

اندازه‌گیری آثار رفاهی افزایش قیمت انواع گوشت بر خانوارهای شهری ایرانی

محمد قهرمانزاده^{۱*}، فاطمه انصاری^۲، آزاده فلسفیان^۳ و رؤیا فردوسی^۴

۱. دانشیار اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تبریز

۲. کارشناسی ارشد اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تبریز

۳. استادیار اقتصاد کشاورزی، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد تبریز، گروه ترویج و مدیریت کشاورزی، تبریز، ایران

۴. دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تبریز

(تاریخ دریافت: ۹۱/۰۲/۱۲ - تاریخ تصویب: ۹۱/۱۰/۰۶)

چکیده

هدف از مطالعه حاضر اندازه‌گیری و تحلیل آثار رفاهی افزایش قیمت گروه کالایی گوشت بر خانوارهای ایرانی است. بدین منظور ابتدا سیستم تقاضای تقریباً ایدئال (AIDS) انواع گوشت برای خانوارهای شهری طی سال‌های ۱۳۶۳-۸۸ برآزش شد و سپس معیار تغییر جبرانی (CV)^۱ برای اندازه‌گیری تغییرات رفاهی مصرف‌کنندگان با استفاده از روش تقریب بسط تیلور و با بهره‌گیری از اطلاعات به‌دست‌آمده از سیستم تقاضای AIDS محاسبه شد. در نهایت، میزان رفاه از دست‌رفته خانوارهای شهری به سبب افزایش نسبی قیمت انواع گوشت در طی سال‌های ۱۳۸۵-۸۸ اندازه‌گیری شد. نتایج حاصل از سیستم تقاضای AIDS نشان داد که گوشت مرغ و گوساله، کالای ضروری و گوشت ماهی و گوسفند، کالای لوکس برای خانوارهای شهری ایران قلمداد می‌شوند. یافته‌های حاصل از محاسبه CV بیانگر آن است که خانوارهای شهری به‌طور متوسط ۱۹ درصد از مخارج سالانه صرف‌شده خود را برای گروه کالایی گوشت طی این دوره از دست داده‌اند.

واژه‌های کلیدی: آثار رفاهی، افزایش قیمت، بسط تیلور، تغییر جبرانی، گروه کالایی گوشت.

مقدمه

به‌طور کلی، مجموعه‌ای از عوامل تعیین‌کننده وسعتی هستند که هر خانوار را تحت تأثیر افزایش قیمت غذا قرار می‌دهند. این عوامل شامل بزرگی نسبی تغییرات قیمت‌ها، اهمیت نسبی کالاهای غذایی متفاوت در سبد مصرفی خانوارها و به علاوه درجه‌ای است که هر خانوار پس از افزایش قیمت‌ها با تغییر در درآمد جبران می‌کند (Appleton & Charles, 2007). آثار افزایش قیمت غذا بر رفاه خانوار بین گروه‌های درآمدی مختلف که سهم متفاوتی از بودجه خود را صرف غذا

می‌کنند و الگوی مصرفی متفاوتی دارند بسیار متغیر است؛ البته خانوارهایی که سهم بیشتری از درآمدشان صرف غذا می‌شود، بیش از خانوارهایی که خریدهای غذایی سهم کوچکی از درآمد آن‌ها را شامل می‌شود تحت تأثیر افزایش قیمت غذا هستند. تأثیر افزایش قیمت اقلام غذایی به سهم آن کالا در سبد غذایی خانوار و سهم هزینه‌ای غذا از کل بودجه خانوار بستگی دارد.

با توجه به تئوری اقتصاد خرد در خصوص رفتار مصرف‌کننده، افزایش قیمت غذا دو اثر مهم را به دنبال دارد:

قیمت‌ها قرار می‌گیرد، اگرچه وضعیت برای خانوارهای فقیر شهری بدتر بوده و توانایی خانوارهای فقیر روستایی در تولید غذا پیامدهای وخیم تورم بالا را تخفیف داده است؛ همچنین Appelson and Charles (2007) آثار تغییر قیمت غذا بر مصرف خانوارها را در غنا در دهه ۹۰ مطالعه کردند و آثار رفاهی کل خانوار را با تمایز بین آثار رفاهی مرتبه اول و مرتبه دوم سنجیدند. در این مطالعه، برای ارزیابی آثار توزیعی تغییرات نسبی قیمت کالا معیار تغییر جبرانی محاسبه شد. نتایج بیانگر آن است که بار توزیعی قیمت‌های غذایی بالا به‌طور اساسی بر دوش مصرف‌کنندگان فقیر شهری است.

Vincent (2009) آثار رفاهی تغییرات قیمت کالا بر رفاه مصرف‌کننده را در تانزانیا تحلیل کرده و از آن برای آثار رفاهی قابل استناد اصلاح تعرفه‌ها (کاهش تعرفه‌ها) استفاده کرده است. این محقق با تمایز آثار مرتبه اول و مرتبه دوم تغییرات قیمت نشان داد که در معنای واقعی افزایش قیمت غذا وضعیت رفاهی تمام مصرف‌کنندگان را در طول دهه‌های ۱۹۹۰ و ۲۰۰۰ بدتر کرده است؛ گرچه خانوارهای فقیر، به‌ویژه خانوارهای فقیر روستایی، در مقابل خانوارهای غیرفقیر (به‌طور خاص خانوارهای غیرفقیر شهری) از این سنگینی قیمت‌های بالا بیشتر تحت فشارند. Wood and Nelson (2010) نیز اثر رفاهی افزایش قیمت غذا را بر خانوارهای مکزیکی اندازه‌گیری کردند. آن‌ها برای نشان‌دادن تفاوت در معیارهای رفاهی از داده‌های مقطعی خانوار مکزیکی برای تخمین زیان‌های رفاهی ناشی از افزایش‌های اخیر قیمت غذا استفاده و آن را با معیارهای مرتبه اول مقایسه کرده‌اند. Alem (2011) اثر افزایش قیمت غذا بر رفاه مصرف‌کنندگان شهری اتیوپی را در سال‌های ۲۰۰۴-۲۰۰۹ بررسی کرد و بدین منظور از سیستم تقاضای تقریباً ایدئال درجه دوم (QAIDS) طی دوره زمانی ۲۰۰۰-۲۰۰۹ بهره گرفت. محاسبه معیار تغییر جبرانی به‌منظور 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 در سال‌های ۲۰۰۴-۲۰۰۹ از دست داده‌اند. خانوارهای فقیر، که سهم بیشتری از مخارج خود را صرف غذا می‌کنند، به صورت ناخوشایندتری از خانوارهای غیرفقیر تحت تأثیر قرار می‌گیرند.

در داخل کشور نیز Khosravi nezhad (2009) سعی

اثر جانمایی بدین معنا که افزایش قیمت غذا نسبت به سایر کالاها، در صورت ثابت‌بودن سایر شرایط، به کاهش مقدار تقاضا (جبرانی) برای غذا منجر می‌شود؛ ب) اثر درآمدی بدین معنا که افزایش قیمت غذا منجر به کاهش قدرت خرید مردم برای خرید سایر کالاها می‌شود. این آثار افزایش قیمت در مورد همه خانوارهای فقیر و غیرفقیر صدق می‌کند؛ اما بنا به قانون انگل، خانوارهای فقیر سهم بیشتری از بودجه خود را صرف غذا می‌کنند و به همین دلیل آثار افزایش قیمت غذا برای خانوارهای فقیر بزرگ‌تر است. از آنجا که سهم بودجه اختصاص داده‌شده به غذا از مهم‌ترین معیارهای سطح استاندارد زندگی است، مصرف‌کنندگان با پایین‌ترین سطح استاندارد زندگی به‌درستی از افزایش قیمت غذا بیشترین لطمه را می‌بینند؛ از این رو اندازه‌گیری و تحلیل آثار رفاهی افزایش قیمت بر خانوارها همواره مورد توجه اقتصاددانان و سیاست‌گذاران بوده است.

بر اساس اطلاعات بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران در سال ۱۳۸۸، سهم هزینه‌ای گروه کالایی خوراکی‌ها و آشامیدنی‌ها از متوسط هزینه ناخالص سالانه یک خانوار شهری برابر با ۲۳/۷ درصد است که این سهم هزینه برای گروه‌های پایین درآمدی به‌طور متوسط ۳۳ درصد و برای گروه‌های بالای درآمدی ۲۲ درصد است. در بین اقلام گروه کالایی خوراکی‌ها و آشامیدنی‌ها، بیشترین سهم هزینه‌ای مربوط به گروه انواع گوشت است که به‌طور متوسط برابر با ۲۷ درصد است و از این حیث از مهم‌ترین اقلام غذایی در سبد مصرفی خانوارها محسوب می‌شود؛ از این رو آثار رفاهی افزایش قیمت انواع گوشت بر رفاه مصرف‌کننده بی‌شک شایان توجه خواهد بود. در طول سال‌های ۱۳۸۵-۸۸، افزایش قیمت گوشت گاو ۷۱ درصد، گوشت گوسفند ۹۸/۲ درصد، گوشت مرغ ۵۲/۴ درصد و گوشت ماهی ۷۳ درصد است. در این خصوص، بررسی آثار رفاهی این افزایش قیمت‌ها برای مصرف‌کنندگان حائز اهمیت است.

تحلیل آثار رفاهی افزایش قیمت مواد غذایی همواره مرکز توجه مباحث اقتصاد رفاه بوده است؛ برای مثال Friedman and Levinsohn (2002) آثار توزیعی بحران مالی- اقتصادی اندونزی را بر رفاه مصرف‌کننده با استفاده از اطلاعات مصرفی خانوارها پیش از بحران پولی آسیا در سال ۱۹۹۷ و تغییرات قیمت کالاها و تغییر جبرانی برای خانوارهای اندونزیایی مطالعه کردند. نتایج نشان داد که به‌طور واقعی هر خانوار به‌شدت تحت تأثیر این تغییر

هنگامی که قیمت‌ها از p_0 به p_1 افزایش یابد، تغییرات رفاهی مرتبط با افزایش قیمت را می‌توان به صورت زیر نشان داد:

$$e(p_1, u_0) - e(p_0, u_0) \quad (۳)$$

یکی از معیارهای اندازه‌گیری این تغییرات رفاهی معیار تغییر جبرانی (CV) است که یک معیار سنجش رفاهی است. تغییر جبرانی مقدار پول مورد نیازی است که می‌بایست پس از تغییر قیمت‌ها به مصرف‌کننده پرداخت شود تا مطلوبیت مصرف‌کننده در سطح اولیه پیش از تغییر قیمت‌ها باقی بماند (Varian, 1999). مرجع تغییر جبرانی سطح مطلوبیت اولیه (u_0) است. با مشتق‌گیری از تابع مخارج بر قیمت کالا می‌توان تابع تقاضای جبرانی کالاها را به‌دست آورد:

$$\frac{\partial e(p, u_0)}{\partial p} = h(p, u_0) \quad (۴)$$

که در آن $h(p, u_0)$ تابع تقاضای جبرانی است. تغییر جبرانی مورد نیاز می‌تواند با انتگرال‌گیری از تابع تقاضای جبرانی بر اثر افزایش اندکی از قیمت‌ها از p_0 به p_1 به‌دست آید:

$$CV = \int_{p_0}^{p_1} h(p, u_0) dp = c(p_1, u_0) - c(p_0, u_0) \quad (۵)$$

$$= c(p_1, u_0) - M_0$$

که در آن M_0 سطح درآمد اولیه مصرف‌کننده است. علاوه بر معیار تغییر جبرانی معیار دیگری برای اندازه‌گیری آثار رفاهی وجود دارد که به معیار تغییر معادل (EV) معروف است. تغییر معادل عبارت است از مقدار تغییر در درآمد مصرف‌کننده پیش از تغییر قیمت که زیان رفاهی آن معادل افزایش قیمت باشد. تغییر معادل مقدار پولی است که مصرف‌کننده حاضر به پرداخت است تا از تغییر قیمت‌ها خودداری کند (Varian, 1999). در واقع، تغییر جبرانی و تغییر معادل دو پاسخ متفاوت به یک پرسش هستند: چه مقدار تغییر در درآمد ضروری است تا یک تغییر در قیمت جبران شود و مطلوبیت مصرف‌کننده در یک سطح معین باقی بماند. این دو معیار آثار رفاهی تغییر قیمت بر اساس منحنی تقاضای جبرانی و تابع مخارج محاسبه و در هر دو معیار سطح مطلوبیت ثابت فرض می‌شود. تغییر معادل مورد نیاز نیز همانند تغییر جبرانی می‌تواند از طریق انتگرال در عرض تابع تقاضای جبرانی از p_0 به p_1 برای تغییرات اندک قیمت به‌دست آید.

کرده است با استفاده از روش‌شناسی اقتصاد خرد به پرسش اساسی زیر در حوزه پرداخت یارانه از منظر رفاهی پاسخ دهد. پرسش این است که معادل پولی یارانه برای جلوگیری از کاهش رفاه خانوار در هنگام حذف (کاهش) یارانه کالاهای اساسی چقدر است؟ بدین منظور سیستم تقاضای تقریباً ایدئال برای خانوارهای شهری ایران برآورد شده و شاخص‌های رفاهی شامل درآمد معادل، تغییر جبرانی و شاخص درست هزینه زندگی ناشی از تعدیل یارانه (قیمت) برای کالاهای نان، قند، شکر و روغن نباتی محاسبه شده است.

در راستای مطالب بیان‌شده، هدف از مطالعه حاضر اندازه‌گیری و تحلیل آثار رفاهی تغییرات قیمت انواع گوشت بر خانوارهای شهری ایرانی است. نتایج این مطالعه می‌تواند اطلاعات مهمی را در اختیار سیاست‌گذاران و سازمان‌های حمایتی برای طراحی و اجرای بهتر برنامه‌های مساعدت اجتماعی در آینده قرار دهد.

مواد و روش‌ها

به‌طور کلی، مطلوبیت مصرف‌کننده تحت تأثیر افزایش قیمت‌ها قرار می‌گیرد و ممکن است تصور شود مطلوبیت معیار بدیهی رفاه مصرف‌کننده است؛ در صورتی که مطلوبیت، مفهومی توصیفی است و واحدهایی که مطلوبیت با آن‌ها اندازه‌گیری می‌شوند اختیاری هستند. مطلوبیت امکان مقایسه بین مصرف‌کنندگان را فراهم نمی‌کند و از این رو به منظور ارزیابی بزرگی آثار رفاهی مفید است که یک معیار پولی برای تغییرات رفاهی تغییرات قیمت به‌دست آورده شود. بدین منظور معمولاً تابع مخارج به عنوان حداقل مخارج مورد نیاز برای دست‌یافتن به یک سطح مطلوبیت خاص در مجموعه قیمت‌های معین تعریف می‌شود:

$$e = e(p, \bar{u}) \quad (۱)$$

که در آن e تابع مخارج، p قیمت کالا و \bar{u} سطح مطلوبیت خاص است. حال فرض کنید که قیمت کالای مورد نظر مانند گوشت گاو افزایش یابد یک راه برای ارزیابی زیان‌های رفاهی ناشی از افزایش قیمت، یعنی از p_0 به p_1 ، مقایسه مخارج مورد نیاز برای دست‌یافتن به سطح اولیه مطلوبیت u_0 تحت دو وضعیت متفاوت قیمت‌های p_0 و p_1 به شکل زیر است (Friedman, 2003):

$$p_0 = e_0 = e(p_0, u_0) \quad p_1 = e_1 = e(p_1, u_0) \quad (۲)$$

رابطه بالا شاخص درست هزینه زندگی با معیار تغییر جبرانی را نشان می‌دهد، بنابراین می‌توان شاخص درست هزینه زندگی را بر اساس معیار تغییرات جبرانی به صورت زیر بیان کرد:

$$p(p_1, p_0 I u_0) = c(u_0, p_0) + \frac{CV}{c(u_0, p_0)} \quad (11)$$

با استفاده از تعریف $M_0 = c(u_0, p_0)$ برای سطح درآمد اولیه در نهایت خواهیم داشت:

$$p(p_1, p_0 I u_0) = \frac{M_0 + CV}{M_0} \quad (12)$$

همان‌طور که پیش از این بیان شد، معیار تغییر جبرانی از طریق تابع تقاضای جبرانی قابل محاسبه است. تغییر جبرانی به صورت واضح در عبارت تابع مطلوبیت غیرمستقیم بیان می‌شود. در وضعیت اولیه، مصرف‌کننده برای انواع گوشت با قیمت‌های $(p_0^1, p_0^2, p_0^3, p_0^4)$ ، درآمد M_0 و حداکثر مطلوبیت $u_0 = V(p_0, M_0)$ مواجه است که در آن $(p_0^1, p_0^2, p_0^3, p_0^4)$ به ترتیب قیمت گوشت گوساله، گوشت گوسفند، گوشت مرغ و ماهی است. با قیمت‌های جدید $(p_1^1, p_1^2, p_1^3, p_1^4)$ و همان درآمد قبلی حداکثر مطلوبیت وی $u_1 = V(p_1, M_0)$ خواهد بود. حال، CV تغییر در درآمد پولی مورد نیاز است تا مطلوبیت تحت p_1 با مطلوبیت اولیه (با قیمت p_0 و درآمد M_0) معادل شود. در ادامه، CV بدین صورت بیان می‌شود:

$$V(p_0, M_0) = V(p_1, M_0 + CV) = u_0 \quad (13)$$

برای تخمین می‌توان CV را با استفاده از تابع مخارج تعریف کرد. حداقل سطح مخارج مورد نیاز برای رسیدن به سطح مطلوبیت اولیه u_0 با بردار قیمت اولیه p_0 ، M_0 است. حداقل مخارج مورد نیاز برای رسیدن به سطح مطلوبیت اولیه هنگامی است که قیمت‌ها به p_1 تغییر می‌یابند $c(p_1, u_0)$ ؛ بنابراین تفاوت بین $c(p_0, u_0)$ و $c(p_1, u_0)$ تغییر در درآمد مورد نیاز است تا اطمینان حاصل شود که مصرف‌کننده در مقابل قیمت p_0 و درآمد M_0 و قیمت‌های p_1 با یک درآمد متفاوت بی‌تفاوت است. این همان تغییر جبرانی است (Deaton and Muellbauer, 1980) که به صورت زیر می‌تواند بیان شود:

$$CV = c(p_1, u_0) - M_0 = c(p_1, u_0) - c(p_0, u_0) \quad (14)$$

اگر رفاه بعد از تغییر قیمت گوشت کمتر از دوره ابتدایی باشد، تغییر جبرانی در سطح قیمت‌های جدید مثبت خواهد بود. با مشتق جزئی از تابع حداقل مخارج نسبت به

$$EV = \int_{p_0}^{p_1} h(p, u_1) dp = c(p_1, u_1) - c(p_0, u_1) \quad (6)$$

$$= M_0 - c(p_0, u_1)$$

شاخص هزینه زندگی^۱ و تغییر جبرانی

شاخص هزینه زندگی (CLI) میزان هزینه نسبی رسیدن به یک استاندارد معین از زندگی را در دو وضعیت متفاوت سال‌های قبل و بعد از تغییرات قیمت اندازه‌گیری می‌کند. معیار رایج به کار برده شده در این شاخص شاخص قیمتی مصرف‌کننده (CPI) است که به ضرورت یک شاخص قیمتی لاسپیرز است:

$$L(p_1, p_0) = \frac{\sum p_1 x_0}{\sum p_0 x_0} = \frac{\sum p_1 x_0}{I_0} \quad (7)$$

که p_1 و p_0 قیمت‌ها در دو وضعیت متفاوت است و x_0 مقدار برای وضعیت پایه است. (Huffman and Johanson, 2004)

شاخص قیمتی لاسپیرز تخمینی با تورش به سمت بالا هزینه زندگی را به همراه دارد؛ زیرا این شاخص وزن‌های ثابتی را برای کالاهای سبد مصرفی دوره پایه در نظر می‌گیرد و جانشینی بین کالاها را بنا به تغییرات نسبی قیمت به حساب نمی‌آورد (Deaton and Muellbauer, 1980). به‌طور خلاصه، CPI ابزار ناپخته‌ای برای اندازه‌گیری آثار افزایش قیمت بر رفاه فردی است. شاخص درست هزینه زندگی (CLI)، به صورت کامل‌تری تئوری تقاضای مصرف‌کننده را دربردارد (Huffman and Johanson, 2004). این شاخص نسبت حداقل مخارج تحت دو وضعیت متفاوت قیمتی در سطح مطلوبیت ثابت است، برخلاف یک سبد ثابت کالاها در شاخص قیمتی لاسپیرز. شاخص درست هزینه زندگی به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$p(p_1, p_0 u_0) = \frac{c(u_0, p_1)}{c(u_0, p_0)} \quad (8)$$

طرفین رابطه فوق را در تابع مخارج $c(u_0, p_0)$ ضرب و سپس $c(u_0, p_0)$ را از آن کم می‌کنیم:

$$c(u_0, p_0) p(p_1, p_0 I u) - c(u_0, p_0) = e(p_1, u_0) - c(u_0, p_0) \quad (9)$$

سمت راست رابطه فوق همان تعریف تغییر جبرانی است؛ بنابراین می‌توان نوشت:

$$CV = [p(p_1, p_0 I u_0) - 1] c(u_0, p_0) \quad (10)$$

قیمت اقلام غذایی متفاوت به‌طور نامتناسب تغییر می‌کند، خانوارها این توانایی را دارند که یک کالا را با کالای دیگر جانشین کنند؛ بنابراین این معیار تغییر جبرانی تنها حداکثر آثار تغییر قیمت را با چشم‌پوشی از واکنش‌های رفتاری (آثار جانشینی به سمت کالاهایی که قیمت آن‌ها تقریباً کمتر است) اندازه‌گیری می‌کند. برای حل این مشکل می‌توان از تقریب بسط سری مرتبه دوم تیلور بهره گرفت. تقریب بسط مرتبه دوم تیلور^۲ از کشش‌های قیمتی خودی و متقاطع که بیانگر واکنش‌های رفتاری مصرف‌کننده است استفاده می‌کند. با برگشت به تابع حداقل مخارج تغییر جبرانی را می‌توان به صورت معادله ۱۶ بیان کرد:

$$\partial C \approx q \partial p + \frac{1}{2} q \partial p^T s \partial p \quad (17)$$

که q و ∂p بردار کالاهای مصرفی و تغییر قیمت هستند که قبلاً تعریف شده‌اند و s در مطالعه حاضر یک ماتریس 4×4 از کشش‌های قیمتی جبرانی انواع گوشت است. این بیان را دوباره می‌توان در عبارات سهم‌های بودجه و تغییرات نسبی قیمت انواع گوشت به شکل معادله ۱۷ نوشت:

$$\sum_{i=1}^4 w_i \partial \ln p_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^4 \sum_{j=1}^4 w_i \varepsilon_{ij}^* \partial \ln p_i \partial \ln p_j \quad (18)$$

که در آن $\partial \ln p_i$ تغییرات نسبی قیمت کالای i ام و ε_{ij}^* کشش قیمتی جبرانی گوشت i نسبت به تغییر قیمت گوشت j است. اثر مرتبه اول متناسب با مقدار مصرف بیان شده‌است و اثر مرتبه دوم به کشش‌های قیمتی جبرانی بستگی دارد. بر خلاف اثر مرتبه اول، آثار مرتبه دوم واکنش‌های رفتاری خانوار را به تغییرات قیمت در نظر می‌گیرد. معادله ۱۷ به صورت واضح نشان می‌دهد که آثار رفاهی به اندازه تغییر قیمت به علاوه اهمیت کالای خاص در سبد مصرفی خانوار و کشش‌های جبرانی بستگی دارد. کشش‌های جبرانی نیز از طریق برآورد تابع تقاضای انواع گوشت قابل محاسبه است که به‌طور خلاصه بیان می‌شود.

تصریح الگوی تقاضای انواع گوشت در ایران

یکی از مزیت‌های تخمین یک سیستم تقاضا فراهم‌آوردن چارچوبی برای ارزیابی آثار رفاهی تغییر قیمت است. در این بخش، تخمین سیستم تقاضای تقریباً ایدئال خطی (LA/AIDS) برای تقاضای انواع گوشت با استفاده از داده‌های

قیمت گوشت مقادیر مصرف‌شده گوشت به‌دست خواهد آمد که در نهایت می‌توان تغییرات در مخارج را به شکل ساده و در معادله ۱۴ نشان داد.

$$\partial C \approx q \partial p \quad (15)$$

که در آن q یک بردار 4×1 از مقادیر انواع گوشت مصرفی و ∂p یک بردار 4×1 از تغییرات قیمت متناظر انواع گوشت است. معادله ۱۴ را به اصطلاح آثار مرتبه اول تغییر قیمت می‌نامند که از واکنش‌های رفتاری خانوار برای جانشینی بین کالاهای چشم‌پوشی شده‌است و با بسط مرتبه اول تیلور^۱ از تابع مخارج تقریب زده می‌شود. تقریب آثار مرتبه اول تغییر جبرانی نیازمند اطلاعاتی درباره مقادیر مصرف پیش از تغییر قیمت و تغییرات قیمت گوشت است. اگر معادله ۱۴ در سهم بودجه کالای گوشت i ام (w_i) و تغییرات متناسب قیمت آن کالا ∂p بیان شود، در آن صورت می‌توان معادله ۱۴ را به شکل معادله ۱۵ بیان کرد:

$$\partial \ln C \approx \sum_{i=1}^4 w_i \partial \ln p_i \quad (16)$$

که در آن w_i نشان‌دهنده سهم بودجه اختصاص داده‌شده به گوشت i ام در کل بودجه خانوار برای گروه کالایی گوشت پیش از تغییرات قیمت است. معادله ۱۵ نشان‌دهنده اثر رفاهی تغییر قیمت است که به اندازه تغییر قیمت به علاوه اهمیت کالای مورد نظر در سبد بودجه خانوار بستگی 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). با تغییرات شایان توجه قیمت، آثار جانشینی می‌تواند ناچیز باشد و بنابراین امکان دارد تقریب آثار 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 هستند. این معیارها اجازه جانشینی کالاهای در میان گروه‌های غذایی یا تغییرات در مصرف را نمی‌دهند و اغلب زیان‌های رفاهی را بیش‌ازحد تخمین می‌زنند. در اصل، هزینه‌های دستیابی به سطوح مطلوبیت پیش از تغییر قیمت با سرعتی کمتر از آنچه معادله ۱۵ نشان داد افزایش می‌یابد. به‌طور کلی، هنگامی که قیمت‌های نسبی تغییر می‌یابند و

1. First order Taylor series expansion

2. Second order Taylor series expansion

شرط جمع‌پذیری^۳: $\sum \alpha_i = 1$ و $\sum \gamma_{ij} = 0$ و $\sum \beta_i = 0$ ، شرط همگنی^۴: $\sum \gamma_{ij} = 0$ و شرط تقارن^۵: $\gamma_{ij} = \gamma_{ji}$

مطابق نظر Green and Alston (1990) می‌توان برای مدل LA/AIDS کشش درآمدی η_i و کشش قیمتی خودی غیر جبرانی (مارشال) ε_{ij} و ε_{ii} کشش متقاطع را به صورت زیر محاسبه کرد:

$$\eta_i = \frac{\partial \ln q_i}{\partial \ln x} = 1 + \frac{1}{w_i} \frac{\partial w_i}{\partial \ln x} = 1 + \frac{\beta_i}{w_i}$$

$$\varepsilon_{ij} = \frac{\ln q_i}{\ln p_i} = \frac{1}{w_i} \frac{\partial w_i}{\ln p_i} = \frac{\gamma_{ij}}{w_i} - \beta_i \frac{w_j}{w_i}$$

$$\varepsilon_{ij} = \frac{\ln q_i}{\ln p_i} = -1 + \frac{1}{w_i} \frac{\partial w_i}{\ln p_i} = -(1 + \beta_i) + \frac{\gamma_{ij}}{w_i}$$

کشش‌های جبرانی را نیز می‌توان با رابطه اسلاتسکی به صورت زیر به‌دست آورد:

$$\varepsilon_{ij}^* = \varepsilon_{ij} + w_j \eta_i$$

داده‌های مورد نیاز برای مطالعه حاضر از بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، دایره بررسی بودجه خانوار در مناطق شهری، شرکت پشتیبانی امور دام کشور و پایگاه اطلاعات نشریات مرکز آمار ایران برای سال‌های ۱۳۶۳-۸۸ جمع‌آوری شده‌است.

نتایج و بحث

جدول ۱، متوسط سهم بودجه‌ای مربوط به چهار نوع گوشت گوساله، گوسفند، مرغ و ماهی از کل مخارج صرف‌شده برای گروه گوشت‌ها و رشد قیمت این گوشت‌ها را در سال‌های ۱۳۸۵-۸۸ نشان می‌دهد. خانوارهای شهری به‌طور متوسط ۲۷ درصد از مخارج سالانه غذای خود را صرف انواع گوشت می‌کنند. مطابق جدول ۱ گوشت مرغ با ۳۵/۳ درصد بیشترین سهم و گوشت ماهی با ۱۰ درصد کمترین سهم را از بودجه کل گروه غذایی گوشت دارد؛ همچنین قیمت گوشت گوسفند با ۹۸/۲ درصد بیشترین رشد و گوشت مرغ با ۵۲/۴ درصد کمترین رشد قیمت را در این سه سال داشته‌است.

سری زمانی اتخاذ شده‌است. این مدل در بسیاری از مطالعات تجربی مانند Bakhshudeh (1996)، Azizi and Torkamani and Sadrolashrafi (2001)، and Samadi (2005) and (2007)، تحلیل رفتار مصرف‌کننده با استفاده از داده‌های مقطعی و سری‌های زمانی بنا به بسیاری از مزیت‌ها نسبت به مدل‌های دیگر کاربرد دارد. این مدل دارای ویژگی‌های قضیه‌های انتخاب مصرف‌کننده، جمع‌سازی بسیار خوب برای مصرف‌کنندگان بدون موازی‌بودن با منحنی‌های انگل خطی، یک فرم تابعی سازگار با داده‌های بودجه مصرف‌کننده، تخمین آسان و قابل استفاده برای آزمون همگنی و متقارنی با اعمال محدودیت‌های خطی بر روی پارامترهاست. تصریح مدل AIDS برای یک سیستم M کالایی مانند انواع گوشت در ایران به این صورت بیان می‌شود:

$$w_{it} = \alpha_i + \sum_{j=1}^4 \gamma_{ij} \ln p_{jt} + \beta_i \ln \left(\frac{x_t}{p_t} \right) \quad (19)$$

که w_{it} سهم بودجه اختصاص داده‌شده به i امین گوشت، x_t کل مخارج مربوط به گروه کالایی گوشت در سیستم تقاضا و p_{jt} قیمت گوشت j ام است. β_i و γ_{ij} پارامترهایی هستند که می‌بایست تخمین زده‌شوند؛ اگرچه برای جلوگیری از تخمین غیر خطی می‌توان شاخص قیمت p_t را از طریق شاخص قیمت استون^۱ پیشنهادشده از سوی Deaton and Muellbauer (1980) جایگزین کرد که در آن صورت به مدل AIDS خطی‌شده (LA/AIDS) تبدیل می‌شود. Eales and Unnevehr (1988) نشان دادند که جانشینی شاخص قیمت استون به جای شاخص قیمتی ترانسلوگ موجب همزمانی^۲ در معادله می‌شود؛ زیرا متغیر وابسته w_{it} در سمت راست معادله خطی نیز ظاهر شده‌است؛ بنابراین پیشنهاد می‌کنند که سهم بودجه با یک بار وقفه w_{it-1} برای معادله به‌کار برده شود. در آن صورت، معادله ۱۹ را می‌توان به صورت زیر بازنویسی کرد:

$$w_{it} = \alpha_i + \sum_{j=1}^4 \gamma_{ij} \ln p_{jt} + \beta_i \left(\ln x - \sum_{i=1}^4 w_{it-1} \ln p_{it} \right)$$

برای اینکه پارامترهای مدل AIDS با تئوری تقاضای والترز سازگار باشد، باید محدودیت‌های زیر در برآورد مدل اعمال شوند:

جدول ۱. سهم هزینه‌ای و رشد قیمت انواع گوشت در ایران

افلام غذایی	رشد قیمت بین سال‌های ۸۵-۸۸ (%)	سهم هزینه‌ای انواع گوشت از بودجه کل گروه کالایی گوشت (%)
گوشت گوساله	۷۱	۱۹/۵
گوشت مرغ	۹۸/۲	۳۵/۳
گوشت ماهی	۵۲/۴	۳۵/۲
	۷۳	۱۰

در ادامه، برای بررسی ویژگی ایستایی سری زمانی قیمت انواع گوشت و سهم هزینه‌ای از آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته (ADF) استفاده شد که نتایج آن در جدول (۲) گزارش شده‌است. مطابق جدول ۲ ملاحظه می‌شود تمام متغیرهای به کار گرفته شده در مدل LA/AIDS هم‌جمع از درجه یک، $I(1)$ هستند و این بدین معناست که تمام

متغیرها در فرم تفاضل مرتبه اول ایستا هستند؛ همچنین آزمون هم‌جمعی یوهانسن برای یافتن بردارهای هم‌جمعی بین متغیرهای سهم بودجه، چهار متغیر قیمت و هزینه واقعی صورت گرفت که نتایج آن در جدول ۲ آمده است. بر اساس این جدول می‌توان نتیجه گرفت که حداقل سه رابطه بلندمدت خطی بین متغیرهای مورد نظر وجود دارد.

جدول ۲ نتایج آزمون ریشه واحد و هم‌جمعی یوهانسن برای متغیرهای مورد مطالعه

آزمون هم‌جمعی یوهانسن	آزمون ریشه واحد ADF		
	نام متغیر	تعداد وقفه	آماره ADF (تفاضل مرتبه اول)
$H_0: r=0 \quad H_1 \geq 1$	سهم هزینه‌ای گوشت گاو (W_b)	۱	-۸/۰۷۳
$H_0: r \leq 1 \quad H_1 \geq 2$	سهم هزینه‌ای گوشت مرغ (W_c)	۱	-۱۳/۴
$H_0: r \leq 2 \quad H_1 \geq 3$	سهم هزینه‌ای گوشت ماهی (W_f)	۱	-۱۲/۶۲
$H_0: r \leq 3 \quad H_1 \geq 4$	سهم هزینه‌ای گوشت گوسفند (W_m)	۱	-۱۰/۲
$H_0: r \leq 4 \quad H_1 \geq 5$	لگاریتم قیمت گوشت گاو (LnP_b)	۱	-۶/۸۷
	لگاریتم قیمت گوشت مرغ (LnP_c)	۱	-۶/۸۲
	لگاریتم قیمت گوشت ماهی (LnP_f)	۱	-۷/۸۹
	لگاریتم قیمت گوشت گوسفند (LnP_m)	۱	-۷/۳۶
	هزینه واقعی	۱	-۱۲/۲۵

مقدار بحرانی در سطح معنی‌داری ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ به ترتیب $-۳/۷$ ، $-۲/۹$ و $-۲/۶$ است. تعداد وقفه‌های بهینه از طریق SBC تعیین شده‌است.

جدول ۳. نتایج برآورد ضرایب سیستم تقاضای LA/AIDS برای انواع گوشت در ایران

گوشت ماهی	گوشت مرغ	گوشت گوساله	گوشت گوسفند
گوشت گوساله (γ_{ib})	-۰/۰۰۲۵*	-	-
گوشت مرغ (γ_{ic})	۰/۰۱۷۴**	۰/۰۶۱***	-
گوشت گوسفند (γ_{im})	۰/۰۱۱۷	۰/۰۱۷۴**	-۰/۰۲۸*
گوشت ماهی (γ_{if})	-۰/۰۲۸***	-۰/۰۵۷۲***	۰/۰۶۱۷**
مخارج کل (β_i)	-۰/۰۳۳**	-۰/۰۰۳۲*	۰/۰۰۵۴

* معنی‌داری در سطح ۱۰ درصد ** معنی‌داری در سطح ۵ درصد *** معنی‌داری در سطح ۱ درصد

نتایج برآورد سیستم تقاضای انواع گوشت برای برآورد سیستم تقاضای AIDS برای انواع گوشت از روش SURE استفاده شد؛ اما به منظور استفاده از این روش آزمون قطری بودن ماتریس وارینانس-کوواریانس اجزای

اخلال از آزمون بروچ و پاگان (۱۹۸۰) بهره گرفته شد. مقدار آماره این آزمون برابر با $۳۰/۶۱۷$ است که در سطح احتمال ۵ درصد از لحاظ آماری معنی‌دار است؛ بنابراین می‌توان از روش SURE برای برآورد سیستم معادلات تقاضای انواع

جدول ۵. کشش‌های قیمتی جبرانی انواع گوشت در ایران

ماهی	گوساله	گوسفند	مرغ	
-۰/۰۴۸	۰/۱۲۲	۰/۵۳۱	-۰/۶۰۶	مرغ (ε_{ci}^*)
۰/۱۸۳	۰/۲۲۱	-۰/۶	۰/۱۹۳	گوسفند (ε_{mi}^*)
-۰/۰۵۵	-۰/۸۹۶	۰/۵۹۲	۰/۳۶۵	گوساله (ε_{bi}^*)
-۰/۷۹۶	۰/۵۶۵	۰/۱۹۴	-۰/۰۰۸	ماهی (ε_{fi}^*)

نتایج اندازه‌گیری آثار رفاهی

معیار تغییر جبرانی (CV) به‌ازای افزایش قیمت سالانه واقعی انواع گوشت در سال‌های ۱۳۸۵-۸۸ محاسبه شد. میزان رشد سالانه قیمت‌ها برای گوشت گوساله ۲۰ درصد، گوشت گوسفند ۲۶ درصد، گوشت مرغ ۱۶ درصد و گوشت ماهی ۲۰ درصد است. اثر رفاهی مرتبه اول افزایش قیمت انواع گوشت به‌طور میانگین ۲۱ درصد در هر سال است. آثار مرتبه اول به دلیل در نظر گرفتن امکان جانشینی هنگام تغییرات نسبی قیمت‌ها ممکن است آثار رفاهی را بیش‌ازحد تخمین بزند؛ بنابراین آثار کل تغییر جبرانی محاسبه شده و برابر ۱۹ درصد به‌دست آمده است. بدین معنی که خانوارها برای جبران آثار افزایش قیمت انواع گوشت طی دوره مورد بررسی به‌طور متوسط نیاز به ۱۹ درصد مخارج سالانه صرف‌شده خود برای گروه کالایی گوشت دارند؛ هم‌چنین شاخص هزینه زندگی نیز در سه سال افزایش قیمت‌ها محاسبه شده و برابر با ۱/۲ است؛ به عبارت دیگر، به‌طور متوسط در چند سال اخیر هرساله هزینه نسبی بودجه گروه کالایی گوشت برای خانوارها برابر با ۱/۲ شده‌است.

نتیجه‌گیری

در این مطالعه، از سیستم تقاضای تقریباً ایدئال AIDS برای بررسی آثار رفاهی افزایش قیمت انواع گوشت در سال‌های ۱۳۸۵-۸۸ استفاده شد. نتایج بیانگر آن است که گوشت گوسفند و ماهی برای خانوارهای شهری ایرانی لوکس محسوب می‌شوند و گوشت مرغ و گوساله ضروری هستند. میزان زبان رفاهی ناشی از افزایش قیمت انواع گوشت در سال‌های ۱۳۸۵-۸۸ به‌طور متوسط سالانه ۱۹ درصد است؛ بدین معنی که خانوارها سالانه به‌طور میانگین معادل ۱۹ درصد بودجه گروه کالایی گوشت خود را از دست می‌دهند. اگر دولت تلاش کند که سطح رفاه مصرف‌کنندگان را افزایش دهد یا حداقل در سطح قبلی حفظ کند، برای این

گوشت در ایران بهره گرفت. در نهایت، سیستم تقاضای انواع گوشت در قالب مدل AIDS از طریق روش SURE با اعمال محدودیت‌های تئوریک سیستم تقاضا برآورد شده است که نتایج آن در جدول ۳ آمده است.

کشش‌های قیمتی و درآمدی

ماتریس کشش‌های قیمتی غیرجبرانی (معمولی) و جبرانی برای ۱۳۶۳-۱۳۸۸ در میانگین سهم بودجه محاسبه و به ترتیب در جدول‌های ۴ و ۵ گزارش شده‌است. همان‌طور که در جدول ۵ مشاهده می‌شود، تمام کشش‌های خودقیمتی غیرجبرانی (معمولی) منفی و سازگار با تئوری تقاضا هستند و رابطه معکوس بین قیمت و تقاضا وجود دارد. کشش خودقیمتی برای گوشت گوسفند و گوساله بزرگ‌تر از یک است و از لحاظ قیمتی کشش‌پذیر است در حالی که کشش‌های خودقیمتی برای گوشت مرغ و ماهی کوچک‌تر از یک هستند. کشش‌های خودقیمتی جبرانی نیز در جدول ۵ گزارش شده‌است. همان‌طور که انتظار می‌رود، کشش‌های جبرانی کمتر از کشش‌های غیرجبرانی هستند. مطابق جدول ۵ بین تقاضای گوشت مرغ و ماهی رابطه مکملی وجود دارد. بیشترین رابطه جانشینی بین گوشت گوساله و گوسفند است. کشش متقاطع گوساله به گوسفند برابر با ۰/۵۹ است، درحالی‌که کشش متقاطع تقاضای گوشت گوسفند به گوساله برابر با ۰/۲۲ است؛ به عبارت دیگر، حساسیت مقدار مصرف گوشت گوساله برای خانوارهای شهری نسبت به قیمت گوشت گوسفند (۰/۵۹) بیش از دو برابر حساسیت مقدار مصرف گوشت گوسفند به قیمت گوشت گوساله است؛ پس بر این اساس تغییرات قیمت گوشت گوسفند میزان تقاضای گوشت گوساله را بسیار بیشتر از سایر انواع گوشت‌ها تحت تأثیر قرار خواهد داد. کشش درآمدی (مخارج) نیز برای گوشت مرغ ۰/۸۱، گوشت گوساله ۱/۱، گوشت گوساله ۰/۷۶ و گوشت ماهی ۱/۷۷ است.

جدول ۴. کشش‌های قیمتی غیر جبرانی انواع گوشت در ایران

ماهی	گوساله	گوسفند	مرغ	
-۰/۱۱۶	-۰/۰۴۳۶	۰/۱۶۱	-۰/۸۱۷	مرغ (ε_{ci})
۰/۱۰۳	۰/۰۰۳	-۱/۰۹۹	-۰/۰۹۸	گوسفند (ε_{mi})
-۰/۱۱۴	-۱/۰۵۲	۰/۲۳۷	۰/۱۶۱	گوساله (ε_{bi})
-۰/۹۲۵	۰/۲۶۹	-۰/۵۷۴	-۰/۴۳۵	ماهی (ε_{fi})

کند؛ از این رو توصیه می‌شود که میزان رفاه ازدست‌رفته خانوارها به سبب این سیاست محاسبه تا با به‌دست‌آوردن مقدار واقعی زیان رفاهی مصرف‌کنندگان مبلغ مناسبی در برنامه‌ریزی‌های دولت به‌منظور حمایت از خانوارها برآورد شود؛ همچنین در شرایط تورمی فعلی کشور طبیعی به نظر می‌رسد که افراد با دهک‌های درآمدی پایین نسبت به افراد دهک‌های درآمدی بالا به سبب افزایش قیمت مواد غذایی رفاه بیشتری از دست می‌دهند و بنابراین توصیه می‌شود دولت در طرح هدفمندی یارانه‌ها پرداخت یارانه‌ها را متناسب با دهک‌های درآمدی خانوارهای ایرانی انجام دهد.

REFERENCES

Abhari Qureshi, J & M, Sadrolashrafy. 2005. Estimation of meat demand in Iran with using Almost Ideal Demand System. *Journal of Agricultural Science (in Farsi)*, 11 (3), Pp: 43-133.

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.

Appleton, S. & Ah. Charles. 2007. Food price changes and consumer welfare in Ghana in the 1990s credit research paper 07/03, school economic, University of Nottingham.

Azizi, J. & J, Torkmani. 2001. Estimation of meat demand functions in Iran. *Journal of Agricultural and Development Economics (in Farsi)*, 19 (34), Pp: 217-237.

Bakhshudeh, M. 1996. Evaluation of meat demand in Iran. *Proceedings of the First International Conference of Iran Agricultural Economics*. Iran Agricultural Economics Association in collaboration with the University of Sistan and Baluchestan. (in Farsi). (2), Pp: 544-574.

Banks, J. R. Blundell, & A. Lewbel. 1996. Tax reform and welfare measurement. *The Economic Journal*, Vol.106: 1227-1243.

Central Bank of the Islamic Republic of Iran, 2010, the results of household budget in rural areas, the Department of Economic Statistics, Household Budget Survey circle.

Deaton. A. & J. Muellbauer. 1980. An almost ideal demand system. *American Economic Review*, Vol.70 (3): 312-362.

Eales. J. S. & L.J. Unnevehr. 1994. The Inverse almost ideal demand system. *European Economic Review*, 38: 101-115.

Freeman, A. M. 2003. The measurement of

منظور حداقل می‌بایست به‌طور سالانه سطح درآمد خانوار ۱۹ درصد افزایش یابد؛ بنابراین توصیه می‌شود دولت این افزایش درآمد مصرف‌کنندگان را در برنامه‌های حمایتی از مصرف‌کنندگان و افزایش رفاه خانوار و همچنین طرح هدفمندی یارانه‌ها در نظر گیرد. در حال حاضر، دولت برنامه هدفمندی یارانه‌ها را دنبال می‌کند. این هدفمندی خود موجب افزایش قیمت‌ها خواهد شد و به دنبال آن این افزایش قیمت‌ها مطابق نتایج مطالعه باعث ازدست‌رفتن رفاه مصرف‌کنندگان خواهد شد. از طرفی، دولت سعی دارد این زیان رفاهی خانوارها را از طریق پرداخت مستقیم جبران

environmental and resource values: theory and methods. Resource for the Future Press, Washington DC.

Friedman. I. & J. A. Levinsohn. 2002. The distributional impact of Indonesia financial crisis on household welfare: A rapid response methodology. *World Bank Economic review*, Vol.16 (3): 397-423.

Green.R. & J. M. Alston. 1990. Elasticities in AIDS models. *American Journal of Agricultural Economics*, 72: 442-445.

Huffman. S. & S. Johanson. 2004. Impacts of economic reform in Poland: Incidence and welfare changes within a consistent framework. *The Review of Economics and Statistics*, 629-639

Khosravinezhad, A. 2009. The Measurement of the welfare effects of the cancellation of subsidies on basic commodities of urban households in Iran (in Farsi).

Samadi, A. H. 2007. Analysis of the demand for meat in Iranian urban areas using Almost Ideal Demand System Model. *Agricultural and Development Economics Magazine, Special Agricultural Markets (in Farsi)*, 15 (57), Pp: 31-60.

Varian, H. 1999. *Microeconomic theory*. Translation: Abbas Shakeri, Tehran, Ney Publishing (in Farsi).

Vincent, L. 2009. Commodity price changes and consumer welfare in Tanzania in the 1990s and 2000s. School of Economics, University of Nottingham, UK.

Wood, B.; C. Nelson, & L. Nogueira. 2010. Measuring the welfare impact of food price increases on Mexican households. University of Illinois at Urbana-Champaign.