

## بررسی تغییرات سطح فقر و تعیین میزان آسیب پذیری خانوارهای روستایی ناشی از افزایش قیمت جهانی مواد غذایی در ایران

قاسم لیانی<sup>۱</sup>

محمد بخشوده<sup>۲</sup>

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۳/۸/۲۱

تاریخ دریافت: ۱۳۹۳/۵/۳۰

### چکیده

مطالعه حاضر، به بررسی اثرات افزایش قیمت مواد غذایی بر سطح فقر و میزان آسیب پذیری خانوارهای روستایی در ایران می‌پردازد. بدین منظور از اطلاعات هزینه‌ای خانوارهای روستایی در سال ۱۳۹۱ استفاده شد. ابتدا کشش‌های قیمتی جبرانی با استفاده از سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل درجه دوم محاسبه و اثر افزایش توأم قیمت جهانی مواد غذایی بر رفاه خانوارها مورد بررسی قرار گرفت، تا از آن بتوان در محاسبه شاخص آسیب پذیری و تغییرات سطح فقر در خانوارهای روستایی استفاده نمود. نتایج نشان می‌دهد که پس از افزایش قیمت، خانوارها از نظر رفاهی در وضعیت بدتری قرار گرفته، به گونه‌ای که شاخص رفاهی تغییرات جبرانی محاسبه شده برای گروه‌های مواد غذایی مورد مطالعه،  $530/78$  هزار ریال به دست آمد که این میزان حدود  $6/28$  درصد متوسط درآمد ماهانه خانوارهای روستایی را به خود اختصاص می‌دهد و از آن، تحت عنوان شاخص آسیب پذیری یاد می‌گردد. با عنایت به خط فقر محاسبه شده پس از افزایش قیمت مواد غذایی ( $2772/71$  هزار ریال)، بالغ بر  $49$  درصد خانوارهای روستایی، مخارج کمتری نسبت به این میزان را صرف تهیه مواد غذایی می‌نمایند و به عبارتی، دچار فقر تغذیه‌ای می‌باشند. همچنین نتایج نشان داد که در اثر افزایش قیمت مواد غذایی نزدیک به  $14$  درصد (معادل  $2764$  خانوار) به تعداد خانوارهای فقیر اضافه شده است. نتایج این مطالعه می‌تواند به منظور حمایت از اقشار آسیب پذیر و تأمین امنیت غذایی و افزایش رفاه اجتماعی از طریق کمک به طراحی سیاست‌های اقتصادی، حائز اهمیت باشد؛ به نحوی که آثار منفی رفاهی گروه‌های کم درآمد جبران گردد.

**واژگان کلیدی:** مواد غذایی، رفاه، تغییرات متعدد قیمت، آسیب پذیری، فقر

**طبقه بندی JEL:** Q18, O24, I31, I32, D60, D12

Ghasem.Layani.su@Gmail.com

Bakhshoodeh@Gmail.com

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی دانشگاه شیراز

۲. استاد بخش اقتصاد کشاورزی دانشگاه شیراز

## مقدمه

اندازه گیری تغییرات رفاه اقتصادی و تعیین میزان فقر در جامعه، همواره به عنوان یکی از کاربردی ترین مباحث اقتصادی مطرح بوده است؛ چرا که سیاستگذاران بر اساس آنها می‌توانند سیاست‌های حمایتی خود را تعیین نمایند. تأمین رفاه اجتماعی و ارتقای کیفیت زندگی از جمله مهم‌ترین اهداف هر نظام اقتصادی است و فراهم نمودن شرایط مناسب برای زندگی تمامی اقشار جامعه وظیفه اصلی کارگزاران و مسئولان اقتصادی کشور تلقی می‌شود. از این روست که تغییر در رفاه اجتماعی یا همزمان با آن تغییر در فقر، از جمله زمینه‌های ارزیابی نظام‌های اقتصادی به شمار می‌آید (موسی خانی، ۱۳۷۸).

اندازه گیری رفاه، یکی از مبانی تحلیل سیاست‌های بخش عمومی می‌باشد. یک بررسی جامع در مورد مالیات‌ها، یارانه‌ها، برنامه‌های انتقالی، اصلاح مراقبت‌های بهداشتی، مقررات، سیاست‌های زیست محیطی، سیستم تأمین اجتماعی و اصلاحات آموزشی باید در نهایت در پی پاسخ به این پرسش باشد که این سیاست‌ها چگونه بر رفاه افراد اثر می‌گذارد (خسروی نژاد، ۱۳۸۷). یکی از مهم ترین عواملی که به عنوان مکانیزم انتقال سیاست‌های دولت بر رفاه اقتصادی عمل می‌کند، تغییرات قیمت می‌باشد. با تغییر سیاست‌های دولت، ترجیحات مصرف کنندگان و قیمت‌های نسبی کالاها تغییر کرده و تخصیص منابع متحول می‌شود. دولت‌ها همواره در اعمال سیاستگذاری‌ها باید به این امر توجه کنند که این سیاستگذاری‌ها و تعدیلات قیمت چگونه بر رفاه افراد تأثیر می‌گذارند (فلاحی و همکاران، ۱۳۹۲). با توجه به شرایط کنونی کشور و نیز روند صعودی افزایش قیمت مواد غذایی، قانونگذار و سیاستگذاران باید برنامه حمایتی مناسبی در جهت جبران کاهش رفاه خانوارها و گروه‌های آسیب پذیر اتخاذ نمایند. یکی دیگر از مباحثی که می‌توان به آن پرداخت، اثرات تغییرات قیمت بر میزان فقر در جامعه است. فقر یک پدیده چند بعدی بوده و همین ویژگی موجب می‌شود که شناخت آن دشوار باشد. برای فقر نیز مانند هر مقوله دیگر، تعریف‌های متعددی وجود دارد که در همه آنها بر نوعی محرومیت از امکانات متعارف زندگی تأکید شده است (Sen, 1981 و رنای و مه آبادی، ۱۳۷۹). اما بسته به تعریفی که برای فقر مطرح می‌شود، دو جنبه مطلق و نسبی آن قابل بررسی است. فقر مطلق<sup>۱</sup> مبتنی بر جداسازی فقرا از سایر افراد جامعه بر اساس مقدار درآمدی است که با توجه به زمینه‌های فرهنگی، اجتماعی و اقتصادی جامعه مورد بررسی برای تأمین احتیاجات اولیه زندگی افراد لازم است و تأمین نشدن آن توسط هر فرد، وی را به طبقه فقیر منتقل می‌سازد. اما فقر نسبی<sup>۲</sup> بر اساس درجه ارضای نیازهای فرد نسبت به دیگر افراد جامعه تعریف می‌شود و لذا هرچه توزیع درآمد در جامعه ناعادلانه‌تر

1. Absolute Poverty
2. Relative Poverty

باشد، شکاف بیشتری بین اقشار کم‌درآمد و سایر افراد به وجود می‌آید و تعداد بیشتری از افراد در قشر فقیر قرار می‌گیرند (Atkinson, 1987; Townsend, 1979)، عابدی، ۱۳۸۱ و پیرائی و شهسوار، ۱۳۸۸). به طور کلی خانوارهای فقیر، یکی از گروه‌های آسیب‌پذیر در مقابل افزایش قیمت مواد غذایی می‌باشند. بر اساس برخی مطالعات، جهان برای یک دوره طولانی با افزایش قیمت مواد غذایی روبرو خواهد شد؛ چرا که تقاضای جهانی برای مواد غذایی ادامه خواهد داشت و از طرفی رشد جمعیت، تغییر رژیم غذایی از غلات به سمت گوشت، استفاده از غلات در تولید سوخت‌های زیستی، افزایش کمبود آب و استفاده از زمین‌ها برای تولید محصولات که در تولید سوخت‌های زیستی مورد استفاده قرار می‌گیرند و کاهش عرضه مواد غذایی به دلیل کاهش بهره‌وری نیز در این افزایش قیمت مؤثر می‌باشد (Azzam & Rettab, 2012). تقاضای فزاینده را باید از طریق افزایش واردات مواد غذایی یا کاهش صادرات آن و یا توسل به هر دو سیاست تأمین کرد. افزایش واردات مواد غذایی به طور قطع به وابستگی بیشتر به منابع خارجی می‌انجامد. این امر علاوه بر داشتن بار مالی به ایجاد یک سلسله مشکلات اقتصادی، اجتماعی و سیاسی منتهی می‌شود که از آن جمله می‌توان به تأثیر نوسانات قیمت‌های جهانی بر بازار داخلی اشاره کرد (بختیاری و حقی، ۱۳۸۲).

بررسی وضعیت واردات مواد غذایی به ایران از سال ۲۰۰۳ الی ۲۰۱۱ نشان می‌دهد که میزان واردات مواد غذایی در طی این سال‌ها روند افزایشی داشته است، به طوری که در طی این سال‌ها مجموع میانگین واردات ۸ گروه اصلی مواد غذایی بالغ بر ۱۰۷۲۷ میلیون تن می‌باشد (FAO, 2013). مطالعات و بررسی‌های مختلف نشان داده است که در نیمه اول سال ۲۰۰۸، قیمت جهانی بسیاری از کالاهای اساسی در مقایسه با سال‌های قبل، افزایش چشمگیری یافته و این افزایش بر زنجیره عرضه مواد غذایی در جهان، تأثیر گذاشته، به گونه‌ای که به نظر بسیاری از کارشناسان این افزایش قیمت، بیشترین افزایش از دهه ۱۹۸۰ به بعد در قیمت کالاهای اساسی بود و باعث افزایش نرخ تورم در بسیاری از کشورها شد. در مجموع در اکثر کشورها موج افزایش قیمت مواد غذایی در بازارهای بین‌المللی به بازارهای داخلی منتقل شد؛ به طوری که برای نمونه در سال ۲۰۰۸ در تانزانیا ۸۱ درصد تغییر در قیمت بین‌المللی ذرت در بین سال‌های ۲۰۰۳ و ۲۰۰۸ به بازار داخلی این کشور، منتقل گردید (قلی‌پور و همکاران، ۱۳۸۹).

گرچه برخی خانوارهای تولیدکننده مواد غذایی اساسی، از افزایش قیمت مواد خوراکی سود برده‌اند، اما در همان زمان، برخی دیگر نیز از آن متضرر شدند که این دسته، مصرف‌کنندگان خالص آن بوده‌اند. این انتظار وجود دارد که انتقال تغییرات قیمت جهانی، ابتدا در جوامع شهری اتفاق بیفتد، زیرا تقریباً همه ساکنان شهری، مصرف‌کنندگان خالص مواد غذایی هستند، اما باید به این نکته نیز توجه داشت که همه روستاییان نیز تولیدکننده خالص مواد غذایی نمی‌باشند. لذا افزایش قیمت

جهانی مواد غذایی می‌تواند نرخ فقر را در این جوامع افزایش و بالاترین صدمه را بر فقیرترین اعضای جامعه وارد آورد (Wood et al., 2012). با توجه به حجم بالای واردات مواد غذایی در کشور، افزایش در قیمت جهانی مواد غذایی، نگرانی‌ها را برای کاهش رفاه خانوارها بالا برده است. به عنوان مثال، در سال ۲۰۰۹ نزدیک به ۶۰ درصد از روغن و بیش از ۴۰ درصد از غلات و حبوبات عرضه شده در داخل کشور از طریق واردات فراهم شده است (FAO, 2009).

موضوعی که در تجزیه و تحلیل‌های اقتصادی به آن اشاره ای نشده است، چگونگی تأثیر افزایش قیمت جهانی مواد غذایی و شوک‌های ایجاد شده در عرضه مواد غذایی بر میزان آسیب پذیری مصرف کنندگان و خط فقر خانوارها در ایران است. در واقع دولت به منظور مصون نگه داشتن گروه‌های آسیب پذیر باید از آنها حمایت نماید تا آثار منفی افزایش قیمت‌ها را جبران یا حداقل کاهش دهد. بنابراین، مطالعه در مورد افزایش قیمت مواد غذایی با هدف برخورداری هر چه بیشتر اقتصاد از برنامه‌های حمایتی و همچنین کاهش آثار رفاهی منفی خانوارها از ضروریات است.

بررسی مطالعات پیشین نشان می‌دهد در سال‌های اخیر، مطالعات متعددی در داخل کشور به ارزیابی اثرات رفاهی ناشی از افزایش قیمت مواد غذایی پرداخته‌اند که از آن جمله می‌توان به مطالعه داوودی و سالم (۱۳۸۵)، کریمی و همکاران (۱۳۸۸)، هژبر کیانی و همکاران (۱۳۹۱)، خسروی نژاد و همکاران (۱۳۹۱) اشاره کرد. مطالعات مذکور از سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل و سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل درجه دوم و شاخص‌های رفاهی همچون تغییرات جبرانی به منظور تجزیه و تحلیل تقاضای مواد غذایی و ارزیابی آثار رفاهی ناشی از افزایش قیمت مواد غذایی برای خانوارها و گروه‌های تقاضا کننده در ایران استفاده نموده‌اند.

همچنین از بین مطالعات خارجی در زمینه ارزیابی اثرات رفاهی ناشی از افزایش قیمت مواد غذایی می‌توان به مطالعه کارن فیلد (Cranfield, 2007)، کارن فیلد و هاگ (Cranfield & Haq, 2010)، کومار و همکاران (Kumar et al., 2011) اشاره نمود. در این مطالعات، ابتدا ضمن گروه بندی خانوارها از نظر درآمدی، از سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل درجه دوم در جهت محاسبه کشش‌های قیمتی برای مواد غذایی استفاده شد و در ادامه پس از محاسبه کشش‌ها، تغییرات مخارج ناشی از تورم قیمت مواد غذایی مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است.

همچنین پیرامون فقر پژوهش‌های ارزنده و متعددی در کشور و خارج از کشور صورت گرفته است. از مطالعات اولیه در این زمینه می‌توان به مطالعه تانسنند (Townsend, 1979)، سن (Sen, 1981) و اتکینسون (Atkinson, 1987) اشاره نمود. در تعاریف صورت گرفته، افراد، خانوارها و گروه‌های جمعیتی را زمانی می‌توان فقیر به حساب آورد که با فقدان منابع برای کسب انواع رژیم‌های غذایی، مشارکت در فعالیت‌ها و شرایط امکانات معمول زندگی مواجه باشند. در ادامه، بررسی مطالعه راولیون و چن

(Ravallion & Chen, 2007)، جان و همکاران (Jan et al., 2009)، اریف و فاروک (Arif & Farooq, 2012)، گاسمن و همکاران (Glassman et al., 2013)، خالدی و پرمه (۱۳۸۴)، جعفری ثانی (۱۳۸۶)، پورطاهری و همکاران (۱۳۹۰)، ارشدی و کریمی (۱۳۹۲) و شیروانیان (۱۳۹۲)، نشان می‌دهد که روش‌های متعددی به منظور محاسبه فقر مورد استفاده قرار گرفته است که از آن جمله می‌توان به سیستم مخارج خطی، روش نیازهای اساسی، روش نسبت غذا، درصدی از میانه یا میانگین درآمد یا مخارج اشاره نمود.

در سال‌های اخیر به اثر افزایش قیمت مواد غذایی بر میزان آسیب پذیری و فقر در خانوارها توجه خاصی شده است. به عنوان مثال، ازم و رتاب (Azzam & Rettab, 2012) میزان آسیب پذیری خانوارها در کشور امارات را در نتیجه افزایش قیمت مواد غذایی وارداتی مورد تجزیه و تحلیل قرار دادند. ردریگز تاکچی و ایمایی (Rodriguez-Takeuchi & Imai, 2013) و فوجی (Fujii, 2013) در مطالعاتی، ابتدا خط فقر را محاسبه و بر اساس آن، وضعیت افراد جامعه را بررسی نمودند. سپس اثر افزایش قیمت مواد غذایی را بر مخارج خانوار و در نتیجه، خط فقر مورد تجزیه و تحلیل قرار دادند. همچنین ایوانیک و مارتین (Ivanic & Martin, 2008) و ایوانیک و همکاران (Ivanic et al., 2012) در مطالعاتی به بررسی تأثیر افزایش قیمت‌های جهانی مواد غذایی بر فقر در کشورهای کم درآمد پرداختند. در این مطالعات، علاوه بر فرض انتقال کامل قیمت جهانی به بازار داخلی مواد غذایی، به قیمت‌های محلی و اثر افزایش آن بر فقر نیز توجه شده است. در مطالعه حاضر، به پیروی از این مطالعات اخیر، ابتدا متوسط رشد سالانه قیمت وارداتی مواد غذایی طی سال‌های ۲۰۱۱-۲۰۰۳ محاسبه و با توجه به مطالعه ایوانیک و مارتین (Ivanic & Martin, 2008) با فرض انتقال کامل قیمت جهانی به بازار داخلی مواد غذایی، به تجزیه و تحلیل اثر این افزایش قیمت‌های جهانی مواد غذایی بر سطح فقر و میزان آسیب پذیری در خانوارهای روستایی پرداخته شد.

### مبانی نظری

با توجه به نیاز محاسباتی و نظری پژوهش حاضر، مبانی نظری استفاده شده، تعیین خط فقر پس از تغییرات قیمت، تعیین آسیب پذیری خانوارها، برآورد سیستم تقاضا و محاسبه کشش‌های قیمتی و متقاطع را شامل می‌شود که در ادامه به آنها پرداخته خواهد شد.

### الف) خط فقر و شاخص آسیب پذیری

برای اندازه گیری فقر و تعیین فقرا و تمیز آنها از غیر فقرا، به یک آستانه یا ملاک با عنوان خط فقر نیاز می‌باشد. این آستانه را می‌توان بر اساس واحد پولی و حداقل مخارج برای ارائه حیات تعریف نمود. بر اساس تعاریف، خط فقر مطلق عبارت است از سطحی از درآمد که یک فرد در یک زمان و مکان معین،

برای دسترسی به یک سطح حداقل رفاه، نیاز دارد. افرادی که به این سطح رفاه دسترسی ندارند، فقیر تلقی می‌شوند و کسانی که به این سطح حداقل رفاه دسترسی دارند، غیر فقیر می‌باشند. در مقابل، خط فقر نسبی، به صورت درصدی از میانگین درآمد جامعه و یا به شکل یک مرز درآمدی که درصد معینی از افراد جامعه، پایین‌تر از آن قرار می‌گیرند، تعریف می‌گردد (Ravallion, 1998 و ارشدی و کریمی، ۱۳۹۲). برای به دست آوردن خط فقر مطلق کل، ابتدا فقر مطلق غذایی بر اساس رویکرد حداقل نیازهای اساسی (۲۲۹۴ کیلوکالری) محاسبه شده و سپس حداقل نیازهای غیر غذایی به آن اضافه خواهد شد. برای تعیین خط فقر مطلق غذایی، از الگوی پیشنهادی انستیتو تغذیه ایران استفاده می‌شود. در این الگو، تغذیه مناسب باید تأمین کننده ۲۲۹۴ کیلو کالری انرژی برای یک فرد در روز باشد. این مقدار کالری باید از ترکیب مواد غذایی متفاوتی نظیر غلات، حبوبات، گوشت، قند و شکر، روغن نباتی، لبنیات، سبزی و میوه تأمین شده و سهم هر کدام را کارشناسان تغذیه معین کرده‌اند. پس از به دست آوردن قیمت هر کدام از مواد غذایی موجود در فهرست تغذیه مناسب، در سال مورد نظر و ضرب آن در مقدار مورد نیاز، ارزش ریالی مواد غذایی محاسبه شده و با جمع کردن این مقادیر، خط فقر غذایی سرانه به دست می‌آید (خالدی و پرمة، ۱۳۸۴ و ارشدی و کریمی، ۱۳۹۲).

در مقابل به منظور اندازه گیری خط فقر بر پایه مفهوم نسبی می‌توان با محاسبه میانگین مخارج خانوارها و تعیین درصدی از آن به عنوان خط فقر، اقدام نمود. البته در این روش، اگرچه به مفهوم نسبی فقر تأکید شده اما دیدگاه نظری مستدلی برای تعیین درصد مورد نظر وجود ندارد و در واقع، تعیین ۵۰ درصد و یا ۶۶ درصد اختیاری و تجربی است و هر محقق می‌تواند آن را برای خود تعیین نماید. با این حال در این مطالعه، به پیروی از مطالعات خدادادکاشی و همکاران (۱۳۸۴) و ارشدی و کریمی (۱۳۹۲) از ۶۶ درصد میانگین مخارج کل خانوارها به عنوان معیار تعیین خط فقر نسبی استفاده شده است. به این ترتیب که ابتدا میانگین مخارج کل خانوارها را به دست آورده و سپس این عدد را در ۰/۶۶ ضرب می‌کنیم. عدد حاصل، خط فقر نسبی می‌باشد که در این مطالعه از آن استفاده می‌گردد.

$$(۱) \text{ (میانگین مخارج خانوارها) } \times ۰/۶۶ = \text{خط فقر قبل از تغییر قیمت}$$

شاخص رفاهی + خط فقر قبل از تغییر قیمت = خط فقر پس از تغییر قیمت

در مطالعه حاضر، به جای مخارج کل، مخارج مواد غذایی مورد بررسی، مبنا قرار گرفته است که می‌توان از آن تحت عنوان فقر تغذیه‌ای یاد کرد. بنابراین ابتدا خط فقر نسبی قبل از تغییر قیمت مواد غذایی محاسبه شده و در ادامه با اعمال تغییرات قیمت و محاسبه شاخص رفاهی، خط فقر جدید محاسبه شد. در واقع خط فقر ثانویه، به اندازه شاخص رفاهی ناشی از افزایش قیمت، از خط فقر اولیه فاصله دارد و بررسی تعداد افراد بالا و یا پایین خط فقر بر اساس آن صورت می‌پذیرد

(Rodriguez-Takeuchi & Imai, 2013). به عبارت دیگر پس از افزایش قیمت مواد غذایی، خانوارها از نظر رفاهی در وضعیت بدتری قرار گرفته و مخارج آنها افزایش می‌یابد. لذا باید مبلغی معادل شاخص رفاهی محاسبه شده به منظور جبران کاهش رفاه ناشی از تغییر قیمت به خانوارها داده شود که این میزان در محاسبه خط فقر لحاظ شده است.

در این مطالعه به پیروی از ازم و رتاب (Azzam & Rettab, 2012)، شاخص آسیب پذیری به صورت نسبت کل شاخص رفاهی ناشی از افزایش قیمت مواد غذایی به میانگین درآمد خانوار استفاده شد:

$$\text{Households Vulnerability} = \text{total welfare loss relative to incom} = \frac{WI}{AI} \quad (2)$$

که در این رابطه WI مجموع تغییرات رفاه ناشی از افزایش قیمت مواد غذایی در سال مورد بررسی و AI میانگین درآمد خانوارهای روستایی می‌باشد. در واقع، این شاخص نشان می‌دهد که میزان رفاه کاهش یافته در نتیجه افزایش قیمت مواد غذایی، چند درصد از درآمد خانوارها را به خود اختصاص می‌دهد. بر اساس این شاخص، می‌توان خانوارهای مختلف از نظر دهک های درآمدی و یا شهری و روستایی را مقایسه نمود و اهمیت میزان حمایت از خانوارها را مورد تجزیه و تحلیل قرار داد. در این مطالعه، از شاخص رفاهی تغییرات جبرانی به منظور محاسبه اثرات رفاهی ناشی از افزایش قیمت مواد غذایی استفاده شد.

### ب) تغییرات جبرانی در حالت تغییرات متعدد قیمت‌ها

به طور کلی در ادبیات رفاه، شاخص‌های مختلفی برای اندازه‌گیری تغییرات رفاه ناشی از اجرای سیاست‌های مختلف وجود دارد (Gohin, 2005). با تغییر شرایط اقتصادی، مانند تغییر قیمت‌ها، میزان مطلوبیت به دست آمده مصرف‌کنندگان ممکن است افزایش یا کاهش یابد. برای چگونگی و شدت تأثیرپذیری مطلوبیت مصرف‌کننده از تغییر شرایط اقتصادی، از معیارهایی چون مازاد مصرف‌کننده، تغییر جبرانی و تغییر معادل که به ترتیب با علامت های اختصاری  $CS^1$ ،  $CV^2$  و  $EV^3$  نشان داده شده اند، استفاده می‌شود. در این میان، معیار مازاد مصرف‌کننده را تنها در موقعیت های خاصی می‌توان به کاربرد. در مقابل، معیار های تغییر جبرانی و تغییر معادل، معیار های عمومی تری هستند.

1. Consumers Surplus
2. Compensated Variation
3. Equivalent Variation

در مطالعه حاضر، با افزایش قیمت های مواد غذایی وارداتی، تغییرات جبرانی حداقل میزان تمایل به دریافت مصرف کنندگان (WTA) در صورت روبرو شدن با قیمت بالاتر و تغییرات معادل، حداکثر تمایل به پرداخت مصرف کنندگان (WTP) برای جلوگیری از افزایش قیمت تعریف می شود. در واقع، تمرکز تغییرات جبرانی سطح رفاه قبل از افزایش قیمت و تغییرات معادل سطح رفاه پس از افزایش قیمت می باشد. بر اساس مطالعه ازم و رتاب (Azzam & Rettab, 2012)، تفرا (Tefera, 2012) و کارن فیلد (Cranfield, 2007)، در این مطالعه، از شاخص تغییرات جبرانی استفاده شد. نقطه شروع مدل تغییرات جبرانی با تغییر متعدد قیمت، حداقل کردن مخارج مصرف کننده برای  $N$  مواد غذایی مبنی بر قرار گرفتن در سطح مطلوبیت اولیه ( $U^0$ ) است. با جایگذاری مقدار بهینه هیکس در تابع مخارج خواهیم داشت:

$$\begin{aligned} E &= E(P_1, P_2, \dots, P_N, U^0) \\ &= p_1 q_1^H(P_1, P_2, \dots, P_N, U^0) + p_2 q_2^H(P_1, P_2, \dots, P_N, U^0) + \dots \\ &\quad + p_N q_N^H(P_1, P_2, \dots, P_N, U^0) \end{aligned} \quad (3)$$

که در این رابطه  $P_i$  ( $i = 1, 2, \dots, N$ ) قیمت و  $q_i^H$  نمایانگر مقدار تقاضای هیکس مربوط به  $N$  کالا می باشد. مقدار WTA برای مصرف کننده به منظور پذیرش قیمت های بالاتر به صورت زیر محاسبه شد؛ به طوری که بالانویس ۱ نمایانگر دوره پس از افزایش قیمت و صفر، بیانگر قبل از افزایش قیمت می باشد:

$$CV = E(p_1^1, p_2^1, \dots, p_N^1, U^0) - E(p_1^0, p_2^0, \dots, p_N^0, U^0) \quad (4)$$

با استفاده از رابطه (۳)، می توانیم رابطه (۴) را به صورت زیر بازنویسی نماییم:

$$\begin{aligned} CV &= p_1^1 q_1^H(p_1^1, p_2^1, \dots, p_N^1, U^0) - p_1^0 q_1^H(p_1^0, p_2^0, \dots, p_N^0, U^0) \\ &\quad + p_2^1 q_2^H(p_1^1, p_2^1, \dots, p_N^1, U^0) - p_2^0 q_2^H(p_1^0, p_2^0, \dots, p_N^0, U^0) \\ &\quad + \dots + p_N^1 q_N^H(p_1^1, p_2^1, \dots, p_N^1, U^0) - p_N^0 q_N^H(p_1^0, p_2^0, \dots, p_N^0, U^0) \end{aligned} \quad (5)$$

از آنجایی که تابع تقاضای هیکس و مارشال در دوره قبل از تغییر قیمت در برخورد با یکدیگر هستند، لذا مقدار تقاضای مارشالی و هیکس مشابه بوده و به صورت مقدار مصرف در دوره اولیه است (قبل از تغییر قیمت). پس از تغییر قیمت، دو تابع تقاضا از هم دور می شوند و مقدار تقاضای هیکس هم بر روی تابع تقاضای هیکس قرار دارد. اندازه گیری مستقیم CV با استفاده از معادله (۵) ممکن نیست، چرا که تابع تقاضای هیکس به سطح مطلوبیت اولیه ( $U^0$ ) بستگی دارد که غیر قابل مشاهده است (Azzam & Rettab, 2012). هر چند هانگ (Huang, 1993) نشان داد که اگر تغییرات قیمت و مقدار هیکس به صورت زیر تعریف شوند:

$$\begin{aligned} dp_i &= p_i^1 - p_i^0 \text{ for } i = 1, 2, \dots, N \\ dq_i^H &= q_i^H - q_i^0 \text{ for } i = 1, 2, \dots, N \end{aligned}$$

و با جایگذاری آنها در رابطه (۶)، به طور تقریبی خواهیم داشت:

$$CV = p_1^0 q_1^0 \left( \frac{dp_1}{p_1^0} + \frac{dq_1^H}{q_1^0} + \frac{dp_1}{p_1^0} \frac{dq_1^H}{q_1^0} \right) + p_2^0 q_2^0 \left( \frac{dp_2}{p_2^0} + \frac{dq_2^H}{q_2^0} + \frac{dp_2}{p_2^0} \frac{dq_2^H}{q_2^0} \right) + \dots + p_N^0 q_N^0 \left( \frac{dp_N}{p_N^0} + \frac{dq_N^H}{q_N^0} + \frac{dp_N}{p_N^0} \frac{dq_N^H}{q_N^0} \right) \quad (۶)$$

مقدار تقریب مشاهده شده، بیان می‌کند که CV عبارت از جمع مخارج بر روی N کالا در دوره اولیه است؛ که هرکدام شامل جمع درصد تغییر قیمت، درصد تغییر مقدار هیکس و حاصل درصد تغییر هر دوی آنها است. از طرفی مخارج کل صرف شده بر روی N کالا در دوره اولیه قابل مشاهده است و همین‌طور درصد تغییر قیمت‌ها. اما درصد تغییر در مقدار هیکس قابل مشاهده نیست، هرچند طور تقریبی می‌توان آن را از طریق روابط زیر محاسبه نمود. در واقع تغییر در مقدار هر کالا با توجه به تغییر قیمت خود کالا و کشش قیمتی و همچنین تغییر در قیمت سایر کالاها و کشش‌های متقاطع قیمتی محاسبه می‌شود.

$$\begin{aligned} \frac{dq_1^H}{q_1^0} &= \epsilon_{11}^H \frac{dp_1}{p_1} + \epsilon_{12}^H \frac{dp_2}{p_2} + \dots + \epsilon_{1N}^H \frac{dp_N}{p_N} \\ \frac{dq_2^H}{q_2^0} &= \epsilon_{21}^H \frac{dp_1}{p_1} + \epsilon_{22}^H \frac{dp_2}{p_2} + \dots + \epsilon_{2N}^H \frac{dp_N}{p_N} \end{aligned} \quad (۷)$$

در روابط بالا  $\epsilon_{ij}^H$  کشش قیمت هیکس (جبرانی) است؛ به طوری که  $i = 1, 2, \dots, N$  و  $j = 1, 2, \dots, N$  می‌باشد (Azzam & Rettab, 2012).

### ج) برآورد کشش قیمتی تقاضای هیکس

به منظور برآورد کشش‌های قیمتی جبرانی به کار رفته در رابطه (۷)، در این مطالعه، ابتدا سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل درجه دوم (QUAIDS) برای ۸ گروه مواد غذایی وارداتی تخمین زده شد. به عنوان یک قضیه کلی، یک سیستم تقاضای مدرن باید آنقدر انعطاف‌پذیر باشد تا بتواند مجموعه‌ای از رفتارهای کیفی و کمی را ارائه دهد. به روشنی مشخص است که انعطاف‌پذیر بودن مدل تقاضا در مقابل پاسخگویی به قیمت و درآمد به دست می‌آید (Lafrance et al., 2002). پس از ارائه الگوی سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل (AIDS) توسط دیتون و مونلبائر (Deaton & Muellbauer, 1980)، از نظر تکاملی مدل جدید که برای تقاضا مطرح شد مدل QUAIDS است. سیستم تقاضای QUAIDS بیشترین رتبه ممکن را در بین رده‌ای از توابع کلی تقاضا دارد و بهترین سیستم تقاضای جمع‌پذیر کامل در دسترس می‌باشد که واکنش‌های غیر خطی تغییرات قیمت‌ها و مخارج را روی تقاضا به ما داده

و اجازه می‌دهد که کالاها در برخی سطوح درآمدی لوکس و در برخی سطوح دیگر ضروری باشند (Jing et al., 2004 و Gorman, ۱۹۸۱). سیستم QUAIDS به صورت رابطه (۸) می‌باشد:

$$S_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^k \gamma_{ij} \log p_j + \beta_i \log \left[ \frac{M}{f(p)} \right] + \frac{\lambda_i}{g(p)} \left\{ \log \left[ \frac{M}{f(p)} \right] \right\}^2 + \sum_{s=1}^S \delta_{is} Z_s \quad (8)$$

در رابطه بالا  $\alpha_i$ ،  $\gamma_{ij}$ ،  $\beta_i$  و  $\lambda_i$  پارامترهای این تابع هستند.  $S_i$  سهم مخارج اختصاص یافته به مواد غذایی  $i$ ،  $p_j$  قیمت کالای  $j$  و  $M$  مخارج کل اختصاص یافته به این گروه مواد غذایی می‌باشد که در آن،  $Z$  برداری از متغیرهای آماری وابسته به ویژگی‌های خانوار است.  $f(p)$  شاخص قیمت لاسپیرس است که به صورت رابطه (۹) تعریف می‌شود:

$$\log f(p)^* = \sum_i s_i \log p_i \quad (9)$$

که در آن  $p_i$  قیمت کالای  $i$ ،  $s_i$  سهم بودجه‌ای خانوار از کالای مورد نظر است. در مدل QUAIDS نیز همانند AIDS اعمال محدودیت‌های جمع پذیر، تقارن و یکنواختی الزامی است. این محدودیت‌ها به ترتیب در روابط زیر آمده است:

$$\sum_{i=1}^n \alpha_i = 1, \sum_{i=1}^n \gamma_{ij} = 0, \sum_{i=1}^n \beta_i = 0, \gamma_{ij} = \gamma_{ji} \quad i, j = 1, 2, \dots, N \quad (10)$$

کشش‌های قیمتی جبرانی (هیکس) در مدل QUAIDS بر اساس روابط زیر محاسبه می‌شود (Banks et al., 1997):

$$e_{ij}^h = \left( \frac{u_{ij}}{s_i} - \delta_{ij} \right) + \left( 1 + \frac{u_i}{s_i} \right) s_j \quad (11)$$

$$u_i = \frac{\partial s_i}{\partial \ln m} = \beta_i + \frac{2\lambda_i}{g(p)} \left[ \log \left[ \frac{M}{f(p)} \right] \right] \quad (12)$$

$$u_{ij} = \frac{\partial s_i}{\partial \ln p_j} = \gamma_{ij} - \left( \beta_i + \frac{2\lambda_i}{g(p)} \left[ \log \left[ \frac{M}{f(p)} \right] \right] \right) (\alpha_j +$$

$$\sum_{i=1}^k \gamma_{ji} \log p_i) - \frac{\lambda_i \beta_i}{g(p)} \left[ \log \left( \frac{M}{f(p)} \right) \right]^2$$

کاربرد سیستم QUAIDS به منظور محاسبه کشش‌های قیمتی جبرانی و استفاده از آن در جهت ارزیابی اثرات رفاهی ناشی از تغییر قیمت در مطالعات کارن فیلد (Cranfield, 2007)، (Attanasio et al., 2009)، اوچمان (Ochmann, 2010)، دیبزاک و همکاران (Dybczak et al., 2010) و کارن فیلد و هاگ (Cranfield, & Haq, 2010)، به منظور ارزیابی اثرات رفاهی ناشی از افزایش قیمت مواد غذایی مشاهده شده است.

اما مشکلی که بر سر راه این مدل‌ها وجود دارد، سهم بودجه‌ای صفر است که با توجه به تقسیم بندی مواد غذایی به تعداد زیادی گروه، و استفاده از داده‌های مقطع عرضی در سطح خانوار، معمولاً پدیده

صفر بودن مصرف یک کالا مشاهده می شود و به عبارت دیگر، برخی از خانوارها سهم مخارجی صفر و برخی دیگر سهم مخارجی غیر صفر را گزارش می نمایند. به نوعی، متغیر مورد نظر سانسور شده است. یک متغیر سانسور شده، متغیری است که بخش زیادی از متغیرهای آن در حداکثر و یا حداقل باشند. به همین دلیل، تخمین زن های معمول، مناسب برای آنها نبوده و میانگین و واریانس اریب داری حاصل می نمایند و سازگار نمی باشند و با افزایش حجم نمونه، این مشکل بر طرف نخواهد شد. بدین منظور برای متغیرهای سانسور شده، تخمین حداکثر راست نمایی می تواند مورد استفاده قرار گیرد.

نمونه ای از متغیرهای سانسور شده، مطالعه توبین (Tobin, 1958) می باشد که به بررسی مخارج صرف شده خانوارها برای اتومبیل و لوازم خانگی برای ۱۲ ماه گذشته در این سال پرداخته شد؛ که بسیاری از خانوارها مخارج صفر را گزارش نمودند. این در حالی بود که در میان خانوارهایی که مخارجی صرف شده غیر صفر داشته اند، اختلاف گسترده ای در میزان مخارج وجود داشت.

نمونه دیگر، مطالعه گرین (Greene, 2000) می باشد. در مطالعه حاضر که به بررسی مخارج صرف شده خانوارهای روستایی در سال ۱۳۹۱ پرداخته شده است، بخشی از خانوارها مخارج صفر و برخی دیگر مخارج غیر صفر گزارش نموده اند. در واقع متغیرهای توضیحی که در مدل مورد نظر ما به کار گیری شد؛ مثبت و غیر صفر بوده اما این مثبت بودن آنها منجر به غیر صفر شدن مخارج برخی از خانوارهای روستایی نشده است. لذا سهم مخارج خانوارهای روستایی در این مطالعه نیز نوعی متغیر سانسور شده می باشد. در اقتصاد سنجی، از متغیرهای وابسته سانسور شده به عنوان متغیرهای وابسته محدود شده یاد شده<sup>۱</sup> و برای آنها رگرسیون سانسور شده و یا مدل توبیت به کار گرفته می شود (Green, 2000 و Tobin, 1958؛ Quester and Greene, 1982).

معمولاً زمانی که از تخمین های انفرادی استفاده می شود، راه برخورد با این پدیده، استفاده از روش مدل های توبیت حداکثر راستنمایی<sup>۲</sup> است. اما زمانی که با تخمین سیستمی از معادلات مواجه هستیم، در این حالت، پدیده سانسور نیز اتفاق می افتد که استفاده از روش فوق از نظر محاسباتی بسیار مشکل خواهد بود (پاکدامن، ۱۳۸۸).

شونکویلر و ین (Shonkwiler & Yen, 1999) پس از تشخیص، خطای عدم سازگاری در روش هین و وسل (Hein & Wessells, 1990) با الهام از روش قبل، به معرفی روشی پرداختند که مشکل ناسازگار بودن روش قبل را نداشت. طبق این روش فرایند سانسور سازی کالای  $i$  به وسیله یک فرایند تصادفی شبیه رابطه زیر نشان داده می شود:

$$Z_i^h \tau_i + U_i^h \quad (13)$$

1. Limited dependent variables
2. Maximum Likelihood Tobit

که:

$$\begin{cases} s_i^h = s_i^h(p^h, m^h; \Psi) + \varepsilon_i^h & \text{اگر } Z_i^h \tau_i + v_i^h > 0 \\ \cdot & \text{در غیر این صورت} \end{cases}$$

در این رابطه،  $s_i^h$  سهم مخارج مشاهده شده برای کالای  $i$  ام برای خانوار  $h$  ام است.  $\Psi$  نیز برداری شامل همه پارامترهای مدل تقاضا،  $Z_i^h$  برداری از متغیرهای برونزا،  $\tau_i$  برداری از پارامترهای محاسباتی برای این متغیرها و  $v_i^h$  و  $\varepsilon_i^h$  بردار خطای تصادفی هستند که دارای توزیع نرمال می باشند. اگر روابط را با در نظر گرفتن فرم غیر شرطی میانگین  $s_i^h$  بازنویسی کنیم، داریم (خرمی مقدم، ۱۳۸۹):

$$s_i^h = \phi(Z_i^h \tau_i) s_i^h(p^h, m^h; \psi) + \delta_i \phi(Z_i^h \tau_i) + \varepsilon_i^h \quad (14)$$

که  $\phi(0)$  و  $\phi(0)$  به ترتیب، مقادیر تابع احتمال تجمعی<sup>۱</sup> و مقادیر چگالی نرمال استاندارد<sup>۲</sup> هستند. رابطه فوق در دو مرحله تخمین زده می شود. ابتدا یک تخمین پروبیت از  $\tau_i$  یعنی  $\hat{\tau}_i$  برای  $s_i^h = 0$  و  $s_i^h > 0$  به دست می آید. بدین صورت که متغیر وابسته برای  $s_i^h = 0$  مقدار صفر و برای  $s_i^h > 0$  مقدار یک می گیرد. پس از آن،  $\phi(Z_i^h \tau_i)$  و  $\phi(Z_i^h \tau_i)$  را برای همه  $i$  ها محاسبه نموده، سپس  $\psi$  و  $\delta_i$  با استفاده از روش سیستم معادلات ظاهراً نامرتبط SURE تخمین زده می شود. با در نظر گرفتن رابطه فوق و نتایج حاصل تخمین مرحله اول یعنی مدل پروبیت، فرم تخمینی در مرحله دوم به شکل زیر در نظر گرفته شد (Bakhshoodeh, 2010):

$$s_i = \phi(Z_i^h \tau_i) \left[ \alpha_i + \sum_{j=1}^k \gamma_{ij} \log p_j + \beta_i \log \left[ \frac{m}{f(p)} \right] + \frac{\lambda_i}{g(p)} \left\{ \log \left[ \frac{m}{f(p)} \right] \right\}^2 \right] + \sum_{s=1}^S \delta_{is} Z_s + \theta \phi(Z_i^h \tau_i) + \varepsilon_i \quad (15)$$

که در آن،  $\tau_i$  جمله پسماند مدل و  $Z_s$  بیانگر متغیرهای ویژگی های خانوار است. در این مطالعه، از اطلاعات هزینه درآمد ۱۹۶۱۳ خانوار روستایی ایران در سال ۱۳۹۱ استفاده شد. در قدم اول با توجه به نقش کشش های قیمتی جبرانی در محاسبه شاخص رفاهی تغییرات جبرانی و تعیین خط فقر و میزان آسیب پذیری خانوارها در نتیجه افزایش قیمت، سیستم تقاضای QUAIDS برای ۸ گروه اصلی مواد غذایی تخمین زده شد.

در مرحله بعد، با توجه به کشش های قیمتی مواد غذایی، به منظور تجزیه و تحلیل رفتار مصرف کننده، ارزیابی اثرات رفاهی محاسبه گردید. همچنین به منظور تعیین سناریوهای افزایش قیمت مواد غذایی، پس از جمع آوری اطلاعات مربوط به واردات مواد غذایی به ایران طی سال های ۲۰۱۱-۲۰۰۳،

1. Cumulative Distribution Function
2. Probability Distribution Function

متوسط رشد سالانه قیمت‌های وارداتی مواد غذایی محاسبه و با توجه به نا مشخص بودن رشد قیمت در سال‌های آینده فرض شده است که این رشد قیمت در سال‌های آینده نیز اتفاق بیفتد و سپس اثرات رفاهی ناشی از این افزایش قیمت، محاسبه شد. در نهایت، خط فقر غذایی ثانویه پس اعمال سناریو افزایش قیمت مواد غذایی، تعیین و تغییر در میزان فقر در خانوارهای روستایی محاسبه گردید. در این مطالعه، از نرم افزار Eviews به منظور برآورد سیستم تقاضای مواد غذایی و نرم افزار STATA جهت محاسبه CDF و PDF برای خانوارهای روستایی استفاده شده است.

### نتایج

در این بخش، ابتدا میانگین مخارج صرف شده برای هشت گروه مواد غذایی شامل غلات، گوشت، لبنیات، روغن و چربی، میوه، سبزیجات، قند و شکر و چای و قهوه و همچنین خصوصیات اجتماعی-اقتصادی خانوارهای مورد مطالعه محاسبه و در جدول (۱) گزارش شده است. بر اساس نتایج به دست آمده، میانگین سن سرپرست خانوار در حدود ۵۲ سال و میزان تحصیلات آن ۴/۲۸ سال می‌باشد. در خانوارهای روستایی، این میانگین پایین سطح سواد سرپرست خانوار، دور از انتظار نمی‌باشد. همچنین میانگین بعد خانوارهای نمونه مورد بررسی ۳/۹۰ نفر به دست آمده است. از میان متغیرهای خصوصیات اجتماعی خانوار، بیشترین ضریب تغییرات مربوط به متغیر تحصیلات سرپرست خانوار می‌باشد، لذا انتظار می‌رود این متغیر اثر قابل توجهی در میزان تصمیم‌گیری در خصوص مصرف مواد غذایی داشته باشد.

بر اساس جدول (۱) از بین ۸ گروه مواد غذایی مورد مطالعه، بیشترین و کمترین میانگین مخارج مصرفی ماهانه، به ترتیب مربوط به غلات و چای و قهوه با میانگین ۹۶۳/۳۶ هزار ریال و حدود ۹۹ هزار ریال می‌باشد. پس از غلات، گوشت بیشترین مخارج مصرفی را به خود اختصاص داده است. همان‌گونه که ملاحظه می‌شود، بیشترین سهم مخارجی مواد غذایی در سال مورد مطالعه، مربوط به غلات (۲۹/۵۸ درصد) می‌باشد. پس از آن سهم مخارجی گوشت، لبنیات و سبزیجات، به ترتیب ۲۲/۴۶ درصد، ۱۱/۶۹ درصد و ۱۱/۹۴ درصد به دست آمده است. همچنین کمترین سهم مخارج در بین مواد غذایی مورد بررسی، مربوط به چای (۳/۲۰ درصد) می‌باشد.

پس از جمع‌آوری اطلاعات مربوط به قیمت جهانی مواد غذایی وارد شده به کشور، متوسط رشد سالانه قیمت مواد غذایی محاسبه و در جدول (۱) گزارش شده است. در طول سال‌های ۲۰۰۳-۲۰۱۱ بیشترین متوسط رشد قیمت، مربوط به سبزیجات و کمترین آن، مربوط به چای می‌باشد. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، متوسط رشد سالانه قیمت جهانی گوشت، غلات، شکر، لبنیات، میوه، روغن و چربی، چای و سبزیجات، به ترتیب ۱۳/۴۵ درصد، ۱۶/۶۸ درصد، ۱۵/۳۳ درصد، ۱۴/۷۰ درصد، ۸/۳۴ درصد،

درصد، ۱۲/۳۸ درصد، ۸/۱۰ درصد و ۳۴/۰۶ درصد به دست آمده است. با توجه به افزایش قیمت مواد غذایی مورد بررسی، انتظار می‌رود این افزایش قیمت، اثر قابل توجهی بر رفاه خانوارها داشته باشد.

### جدول ۱. میانگین و انحراف معیار میزان مخارج مصرفی مواد غذایی و خصوصیات اجتماعی خانوارهای روستایی (سال ۱۳۹۱)

| میانگین مخارج مصرفی ماهانه (هزار ریال) | انحراف معیار | ضریب تغییرات | میانگین سهم مخارجی (درصد) | متوسط رشد سالانه قیمت جهانی (درصد) ۲۰۰۳ الی ۲۰۱۱ |
|----------------------------------------|--------------|--------------|---------------------------|--------------------------------------------------|
| غلات                                   | ۸۷۴/۷۹       | ۰/۹۱         | ۲۹/۵۸                     | ۱۶/۶۸                                            |
| گوشت                                   | ۱۳۷۵/۲۵      | ۱/۶۰         | ۲۲/۴۶                     | ۱۳/۴۵                                            |
| لبنیات                                 | ۳۴۴/۲۹       | ۰/۹۳         | ۱۱/۶۹                     | ۱۴/۷                                             |
| روغن و چربی                            | ۱۹۰/۴۴       | ۰/۹۷         | ۶/۲۲                      | ۱۲/۳۸                                            |
| میوه                                   | ۴۲۱/۶۲       | ۱/۲۵         | ۹/۳۱                      | ۸/۳۴                                             |
| سبزیجات                                | ۳۳۶/۱۷       | ۰/۸۷         | ۱۱/۹۴                     | ۳۴/۰۶                                            |
| قند و شکر                              | ۲۰۳/۸۵       | ۱/۰۹         | ۵/۵۵                      | ۱۵/۳۳                                            |
| چای و قهوه                             | ۱۱۰/۲۹       | ۱/۱۱         | ۳/۲۰                      | ۸/۱                                              |
| ویژگی‌های اقتصادی - اجتماعی            | میانگین      | انحراف معیار | ضریب تغییرات              |                                                  |
| سن سرپرست (سال)                        | ۵۱/۹۱        | ۱۵/۹۸        | ۰/۳۱                      |                                                  |
| تحصیلات سرپرست (سال)                   | ۴/۲۸         | ۴/۸۳         | ۱/۱۳                      |                                                  |
| بعد خانوار                             | ۳/۹۰         | ۱/۸۱         | ۰/۴۶                      |                                                  |

مأخذ: یافته‌های مطالعه

پس از برآورد سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل درجه دوم برای مواد غذایی، کشش‌های قیمتی و متقاطع جبرانی (هیکس) با استفاده از رابطه (۱۱) محاسبه شد. مقادیر این کشش‌ها در جدول (۲) ارائه شده است. کشش‌های قیمتی بیانگر اثر تغییر قیمت کالا بر روی میزان تقاضای آن کالا و کشش‌های متقاطع نیز بیانگر رابطه جانشینی و یا مکملی کالاها می‌باشد. کشش‌های متقاطع ممکن است مثبت یا منفی باشند. اگر کشش متقاطع مثبت باشد، بیانگر جانشین بودن دو کالا و اگر منفی باشد، بیانگر مکمل بودن آن دو کالا است.

بر اساس نتایج، تمامی کشش‌های خود قیمتی مطابق با انتظار دارای علامت منفی است. بر حسب مقدار مطلق ضریب کشش، بیشترین کشش قیمتی برای چای (۱/۰۹-) و کمترین کشش قیمتی برای روغن و چربی (۰/۶۵-) حاصل شده است. به عبارت دیگر، تقاضای کالاهای منتخب نسبت به تغییرات قیمت کشش ناپذیر هستند. بر اساس مقادیر کشش قیمتی به دست آمده، انتظار می‌رود با

افزایش یک درصد در قیمت این مواد غذایی نامبرده، در صورت ثابت بودن سایر شرایط، مقدار تقاضا برای چای و روغن و چربی، به ترتیب ۱/۱ درصد و ۰/۶۵ درصد کاهش یابد. بر اساس کشش‌های به دست آمده می‌توان بیان نمود که حساسیت تقاضا برای قند و شکر، میوه، سبزیجات و لبنیات نسبت به تغییرات قیمت خود پایین است، به طوری که با افزایش یک درصدی در قیمت این محصولات، مقدار تقاضای آنها در صورت ثابت بودن سایر شرایط، به ترتیب ۰/۸۶ درصد، ۰/۸۵ درصد، ۰/۸۴ درصد و ۰/۸۱ درصد کاهش می‌یابد.

کشش‌های متقاطع قیمتی مندرج در جدول (۲) نیز نشان می‌دهد که اغلب کالاهای منتخب دارای رابطه مکملی با یکدیگر هستند. افزون بر این، بر حسب مقدار مطلق ضریب نیز می‌توان رابطه مکملی را قوی‌تر از رابطه جانشینی عنوان نمود. البته بر حسب ضریب به دست آمده، تفاوت بالایی وجود دارد؛ در حالی که رابطه مکملی روغن‌ها و چربی‌ها با اغلب کالاهای در سطح بالایی قرار دارد و مقدار مطلق ضریب به دست آمده، عدد بالایی نشان می‌دهد. مقدار ضریب به دست آمده برای گروه چای و قهوه، رابطه مکملی ضعیف این کالا را با سایر کالاهای نشان می‌دهد. اغلب ضرایب که حاکی از رابطه جانشینی هستند، به دو گروه غلات و گوشت تعلق دارند. البته در حالی که کشش سایر کالاهای با دو گروه یاد شده، حاکی از رابطه جانشینی میان آنها می‌باشد اما رابطه غلات و گوشت با سایر کالاهای عمدتاً مکملی می‌باشد.

این الگوی رابطه، تلویحاً می‌تواند نشان دهنده اهمیت بالای مصرف غلات و گوشت در الگوی غذایی مصرف کنندگان باشد. به این معنی که مصرف کنندگان ترجیح می‌دهند که پس از گنجاندن غلات و گوشت، سایر کالاهای را به عنوان کالای مکمل به الگوی مصرف خود اضافه نمایند؛ در حالی که اگر تصمیم به اضافه نمودن گوشت و غلات به الگوی مصرف حاوی سایر کالاهای گرفته شود، این دو کالا جانشین سایر کالاهای خواهند شد و این به معنی کاهش مقدار مصرف سایر کالاهای با ورود بیشتر گوشت و غلات خواهد بود. به این ترتیب، تحلیل ارائه شده نشان داد که در میان کالاهای منتخب، غلات و گوشت از اهمیت بالاتری برخوردارند. توجه به الگوی مصرف خانوارها و بویژه مصرف بالای سرانه غلات مانند برنج و گندم نیز می‌تواند دال بر تأیید نتایج باشد.

بر حسب مقادیر ضرایب به دست آمده، می‌توان در گام بعدی، گروه روغن و چربی را حائز اهمیت بالا عنوان نمود. به همین شیوه نیز می‌توان لبنیات و میوه و سبزیجات را در رتبه‌های بعدی جای داد؛ در حالی که قند و شکر و چای و قهوه در انتها قرار دارد.

بر اساس کشش‌های محاسبه شده، می‌توان بیان نمود که غلات جانشین ناخالص قوی ( $e_{ij}^h > 1$ ) روغن و چربی و روغن و چربی جانشین ناخالص قوی لبنیات می‌باشد؛ به طوری که کشش متقاطع بین این گروه‌ها از مواد غذایی، به ترتیب برابر با ۱/۰۹ درصد و ۴/۴۰ درصد به دست آمده است.

جانشینی ناخالص سایر مواد غذایی، از نوع ضعیف ( $e_{ij}^h < 1$ ) می‌باشد. در خصوص رابطه مکملی نیز می‌توان گفت که میوه مکمل ناخالص قوی ( $|e_{ij}^h| > 1$ ) روغن و چربی است. به عبارت دیگر، با افزایش یک درصد در قیمت روغن و چربی، با فرض ثابت بودن سایر شرایط، مقدار تقاضا برای میوه بیش از یک درصد (به میزان ۳/۸۵ درصد) کاهش می‌یابد. این رابطه مکملی ناخالص قوی بین روغن و چربی و سبزیجات، روغن و چربی و چای و قهوه نیز برقرار است. رابطه مکملی ناخالص سایر گروه‌ها، از نوع ضعیف ( $|e_{ij}^h| < 1$ ) نشان داده شده است. نتایج مطالعه حاضر، همسو با نتایج مطالعه رضاپور و همکاران (۱۳۹۰) می‌باشد. به طور کلی تر، می‌توان گفت بجز در مورد ضرایب به دست آمده برای رابطه روغن و چربی، در سایر کالاها، مقادیر کشش‌های به دست آمده، صرف نظر از مکمل یا جانشین بودن رابطه، کمتر از ۰/۲ می‌باشد که نشان دهنده رابطه ضعیف میان کالاها می‌باشد. به بیان دیگر، هر چند همانند آنچه در مطالب فوق عنوان شد، امکان رتبه بندی اهمیت کالاها وجود دارد؛ اما در عین حال، با توجه به الگوی مصرف، کالاها از نوعی استقلال در مصرف نیز برخوردار هستند.

نکته حائز اهمیت در نتایج مربوط به کشش‌های محاسبه شده، تفاوت کشش‌های متقاطع بین کالاها است ( $e_{ij} \neq e_{ji}$ ). به عنوان مثال، کشش متقاطع بین لبنیات و روغن و چربی، یکبار مثبت و بار دیگر، منفی به دست آمده است. به عبارت دیگر، با تغییر قیمت روغن و چربی، خانوارها لبنیات را جانشین این کالا در سبد غذایی خود نموده‌اند. این الزاماً به معنای وجود چنین رابطه‌ای در صورت تغییر قیمت لبنیات نمی‌باشد. به بیان دیگر، با تغییر قیمت لبنیات و یا روغن و چربی، عکس‌العمل خانوارها نسبت به این تغییر می‌تواند متفاوت باشد. در واقع، با تغییر قیمت لبنیات، کشش متقاطع به دست آمده بین این دو ماده غذایی، به نوعی بیانگر رابطه مکملی آنها می‌باشد، در صورتی که بر اساس تغییر قیمت روغن و چربی، نتیجه عکس آن حاصل شده است. همچنین این نتیجه را می‌توان به الگوی غذایی انتخابی خانوارها نیز نسبت داد. در واقع واکنش خانوارها نسبت به تغییرات قیمت مواد غذایی، زمانی که یک سبد غذایی را انتخاب می‌کنند، نسبت به زمانی که سبد متفاوتی را انتخاب نمایند، یکسان نخواهد بود.

کشش مخارج نیمی از کالاهای مورد بررسی، بالاتر از واحد به دست آمده است. به این معنی که می‌توان این کالاها را در زمره کالاهای لوکس قلمداد نمود. در صورتی که این تفسیر را مترادف با تمایل بالاتر مصرف کنندگان به مصرف کالاهای دارای کشش مخارج بالا عنوان نماییم، در واقع می‌توان گفت با افزایش درآمد، مصرف کنندگان تمایل دارند مصرف میوه و سبزیجات را بیش از منابع پروتئینی افزایش دهند و البته به طور ضمنی می‌تواند حاکی از سطح مصرف پایین میوه و سبزی در الگوی فعلی باشد. در خصوص کشش مخارج بالای غلات و چای و قهوه، با طرح یک فرضیه می‌توان این مقادیر را توجیه نمود. به این ترتیب که در مورد این دو گروه با توجه به تنوع کالاها و همچنین

وجود انواع متعددی از ارقام فرآوری شده، این کشش بالا می‌تواند به معنی لوکس تلقی شدن انواع فرآوری شده آنها توسط مصرف کنندگان باشد. این استدلال در مورد انواع چای و قهوه به طور خاص می‌تواند حایز اهمیت باشد. ضریب بالای کشش مخارج این گروه (۲/۶۷) نیز مؤید این امر است.

## جدول ۲. کشش قیمتی و متقاطع جبرانی (هیکس) و کشش مخارجی

### برای گروه‌های مواد غذایی

| کشش جبرانی  | غلات   | گوشت   | لبنیات | روغن و چربی | میوه   | سبزیجات | قند و شکر | چای و قهوه |
|-------------|--------|--------|--------|-------------|--------|---------|-----------|------------|
| غلات        | -۰/۶۷۹ | ۰/۱۱۸  | -۰/۰۰۷ | ۱/۰۹۲       | -۰/۰۵۸ | -۰/۰۹۵  | -۰/۰۶۱    | -۰/۰۱۷     |
| گوشت        | ۰/۱۲۸  | -۰/۶۸۰ | ۰/۰۸۱  | -۰/۰۲۹      | -۰/۱۶۸ | -۰/۱۸۶  | -۰/۰۲۷    | -۰/۱۳۹     |
| لبنیات      | ۰/۱۶۸  | ۰/۲۳۸  | -۰/۸۱۷ | -۰/۰۳۶      | -۰/۰۹۱ | -۰/۰۵۸  | -۰/۰۱۲    | -۰/۰۱۰     |
| روغن و چربی | -۰/۷۶۴ | ۰/۹۰۹  | ۴/۴۰۳  | -۰/۶۵۶      | -۳/۸۵۴ | -۴/۶۸۶  | ۰/۲۹۶     | -۳/۶۲۴     |
| میوه        | ۰/۱۶۸  | ۰/۱۶۹  | ۰/۰۱۱  | ۰/۱۴۷       | -۰/۸۵۸ | -۰/۰۱۷  | -۰/۰۱۵    | -۰/۰۲۱     |
| سبزیجات     | ۰/۱۸۱  | ۰/۱۲۷  | ۰/۰۰۶  | -۰/۰۲۷      | -۰/۰۴۰ | -۰/۸۴۱  | ۰/۰۰۹     | -۰/۰۱۱     |
| قند و شکر   | ۰/۱۹۸  | ۰/۱۶۲  | ۰/۰۱۱  | -۰/۰۰۰۲     | -۰/۰۱۶ | -۰/۰۰۵  | -۰/۸۶۰    | -۰/۰۰۷     |
| چای و قهوه  | ۰/۱۷۷  | ۰/۱۸۵  | ۰/۰۷۷  | ۰/۰۱۱       | -۰/۱۰۰ | -۰/۱۰۴  | ۰/۰۱۵     | -۱/۰۹۸     |
| کشش مخارجی  | ۱/۵۰۲  | ۰/۶۳۴  | ۰/۷۴۱  | ۰/۷۵۶       | ۱/۳۳۲  | ۱/۴۰۶   | ۰/۹۱۶     | ۲/۶۷۴      |

مأخذ: یافته‌های مطالعه

از آنجایی که هدف مطالعه حاضر تعیین میزان آسیب پذیری و بررسی تغییرات سطح فقر در خانوارهای روستایی است، نیاز به ارزیابی اثرات رفاهی ناشی از افزایش قیمت مواد غذایی می‌باشد، لذا در این قسمت از مطالعه، شاخص رفاهی تغییرات جبرانی با توجه به رابطه (۶) برای هر محصول مورد بحث قرار گرفته است (جدول ۳). در این مطالعه، سناریو افزایش قیمت مواد غذایی، پس از محاسبه متوسط رشد سالانه قیمت جهانی مواد غذایی طی سال‌های ۲۰۰۳ تا ۲۰۱۱ اعمال شده و با توجه به اینکه هر گونه تغییر قیمت، یک مبدأ اولیه (قبل از تغییر قیمت) و یک نقطه ثانویه (پس از تغییر) دارد، مبدأ اولیه وضعیت متغیرها در سال ۱۳۹۱- متناظر نزدیک‌ترین سال به شرایط فعلی کشور- در نظر گرفته شده است و پس از محاسبه متوسط رشد سالانه قیمت جهانی مواد غذایی مورد بررسی، با توجه به نامشخص بودن رشد قیمت در سال‌های آینده، در این مطالعه فرض شده که قیمت مواد غذایی در سال آینده، به همان نسبت قبل افزایش یابد، سپس اثرات رفاهی این افزایش قیمت مواد غذایی برای خانوارهای روستایی مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است.

در جدول (۳) تغییرات جبرانی ناشی از افزایش همزمان قیمت جهانی مواد غذایی مورد مطالعه، گزارش شده است. شاخص رفاهی تغییرات جبرانی به دست آمده برای مواد غذایی مذکور، میزان

حمایت از خانوارهای روستایی در صورت روبرو شدن با قیمت‌های بالاتر با وجود تغییر همزمان قیمت سایر مواد غذایی را نشان می‌دهد. همان طوری که ملاحظه می‌گردد، بیشترین مقدار CV در نتیجه رشد قیمت‌ها برای غلات به دست آمده است و علامت مثبت آن نشان می‌دهد که با افزایش قیمت جهانی غلات، خانوارهای روستایی در وضعیت بدتری از نظر رفاهی قرار گرفته و مخارج آنها افزایش می‌یابد. در واقع پس از افزایش ۱۶/۶۸ درصدی قیمت غلات، باید مبلغی معادل شاخص رفاهی تغییرات جبرانی محاسبه شده، به خانوارها داده شود تا به سطح مطلوبیت اولیه‌ای که قبل از تغییر قیمت داشتند، دست یابند. میزان تغییرات جبرانی برای غلات، معادل ۱۵۳/۶۷ هزار ریال برآورد شده است که این میزان معادل ۴/۵۲ درصد میانگین مخارج صرف شده برای مواد غذایی مورد بررسی در سال ۱۳۹۱ می‌باشد. همچنین شاخص تغییرات جبرانی سبزیجات ۱۲۶/۵۳ هزار ریال، معادل ۳/۷۲ درصد میانگین مخارج سال ۱۳۹۱، به دست آمده است. بنابراین با افزایش ۳۴/۰۶ درصدی قیمت سبزیجات، مخارج خانوارهای روستایی افزایش یافته و از نظر رفاهی، در وضعیت بدتر قرار می‌گیرند. نتایج محاسبه تغییرات جبرانی برای گوشت بدین صورت است که تغییرات جبرانی در نتیجه افزایش ۱۳/۴۵ درصدی قیمت گوشت، معادل ۱۱۳/۵۱ هزار ریال به دست آمده است که این میزان برابر ۳/۳۴ درصد مخارج مصرفی مربوط به مواد غذایی مورد بررسی سال ۱۳۹۱ می‌باشد. بنابراین مخارج خانوارها در نتیجه افزایش قیمت گوشت، افزایش یافته و از نظر رفاهی در وضعیت بدتری قرار می‌گیرند. همچنین با توجه به نتایج، شاخص رفاهی تغییرات جبرانی برای لبنیات معادل ۵۳/۳۹ هزار ریال محاسبه شده است، که علامت مثبت شاخص رفاهی، بیانگر کاهش رفاه خانوارهای روستایی ناشی از این افزایش قیمت می‌باشد. برای سایر مواد غذایی نظیر میوه، قند و شکر، روغن و چربی، شاخص تغییرات جبرانی، به ترتیب ۷۹/۲۴ هزار ریال (معادل ۰/۷۳ درصد مخارج سال ۱۳۹۱)، ۲۷/۷۵ هزار ریال (معادل ۰/۸۲ درصد مخارج سال ۱۳۹۱) و ۲۳/۸۱ هزار ریال (معادل ۰/۷۰ درصد سال ۱۳۹۱) به دست آمده است.

مجموع شاخص رفاهی تغییرات جبرانی خانوارها در نتیجه افزایش قیمت مواد غذایی مورد بررسی، در جدول (۳) گزارش شده است. بر اساس نتایج می‌توان بیان کرد که با افزایش قیمت مواد غذایی، میزان مخارج صرف شده برای مواد غذایی مورد بررسی معادل ۵۳۰/۷۸ هزار ریال افزایش می‌یابد که این میزان حدود ۱۵/۶۲ درصد میانگین مخارج خانوارهای روستایی در سال ۱۳۹۱ می‌باشد.

در نهایت، ستون آخر جدول (۳) وزن شاخص تغییرات جبرانی محاسبه شده ناشی از افزایش قیمت هر یک از مواد غذایی را از مجموع شاخص رفاهی تغییرات جبرانی محاسبه شده، نشان می‌دهد. با توجه به نتایج مقدار CV برای غلات و سبزیجات و گوشت، سهم بیشتری از کل شاخص تغییرات جبرانی را تشکیل می‌دهند، به طوری که این میزان برای غلات معادل ۲۸/۹۵ درصد کل CV و برای

سبزیجات و گوشت، به ترتیب معادل ۲۳/۸۴ درصد و ۲۱/۳۹ درصد کل CV به دست آمده است. شاخص CV چای سهم کمتری از مجموع شاخص رفاهی به دست آمده را به خود اختصاص داده است؛ به طوری که تغییرات جبرانی به دست آمده برای چای، معادل ۱/۳۸ درصد کل شاخص رفاهی به دست آمده، می باشد.

### جدول ۳. تغییرات جبرانی (CV) ناشی از افزایش قیمت جهانی

#### مواد غذایی برای خانوارهای روستایی

| میانگین مخارج مصرفی ماهانه (هزار ریال) | درصد تغییر قیمت* | تغییرات جبرانی (هزار ریال) | درصد تغییرات جبرانی | سهم تغییرات جبرانی |
|----------------------------------------|------------------|----------------------------|---------------------|--------------------|
| ۹۶۳/۳۶                                 | ۱۶/۶۸            | ۱۵۳/۶۷                     | ۴/۵۲                | ۲۸/۹۵              |
| ۸۶۰/۵۲                                 | ۱۳/۴۵            | ۱۱۳/۵۱                     | ۳/۳۴                | ۲۱/۳۹              |
| ۳۶۸/۳۶                                 | ۱۴/۷             | ۵۳/۳۹                      | ۱/۵۷                | ۱۰/۰۶              |
| ۱۹۶/۷۸                                 | ۱۲/۳۸            | ۲۳/۸۱                      | ۰/۷۰                | ۴/۴۹               |
| ۳۳۷/۱۴                                 | ۸/۳۴             | ۲۴/۷۹                      | ۰/۷۳                | ۴/۶۷               |
| ۳۸۵/۹۴                                 | ۳۴/۰۶            | ۱۲۶/۵۳                     | ۳/۷۲                | ۲۳/۸۴              |
| ۱۸۶/۵۲                                 | ۱۵/۳۳            | ۲۷/۷۵                      | ۰/۸۲                | ۵/۲۳               |
| ۹۸/۹۹                                  | ۸/۱              | ۷/۳۱                       | ۰/۲۲                | ۱/۳۸               |
| ۳۳۹۷/۶۴                                | -                | ۵۳۰/۷۸                     | ۱۵/۶۲               | ۱۰۰                |

\*متوسط رشد سالانه قیمت جهانی به عنوان سناریو افزایش قیمت مواد غذایی انتخاب شده است.

مأخذ: یافته های مطالعه

پس از محاسبه شاخص رفاهی CV برای هر یک از مواد غذایی مورد بررسی، به منظور ارزیابی اثرات این افزایش قیمت بر فقر و محاسبه میزان آسیب پذیری خانوارهای روستایی در ایران، متوسط مخارج غذایی ماهانه خانوارهای روستایی برای کالاهای مورد بررسی و متوسط درآمد ماهانه خانوارهای روستایی تعیین و سپس بر اساس روابط بیان شده در روش تحقیق، میزان آسیب پذیری خانوارهای روستایی محاسبه و نتایج آن در جدول (۴) ارائه شده است.

بر اساس داده های جمع آوری شده، میانگین مخارج ماهانه صرف شده برای مواد غذایی مورد بررسی ۳۳۹۷/۶۴ هزار ریال به دست آمده است. از طرفی، با توجه به متوسط درآمد ماهانه این خانوارها که معادل ۸۴۴۰ هزار ریال می باشد، نسبت مخارج ماهانه به درآمد خانوارها برابر ۴۰/۲۵ درصد برآورد شده است. به عبارت ساده تر، مخارج صرف شده برای مواد غذایی مورد بررسی، معادل ۴۰/۲۵ درصد درآمد خانوارها می باشد. همچنین می توان بیان نمود که کل رفاه از دست رفته خانوارهای روستایی در نتیجه افزایش قیمت جهانی مواد غذایی تحت سناریوهای مورد بررسی، معادل ۶/۲۸ درصد درآمد خانوارها می باشد که به عنوان شاخصی از آسیب پذیری خانوارهای روستایی در

نتیجه افزایش قیمت جهانی، بیان می‌گردد که این شاخص می‌تواند در اعمال سیاست‌های حمایتی در این بخش مؤثر باشد.

#### جدول ۴. میزان آسیب پذیری خانوارهای روستایی ایران ناشی از افزایش قیمت جهانی مواد غذایی

|         |                                                                               |
|---------|-------------------------------------------------------------------------------|
| ۳۳۹۷/۶۴ | میانگین کل مخارج غذایی خانوار روستایی مربوط به کالاهای مورد بررسی (هزار ریال) |
| ۵۳۰/۷۸  | کل رفاه از دست رفته (هزار ریال)                                               |
| ۱۵/۶۲   | درصد رفاه از دست رفته                                                         |
| ۸۴۴۰/۱۱ | متوسط درآمد ماهانه خانوارهای روستایی (هزار ریال)                              |
| ۴۰/۲۵   | نسبت مخارج ماهانه به درآمد خانوار (درصد)                                      |
| ۶/۲۸    | آسیب پذیری خانوار روستایی: نسبت کل رفاه از دست رفته به درآمد خانوار (درصد)    |

مأخذ: یافته‌های مطالعه

در بخش دیگری از این مطالعه، اثر افزایش قیمت مواد غذایی بر فقر در خانوارهای روستایی، مورد بررسی قرار گرفت. در واقع پس از محاسبه شاخص رفاهی تغییرات جبرانی و خط فقر اولیه (قبل از تغییر قیمت مواد غذایی)، خط فقر ثانویه پس از افزایش قیمت جهانی هر یک از مواد غذایی محاسبه شد و نتایج در جدول (۵) گزارش شده است. با توجه به مخارج کل مربوط به مواد غذایی مورد بررسی، خط فقر اولیه معادل ۲۲۴۱/۹۲ هزار ریال محاسبه شده است که با توجه به آن می‌توان بیان کرد که ۳۵/۲۱ درصد از خانوارها، مخارج کمتر از این میزان محاسبه شده، داشته‌اند. پس از محاسبه تغییرات جبرانی و خط فقر اولیه، خط فقر ثانویه پس از اعمال سناریوی افزایش قیمت جهانی برای هر یک از مواد غذایی، محاسبه شده است. همان طوری که ملاحظه می‌شود، بالاترین خط فقر ثانویه، در حالت افزایش قیمت غلات به دست آمده است، به طوری که در این حالت، حدود ۳۹/۳۵ درصد خانوارهای مورد بررسی، مخارج کمتری را به تهیه گروه‌های مواد غذایی مورد بررسی اختصاص داده‌اند و به عبارتی، دچار فقر تغذیه‌ای می‌باشند.

با در نظر گرفتن مجموع تغییرات جبرانی محاسبه شده (معادل ۵۳۰/۷۸ هزار ریال)، خط فقر ثانویه، برابر ۲۷۷۲/۷۱ هزار ریال برآورد شده است که در این صورت مخارج اختصاص یافته به مواد غذایی مورد مطالعه، برای ۴۹/۳۰ درصد خانوارهای روستایی کمتر از خط فقر محاسبه شده می‌باشد، لذا این افراد زیر خط فقر قرار گرفته و به عبارتی، دچار فقر تغذیه‌ای می‌باشند. همچنین در نتیجه افزایش قیمت مواد غذایی مورد بررسی، در مجموع ۱۴/۰۹ درصد (حدود ۲۷۶۴ خانوار)، نسبت به قبل از افزایش قیمت، به خانوارهای روستایی فقیر اضافه شده است. در واقع با در نظر گرفتن خط

فقر اولیه، ۳۵/۲۱ درصد خانوارهای مورد بررسی دارای مخارجی کمتر از خط فقر تعیین شده هستند که این میزان پس از محاسبه خط فقر ثانویه، به ۴۹/۳۰ درصد افزایش یافته است. بنابراین دولت باید به منظور تأمین امنیت غذایی، از این گروه حمایت نماید تا آنها بتوانند نیازهای غذایی خود را فراهم نمایند.

جدول ۵. بررسی اثر افزایش قیمت جهانی مواد غذایی بر فقر در خانوارهای روستایی در سال ۱۳۹۱

| تغییرات<br>جبرانی<br>(هزار ریال) | خط فقر نسبی<br>ثانویه (هزار ریال) | درصد خانوار با مخارج<br>کمتر از خط فقر | درصد افزایش خانوار<br>فقیر | مواد غذایی  |
|----------------------------------|-----------------------------------|----------------------------------------|----------------------------|-------------|
| ۱۵۳/۶۷                           | ۲۳۹۵/۶۰                           | ۳۹/۳۵                                  | ۴/۱۴ (۸۱۲ خانوار)          | غلات        |
| ۱۱۳/۵۱                           | ۲۳۵۵/۴۳                           | ۳۸/۲۳                                  | ۳/۰۲ (۵۹۳ خانوار)          | گوشت        |
| ۵۳/۳۹                            | ۲۲۹۵/۳۲                           | ۳۶/۶۳                                  | ۱/۴۲ (۲۷۹ خانوار)          | لبنیات      |
| ۲۳/۸۱                            | ۲۲۶۵/۷۴                           | ۳۵/۸۶                                  | ۰/۶۵ (۱۲۸ خانوار)          | روغن و چربی |
| ۲۴/۷۹                            | ۲۲۶۶/۷۱                           | ۳۵/۸۷                                  | ۰/۶۷ (۱۳۱ خانوار)          | میوه        |
| ۱۲۶/۵۳                           | ۲۳۶۸/۴۶                           | ۳۸/۶۳                                  | ۳/۴۲ (۶۷۲ خانوار)          | سبزیجات     |
| ۲۷/۷۵                            | ۲۲۶۹/۶۸                           | ۳۵/۹۵                                  | ۰/۷۴ (۱۴۵ خانوار)          | قند و شکر   |
| ۷/۳۱                             | ۲۲۴۹/۲۴                           | ۳۵/۴۸                                  | ۰/۲۷ (۵۴ خانوار)           | چای و قهوه  |
| ۵۳۰/۷۸                           | ۲۷۷۲/۷۱                           | ۴۹/۳۰                                  | ۱۴/۰۹ (۲۷۶۴ خانوار)        | جمع         |

مأخذ: یافته های مطالعه

#### نتیجه گیری و پیشنهادات

تدوین سیاست‌های غذایی، یکی از پیش شرط‌های تأمین امنیت غذایی است، اما در این زمینه مطالعات جدی صورت نگرفته است. از آنجا که یکی از اهداف اصلی یک اقتصاد سالم و پویا، توزیع عادلانه رفاه و ثروت در میان آحاد جامعه است، بنابراین هرگونه مطالعه در این خصوص به منظور برنامه ریزی سیاسی و اقتصادی توسط دولتمردان و توزیع مناسب درآمد، امنیت غذایی و رفاه مهم می‌باشد. با توجه به شرایط کنونی کشور و نیز روند صعودی افزایش قیمت‌ها، قانونگذاران و سیاستگذاران باید برنامه حمایتی مناسبی در جهت جبران کاهش رفاه خانوارها و گروه‌های آسیب پذیر اتخاذ نماید.

با توجه به تعریف آسیب پذیری بر اساس تغییر در رفاه مصرف کننده ناشی از تغییرات قیمت، این مطالعه از تغییرات جبرانی به عنوان شاخصی برای اندازه گیری تغییرات رفاه استفاده کرده است. پس از محاسبه کشش جبرانی برای ۸ گروه مواد غذایی، مقدار CV یا تغییرات جبرانی ناشی از افزایش قیمت جهانی مواد غذایی محاسبه شد. کشش‌های قیمتی جبرانی برای مواد غذایی مورد نظر (به غیر

از گروه چای و قهوه)، کمتر از یک به دست آمده است. لذا برای خانوارهای روستایی تقاضا برای گروه مواد غذایی منتخب از حساسیت کم نسبت به تغییرات قیمت برخوردار می‌باشد.

در خصوص کشتش قیمتی گروه چای و قهوه که تا حدودی مقدار مطلق آن دور از انتظار می‌نماید، باید عنوان نمود که در این گروه به نظر می‌رسد نوسان تقاضا در سطح بالاتری نسبت به سایر گروه‌ها قرار دارد؛ به گونه‌ای که بررسی سهم مخارج این گروه نشان داد که در دوره ۹۰-۱۳۷۵ نوسان سهم مخارج آن نسبت به سایر گروه‌های منتخب و همچنین کل سبد خوراکی و دخانی در سطح بسیار بالاتری قرار داشته است (مرکز آمار ایران، ۱۳۹۰). لازم به ذکر است که نوسان سهم مخارج این گروه با استفاده از آماره واریانس، مورد بررسی قرار گرفت. وجود چنین نوسانی، به رغم ضریب مطلق بالای کشتش به دست آمده، می‌تواند لزوم احتیاط بیشتر در مورد این ضریب را گوشزد نماید؛ زیرا نوسان گسترده، به معنی اهمیت آماری پایین خواهد بود. لذا ضمن مؤثر دانستن نوسان بالای سهم مخارج گروه چای در حصول چنین ضریب کشتش، برخورد توأم با احتیاط با کشتش به دست آمده برای این گروه توصیه می‌شود؛ به این معنی که واکنش مصرف کنندگان در مقابل این کالا نسبت به سایر کالاها در طول زمان نیز دچار نوسان بوده است.

مقدار CV نشان می‌دهد که رفاه از دست رفته خانوارهای روستایی ایران برابر با ۵۳۰/۷۸ هزار ریال بوده که معادل ۱۵/۶۲ درصد متوسط مخارج مصرفی خانوارهای روستایی برای هشت گروه مواد غذایی در سال ۱۳۹۱ است. لذا در طراحی سیاست‌های اقتصادی باید به نحوی آثار منفی رفاهی ناشی از این افزایش قیمت جبران شود.

بر اساس نتایج، در بین مواد غذایی مورد مطالعه، غلات و گوشت سهم بیشتری از مقدار CV کل را به خود اختصاص داده‌اند که این می‌تواند به دلیل سهم بالاتر آنها از کل مخارج صرف شده برای مواد غذایی مورد بررسی باشد. در نهایت، مقدار رفاه از دست رفته خانوارهای روستایی در نتیجه این افزایش قیمت، بررسی و میزان آسیب پذیری آنها محاسبه گردید. بر اساس نتایج، میزان رفاه از دست رفته خانوارهای روستایی در سال ۱۳۹۱ در نتیجه رشد قیمت‌های جهانی، به طور متوسط حدود ۴/۶۵ درصد از درآمد آنها را در این سال تشکیل می‌دهد. همچنین با توجه به شاخص رفاهی تغییرات جبرانی محاسبه شده در نتیجه افزایش توأم قیمت جهانی مواد غذایی، خط فقر محاسبه شده معادل ۲۷۷۲/۷۱ هزار ریال محاسبه بوده است که در این حالت، ۴۹/۳۰ درصد از خانوارها در سال مورد بررسی مخارج مصرفی پایین‌تری نسبت به خط فقر برآورد شده را دارا هستند و به عبارتی، به فقر تغذیه‌ای دچارند.

همان‌گونه که از نتایج این پژوهش مشخص است، بخشی از خانوارهای روستایی در زمان افزایش قیمت‌ها بیش از سایر خانوارها در معرض افزایش قیمت‌ها قرار خواهند گرفت. لذا دولت می‌تواند با

توجه به روند افزایشی قیمت جهانی مواد غذایی طی سال‌های اخیر، با برنامه‌های حمایتی مناسب و یا با پرداخت کمک هزینه به منظور جبران اثر افزایش قیمت، با هدف حمایت از خانوارهای آسیب پذیر و خانوارهایی که زیر خط فقر قرار گرفته‌اند، نقش مؤثری ایفا نماید.

با این حال محدودیت‌هایی در مطالعه حاضر وجود دارد که به منظور سیاستگذاری مناسب باید به آن پرداخته شود که این محدودیت استفاده از گروه‌های اصلی مواد غذایی به جای استفاده از مواد غذایی به صورت جداگانه در این مطالعه است. پیشنهاد می‌شود که چنین شاخصی برای هر یک از مواد غذایی به طور جداگانه و برای دهک‌های درآمدی مختلف محاسبه گردد تا میزان حمایت دولت از خانوارهای آسیب پذیر و فقیر به طور دقیق‌تری تعیین شود.

## منابع و مآخذ

- ارشدی، ع. و کریمی، ع. (۱۳۹۲) بررسی وضعیت فقر مطلق در ایران در سال‌های برنامه اول تا چهارم توسعه؛ فصلنامه سیاست‌های راهبردی و کلان، ۱: ۳۵-۶۴.
- بختیاری، ص. و حقی، ز. (۱۳۸۲) بررسی امنیت غذایی و توسعه انسانی در کشورهای اسلامی؛ اقتصاد کشاورزی و توسعه، ۴۳ و ۴۴: ۵۱-۲۱.
- پاکدامن، م. (۱۳۸۸) بررسی اثر اصلاح نظام یارانه مواد غذایی بر امنیت غذایی در ایران؛ پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شیراز.
- پورطاهری، م.؛ طالبی، ح. و افتخاری، ع. ر. (۱۳۹۰) تحلیل عوامل اقتصادی و اجتماعی مؤثر بر کاهش فقر روستایی با تأکید بر فقر غذایی: بخش خلیجستان استان قم؛ فصلنامه مدرس علوم انسانی (برنامه ریزی و آمایش فضا)، ۲: ۸۰-۶۱.
- پیریایی، خ. و شهسوار، م. (۱۳۸۸) بررسی وضعیت فقر در مناطق شهری و روستایی استان فارس؛ پژوهشنامه اقتصادی، سال ۹، ۳: ۲۳۳-۲۶۴.
- جعفری ثانی، م. (۱۳۸۵) بررسی توزیع زمانی و مکانی فقر و نا امنی غذایی در ایران؛ پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شیراز.
- خالدی، ک. و پرمه، ز. (۱۳۸۴) بررسی وضعیت فقر در مناطق شهری و روستایی ایران؛ فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه، ۴۹: ۵۷-۸۲.
- خدادادکاشی، ف.؛ حیدری، خ. و باقری، ف. (۱۳۸۴) برآورد خط فقر در ایران طی سال‌های ۱۳۷۹-۱۳۶۳؛ فصلنامه رفاه اجتماعی، ۱۷: ۱۶۳-۱۳۷.
- خرمی مقدم، س. (۱۳۸۹) بررسی تأثیر سیاست‌های یارانه غذا بر تقاضای مواد غذایی و توزیع درآمد خانوارهای روستایی و روستایی ایران؛ پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه کرمان.
- خسروی نژاد، ع. ا. (۱۳۸۷) اندازه‌گیری اثرات رفاهی حذف یارانه کالاهای اساسی بر خانوارهای روستایی ایران؛ فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، ۵۰: ۳۱-۱.
- خسروی نژاد، ع. ا.؛ خداداد کاشی، ف. و صحبتی، ز. (۱۳۹۱) ارزیابی افزایش قیمت مواد غذایی بر رفاه خانوارهای روستایی ایران؛ فصلنامه راهبرد اقتصادی، ۴: ۹۳-۷۳.
- خسروی نژاد، ع. ا. (۱۳۸۸) اندازه‌گیری اثرات رفاهی حذف یارانه کالاهای اساسی خانوارهای روستایی ایران؛ پژوهش‌های بازرگانی، ۵۰: ۳۱-۱.
- داوودی، پ. و سالم، ع. ا. (۱۳۸۵) اثر تغییر قیمت بنزین بر رفاه خانوارها در دهک‌های مختلف درآمدی؛ پژوهشنامه اقتصادی، ۲۳: ۴۸-۱۵.

رضاپور، ف؛ دانشور کاخکی، م. و محمدی، ح. (۱۳۹۰) بررسی تقاضای گروه‌های اصلی کالاهای خوراکی در مناطق شهری ایران؛ نشریه اقتصادی و توسعه کشاورزی (علوم و صنایع کشاورزی)، ۱: ۴۶-۵۷.

رنانی، م. و مه آبادی، م. (۱۳۷۹) تأثیر نابرابری و فقر بر کارایی سیاست‌های کلان اقتصادی؛ مجموعه مقالات فقر در ایران، دانشگاه علوم بهزیستی و توان بخشی تهران: ۱۸۹-۲۰۹.

شیروانیان، ع. ر. (۱۳۹۱) تعیین الگوهای فقر روستایی در ایران و بررسی تأثیر برنامه هدفمند سازی یارانه مواد غذایی بر آن: رویکرد چند بعدی فقر؛ پایان نامه دکتری اقتصاد کشاورزی، دانشگاه شیراز.

عابدی، ع. (۱۳۸۱) اندازه گیری و تحلیل خط فقر و توزیع درآمد در استان آذربایجان شرقی؛ سازمان مدیریت و برنامه ریزی استان آذربایجان شرقی.

فلاحی، ف؛ محمد زاده، پ. و حکمتی فرید، ص. (۱۳۹۲) بررسی آثار رفاهی افزایش قیمت گروه های کالایی در خانوارهای روستایی کشور؛ مجله تحقیقات اقتصادی، ۲: ۱۵۰-۱۳۱.

قلی پور، س؛ پر مه، ز. و محمدزاده، ر. (۱۳۸۹) تحلیلی بر بحران غذایی و بحران مالی جهان در سال ۲۰۰۸؛ تهران: انتشارات مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی.

مرکز آمار ایران (۱۳۹۰) دفتر آمارهای جمعیت، نیروی کار و سرشماری.

موسی خانی، غ. (۱۳۷۸) تجزیه و تحلیل رفاه اجتماعی در ایران و اثر پذیری آن از نابرابری درآمدی؛ پایان نامه کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشگاه شیراز.

هژبر کیانی، ک؛ حاجیها، ف. و مزید آبادی فراهانی، م. (۱۳۹۱) برآورد اعتبار بودجه اجرای سیاست حمایتی هدفمند در تأمین امنیت غذایی؛ فصلنامه برنامه ریزی و بودجه، ۱۷: ۹۵-۶۵.

Arif, G. M., & Farooq, S. (2012) Dynamics of rural poverty in Pakistan: Evidence from three waves of the panel survey; Islamabad, Pakistan: Pakistan Institute of Development Economics.

Atkinson, A. (1987) On the Measurement of Poverty; *Econometrica*, 55 : 749-60.

Attanasio, O.; DiMaro, V.; Lechene, V., & Phillips, D. (2009) The welfare consequence of increases in food prices in rural Mexico and Colombia; Mimeo, UCL.

Azzam, A. M., & Rettab, B. (2012) A welfare measure of consumer vulnerability to rising prices of food imports in the UAE; *Food Policy*, 37: 554-560.

Bakhshodeh, M. (2010) Impacts of world prices transmission to domestic rice markets in rural Iran, *Food Policy*, 35: 12-19.

Banks, J., Blundell, R. and Lewbel, A. (1997) Quadratic Engel curves and consumer demand; *Review of Economics and Statistics*, 79: 527-539.

Cranfield, J. (2007) The Impact of Food Price Inflation on Consumer Welfare: Application of a Rank Four Demand System; International Food Economy Research Group, University of Guelph, Canada.

- Cranfield, J., Haq, Z. (2010) What impact has food price inflation had on consumer welfare: A global analysis; In 2010 Conference (54th), February 10-12, 2010, Adelaide, Australia (No. 58894), Australian Agricultural and Resource Economics Society.
- Deaton, A. and J. Muellbauer (1980) An Almost Ideal Demand System; *American Economic Review*, 70: 312-326.
- Dybczak, K., Tóth, P. and Voňka, D. (2010) Effects of price shocks to consumer demand estimating the QUAIDS demand system on Czech household budget survey data; Distributed by the Czech National Bank. Available at: <http://www.cnb.cz>.
- Food and Agriculture Organization (FAO) Statistics (2009): <http://www.fao.org>.
- Food and Agriculture Organization (FAO) Statistics (2013): <http://www.fao.org>.
- Fujii, T. (2013) Impact of food inflation on poverty in the Philippines; *Food Policy*, 39: 13-27.
- Glassman, A., Duran, D., & Sumner, A. (2013) Global Health and the New Bottom Billion: What do Shifts in Global Poverty and Disease Burden Mean for Donor Agencies?; *Global Policy*, 4: 1-14.
- Gohin, A. (2005) Decomposing welfare effects of CGE models: an exact, superlative, path independent, second order approximation; 8<sup>th</sup> Conference on Global Economic Analysis, Lübeck, Germany.
- Gorman, W. M. (1981) A possible procedure for analyzing quality differentials in the egg market; *Review of Economic Studies*, 47: 834-856.
- Greene, W. H. (2000) *Econometric Analysis*; Fourth Edition, London: Prentice Hall International.
- Hein, D., & Wessells, C. R. (1990) Demand systems estimation with microdata: A censored regression approach; *Journal of Business & Economic Statistics*, 8: 365-371.
- Huang, K. S. (1993) Measuring the effects of US meat trade on consumer's welfare; *Journal of Agricultural and Applied Economics*, 25: 217-227.
- Ivanic, M., & Martin, W. (2008) Implications of higher global food prices for poverty in low-income countries; *Agricultural Economics*, 39: 405-416.
- Ivanic, M.; Martin, W., & Zaman, H. (2012) Estimating the short-run poverty impacts of the 2010-11 surge in food prices; *World Dev.* 40: 2302-17.
- Jan, D.; Eberle, P. R.; Jan, A.; Ali, G., & Khan, M. (2009) Absolute poverty in Pakistan: where are the poor concentrated?; *Sarhad Journal of Agriculture*, 25: 321-327.
- Jing, X.; Mittelhammer, R. and Heckeleei, T. (2004) A QUAIDS model of Japanese meat demand; *American Agricultural Economics Association*, Denver, Colorado, USA.
- Kumar, P.; Kumar, A.; Parappurathu, S. and Raju, S. S. (2011) Estimation of demand elasticity for food commodities in India; *Agricultural Economics Research Review*, 24: 1-14.

- Lafrance, J. T.; Beatty, T. K. M.; Pope, R. D., and Agnow, G. K. (2002) Information theoretic measures of the income distribution in food demand; *Journal of Econometrics*, 107: 235-257.
- Ochmann, R. (2010) Distributional and Welfare Effects of Germany's Year 2000 Tax Reform, *Empirical Economics*, 51(1), 93-123
- Questaer, A. and Greene, W. (1982) Divorce risk and wives labor supply behavioral; *Social Science Quarterly*, 12: 16-27.
- Ravallion, M. (1998) Poverty Lines in Theory and practice; *Living Standards Measurement Study Working Paper*, 133, World Bank, Washington D.C.
- Ravallion, M., & Chen, Sh. (2007) Absolute Poverty Measures for the Developing World (1981-2004); *World Bank Policy Research Working Paper*, 4211.
- Rodriguez-Takeuchi, L., & Imai, K. S. (2013) Food price surges and poverty in urban Colombia: New evidence from household survey data; *Food Policy*, 43: 227-236.
- Sen, A. K. (1976) Poverty: an ordinal approach to the measurement; *Econometrica*, 44: 219-231.
- Shonkwiler, J. S. and Yen, S. (1999) Two-step estimation of a censored system of equations; *American Journal of Agricultural Economics*, 81:972-982.
- Tefera, N. (2012) Welfare impacts of rising food prices in rural Ethiopia: quadratic almost ideal demand system approach; Selected paper prepared for presentation at the international association of agricultural economists (IAAE) triennial conference, foz do lguacu, Brazil.
- Tobin, J. (1958) Estimation of relationships for limited dependent variables; *Econometrica*: 26, 24-36.
- Townsend, P. (1985) A Sociological Approach to Measurement of Poverty: A Rejoinder to Professor Amartya Sen; *Oxford Economic Papers*.
- Wood, B. D. K.; Nelson, C. H. and Nogueira, L. (2012) Poverty effects of food price escalation: The importance of substitution effects in Mexican households; *Food Policy*, 37: 77-85.