

تأثیر افزایش قیمت شیر بر خالص رفاه گروه‌های مختلف درآمدی شهری در ایران

سید ابوالقاسم مرتضوی^۱

رزا پیروز^۲

رحیم محمودگردی^۳

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۲/۸/۸

تاریخ دریافت: ۱۳۹۱/۱۰/۲۵

چکیده

سیاستگذاری مناسب در ارتباط با شیر از اهمیت بالایی برخوردار است و هرگونه نوسان در قیمت آن بر سطح رفاه خانوار تأثیر می‌گذارد. این مطالعه با هدف بررسی تأثیر افزایش قیمت شیر بر رفاه گروه‌های مختلف درآمدی شهری با استفاده از داده‌های سری زمانی (۸۸-۱۳۶۱) صورت گرفته است. بدین منظور ابتدا رابطه تقاضای سرانه شیر با متغیرهای قیمت متوسط و درآمد سرانه قابل تصرف مورد بررسی قرار گرفته و سپس این رابطه برای پنج گروه درآمدی شهری با استفاده از الگوی خود توضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) برآورد شده است. نتایج حاکی از آن است که تغییرات جبرانی و رفاه، روند نزولی را طی می‌کنند. بدین معنی که با حذف یارانه شیررفاه گروه‌های پایین درآمدی شهری نسبت به گروه‌های بالای درآمدی، بیشتر دست‌خوش تغییرات می‌شوند و به دلیل پایین بودن درآمد این گروه، جبران این ضرر مشکل می‌باشد. چنانچه هزینه ناشی از این حذف توسط دولت به طور مساوی در بین خانوارها تقسیم گردد، نه تنها این باز توزیع نمی‌تواند افزایش قیمت را برای هیچیک از گروه‌ها جبران کند، بلکه از طرفی گروه‌های بالای درآمدی از درآمد بیشتری منتفع می‌گردند.

واژگان کلیدی: یارانه، تغییر قیمت شیر، تغییر جبرانی، خالص رفاه مصرف‌کننده، گروه‌های مختلف درآمدی

طبقه بندی JEL: C01, D6, I38, H23

۱. استادیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه تربیت مدرس، نویسنده مسئول samortazavi@modares.ac.ir

۲. کارشناسی ارشد اقتصاد کشاورزی دانشگاه تربیت مدرس Rosa.pirooz@yahoo.com

۳. دانشجوی دکتری گروه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه تربیت مدرس rgordi61@gmail.com

مقدمه

میزان مصرف سرانه لبنیات در یک کشور، نشانه‌ای از سلامت افراد و پیشرفت اقتصادی و بهداشتی آن جامعه محسوب می‌شود (احسانی م. ۱۳۸۲). در سال‌های اخیر تلاش دولت برای افزایش مصرف سرانه محصولات لبنی بویژه شیر موجب شده تا تقاضا برای این محصولات افزایش و متناسب با آن، تولید شیر کشور افزایش یابد (احمدی شادمهری م. و احمدی م. ۱۳۸۸). طی چهار دهه گذشته روند پرداخت یارانه شیر در مناطق شهری با نوسان-های مختلف ادامه داشته، به طوری که میزان پرداخت یارانه شیر از ۱/۵ میلیارد ریال در سال ۱۳۵۵ به ۳۹۶۱/۵ میلیارد ریال در سال ۸۶ (۲۶۶۸/۵) میلیارد ریال یارانه شیر خانوار و ۱۲۹۳ میلیارد ریال یارانه شیر مدرسه) رسیده، که به دلیل طولانی شدن دوره پرداخت این گونه یارانه‌ها، به تدریج الگوی مصرف خاصی را ایجاد کرده است (همان).

در اوایل سال ۱۳۸۵، با مطرح شدن طرح تحول اقتصادی و تأکید دولت بر رعایت اصل ۴۴ قانون اساسی، بحث آزادسازی یارانه‌ها رونق گرفت. طی این سال وزارت بازرگانی برنامه‌ای را برای هدفمندی یارانه‌های محصولات مختلف تدوین نمود. بر اساس این برنامه دولت موظف بود یارانه شیر را طی سال‌های ۱۳۸۶ تا ۱۳۸۸ حذف نماید. دولت دلایلی را برای عدم کارایی این سیستم (پرداخت یارانه) بیان کرده است که از جمله می‌توان به: (۱) هدفمند نبودن یارانه شیر به شکل قیمتی؛ (۲) پایین بودن سرانه مصرف شیر در کشور؛ (۳) بخش اندکی از نیاز مردم از طریق تعهدات دولتی تأمین و در شکل هدفمند مدرسه‌ای در هفته به طور متوسط تنها نوبتی دو بار شیر توزیع می‌شود (هرمزی م. ۱۳۸۰).

مروری بر مطالعات پیشین

رستگار (۱۳۹۰) با مطالعه افزایش قیمت شیر روی رفاه تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان نشان داد که رفاه تولیدکنندگان افزایش و رفاه مصرف‌کنندگان کاهش و در کل، رفاه جامعه کاهش خواهد یافت. سید نعمت‌اله موسوی (۱۳۸۸) برای تولیدکنندگان ذرت استان فارس نشان داد که حذف یارانه کود شیمیایی منجر به افزایش هزینه‌های تولید و کاهش سودآوری می‌شود.

در مطالعه حبیب شهبازی و همکاران (۱۳۸۷) که به برآورد رفاه از دست رفته ناشی از وجود انحصار در صنعت تولید شیر ایران پرداخته‌اند، یافته‌های تحقیق نشان‌دهنده افزایش مقدار رفاه از دست رفته در سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۲ است؛ اما از سال ۱۳۸۲ تا سال ۱۳۸۴ روندی کاهشی در مقدار رفاه از دست‌رفته ناشی از انحصار در صنعت تولید شیر ایران مشاهده می‌شود.

نتایج مطالعه علی اکبر سروری (۱۳۸۶) در تعیین اثرات تغییر قیمت شیر بر رفاه تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان، نشان می‌دهد که در اثر افزایش قیمت شیر، رفاه تولیدکنندگان افزایش و رفاه

مصرف‌کنندگان کاهش می‌یابد و همواره تغییرات رفاه تولیدکنندگان بیش از تغییرات رفاه مصرف‌کنندگان است.

در مطالعه عزیزان (۱۳۸۴) که به ارزیابی آثار رفاهی ناشی از حذف یارانه مصرفی در سناریوهای مختلف قیمت پرداخته شده است، نتایج حاصل حاکی از کاهش رفاه مصرف‌کننده و هزینه‌های دولت می‌باشد.

هرمزی (۱۳۸۰) نشان داد حذف یارانه‌های بخش کشاورزی بیشترین فشار هزینه‌ای را بر گروه کم درآمد شهری اعمال خواهد کرد.

از جمله مطالعات خارجی نیز می‌توان به مطالعه گادزوی (Gadsway C., et al 2010) اشاره کرد. وی نشان می‌دهد که اثر افزایش قیمت مواد غذایی جهانی با توجه به الگوهای مصرفی، در کشور غنا نسبتاً متفاوت است. فقیرترین فقرا بویژه کسانی که در مناطق شهری زندگی می‌کنند، سخت‌ترین ضربه را به‌وسیله افزایش قیمت مواد غذایی می‌بینند.

زایودانگ و همکاران (Xiaodong D.H, et al 2008) با تجزیه و تحلیل یارانه اتانول در آمریکا نشان دادند که پرداخت یارانه تولید اتانول باعث کاهش رفاه مجموعه‌های کوچک می‌شود.

همچنین کارمن و همکاران (Carmen, Het al 2007) با استفاده از رویکرد اسلاتسکی، نشان داده‌اند که تغییرات قیمت مواد غذایی رفاه گروه‌های مختلف درآمدی متفاوت است؛ اگرچه به طور متوسط از دست دادن رفاه در حدود ۲/۶ درصد، تأثیر بالاتری برای گروه‌های کم درآمد خواهد گذاشت.

دودونو و همکاران (Dodonov, B et al 2004) که با استفاده از تغییرات جبرانی و تغییرات معادل به بررسی اثر تعرفه برق بر تغییر رفاه ۵ گروه درآمدی پرداخته‌اند، نشان دادند که افزایش تعرفه برق، بیشترین فشار را بر گروه‌های درآمدی فقیر وارد می‌کند.

آمارها نشان می‌دهند که مصرف سرانه شیر در دو دهک بالای خانوارهای شهری ۳/۵ برابر دو دهک پایین بوده و این نسبت در مناطق روستایی ۳/۱۳ برابر است (بانک مرکزی ایران).

متفاوت بودن الگوی مصرفی در بین گروه‌های درآمدی مختلف جامعه و نیز وجود تغییرات نسبی در قیمت کالاها و خدمات مصرفی خانوارها سبب می‌گردد که آزادسازی قیمت شیر و هدفمندی یارانه که هدف اساسی آن کاهش فاصله طبقاتی و توزیع عادلانه درآمد است، اثرات متفاوتی بر رفاه هر گروه بر جای گذارد.

طبق آنچه که بیان شد، در زمینه سیاست هدفمندی یارانه شیر در ایران مطالعات اندکی صورت گرفته، البته در هیچ مطالعه‌ای اثرات رفاهی حذف یارانه شیر به تفکیک گروه‌های درآمدی بررسی

نشده است. لذا در این مطالعه به بررسی افزایش قیمت شیر بر خالص رفاه گروه‌های درآمدی شهری می‌پردازیم.

مبانی نظری و تصریح مدل

تئوری‌های اقتصادی و تحلیل‌های منفعت به هزینه در صورت تغییر قیمت‌ها، برای ارزیابی مقدار تمایل به پرداخت افراد، از مازاد مصرف‌کننده استفاده می‌کنند. در اینجا فرض می‌کنیم دو کالا داریم: یک کالا، کالای مورد بررسی (شیر) و کالای دیگر، کالای مرکب است که نرمالایز شده و دارای قیمت واحد می‌باشد. ابزار اساسی در آنالیز تغییرات جبرانی، استفاده از رویکرد دوگانه رفتار مصرف‌کننده است.

بر اساس رویکرد دوگانه (حداکثر سازی مطلوبیت با محدودیت بودجه، حداقل سازی هزینه برای سطح مشخص مطلوبیت)، رفتار متعارف مصرف‌کننده برای n کالا، $x = (x_1, \dots, x_n)$ و درآمد محدود y ، تقاضای جبرانی هیکسی^۱ برای هر کالا به صورت زیر خواهد بود.

$$\text{Max } u(x) \text{ subject to } \sum_{i=1}^n p_i x_i = p \cdot x \leq y \quad (1) \text{ رویکرد حداکثر سازی}$$

$$e(p, \bar{u}) \equiv p \cdot x \text{ subject to } u(x) \geq \bar{u} \quad (2) \text{ رویکرد حداقل سازی}$$

$$\frac{\partial e(p, \bar{u})}{\partial p_j} = h_j(p, \bar{u}) \quad (3) \text{ تقاضای جبرانی هیکسی}$$

از طرف دیگر، تابع مطلوبیت غیر مستقیم برای مساله بیشینه‌سازی به صورت زیر می‌باشد.

$$V(p, y) \equiv \max[u(x): p \cdot x \leq y] \quad (4)$$

تا زمانی که تابع تقاضا حداکثرکننده مطلوبیت باشد، با حل تساوی روی^۲ به عنوان دیفرانسیل جزئی می‌توان به تابع مطلوبیت غیر مستقیم و تابع مخارج دست یافت.

$$\frac{\partial v(p, y) / \partial p_j}{\partial v(p, y) / \partial y} = -x_j(p, y) \quad (5)$$

تفاوت بین معادله (۳) برای منحنی تقاضای جبرانی و معادله (۵) برای منحنی تقاضای غیر جبرانی می‌باشد که تفاوت بین مازاد مصرف‌کننده مارشالی و مازاد مصرف‌کننده هیکسی (زمانی که یک قیمت تغییر می‌کند) را نشان می‌دهد.

هاسمن تابع تقاضا را در حالت خطی و لگاریتمی خطی نشان داده و بیان نموده است، زمانی که جمله کوادرتیک^۳ به تابع مخارج اضافه می‌شود، محاسبه تابع تقاضا بسیار پیچیده می‌گردد. برای حل

1. Hicksian

2. Rene Roy's

3. Quadratic term

این مشکل، هاسمن چاره را در تغییر تنها یک قیمت و وجود فقط یک تابع تقاضا می‌بیند. با استفاده از تغییر جبرانی می‌توان نشان داد که محدوده زیر منحنی تقاضای جبرانی هیکسی با مازاد مصرف کننده (CV) متناظر است. اکنون حالتی را در نظر می‌گیریم که قیمت از p_1^0 به p_1^1 تغییر می‌کند (با ثابت نگهداشتن سایر قیمت‌ها). معادله (۳) منحنی تقاضای جبران شده را می‌دهد و با ادغام آن بین دو سطح قیمت، معادله (۶) را داریم:

$$CV(p^0, p^1, y^0) = e(p^1, u^0) - e(p^0, u^0) \\ = \int_{p_1^0}^{p_1^1} h_1(p, u^0) dp_1 = \int_{p_1^0}^{p_1^1} \frac{\partial e(p, u^0)}{\partial p_1} dp_1 \quad (6)$$

باید توجه داشت که تغییر جبرانی در سطح افراد به وسیله مشخصات اقتصادی-اجتماعی و سطح درآمدشان متفاوت است. تابع تقاضای مورد استفاده در حالت دو کالایی معمولاً به صورت نمایی بوده که مشخصه اصلی آن ثابت بودن کشش عرضه و تقاضا است که اغلب در فرم لگاریتم خطی به صورت زیر برآورد می‌شود:

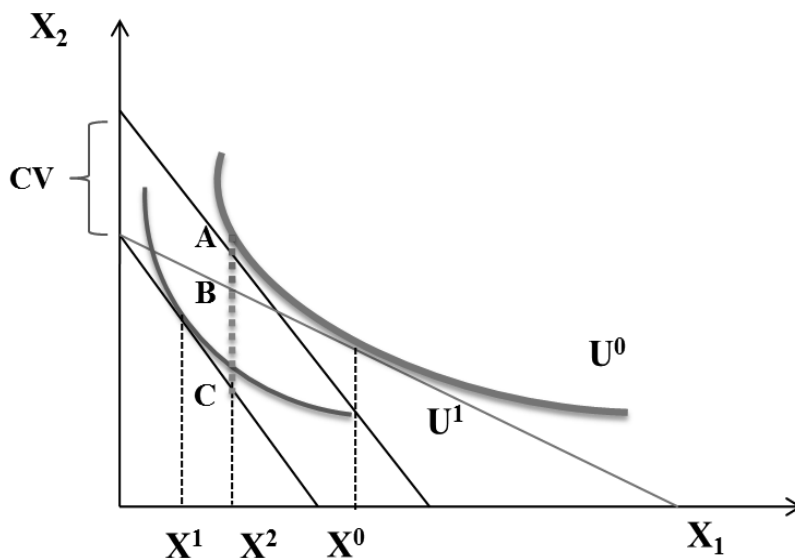
$$Lx_{1j} = z + \alpha Lp_{1j} + \delta Ly_j + \varepsilon_j \quad \text{for } j = 1, \dots, J \quad (7)$$

که در آن، L : نماد لگاریتم، z جزء ثابت، α کشش قیمتی، δ کشش درآمدی و ε جزء اخلاص می‌باشد. می‌توان نشان داد تغییر جبرانی برای یک تغییر در قیمت از p_1^0 به p_1^1 ، براساس رابطه (۸) محاسبه خواهد شد.

$$CV(p_1^0, p_1^1, y^0) = \left\{ (1 - \delta) \left[\frac{z}{1 + \alpha} (p_1^1)^{1 + \alpha} - p_1^0 (1 + \alpha) \right] + y^{0(1 - \alpha)} \right\}^{\frac{1}{1 - \delta}} - y^0 = \\ \left\{ \frac{(1 - \delta)}{(1 + \alpha)y^{0\delta}} [p_1^1 x_1^1(p_1^1, y^0) - p_1^0 x_1^0(p_1^0, y^0)] + y^{0(1 - \delta)} \right\}^{\frac{1}{1 - \delta}} - y^0 \quad (8)$$

برای محاسبه خالص رفاه از دست رفته، همان‌طور که در نمودار شماره (۱) می‌بینید، در صورت افزایش قیمت، AC کل تغییر جبرانی (حداقل میزان پول برای بازگشت مصرف‌کننده به همان سطح قبلی مطلوبیت قبل از تغییر قیمت لازم است)، BC نمایانگر میزان درآمد حاصل از تغییر قیمت بوده که به طور واقعی نصیب دولت می‌شود و مابقی AB نمایانگر فضای از دست رفته (فضایی که نصیب دولت و مصرف‌کننده نمی‌شود) می‌باشد. براساس نتایج هاسمن، خالص رفاه از دست رفته (EBcv) از طریق تغییرات جبرانی به صورت زیر محاسبه خواهد شد:

(۹) $EB_{CV} = CV$ - میزان منافع حاصل از تغییر قیمت



شکل ۱. نمایش خالص رفاه از دست رفته مصرف‌کننده از طریق تغییر جبرانی

در اینجا X_1 نشان‌دهنده کالای مورد بحث و X_2 نشان‌دهنده سایر کالاها می‌باشد که نرمالایز شده و دارای قیمت واحد می‌باشد ($P_{X_2} = 1$). از این به بعد به جای نماد X از نماد q استفاده کرده و بر همین اساس، شیر و سایر کالاها به ترتیب با q_1 و q_2 نمایش داده خواهد شد. برای به دست آوردن میزان منافع حاصل از تغییر قیمت باید تابع تقاضای هیكسی به ازای سطح اولیه مطلوبیت را به دست آورده، سپس با جایگزین نمودن مقدار P^1 در این تابع، مقدار تقاضای هیكسی را اندازه‌گیری نمود:

$$\text{میزان منافع حاصل از تغییر قیمت} = hq_i(rp, u^0) \times drp \quad (10)$$

$$hq_i(rp, u^0) = \frac{\partial e(rp, u^0)}{\partial rp} \quad (11)$$

سپس مقدار این تابع را در نقطه rp^1 محاسبه نموده و آن را با hq_i^1 نشان می‌دهیم.

$$\text{میزان درآمد حاصل از تغییر قیمت} = hq_i^1(rp, u^0) \times drp \quad (12)$$

در نتیجه با جایگزینی داریم:

$$EB_{CV} = \left\{ (1 - \delta) \left[\frac{z}{1+\alpha} (p_1^{1+\alpha} - p_1^0)^{1+\alpha} \right] + y^{0(1-\alpha)} \right\}^{\frac{1}{1-\delta}} - y^0 - hq_1^1(rp, u^0) \times drp \quad (۱۳)$$

برای بررسی تأثیر افزایش قیمت شیر بر رفاه بخش خانگی، ابتدا تابع تقاضای شیر برای گروه‌های مختلف درآمدی شهری برآورد و سپس تغییر مازاد رفاه مصرف‌کننده، تغییر جبرانی و خالص رفاه از دست رفته برای هر گروه محاسبه می‌شود. تابع تقاضای شیر برای گروه‌های مختلف درآمدی شهری، با استفاده از یک مدل خود توضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL)، برآورد گردیده است. از آنجا که اغلب سری‌های زمانی کلان اقتصادی ناپایا هستند، وجود این مساله باعث می‌شود استفاده از روش‌های سنتی در برآورد مدل‌های اقتصادسنجی منجر به نتایج غیر قابل استناد شود؛ لذا بررسی همجمعی متغیرها و به کارگیری روش‌های مناسب در این زمینه که به پدیده ناپایایی متغیرها توجه کند، ضروری می‌باشد.

مطالعه حاضر، رویکرد مدل خودتوضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) را برای بررسی همجمعی به کار می‌گیرد. روش همجمعی ARDL توسط پسران و همکاران (تشکینی ۱۳۸۴) پیشنهاد شده است. قبل از برآورد الگوی بلندمدت، آزمون پایایی متغیرها انجام می‌گیرد. یکی از مزیت‌های تکنیک ARDL این است که صرف نظر از اینکه متغیرهای موجود در مدل $I(0)$ یا $I(1)$ هستند، قابل استفاده است. دلیل دیگر اینکه این روش در نمونه‌های کوچک یا محدود، کارایی نسبتاً بیشتری در مقایسه با روش‌های دیگر دارد. باید توجه داشت که تکنیک ARDL در صورتی قابل اجراست که متغیر وابسته $I(1)$ باشد. در مطالعه حاضر، ابتدا گروه‌های درآمدی شهری به ۱۰ گروه تقسیم شده و سپس به وسیله پنجم تبدیل به ۵ گروه درآمدی می‌شود.

جهت برآورد تابع تقاضا از فرم لگاریتم دو طرفه استفاده شده و q_i مصرف سرانه شیر می‌باشد که تابعی از متغیرهای درآمد سرانه قابل تصرف واقعی (YR)، قیمت متوسط واقعی فروش شیر (RP) و متغیر مجازی برای سال‌های جنگ (d_1) در نظر گرفته شده است (عزیزان ۱۳۸۴، قادری ج. و استدلال س. ۱۳۸۸). الگوی پویا و بلندمدت توابع تقاضای شیر برای هر یک از گروه‌های درآمدی شهری به صورت روابط (۱۴) و (۱۵) خواهد بود.

$$Lq_t = \sum_{i=1}^p \alpha_i Lq_{it} + \sum_{i=1}^{q1} \beta_{1i} Lyr_{it} + \sum_{i=1}^{q2} B_{2i} Lrp_{it} + B_3 d_1 \quad (۱۴)$$

$$Lq_t = B_1 Lyr_t + B_2 Lrp_t + B_3 d_1 \quad (۱۵)$$

$\dot{}$ نشان دهنده تعداد وقفه‌ها، L نماد لگاریتمی، q مقدار شیر مصرفی سرانه (برای هر گروه مقدار مخصوص به خود را دارد)، yr درآمد واقعی قابل تصرف سرانه، rp قیمت مصرفی شیر و D_i متغیر مجازی می‌باشد که برای سال‌های جنگ عدد یک و سایر سالها عدد صفر اختیار می‌کند. پس از برآورد الگوی پویا، همجمعی الگو مورد آزمون قرار می‌گیرد. برای بررسی اینکه رابطه بلندمدت حاصل از این

روش کاذب نیست، از آزمون بنرجی، دولادو و مستر (1992) استفاده می‌شود. برای این منظور، بایستی آماره t را طبق رابطه (۱۶) محاسبه نمود.

$$t = \left(\sum_{i=1}^P \hat{\alpha}_i - 1 \right) \div \left(\sum_{i=0}^P \delta_{\hat{\alpha}_i} \right) \quad (16)$$

که در آن، $\delta_{\hat{\alpha}_i}$ انحراف معیار ضرایب وقفه‌های متغیر وابسته است. اگر قدر مطلق t محاسباتی از قدر مطلق مقادیر بحرانی بزرگتر باشد، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت رد شده و وجود رابطه بلند مدت پذیرفته می‌شود (نوفرستی م. ۱۳۷۸).

در این مطالعه که در یک دوره ۲۶ ساله (۸۷-۱۳۶۱) صورت گرفته، از متغیرهای درآمد سرانه و مقدار شیر مصرفی در گروه‌های مختلف درآمدی شهری، قیمت فروش شیر و تعداد خانوار و جمعیت شهری کل کشور استفاده شده و داده‌های مورد نیاز، از نشریات اداره آمار و بانک مرکزی گردآوری شده است. به دلیل لگاریتمی بودن تابع تقاضا ضرایب قیمت و درآمد نشان‌دهنده کشش می‌باشد.

نتایج و بحث

نتایج بررسی ایستایی متغیرها نشان داد که برای همه گروه‌های درآمدی، لگاریتم طبیعی متغیر مقدار مصرف شیر سرانه نایستا بوده و با یک بار تفاضل‌گیری ایستا می‌شود و متغیر قیمت نیز که برای همه گروه‌های درآمدی مشترک و در سطح ایستا بوده، اما متغیر درآمد سرانه برای گروه درآمدی اول، در سطح ایستا بوده و برای سایر گروه‌های درآمدی با یک بار تفاضل‌گیری ایستا شده است. در ادامه به منظور بررسی وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها، t محاسباتی از طریق رابطه (۱۶) محاسبه شده و در جدول (۲) آمده است.

براساس نتایج جدول (۲)، با مقایسه t محاسباتی و t بحرانی برای همه گروه‌های درآمدی، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت رد شده و وجود رابطه بلندمدت پذیرفته می‌شود.

جدول ۲. نتایج آزمون همگرایی وجود رابطه بلندمدت برای تابع تقاضای شیر در گروه‌های درآمدی.

گروه درآمدی	۱	۲	۳	۴	۵
مدل پویا	ARDL(1,0,1)	ARDL(1,0,1)	ARDL(1,0,1)	ARDL(1,0,0)	ARDL(1,0,0)
آماره محاسباتی	-۵/۱۲۳	-۴/۰۳۹	-۴/۲۰۱	-۴/۱۹۸	-۵/۵۰۴
سطح معنی داری	%۹۹	%۹۵	%۹۵	%۹۵	%۹۹

مأخذ: یافته‌های تحقیق

پس از اطمینان از وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها بر اساس الگوی ARDL، به برآورد تابع تقاضای شیر برای گروه‌های مختلف درآمدی شهری پرداخته شده و ضرایب برآورد شده تابع تقاضای شیر برای گروه‌های مختلف درآمدی شهری در جدول (۳) آمده است.

جدول ۳. ضرایب مربوط به الگوی بلندمدت تقاضا برای شیر در گروه‌های مختلف درآمدی شهری

سطح معنی‌داری	ضرایب برآورد شده	متغیرهای توضیحی
۰/۰۳۴	۰/۸۲۵	Ly1
۰	-۰/۶۳۲	Lrp
۰/۰۲۲	-۰/۲۱۴	D
۰	۹/۳۵۵	C
۰/۰۲۵	۰/۷۲۴	Ly2
۰/۰۰۵	-۰/۵۰۸	Lrp
۰/۰۲۴	-۰/۰۸	D
۰/۱۱۱	۱۱/۷۳۷	C
۰/۰۴	۰/۸۰۱	IY3
۰	-۰/۷۵۴	Lrp
۰/۰۰۱	-۰/۱۰۵	D
۰/۰۰۱	۹/۷۰۳	C
۰/۰۰۶	۰/۶۳۶	IY4
۰	-۰/۵۱۹۴	Lrp
۰/۰۱۱	۰/۲۵۷	D
۰/۱۸۴	۳/۷۸۶	C
۰	۰/۶۳۴	IY5
۰	-۰/۵۷۸	Lrp
۰	-۰/۲۴۳	D
۰/۰۰۸	۵/۶۰۷	C

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج برآورد نشان می‌دهد که در تمامی گروه‌های درآمدی شهری، اثر درآمد بر میزان مصرف سرانه شیر مثبت و معنی‌دار می‌باشد ولی قیمت، اثری منفی و معنی‌دار دارد. به عبارت دیگر، با افزایش درآمد و کاهش قیمت در بلندمدت، میزان مصرف سرانه شیر افزایش می‌یابد. به منظور تعیین اینکه در هر دوره چند درصد از عدم تعادل‌های کوتاه‌مدت به سمت بلندمدت تعدیل می‌شوند، از مدل ECM استفاده شد. نرم افزار میکروفیت به دنبال مدل بلندمدت، الگوی کوتاه‌مدت را ارائه می‌دهد. ضریب

تصحیح خطا برای گروه‌های درآمدی اول تا پنجم به ترتیب برابر با ۰/۶۱، ۰/۲۶، ۰/۵۲، ۰/۶۱ و ۰/۷۳- است.

همانطور که مشاهده می‌شود، ضریب تصحیح خطا برای گروه پنجم به دلیل بالا بودن درآمد به نسبت گروه‌های دیگر بیشتر می‌باشد. به بیان دیگر، پس از ایجاد تغییر در هر دوره، ۷۳ درصد از عدم تعادل در مصرف شیر تعدیل و به سمت روند بلندمدت خود نزدیک می‌شود. برای محاسبه تغییر جبرانی فرض می‌شود در سال ۱۳۸۸ متوسط قیمت واقعی شیر ۲۰ درصد نسبت به سال قبل افزایش می‌یابد اما درآمد واقعی سرانه تغییر نمی‌کند. قیمت واقعی و درآمد واقعی سرانه برابر با میانگین درآمد سالهای ۸۷-۱۳۸۳ است، چون فرض می‌شود درآمد در سال ۱۳۸۸ تغییر نمی‌کند لذا برای واقعی‌تر نمودن این ادعا، درآمد و قیمت سال ۱۳۸۷ میانگین سالهای ۸۷-۱۳۸۳ می‌باشد. سپس فرض می‌شود در سال ۱۳۸۸ قیمت ۲۰ درصد افزایش یافته و درآمد ثابت است. برای به دست آوردن تغییر جبرانی، ککش قیمتی و درآمدی بلندمدت، قیمت قبل و بعد از تغییر قیمت و درآمد سرانه، مورد نیاز می‌باشد. با استفاده از فروض و متغیرهای ذکر شده در بالا، تغییر جبرانی برای گروه‌های مختلف محاسبه و در جدول (۴) آورده شده است:

جدول ۴. بررسی تغییرات جبرانی در گروه‌های مختلف درآمدی شهری (بر حسب ریال)

Cv	Income	P ₀	P ₁	cv/yr	(cv/yr)*100
۲۱۶۷۲۱	۲۵۹۵۸۰۵	۸۷۱	۹۷۰	۰/۰۸۳	۸/۳۴
۲۱۴۱۴۹	۵۳۱۳۰۵۸	۸۷۱	۹۷۰	۰/۰۴۰	۴/۰۳
۱۹۳۴۸۵	۸۹۲۵۸۷	۸۷۱	۹۷۰	۰/۰۲۲	۲/۱۶
۱۳۶۰۴۶	۱۵۰۲۹۶۵۵	۸۷۱	۹۷۰	۰/۰۰۹	۰/۹۰
۱۴۱۵۷۸	۳۲۴۶۵۵۱۱	۸۷۱	۹۷۰	۰/۰۰۴	۰/۴۳

yr_1^0 : میانگین درآمد واقعی سرانه، p^0 : قیمت قبل از افزایش، p^1 : قیمت بعد از افزایش و CV: تغییر جبران مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج نشان می‌دهد مقدار تغییر جبرانی برای دو گروه چهارم و پنجم به نسبت کمتر از سایر گروه‌هاست، یعنی یک روندی تقریباً نزولی دارد. همچنین درصد سهم تغییر جبرانی به درآمد گروه‌های مختلف درآمدی شهری (cv/yr) روندی نزولی دارد. در واقع با افزایش قیمت شیر، این سهم برای گروه اول، بیشترین مقدار و برای گروه پنجم کمترین مقدار می‌باشد. پس می‌توان گفت که این شوک بر گروه اول، بیشترین اثر را دارا می‌باشد. یعنی هر چه درآمد بیشتر باشد، تغییرات قیمت اثر کمتری دارد. همان طور که بیان شد، دولت سالانه هزینه زیادی را به صورت یارانه به شیر اختصاص می‌دهد تا این کالا کمتر از مقدار واقعی آن

در اختیار مصرف‌کننده قرار گیرد. در نتیجه، حذف این یارانه، نوعی کاهش هزینه را برای دولت به دنبال دارد. جهت محاسبه خالص رفاه از دست رفته از معادله (۹) استفاده می‌کنیم.

میزان کاهش هزینه ناشی از افزایش قیمت $EB_{CV} = CV -$

برای به دست آوردن میزان کاهش هزینه ناشی از افزایش قیمت با استفاده از معادله زیر داریم:

$Hq_i = Hq_i(rp, u^0) * drp$ = میزان کاهش هزینه ناشی از افزایش قیمت

اگر تابع تقاضا به صورت رابطه (۷) باشد، تابع همی‌کسی زیر خواهد بود:

$$Hq_i = \frac{\partial e(rp_1)}{\partial rp_1} = \left[(1 - \delta)(\bar{u} + e^{z\gamma} \frac{p_1^{1+\alpha}}{1 + \alpha}) \right]^{\delta/(1-\delta)} zp_1^\alpha$$

لذا مقدار \bar{u} را به دست آورده و جایگزین نموده و مقدار تقاضای همی‌کسی به دست می‌آید. سپس مقدار حاصل از تابع تقاضا را در اختلاف قیمت ضرب نموده و درآمد حاصل از تغییر قیمت به دست می‌آید. به این ترتیب خالص رفاه از دست رفته در هر گروه از تفاوت بین تغییر جبرانی و میزان کاهش هزینه ناشی از افزایش قیمت حاصل می‌شود (جدول ۵). بر اثر افزایش قیمت شیر، گروه اول بالاترین کاهش هزینه ناشی از افزایش قیمت را نصیب دولت می‌نماید و بدین ترتیب، حذف یارانه بر گروه اول بیشترین اثر کاهش رفاه را به همراه دارد. پس می‌توان گفت که گروه‌های با درآمد پایین، از سیاست حذف یارانه بیشتر از گروه‌های پر درآمد متضرر می‌شوند. اگر دولت تصمیم بگیرد که کل میزان کاهش هزینه ناشی از افزایش قیمت - که معادل ۲۴۰۶۳/۱۴ ریال می‌باشد - را به طور مساوی در بین خانوارها تقسیم نماید، گروه‌های بالای درآمدی شهری، از این تخصیص بیشتر منتفع می‌شوند و از طرفی، به دلیل پایین بودن درآمد در گروه اول، جبران این ضرر به مراتب برای این دسته خانوارها مشکل می‌باشد.

اگر کل میزان هزینه ناشی از افزایش قیمت را به طور مساوی بین خانوارها تقسیم کند، سهم مساوی هر گروه مبلغ ۴۸۱۲/۶۳ ریال است که همان یارانه مستقیم می‌باشد. اگر این مقدار را از CV کسر نماییم، درآمد اضافی پس از جبران افزایش قیمت به دست می‌آید. همان‌طور که در جدول (۶) مشاهده می‌کنیم، از توزیع مجدد درآمد، با توجه به منفی بودن مقادیر مربوط به درآمد پس از جبران افزایش قیمت، تمامی گروه‌ها متضرر می‌شوند. ولی این ضرر برای گروه‌های اول و دوم و سوم بیشتر از گروه‌های چهارم و پنجم می‌باشد.

جدول ۵. بررسی خالص رفاه از دست رفته در گروه‌های مختلف درآمدی شهری (به ریال)

گروه درآمدی	CV	میزان کاهش هزینه ناشی از افزایش قیمت	خالص رفاه از دست رفته
۱	۲۱۶۷۲۱	۵۹۴۳/۹۹	۲۱۰۷۷۷/۳۲۵
۲	۲۱۴۱۴۹	۴۳۴۰/۹۵	۲۰۹۸۰۸/۰۰۷
۳	۱۹۳۴۸۵	۷۶۹۷/۸۵	۱۸۵۷۸۶/۹۴۳
۴	۱۳۶۰۴۶	۲۷۸۹/۵۱	۱۳۳۲۵۶/۴۳۱
۵	۱۴۱۵۷۸	۳۲۹۰/۸۴	۱۳۸۲۸۶/۹۶۸
جمع کل	۹۰۱۹۷۹	۲۴۰۶۳/۱۴	۸۷۷۹۱۵/۶۷۴

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۶. بررسی اثر تقسیم یارانه بر گروه‌های مختلف درآمدی شهری (به ریال)

گروه درآمدی	یارانه مستقیم	درآمد اضافی پس از جبران افزایش قیمت
۱	۴۸۱۲/۶۳	-۲۱۱۹۰۸
۲	۴۸۱۲/۶۳	-۲۱۴۱۴۹
۳	۴۸۱۲/۶۳	-۱۹۳۴۸۵
۴	۴۸۱۲/۶۳	-۱۳۶۰۴۶
۵	۴۸۱۲/۶۳	-۱۴۱۵۷۸

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتیجه‌گیری و پیشنهادات

به منظور ارزیابی سیاست‌های حمایتی نظیر پرداخت یارانه، کاهش آن و هر گونه سیاست اصلاح قیمتی، ضروری می‌باشد که خانوارها در گروه‌های مستقل و متمایزی طبقه‌بندی شوند، زیرا با توجه به متفاوت بودن درآمد خانوارها، سیاست‌های حمایتی روی رفاه گروهی از افراد جامعه تأثیری مثبت و روی رفاه گروهی دیگر تأثیر منفی بر جای می‌گذارد. با توجه به اهمیت مصرف شیر، در این مطالعه سعی شده است تا اثر افزایش قیمت شیر بر رفاه گروه‌های مختلف درآمدی شهری مورد بررسی قرار گیرد. برای این منظور با توجه به مباحث گفته شده در زمینه محاسبه تغییرات جبرانی و رفاه، تغییرات رفاه محاسبه گردید.

قدر مطلق کشش‌های درآمدی و قیمتی تقاضای شیر در تمامی گروه‌ها، کوچک‌تر از واحد می‌باشد و از لحاظ آماری معنی‌دار می‌باشد. این بدین معناست که شیر کالایی ضروری محسوب شده و پایین‌تر بودن ضریب قیمت، نشان‌دهنده اثر کم این متغیر بر روی مصرف این کالا می‌باشد که مقدار آن برای

گروه‌های اول بیشتر از گروه‌های پر درآمد است؛ پس تغییرات قیمت اثر بیشتری بر قشر کم درآمد جامعه خواهد داشت.

نتایج و پیشنهادات مطالعه را می‌توان به طور خلاصه به شرح زیر بیان کرد: تغییرات جبرانی و رفاه، روندی نزولی را طی می‌کنند، بدین معنی که گروه‌های پایین درآمدی شهری نسبت به گروه‌های بالای درآمدی شهری، با حذف یارانه، بیشتر دستخوش تغییرات می‌شوند که به دلیل پایین بودن درآمد این گروه، جبران این ضرر مشکل می‌باشد.

چنانچه هزینه ناشی از این حذف توسط دولت به طور مساوی بین خانوارها تقسیم گردد، نه تنها این باز توزیع نمی‌تواند افزایش قیمت را برای هیچ‌یک از گروه‌ها جبران کند، بلکه گروه‌های بالای درآمدی شهری از این باز توزیع بیشتر منتفع می‌شوند.

به نظر می‌رسد که حرکت در جهت آزادسازی اقتصادی باید با تأمل بیشتری در مورد پیامدهای آن صورت گیرد و اگر هدف دولت کمک به قشر کم درآمد جامعه می‌باشد، می‌باید روش اعطای یارانه به کالای شیر (یارانه غیر مستقیم) را نسبت به باز توزیع یارانه در اولویت قرار دهد.

در مطالعه حاضر، به اثرات رفاهی افزایش قیمت فرآورده‌های لبنی (ماست، پنیر و ...) که به طور مستقیم از افزایش قیمت شیر ناشی می‌شوند، بر روی رفاه گروه‌های درآمدی شهری پرداخته نشده است. لذا پیشنهاد می‌شود برای شناخت بهتر اثرات سیاست حذف یارانه شیر، در مطالعات دیگر، تأثیر افزایش قیمت فرآورده‌های لبنی (ماست، پنیر و ...) بر رفاه گروه‌های درآمدی شهری، مورد بررسی قرار گیرد.

منابع و مأخذ

- احسانی، م. (۱۳۸۲) سیستم جمع‌آوری شیر ایران «وضع موجود و وضع مطلوب». موسسه پژوهش‌های برنامه‌ریزی و اقتصاد کشاورزی.
- احمدی شادمهری، م. و احمدی، م. (۱۳۸۸) بررسی رابطه بین قیمت‌های تولید کننده و مصرف کننده (مطالعه موردی بخشی از محصولات لبنی در ایران). مجله دانش و توسعه. ۲۸: ۷۷-۹۵.
- بانک مرکزی ایران. پایگاه اطلاع رسانی. <http://www.cbi.org>
- تشکیلی، ا. (۱۳۸۴) اقتصاد سنجی کاربردی به کمک Microfit. چاپ اول. انتشارات دیباگران. تهران.
- رستگار، م. (۱۳۹۰) بررسی تغییر قیمت شیر روی رفاه مصرف‌کنندگان و تولیدکنندگان؛ پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده کشاورزی دانشگاه تربیت مدرس.
- سروری، ع؛ صدراشرافی، م؛ دانشور کاخکی، م. و هاتف ح. (۱۳۸۶) تعیین اثرات تغییر قیمت شیر بر رفاه تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان و پیش‌بینی آن؛ مجله اقتصاد کشاورزی، ۲: ۲۰۷-۱۹۵.
- شهبازی، ح؛ کاوسی کلاشمی، م؛ پیکانی، غ؛ عرفانیان ز. و عابدی، س. (۱۳۸۷) برآورد رفاه از دست رفته ناشی از وجود انحصار در صنعت تولید شیر ایران؛ مجله اقتصاد کشاورزی و توسعه، ۶۵: ۵۴-۳۹.
- عزیزان، ع. (۱۳۸۴) بررسی آثار رفاهی کاهش یارانه شیر در ایران (با استفاده از توابع عرضه و تقاضای شیر)؛ پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده کشاورزی دانشگاه تهران.
- قادری، ج. و استدلال، س. (۱۳۸۸) بررسی تأثیر افزایش قیمت انرژی برق بر خالص رفاه گروه‌های مختلف درآمدی در ایران (۱۳۸۳-۱۳۴۶)؛ فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، ۹(۱): ۱۲۰-۱۰۱.
- محمدیان، م. و مهربانیان، ا. (۱۳۸۴) سیاست‌های حمایتی فرآورده‌های لبنی (جهان و ایران)؛ مؤسسه پژوهش‌های برنامه‌ریزی و اقتصاد کشاورزی مدیریت امور پردازش و تنظیم یافته‌های تحقیقاتی. موسوی، ن؛ خالویی ا. و فرج‌زاده، ذ. (۱۳۸۸) بررسی اثرات رفاهی حذف یارانه‌ی کود شیمیایی بر تولیدکنندگان ذرت استان فارس؛ مجله تحقیقات اقتصاد کشاورزی، ۱(۴): ۷۵-۶۱.
- نوفروستی، م. (۱۳۷۸) ریشه واحد و هم‌جمعی در اقتصادسنجی؛ تهران: رسا: ۲۰۰، چاپ سوم.
- هرمزی، م. (۱۳۸۰) بررسی آثار حذف یارانه‌های بخش کشاورزی بر خانوارها با استفاده از ماتریس حسابداری اجتماعی؛ پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد و توسعه کشاورزی دانشگاه تهران.
- Carmen, H.; Kenneth, J., and Thomson (2007) Romania's accession to the Eu: Short-term welfare effects on food consumers; Food policy, 32(1): 128-140.
- Cudjoe, G.; Breisinger, C., and Diao, X. (2010) Local impacts of a global crisis: Food price transmission, consumer welfare and poverty in Ghana; Food policy, 35(4): 294-302.

-
- Dodonov, B.; Optiz, P., and Pfaffenberger, W. (2004) How much do electricity tariff in Ukraine hurt the poor?; *energy Policy*, 32: 855-863.
- Hausman, J.A. (1981) Exact consumers surplus and deadweight loss; *The American Economic Review*, 71(4): 662-676.
- Hausman, J.A. (2000) Efficiency effects on the U.S. economy from wireless taxation; *National Tax Journal*, 53(3):733-739.
- Hibbard C. & Thomson K. (2007) Romania's accession to the EU: Short-term welfare effects on food consumers; *Food policy*, 32(1):128-140.
- McKenzie L. W. (1957) Demand Theory Without a Utility Index; *Review of Economic Studies*, 24:185-89.
- Willing, R.T. (1976) Consumers surplus without apology; *The American Economic Review*, 66(4):589-597.
- Xiaodong, D.H.; Demort, J., and Baker, M. (2008) A Welfare Analysis of the U.S. Ethanol Subsidy; Center of Agricultural and Rural Development, Iowa State University, Working Paper 08-WP 480