینه کالاهای خوراکی است که خانوارهای استان سیستان و بلوچستان مجموعاً در آن سال هزینه کرده‌اند. سپس، برای هریک از سال‌های مذکور بطور جداگانه ماتریسی ساخته شد که ردیف‌های آن نشان دهنده‌ی کد کالای k ام و ستون‌های آن میانگین قیمت پرداخت شده توسط کل خانوارهای استان سیستان و بلوچستان برای کالای k ام در سال مورد نظر است. در گام بعدی، چهار ماتریس ساخته شده در مرحله‌ی قبل براساس کد کالای k ام با هم ادغام شدند.

بخش نخست رابطه ۴ از طریق رابطه‌ی زیر محاسبه می‌شود به‌دست آمد:

$$\Delta p_k = \frac{p_{k\ 1390} - p_{k\ 1388}}{p_{k\ 1388}} \qquad (۱۸)$$

لازم به ذکر است که اختلاف در لگاریتم قیمت‌ها گاهی به عنوان تقریب رشد قیمت‌های نسبی بکار گرفته می‌شود. اما یوکونیمی (۲۰۰۵) نشان داد که اگر اختلاف بین قیمت‌ها زیاد باشد، استفاده از تفاضل لگاریتم قیمت‌ها می‌تواند اثرات رفاهی را کمتر از حد تقریب بزند. لذا برای محاسبه‌ی رشد قیمت‌های نسبی در جمله‌ی دوم رابطه ۴ لازم است که قیمت‌ها گروه-بندی شوند تا بتوان رشد قیمت‌های dp_i و dp_j را در هم ضرب نمود. در نهایت، قیمت گروه کالایی i ام به-صورت زیر محاسبه شده است:

$$dp_i = \sum_{k=1}^{k} \frac{w_{ik}}{\sum_{k=1}^{k} w_{ik}} \cdot \frac{P2_{ik} - P1_{ik}}{P1_{ik}} \qquad (۱۹)$$

در رابطه فوق $P1_{ik}$ و $P2_{ik}$ به ترتیب قیمت کالای kام موجود در گروه کالایی i ام، در سال ۱۳۸۸ و ۱۳۹۰ می‌باشند.

نتایج و بحث

همان‌طور که در بخش پیش مطرح شد، سیستم تقاضای تقریبا ایده‌آل *(AIDS)* یک مدل آشیانه‌ای از سیستم تقاضای تقریبا ایده‌آل درجه دوم *(QUAIDS)* است. بنابراین، اگر فرضیه‌ی $H_0: \sum_i \lambda_i = 0$ پذیرفته نشود مدل *QUAIDS* از نظر ویژگی‌های آماری به مدل *AIDS* ارجحیت دارد. جدول ۱ نتایج آزمون معنی‌داری λ را نشان می‌دهد. همان‌طور که در این جدول مشهود

1. *Proportionate Price Change*

Archive of SID

www.SID.ir

است مقدار آماره χ^2 برای سال‌های ۱۳۸۸ و ۱۳۹۰ از لحاظ آماری معنی‌دار می‌باشد. به عبارت دیگر، سیستم تقاضای *QUAIDS* بر مدل *AIDS* برتری دارد.

جدول ۱. نتایج آزمون والد بر روی جمله‌ی درجه دوم سیستم *QUAIDS*

سال / آماره	آماره χ^2	سطح احتمال	نتیجه آزمون $H_0: \sum_i \lambda_i = 0$
خانوارهای در سال ۱۳۸۸	۱۱۰،۸۸	۰/۰۰۰۱	رد
خانوارهای در سال ۱۳۹۰	۱۵۰،۳۹	۰/۰۰۰۱	رد

مأخذ: یافته‌های تحقیق

برای بررسی مصرف کالاهای خوراکی سیستم تقاضای تقریبا ایده‌آل درجه دوم برای گروه‌های خوراکی شامل: غلات، گوشت، لبنیات، روغن‌های خوراکی، میوه-ها و خشکبار، سبزیجات و حبوب، قند و شکر و مرباها، ادویه‌ها و آشامیدنی‌ها با لحاظ نمودن محدودیت تقارن و همگنی و رفع مشکل ناهمسانی واریانس به روش ماتریس کواریانس واریانس سازگار وایت برآورد گردید. با توجه به اینکه نمی‌توان تفسیرهای مستقیمی از پارامترهای الگوی *QUAIDS* ارایه داد، بدین منظور کشش های مختلف محاسبه شده تفسیر می‌گردد. جدول ۲ سهم هزینه کالاهای خوراکی و همچنین، کشش‌های درآمدی گروه‌های خوراکی که از برآورد سیستم تقاضای تقریبا ایده‌آل درجه دوم به‌دست آمده-اند را به تصویر می‌کشد. کشش‌های درآمدی نشان می-دهند که جز گروه‌های گوشت، روغن‌های خوراکی، میوه-ها و خشکبار که جزء کالاهای لوکس محسوب می-گردند، مابقی گروه‌های خوراکی ضروری هستند. 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 آن‌ها افزایش یابد، به تناسب مقادیر بیشتری از گروه‌های کالایی مذکور مصرف خوهند کرد. همچنین، می‌توان گفت که در شرایط تنگنای اقتصادی مصرف کننده از کالاهایی که برای او غیر ضروری هستند به ناچار چشم پوشی کرده و کالاهای ضروری را جانشین آن‌ها می‌کند. نتایج حاصله با مطالعات *Mohammadzadeh (2011)* و *Ghahremanzadeh et al. (2013)* مطابقت دارد.

ماتریس کشش‌های خود قیمتی و متقاطع معمولی (مارشال) و جبرانی (هیکس) گروه‌های خوراکی در سال-های ۱۳۸۸ و ۱۳۹۰ که از تخمین سیستم تقاضای تقریبا ایده آل درجه دوم به‌دست آمده‌اند؛ در جداول ۳، ۴، ۵ و ۶ نشان داده شده است. همان‌طور که جداول فوق نشان می‌دهند تمامی کشش‌های خود قیمتی منفی بوده و مطابق با نظریه‌های اقتصادی است. به‌علاوه تمامی گروه‌های خوراکی بجز گروه‌های ادویه‌ها و آشامیدنی‌ها، دارای قدرمطلق کشش خود قیمتی کوچکتر از یک هستند و کشش ناپذیرند. به‌عنوان مثال، کشش خود قیمتی مارشال گروه گوشت در سال ۱۳۸۸ برابر با ۰/۶۹- به‌دست آمده است (جدول۳) که نشان می‌دهد چنانچه سایر شرایط ثابت باشد، با افزایش قیمت گروه گوشت به اندازه یک درصد، مقدار تقاضای آن گروه ۰/۶۹ درصد کاهش می‌یابد. در بین کالاهای مورد مطالعه در سال‌های ۱۳۸۸ و ۱۳۹۰ گروه روغن‌های خوراکی دارای کوچکترین کشش خود قیمتی معمولی و گروه ادویه‌ها و چاشنی‌ها بالاترین کشش‌های خود قیمتی معمولی را داراست (جداول ۳ و ۴). به عبارت دیگر، مصرف ادویه‌ها و چاشنی‌ها بیشترین تأثیر را از افزایش قیمت خود و مصرف روغن‌ها کمترین تأثیر را از افزایش خود خواهند داشت. همان‌طور که مشاهده می-شود 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.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۲. سهم هزینه کالاهای خوراکی خانوارهای استان سیستان و بلوچستان و کشش درآمدی بدست آمده از سیستم *QUAIDS*

گروه های خوراکی	سهم هزینه در سبد خوراکی خانوارها در سال ۱۳۸۸	سهم هزینه در سبد خوراکی خانوارها در سال ۱۳۹۰	کشش مخارج سال ۱۳۸۸ قبل از هدفمندسازی یارانه ها	کشش مخارج سال ۱۳۹۰ بعد از هدفمندسازی یارانه ها
غلات	۰,۲۵۳	۰,۲۶۷	۰,۹۳۲	۰,۸۷۹
گوشت	۰,۲۶۲	۰,۲۶۴	۱,۲۵۶	۱,۳۸۴
لبنیات	۰,۰۹۵	۰,۰۸۶	۰,۸۵۶	۰,۸۵۲
روغنهای خوراکی	۰,۰۴۷	۰,۰۵۸	۱,۲۱۲	۱,۰۳۸
میوه ها و خشکبار	۰,۰۵۷	۰,۰۶۷	۱,۰۰۵	۱,۱۲۱
سبزیجات و حبوبات	۰,۱۴۸	۰,۱۱۵	۰,۹۰۴	۰,۶۹۹
قندو شکرو مرباها	۰,۰۳۷	۰,۰۶	۰,۹۳۳	۰,۸۴۷
ادویه‌ها و چاشنیها	۰,۰۴۶	۰,۰۳۴	۰,۷۸۳	۰,۸۲۵
آشامیدنیها	۰,۰۵۵	۰,۰۴۹	۰,۶۶۷	۰,۶۴۷

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۳. ماتریس کشش‌های قیمتی خودی و متقاطع معمولی (مارشال) در سال ۱۳۸۸

گروه های خوراکی	غلات	گوشت	لبنیات	روغنها	میوه و خشکبار	سبزی و حبوب	قندوشکر	ادویه‌ها	آشامیدنیها
غلات	-۰,۸۹۶	۰,۰۰۹۵	-۰,۰۲۸	۰,۰۱۲۱	۰,۰۱۰۶	-۰,۰۱۷	-۰,۰۱	-۰,۰۱۷	**۰,۰۰۴۹**
گوشت	-۰,۰۷۴	-۰,۶۹۶	-۰,۱۱۲	-۰,۱۰۹	-۰,۰۱۴	-۰,۲۳۵	-۰,۰۳۵	۰,۰۰۴۷	**۰,۰۱۴۵**
لبنیات	-۰,۰۵۳	-۰,۲۰۹	-۰,۷۸۴	۰,۰۳۳۷	۰,۰۰۳۱	۰,۱۱۶۸	۰,۰۲۳۱	۰,۰۳۱۱	**-۰,۰۱۷**
روغنهای خوراکی	-۰,۰۱۲	-۰,۵۸۱	۰,۰۳۱۵	-۰,۲۳۷	۰,۰۱۳۹	-۰,۴۷۸	-۰,۰۲۲	۰,۰۲۴۲	**۰,۰۴۴۱**
میوه ها و خشکبار	۰,۰۲۹	-۰/۰۰۰	-۰,۰۰۹	۰,۰۲۱۲	-۰,۹۸۶	-۰/۰۰۰	-۰,۰۰۷	-۰,۰۱۷	**-۰,۰۳۶**
سبزیجات و حبوبات	-۰,۰۲۰	-۰,۳۲۹	۰,۰۷۰۸	-۰,۱۳۸	۰,۰۰۵۳	-۰,۴۷	-۰,۰۶۱	۰,۰۳۲۲	**۰,۰۰۶۵**
قندو شکرو مرباها	-۰,۰۸۴	-۰,۱۷	۰,۰۴۴۷	-۰,۰۱۷	-۰,۰۱	-۰,۲۶۱	-۰,۵۳۹	۰,۰۳۹۷	**۰,۰۰۳۶**
ادویه‌ها و چاشنیها	-۰,۰۵۴	۰,۱۴۲۱	۰,۰۷۱۹	۰,۰۴۶۳	-۰,۰۰۹	۰,۱۲۱۴	۰,۰۴۰۶	-۱,۱۴۷	**۰,۰۰۴۶**
آشامیدنیها	۰,۰۹۱	۰,۲۲۳۹	-۰,۰۱۳	۰,۰۶۷۱	-۰,۰۱۹	۰,۰۴۸۷	۰,۰۱۵۸	۰,۰۰۶۹	**-۱,۰۹**

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۴. ماتریس کشش‌های قیمتی خودی و متقاطع معمولی (مارشال) در سال ۱۳۹۰

گروه های خوراکی	غلات	گوشت	لبنیات	روغنها	میوه و خشکبار	سبزی و حبوب	قندوشکر	ادویه‌ها	آشامیدنیها
غلات	-۰,۶۹	-۰,۲۴۹	۰,۰۱۰۵	۰,۰۲۵	۰,۰۱۴	-۰,۰۶	۰,۰۲۵۵	۰,۰۱۱	۰,۰۳۲
گوشت	-۰,۳۹۲	-۰,۵۹۸	-۰,۰۲۷	-۰,۱۱۶	۰,۰۰۰۵	-۰,۱۶۴	-۰,۰۸۶	-۰,۰۰۰	-۰,۰۰۳
لبنیات	۰,۰۴۱	۰,۰۶۱	-۰,۸۸۷	-۰,۰۰۵	-۰,۰۲۲	-۰,۰۴۴	-۰,۰۱۵	-۰,۰۰۸	۰,۰۲۵
روغنهای خوراکی	۰,۰۷۲	-۰,۴۳۲	-۰,۰۲۴	-۰,۶۳	-۰,۰۰۶	-۰,۱۱۱	۰,۰۷۶	۰,۰۰۹	۰,۰۰۵
میوه ها و خشکبار	-۰,۰۰۸	۰,۰۶۷	-۰,۰۵۱	-۰,۰۱	-۰,۸۹۲	-۰,۱۳	-۰,۰۲۷	-۰,۰۲۵	-۰,۰۴۵
سبزیجات و حبوبات	-۰,۰۸۲	-۰,۲۰۳	-۰,۰۱۸	-۰,۰۳۵	-۰,۰۴۹	-۰,۳۹۹	۰,۱۰۴	۰,۰۰۳	-۰,۰۱۹
قندو شکرو مرباها	۰,۱۲۴	-۰,۲۳۴	-۰,۰۲۱	۰,۰۸۵	-۰,۰۱۲	۰,۱۸۲۲	-۰,۹۷۷	۰,۰۲۶	-۰,۰۲۲
ادویه‌ها و چاشنیها	۰,۱۰۴	۰,۱۴۰	-۰,۰۱۷	۰,۰۲۸۷	-۰,۰۳۱	-۰,۰۰۴	۰,۰۴۸	-۱,۱۱۴	۰,۰۱۷
آشامیدنیها	۰,۲۵	۰,۱۶۶	۰,۰۶۴	۰,۰۳۰	-۰,۰۳۲	-۰,۰۳۹	-۰,۰۱۳	۰,۰۱۸	-۱,۰۹۲

مأخذ: یافته‌های تحقیق

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۵. ماتریس کشش‌های قیمتی خودی و متقاطع جبرانی (هیکس) در سال ۱۳۸۸

گروه های خوراکی	غلات	گوشت	لبنیات	روغنها	میوه و خشکبار	سبزی و حبوبات	قندوشکر	ادویه‌ها	آشامیدنیها
غلات	-۰,۶۶	۰,۲۵۴	۰,۰۶	۰,۰۵۶	۰,۰۶۴	۰,۱۲	۰,۰۲۵	۰,۰۲۵	۰,۰۵۷
گوشت	۰,۲۴۳	-۰,۳۷	۰,۰۰۷	-۰,۰۵	۰,۰۵۸	-۰,۰۵	۰,۰۱۲	۰,۰۶۲	۰,۰۸۴
لبنیات	۰,۱۶۳	۰,۰۱۵	-۰,۷	۰,۰۷۴	۰,۰۵۲	۰,۲۴۳	۰,۰۵۵	۰,۰۷	۰,۰۳۱
روغنهای خوراکی	۰,۲۹۶	-۰,۲۶	۰,۱۴۷	-۰,۱۸	۰,۰۸۳	-۰,۳	۰,۰۲۳	۰,۰۸	۰,۱۱۲
میوه ها و خشکبار	۰,۲۸۴	۰,۲۶۳	۰,۰۸۷	۰,۰۶۹	-۰,۹۳	۰,۱۴۸	۰,۰۳	۰,۰۲۹	۰,۰۱۹
سبزیجات و حبوبات	۰,۲۰۸	-۰,۰۹	۰,۱۵۶	-۰,۱	۰,۰۵۷	-۰,۳۴	-۰,۰۳	۰,۰۷۴	۰,۰۵۷
قندو شکرو مرباها	۰,۱۶۷	۰,۰۹	۰,۱۳۹	۰,۰۳	۰,۰۴۶	-۰,۱۱	-۰,۵	۰,۰۸۵	۰,۰۵۹
ادویه‌ها و چاشنیها	۰,۱۴۴	۰,۳۴۷	۰,۱۴۶	۰,۰۸۳	۰,۰۳۶	۰,۲۳۷	۰,۰۶۹	-۱,۱۱	۰,۰۴۸
آشامیدنیها	۰,۲۶۱	۰,۳۹۹	۰,۰۵۱	۰,۰۹۹	۰,۰۱۹	۰,۱۴۷	۰,۰۴	۰,۰۳۷	-۱,۰۵

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۶. ماتریس کشش‌های قیمتی خودی و متقاطع جبرانی (هیکس) در سال ۱۳۹۰

گروه های خوراکی	غلات	گوشت	لبنیات	روغنها	میوه و خشکبار	سبزی و حبوب	قندوشکر	ادویه‌ها	آشامیدنیها
غلات	-۰,۴۵۶	-۰,۰۱۷	۰,۰۸۷	۰,۰۷۶	۰,۰۷۳	۰,۰۴۲	۰,۰۷۸	۰,۰۴۱	۰,۰۷۸
گوشت	-۰,۰۲۳	-۰,۲۳۲	۰,۰۹۳	-۰,۰۳۶	۰,۰۹۳	-۰,۰۰۴	-۰,۰۰۳	۰,۰۴۷	۰,۰۶۵
لبنیات	۰,۲۶۸	۰,۲۸۶	-۰,۸۱۳	۰,۰۴۵	۰,۰۳۶	۰,۰۵۵	۰,۰۳۶	۰,۰۲۱	۰,۰۶۷
روغنهای خوراکی	۰,۳۴۹	-۰,۱۵۸	۰,۰۶۶	-۰,۵۷	۰,۰۶۴	۰,۰۰۹	۰,۱۳۹	۰,۰۴۵	۰,۰۵۷
میوه ها و خشکبار	۰,۲۹۱	۰,۳۶۳	۰,۰۴۶	۰,۰۵۵	-۰,۸۱۷	-۰,۰۰۱	۰,۰۴۱	۰,۰۱۳	۰,۰۱
سبزیجات و حبوبات	۰,۱۰۴	-۰,۰۱۹	۰,۰۴۳	۰,۰۰۵	-۰,۰۰۲	-۰,۳۱۹	۰,۱۴۶	۰,۰۲۷	۰,۰۱۵
قندو شکرو مرباها	۰,۳۵	-۰,۰۱۱	۰,۰۵۲	۰,۱۳۵	۰,۰۴۵	۰,۲۸	-۰,۹۲۶	۰,۰۵۵	۰,۰۲
ادویه‌ها و چاشنیها	۰,۳۲۵	۰,۳۵۸	۰,۰۵۵	۰,۰۷۶	۰,۰۲۵	۰,۰۹۱	۰,۰۹۸	-۱,۰۸۶	۰,۰۵۸
آشامیدنیها	۰,۴۲۲	۰,۳۳۷	۰,۱۲۱	۰,۰۶۸	۰,۰۱۱	۰,۰۳۶	۰,۰۲۶	۰,۰۴	-۱,۰۶

مأخذ: یافته‌های تحقیق

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 ، ۰/۵۹- (جدول۴) و کشش خود قیمتی جبرانی این گروه کالایی ۰/۲۳- (جدول ۶) است. یعنی ۱ درصد افزایش در قیمت گروه گوشت سبب ۰/۵۹ درصد کاهش در تقاضای آن می‌شود که ۰/۳۶ درصد کاهش مصرف مربوط به عکس العمل قیمتی مصرف‌کنندگان در شرایط ثبات درآمد و مطلوبیت است (یعنی همان اثر جانشینی) و ۰/۲۳ کاهش مصرف در نتیجه‌ی کاهش درآمد واقعی مصرف کنندگان (همان اثر درآمدی) است. از طرفی، کشش خود قیمتی معمولی ۰/۵۹- بیش از دو برابر کشش خود قیمتی جبرانی ۰/۲۳- می‌باشد. به عبارتی، اگر با افزایش قیمت گوشت، درآمد جبران گردد؛ حساسیت مصرف-کنندگان نسبت به افزایش قیمت بیش از دو برابر کاهش می‌یابد. در کلیه موارد، کشش‌های خود قیمتی معمولی بزرگتر از کشش‌های خود قیمتی جبرانی است که این یافته نیز منطبق با این نظریه است که واکنش مصرف-کنندگان نسبت به تغییرات قیمت خود کالاها زمانی که درآمد جبران نمی‌شود بالاتر است.

مقدار افزایش قیمت متناسب مواد غذایی از پایان سال ۱۳۸۸ تا پایان سال ۱۳۹۰ با استفاده از رابطه‌های ۱۸ و ۱۹ محاسبه شده و در جدول ۷ به نمایش درآمده است. برآورد اثرات رفاهی افزایش قیمت مواد غذایی از طریق رابطه ۴ و با استفاده از کشش های جبرانی سال۱۳۸۸ (جدول ۵) و اطلاعات جدول ۷ محاسبه گردیده و در جدول ۸ ارایه شده است.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۷. رشد قیمت‌های نسبی مواد خوراکی از پایان سال ۱۳۸۸ تا پایان سال ۱۳۹۰

گروه های خوراکی	درصد رشد قیمت نسبی از سال ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۰
غلات	۹۲,۰۶
گوشت	۵۸,۲۷
لبنیات	۴۹,۲۹
روغنهای خوراکی	۹۷,۳۵
میوه ها و خشکبار	۴۷,۱۱
سبزیجات و حبوبات	۴۸,۶۹
قندو شکرو مرباها	۱۰۲
ادویه‌ها و چاشنیها	۲۰,۶۴
آشامیدنیها	۱۸,۹۹

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۸. میزان رفاه از دست رفته خانوارهای شهری سیستان و بلوچستان در اثر افزایش قیمت مواد غذایی

شرح	معیار تغییرات جبرانی از سال ۱۳۸۸ تا سال ۱۳۹۰			
	اثرات مرتبه اول بر حسب درصد بودجه غذایی (درصد)	اثرات کل بر حسب درصد بودجه غذایی (درصد)	اثرات کل بر حسب کل مخارج خانوار (درصد)	مبلغ رفاه از دست رفته در طول دوره(ریال)
خانوارهای شهری	۶۴/۰۳۹	۶۱/۷۳	۱۹/۹۴	۱۱,۰۰۸ ,۲۲۲

مأخذ: یافته‌های تحقیق

همان‌طور که در جدول ۸ مشخص است اثرات مرتبه اول تغییرات جبرانی معادل ۶۴/۰۳ درصد از بودجه غذایی خانوارهای استان سیستان و بلوچستان بدست آمد که بیشتر از اثرات کل تغییرات جبرانی است که این نتیجه با یافته‌های *Ghahremanzadeh et al. (2013)*، *Alem (2011)*، *Wood & Nelso(2010)* مطابقت دارد. این مطلب نشان می‌دهد خانوارها به هنگام افزایش قیمت مواد غذایی از کالاهای جانشین استفاده کرده و بدین ترتیب از کاهش رفاه زیاد خود جلوگیری می‌کنند. در نهایت نسبت یارانه به بودجه غذایی و نیز نسبت یارانه به درآمد کل خانوارهای شهری استان سیستان محاسبه گردید که به ترتیب برابر با ۱/۶۶ و ۰/۵۳۷۸ می‌باشد. این نسبت یارانه به بودجه غذایی از ضرب بعد خانوارهای استان سیستان و بلوچستان در مبلغ یارانه ۴۵۵,۰۰۰ ریال و سپس تقسیم آن بر مخارج کل خانوارهای استان سیستان و بلوچستان به‌دست آمده است.

نتیجه‌گیری

تجزیه و تحلیل اثرات تورمی هدفمندسازی یارانه ها مهم است. اگر سیاستگزاران به این علت در اقتصاد مداخله می‌کنند تا به کسانی که بیشتر ضرر می‌بینند کمک کنند؛ بنابراین، نیازمند شناسایی کسانی هستند که بیشتر دچار آسیب می‌شوند و باید توجه خویش را بر آنان متمرکز سازند. در این مطالعه به‌طور خاص، شاخص تغییرات جبرانی برای خانوارهای شهری استان سیستان و بلوچستان در خلال سال‌های ۱۳۸۸ و ۱۳۹۰ محاسبه شد. نتایج تحقیق نشان داد که خانوارهای این استان به‌طور جدی تحت تأثیر اجرای سیاست هدفمندسازی یارانه‌ها قرار گرفته اند، بطوریکه به طور میانگین۲۲۲ ,۱۱,۰۰۸ ریال از درآمد خویش را به سبب افزایش قیمت مواد غذایی بعد از اجرای فاز نخست هدفمندسازی یارانه‌ها (تا پایان سال ۱۳۹۰) از دست داده‌اند. این مبلغ معادل ۶۱/۷۳ درصد از بودجه‌ی غذایی و ۱۹/۹۴ درصد از کل درآمد آن‌ها است. از یک‌سو، یارانه حدود ۵۳ درصد از بودجه‌ی خانوارهای شهری استان سیستان و بلوچستان را تشکیل می‌دهد و از سویی دیگر غذا حدود ۳۵ درصد از سبد مصرفی خانوارهای شهری این استان در سال ۱۳۹۰ است. با امعان نظر به اینکه زمزمه‌هایی در خصوص بررسی تغییر شیوه پرداخت یارانه‌ها از نقدی به سبد کالای خوراکی در دستور کار دولت قرار دارد، اگر یارانه نقدی حذف شود و به جای آن و به همان میزان یارانه غذایی داده شود، خانوارهای استان سیستان و بلوچستان بطور میانگین حدود ۱۸ درصد از درآمد خود را که در گذشته صرف دیگر هزینه‌های زندگی می‌کرده‌اند اینک باید صرف تهیه غذا کنند و این اقدام بدون تردید سبب کاهش مطلوبیت خانوارهای استان سیستان و بلوچستان خواهد شد و ممکن است سبب فروش کالای یارانه‌ای توسط این خانوارها در بازار آزاد گردد.

Archive of SID

www.SID.ir

مقایسه نتایج به‌دست آمده از تفاضل کشش قیمتی مارشالی و هیکس خانوارهای شهری سیستان در سال ۱۳۹۰ نشان داد که بیشترین اختلاف قیمتی در گروه خوراکی گوشت است. به‌طوری که این تفاضل بیش از سه برابر کشش هیکس است. بنابراین، پیشنهاد می‌شود بیشترین کمک حمایتی در این گروه خوراکی انجام شود. با توجه به اینکه دو گروه کالای « غلات و فرآورده-های آن» و «گوشت و فرآورده‌های آن» مجموعا سهم ۵۳ درصدی از بودجه غذایی خانوارهای استان سیستان و بلوچستان در سال ۱۳۹۰ را تشکیل می‌دهند و از طرفی با امعان نظر به اینکه کشش خود قیمتی این دو گروه کمتر از یک است، لذا تغییرات قیمتی این اقلام می‌تواند تاثیر به‌سزایی بر امنیت غذایی خانوارهای شهری استان سیستان و بلوچستان داشته باشد، بنابراین، پیشنهاد می‌شود که مسئولین ذیربط به الگوی قیمت‌گذاری این کالاها در سبد مصرفی خوراکی خانوارهای این استان توجه ویژه‌ای داشته باشند. یافته-های این تحقیق مؤید این مطلب است که به‌دلیل سهم بالای مواد غذایی در بودجه خانوارهای استان سیستان و بلوچستان در قیاس با خانوارهای کل کشور، اثرات منفی رفاهی ناشی از افزایش قیمت مواد غذایی در این استان قابل ملاحظه است؛ لذا در طراحی سیاست‌های اقتصادی باید به نحوی آثار منفی رفاهی در استان‌های محروم جبران شود؛ در واقع سیاست‌های اقتصادی باید به ترتیبی طراحی شوند که ترکیب بهینه‌ای از عدالت و کارایی تحقق یابد.

REFERENCES

1. *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.*
2. *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.*
3. *Banks, J., Blundell, R. & Lewbel, A. (1996). Tax reform and welfare measurement. The Economic Journal,106, 1227-1243.*
4. *Barten, A. P. (1964). Consumer Demand Functions Under Conditions of Almost Additive Preference, Econometrica, 32(1-2): 1-38.*
5. *Central Bank of the Islamic Republic of Iran. (2011). Consumer Price Index for Goods and Services. retrieved from: http://www.cbi.ir/category/1611.aspx*
6. *Charles, Ah. & 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.*
7. *Christensen, L. R., Jorgenson, D. W., & Lau, L. J. (1975). Transcendental Logarithmic Utility Functions, The American Economic Review, 65(3): 367-383.*
8. *Cranfield, J.A.L. & Preckel, .p and Hertel, .T. (2007). Poverty analysis using an international cross-country demand system. Technical report, World Bank Development Research Group.*
9. *Deaton, A., & Muellbauer, J. (1980). An Almost Ideal Demand System, American Economic Review 70(3): 312-336.*
10. *Falsafian, A., Yazdani, S. Moghadasi, R. & Ghahremanzadeh, M. (2012). Measuring the welfare Loss of Iranian Consumers due to Asymmetric Price Transmission in the Mutton Market, The 8th biennial Conferences of Iran agricultural economics, Shiraz, 10 and 11 May 2012, (In Farsi).*
11. *Friedman. I. & Levinsohn J. A. (2002). The distributional impact of Indonesia financial crisis on household welfare: A rapid response methodology. World Bank Economic review, 16 (3). 397-423.*
12. *Khosravi nezhad, A. & Khodadad kashi, F and Sohbati, Z (2013). The measurement of food price increases on Iranian urban households, Economic Guideline, (In Farsi).*
13. *Ghahremanzadeh, M., Ansari, F., Falsafian, A. & Ferdosi, R (2013). Measuring the Welfare Impacts of Meat Price Increases on Iranian Household. Iranian Journal of Agricultural Economics and Development Research, 44 (2): 191-341 (In Farsi).*
14. *Mohammadzadeh, M. (2011). Effects of changes in food subsidies on Iranian households demand, Master's thesis, Faculty of Agricultural Economics, Tabriz University (In Farsi).*
15. *Niimi, Y. (2005). An Analysis of Household Reponses to Price Shocks in Vietnam: Can Unit Values Substitute for Market Prices?, Poverty Research Unit Working Paper no. 30, University of Sussex.*
16. *Pangaribowo, E.H & Tsegai, D . (2011). Food Demand Analysis of Indonesian Households with Particular Attention to the Poorest, ZEF-Discussion Papers on Development Policy No. 151.*

Archive of SID

www.SID.ir

17. *Shafiei, H. & Bakhshoodeh, M. (2005). Investigate the properties of poor groups and determine the percentage of people below poverty line in rural areas, 29, 30 and 31 August 2005, The 5th biennial Conferences of Iran agricultural economics, Zahedan. (In Farsi).*
18. *Statistical Center of Iran, 2009 and 2011. 2009/10 (1388) and 2011/12 (1390) rounds of the Household Expenditure and Income Survey Raw Data, collected and published by the Statistical Center of Iran (SCI).*
19. *Stone, R. N. (1954). Linear expenditure systems and demand analysis: An application to the pattern of British demand. Economic Journal, 64: 511-527.*
20. *Theil H., (1980). System-Wide Explorations in International Economics, Input-Output Analysis, and Marketing Research. Amsterdam: North Holland.*
21. *Vincent, L. (2009). Commodity price changes and consumer welfare in Tanzania in the 1990s and 2000s. School of Economics, University of Nottingham, UK.*
22. *Vu, L., & Glewwe, P. (2010). Impact of rising food prices on poverty and welfare in Vietnam. Journal of Agricultural and Resource Economics, 36(1):14–27*
23. *Wood, B, Nelson, C. & Nogueira, L. (2009). Food Price Crisis: Welfare Impact on Mexican Households, University of Illinois at Urbana-Champaign.*
24. *Zamanzadeh, H. (2011). Targeted Subsidies: Consequences, Costs and Challenges, Recent of Economics, 9 (133), 108-116. (In Farsi).*

Archive of SID

www.SID.ir