

فصلنامه پژوهش‌های سیاست‌گذاری و برنامه‌ریزی انرژی

سال سوم / شماره ۶ / بهار ۱۳۹۶ / صفحات ۶۲-۳۷

اثر حذف یارانه گاز طبیعی بر خالص رفاه خانوارهای روستایی و شهری در ایران

محمدحسن طرازکار

استادیار اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه شیراز (نویسنده مسئول)

tarazkar@shirazu.ac.ir

محمد بخشوده

استاد اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه شیراز

bakhshoodeh@gmail.com

به منظور بررسی اثر حذف یارانه گاز طبیعی بر خالص رفاه خانوارهای روستایی و شهری در ایران، اثرات رفاهی افزایش قیمت گاز طبیعی بر تغییرات جبرانی و خالص رفاه از دست رفته خانوارها مورد بررسی قرار گرفت. برای این منظور کسش قیمتی و درآمدی تقاضای گاز طبیعی برای دوره ۱۳۹۲-۱۳۶۸، با استفاده از روش خود رگرسیون با وقفه‌های گسترده (ARDL) برآورد شد. نتایج مطالعه نشان داد که صرفاً با پرداخت مبلغی معادل ۵۰ هزار ریال (۱۱ درصد از کل مبلغ یارانه پرداختی فعلی) به هر نفر می‌توان اثر افزایش قیمت گاز، پس از هدفمندی یارانه‌ها را جبران کرد.

واژگان کلیدی: حذف یارانه انرژی، تغییرات جبرانی، خالص رفاه از دست رفته، رگرسیون با وقفه‌های گسترده

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۳/۱۵

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۸/۱۵

۱. مقدمه

بازار انرژی در ایران یک بازار انحصار کامل فروش است و دولت به عنوان تنها دستگاه فروشنده، تعیین‌کننده قیمت انواع حامل‌های انرژی است. در ایران به منظور حمایت از مصرف‌کنندگان و همچنین کاهش هزینه‌های تولید در جهت حمایت از تولیدکنندگان، قیمت انواع حامل‌های انرژی از طریق پرداخت یارانه، به صورت مصنوعی پایین نگه داشته می‌شود. پرداخت یارانه از یکسو، موجب کاهش قیمت حامل‌های انرژی و افزایش مصرف آنها شده و از سوی دیگر هزینه‌های سنگینی را به دولت وارد می‌نماید.

از آنجا که منابع تأمین یارانه‌ها در ایران، مالیات‌ها و درآمد حاصل از صادرات نفت است، اختصاص این منابع به یارانه‌ها می‌تواند موجب کاهش بوجه در سایر بخش‌ها از جمله آموزش، بهداشت و زیرساخت‌های ضروری در کشور گردد. بر این اساس هر گونه اصلاحات در زمینه یارانه‌ها تبعات فراوان اقتصادی، اجتماعی، سیاسی و امنیتی خواهد داشت (رنجبر و همکاران، ۱۳۹۳). در این میان طرح هدفمند کردن یارانه‌ها مهمترین و چالش‌برانگیزترین بخش از طرح تحول اقتصادی در کشور است که بیش از سایر حوزه‌ها مورد توجه محافل اقتصادی و سیاستگذاری دولت قرار گرفته است. در این فرآیند با حذف تدریجی یارانه‌ها از حامل‌های انرژی، مواد خوراکی، آب، برق و سایر اقلام در ایران نوع پرداخت یارانه نیز تغییر می‌کند، بدین صورت که بخشی از این یارانه‌ها به صورت نقدی به مردم پرداخت می‌شود و سایر درآمد این طرح صرف فعالیت‌های عمرانی و فرهنگی می‌شود (جبل‌عاملی و گودرزی فراهانی، ۱۳۹۴).

از میان یارانه‌های پرداختی دولت، یارانه انرژی سهم بالایی را در یارانه‌های پرداختی و در نهایت سهم عمده‌ای در هزینه‌های دولت دارند. کل یارانه بخش انرژی کشور در سال ۱۳۸۷ (قبل از اجرای قانون هدفمندی یارانه‌ها) معادل ۵۳۰۱۵۵ میلیارد ریال بوده است و سرانه هر ایرانی در این سال حدود ۷۳۰۴ هزار ریال بوده است (فرزین و همکاران، ۱۳۹۱). یارانه پرداختی دولت به انواع انرژی‌های

تجدیدناپذیر از جمله نفت خام، بنزین، گازوئیل، گاز طبیعی و حتی انرژی الکتریکی را در بر می‌گیرد، لذا یارانه‌های انرژی هزینه‌های سنگینی را بر دولت تحمیل نموده و سبب به هم ریختگی و ایجاد اختلال در سازوکار بازار و نهایتاً قیمت‌های انرژی در اقتصاد ایران شده است.

مکانیزم تغییر قیمت انرژی، هسته اصلی اصلاحات یارانه در این بخش است (لین و جیانگ^۱، ۲۰۱۰). بنابراین دولت ایران نیز سعی دارد با افزایش قیمت حامل‌های انرژی از طریق حذف یارانه‌ها موجب کاهش تقاضای انرژی شده و کارآیی مصرف انرژی را افزایش دهد. البته دولت از طریق پرداخت نقدی یارانه‌ها، سعی در جبران افزایش قیمت دارد. هدفمندسازی اشاره به اقداماتی دارد که دولت با هدف دستیابی به عدالت، یارانه‌های پرداختی را به سوی گروه‌های جمعیتی هدف سوق می‌دهد.

ضرورت موضوع مورد بررسی در این مطالعه از آنجا ناشی می‌شود که هرگونه تغییر قیمت و اصلاح نظام پرداخت یارانه، رفاه و مطلوبیت خانوارهای استفاده کننده از آن کالا را به شدت تحت تأثیر قرار می‌دهد. پس شناخت تأثیر هدفمندی یارانه‌ها و به ویژه یارانه انرژی از طریق تغییر مستقیم قیمت بر خالص رفاه خانوارهای شهری و روستایی در ایران و همچنین چگونگی جبران این تغییر قیمت اهمیت بسزایی دارد. لذا نتایج مطالعه حاضر سیاست‌گذاران اقتصادی در بخش انرژی را در تعیین میزان پرداخت یارانه نقدی با هدف جبران افزایش قیمت حامل‌های انرژی، یاری می‌نماید. علاوه بر این نتایج مطالعه از طریق تعیین درصد تأمین مبالغ فوق از طریق افزایش قیمت گاز طبیعی و یا سایر منابع درآمدی، برای دولت اهمیت فراوانی دارد.

۲. پیشینه هدفمندسازی یارانه گاز طبیعی در ایران

اولین پرداخت یارانه در جهان مربوط به دوران پس از جنگ جهانی است، چرا که به دلیل رکود اقتصادی و تورم، دولت برخلاف نظریه کلاسیک‌ها و طبق نظریه کینز از طریق پرداخت یارانه‌ها در اقتصاد دخالت کرد (رحیمی و کلاتری، ۱۳۷۱). اما سیاست‌های حمایتی و پرداخت یارانه در ایران از سال ۱۳۱۱ و با تصویب قانون تشکیل سیلو آغاز شد. با تصویب این قانون دولت

1. Lin & Jiang,

اقدام به خرید و ذخیره‌سازی گندم جهت استفاده در شرایط بحرانی نمود. در سال ۱۳۱۵ با آغاز خرید مازاد گندم به قیمت تضمینی و در ادامه با تثبیت قیمت نان، حمایت از مصرف‌کنندگان شهری جایگزین حمایت از تولیدکنندگان شد و می‌توان این طرح را نقطه آغازین پرداخت یارانه‌ها در اقتصاد ایران دانست (فرزین و همکاران، ۱۳۹۱).

اما پرداخت یارانه به مفهوم واقعی آن، عمدتاً پس از شوک‌های نفتی دهه ۵۰ و با هدف جبران آثار تورمی آن دوره آغاز شد. این پرداخت‌ها که به کالاهای اساسی اختصاص داشت، در سال‌های پس از انقلاب نیز به دلیل وجود شرایط تورمی و شرایط خاص اقتصادی و اجتماعی پس از انقلاب و همچنین شرایط جنگ تحمیلی، ادامه یافت. اما پس از گذشت حدود دو دهه از این نحوه پرداخت، شواهد و پژوهش‌ها نشان دادند که در بیشتر موارد، پرداخت همگانی و غیرهدفمند یارانه‌ها آثار سوئی در نحوه مصرف کالاهای مشمول یارانه و به ویژه انرژی داشته و نهایتاً منجر به فشارهای سنگین مالی بر دولت شده است (مصلی نژاد و یزدانی زارزانی، ۱۳۹۲). بر این اساس قانون هدفمند کردن یارانه‌ها در اواخر سال ۱۳۸۸ به تصویب مجلس شورای اسلامی رسید و در اواخر سال ۱۳۸۹ اجرای آن به صورت چند مرحله‌ای، آغاز شد (مجلس شورای اسلامی، ۱۳۸۹). دولت با اجرای این قانون سه هدف عمده شامل تخصیص بهینه منابع، ثبات اقتصادی و توزیع عادلانه درآمدها را دنبال می‌نماید (قادری و همکاران، ۱۳۸۴).

همان‌طور که پیشتر بیان شد، یارانه انرژی سهم بالایی را در یارانه‌های پرداختی دولت دارا می‌باشد. اما از میان انواع حامل‌های انرژی، گاز طبیعی به دلیل برخورداری از ویژگی‌های منحصر به فردی چون پایین بودن قیمت نسبی، آلودگی کمتر محیط زیست و ارزش گرمایی بالا همواره یکی از تأمین‌کننده‌های اصلی انرژی مورد استفاده بخش‌های مختلف مصرفی و تولیدی کشور است. به ویژه در بخش خانگی، گاز طبیعی بالاترین سهم را در تأمین انرژی مورد نیاز خانوارها دارا می‌باشد و همواره بیش از ۶۰ درصد از انرژی مورد نیاز خانوارها از گاز طبیعی تأمین می‌شود.

در نمودار (۱)، سهم حامل‌های مختلف انرژی در تأمین انرژی بخش خانگی برای دوره

۱۳۹۳-۱۳۸۵ آورده شده است.

به طور یکسان حدود ۳۰ ریال افزایش داشت. در مقابل، بخش خانگی در این مقطع با افزایش ۵۰ ریالی همراه بود. قیمت گاز در بخش خانگی نیز در سه ماهه آخر سال ۱۳۸۹ به ۵۲۷ ریال افزایش (۴ برابر قیمت ۹ ماهه اول سال) یافت. البته در نحوه قیمت‌گذاری، این بخش یک بازنگری رخ داد، به طوری که بخش خانگی کشور از نظر آب و هوایی به پنج اقلیم و مشترکان نیز براساس دامنه مصرف به ۱۲ پله تقسیم شدند.

در سال ۱۳۹۰ براساس فرمول جدید قیمت‌گذاری، کل سال به دو بخش هفت ماهه اول سال و پنج ماهه پایانی سال (ماه‌های سرد) تقسیم‌بندی شدند. الگوهای مصرف گاز طبیعی در هر یک از این دو دوره زمانی تفاوت‌هایی با یکدیگر دارند. در سال ۱۳۹۰، ستاد هدفمندسازی یارانه‌ها تعرفه‌هایی را برای بخش‌های مختلف تعیین کرد و براساس آن قیمت گاز در بخش‌های مختلف مشخص شد. قیمت هر مترمکعب گاز خانگی در هفت ماهه اول سال ۱۳۹۰ به مبلغ ۱۲۰۰ ریال رسید و این بخش در این دوره افزایشی حدود ۹ برابر را تجربه کرد. همچنین قیمت گاز خانگی در پنج ماهه آخر سال به ۷۰۰ ریال (۳۲/۸ درصد رشد) افزایش یافت. اما در سال ۱۳۹۱ قیمت فروش گاز طبیعی همانند سایر فرآورده‌های نفتی، نسبت به سال قبل با افزایش قیمتی مواجه نبود و قیمت آن تغییر نکرد. اما در سال ۱۳۹۲، قیمت هر مترمکعب گاز خانگی در هفت ماهه اول به ۱۳۰۰ ریال و در پنج ماهه آخر به ۸۰۰ ریال افزایش یافت.

به دلیل بروز مشکل کسری بودجه گام اول هدفمندی یارانه‌ها، دولت فاز دوم هدفمندی را در ابتدای سال ۱۳۹۳ اجرا نمود. در گام دوم هدفمندی یارانه‌ها حذف سه دهک پردرآمد به همراه افزایش قیمت حامل‌های انرژی در دستور کار قرار گرفت. در فاز دوم هدفمندی یارانه‌ها، قیمت برخی از حامل‌های انرژی به صورت پلکانی اضافه شدند و سایر حامل‌ها با افزایش بیشتری همراه بودند. در سال ۱۳۹۳ با اجرای گام دوم هدفمندی یارانه‌ها، قیمت گاز طبیعی به صورت پلکانی افزایش یافت، اما متوسط قیمت آن با افزایش ۱۴ درصدی مواجه شد.

با توجه به مطالب فوق، گاز طبیعی یکی از مهمترین منابع تأمین انرژی خانوارها بوده و سهم قابل توجهی از یارانه‌های پرداختی دولت را به خود اختصاص داده است. لذا در این مطالعه از میان انواع

حامل‌های انرژی، اثر حذف یارانه گاز طبیعی بر خالص رفاه خانوارهای شهری و روستایی در ایران مورد بررسی قرار گرفت.

۳. پیشینه تحقیق

حذف یارانه و افزایش قیمت هر حامل انرژی اثرات متفاوتی بر خالص رفاه خانوارها دارد. لذا اثر حذف یارانه‌های انرژی و تغییر قیمت آن بر رفاه خانوار در مطالعات مختلف متفاوت بوده و این موضوع همواره مورد توجه سیاست‌گذاران بخش انرژی بوده و پژوهش‌های مختلفی نیز در این زمینه صورت گرفته است. لذا در ادامه مطالعات داخلی و خارجی که اثر حذف یارانه یا تغییر قیمت یکی از انواع حامل‌های انرژی بر رفاه مصرف‌کنندگان را مورد بررسی قرار داده‌اند، آورده شده است. از جمله نجیبی (۱۳۸۳)، اثر تغییر قیمت بنزین بر خالص رفاه از دست رفته در دهک‌های مختلف درآمدی، را بررسی نموده است. در این تحقیق ابتدا تابع تقاضای چهار گروه خانوار که درآمدهای مختلف دارند محاسبه و با تعیین کشش‌های درآمدی و قیمتی، خالص رفاه از دست رفته بر اثر اعمال تغییر قیمت بنزین محاسبه شد. طبق نتایج این تحقیق در اثر افزایش قیمت، خالص رفاه از دست رفته دهک‌های بالای جامعه، نسبت به دهک‌های پایین جامعه بیشتر کاهش می‌یابد.

قادری و استقلال (۱۳۸۸)، به بررسی اثر افزایش قیمت برق بر شاخص تغییر جبرانی و خالص رفاه از دست رفته مصرف‌کنندگان برق خانگی در گروه‌های مختلف درآمدی پرداختند. نتایج مطالعه حاکی از آن است که تغییر جبرانی از سمت گروه‌های فقیر به سمت گروه‌های ثروتمند در حال افزایش است. همچنین خالص رفاه از دست رفته از سمت گروه‌های فقیر به سمت گروه‌های ثروتمند در حال افزایش بوده و با اجرای سیاست افزایش قیمت و پرداخت یارانه مستقیم به تمام افراد جامعه، رفاه گروه‌های پایین و متوسط جامعه افزایش و رفاه گروه‌های بالای جامعه کاهش می‌یابد.

جهانگرد (۱۳۸۹)، با استفاده از الگوی داده-ستانده و الگوی تقاضا به بررسی تاثیر تعدیل قیمت حامل‌های انرژی در چهار گزینه متفاوت قیمتی بر شاخص هزینه زندگی و همچنین مصرف کالا و خدمات پرداخت. نتایج مطالعه مبین آن است که در اثر افزایش قیمت بنزین و گازوئیل در تمام

گزینه‌های مورد نظر، بیشترین افزایش هزینه خانوارها مربوط به گروه خدمات حمل و نقل و ارتباطات و خوراکی‌ها و آشامیدنی‌ها است. همچنین مصرف گروه خدمات تفریح و سرگرمی و تحصیل و کالاهای متفرقه با افزایش قیمت این دو حامل، با کاهش رشد مصرف مواجه می‌شود.

رنجبر و همکاران (۱۳۹۳)، با استفاده از تقاضای تقریباً ایده‌آل، تأثیر هدفمندی یارانه‌ها را بر تغییرات معادل رفاه مصرف‌کنندگان را در قالب دو گروه کالاهای وارداتی و کالاهای تولید داخلی مورد بررسی قرار دادند. نتایج مطالعه نشان داد که طی دوره ۱۳۹۴-۱۳۸۹ پرداختی دولت در دامنه تورمی بیست الی هفتاد درصدی، کمتر از تغییرات معادل بوده و این پرداختی معادل با کاهش رفاه مصرف‌کنندگان نبوده است.

هاسمن (۱۹۸۱)^۱، تغییر در رفاه مصرف‌کنندگان بنزین ناشی از تغییر قیمت این حامل انرژی را از طریق معیار تغییرات معادل و تغییرات جبرانی مورد بررسی قرار داد. نتایج مطالعه نشان داد که تغییرات جبرانی و معیار زیان ثابت برای افزایش قیمت بنزین به ترتیب ۳/۲ و ۳۲ درصد کاهش می‌یابد.

کونراد و سچرود^۲ (۱۹۹۱)، اثرات رفاهی سیاست‌های زیست محیطی در کشور آلمان را از طریق تغییرات معادل مورد بررسی قرار دادند. در این مطالعه اثرات رفاهی در خصوص سه گروه خانوار کم درآمد، درآمد متوسط و پر درآمد روی پنج دسته کالای بی‌دوام شامل بنزین، سایر حامل‌های انرژی (به جز بنزین)، غذا، خدمات و سایر کالاها و دو دسته کالای با دوام شامل وسایل نقلیه موتوری و وسایل الکترونیکی مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت. نتایج مطالعه نشان داد که در صورت افزایش قیمت بنزین، تغییرات معادل خانوارهای پر درآمد بیشتر از سایر خانوارها خواهد بود. دودونو و همکاران (۲۰۰۴)^۳، به بررسی اثر تعرفه برق بر تغییر رفاه گروه‌های درآمدی مختلف مصرف‌کننده برق در اکراین پرداختند. برای بررسی اثر افزایش قیمت برق بر روی رفاه گروه‌های مختلف درآمدی از تغییرات جبرانی و معادل استفاده شد. نتایج مطالعه نشان داد که افزایش تعرفه برق

1. Hausman
2. Conrad & Schröder
3. Dodonov et al.

بیشترین فشار را بر گروه‌های درآمدی اول و دوم وارد می‌نماید. همچنین به علت پایین بودن سهم برق در بودجه خانوار، تغییر قیمت برق، اثر اندکی بر رفاه گروه‌های چهارم و پنجم دارد.

منظور و همکاران^۱ (۲۰۱۲)، اثرات اصلاح شیوه پرداخت یارانه را بر رفاه خانوارهای شهری و روستایی ایران مورد بررسی قرار دادند. نتایج مطالعه نشان داد که حذف یارانه انرژی رفاه خانوارهای شهری و روستایی را به ترتیب ۱۲ و ۱۳ درصد کاهش می‌دهد.

عراقی و برخوردار^۲ (۲۰۱۲)، اثرات رفاهی حذف یارانه انرژی در ایران را با استفاده از شاخص تغییرات جبرانی مورد بررسی قرار دادند. در این مطالعه حذف یارانه معادل افزایش ۱۰۰ تا ۵۰۰ درصدی قیمت انرژی در نظر گرفته شد. نتایج مطالعه نشان داد که اگر دولت ۲۰ تا ۵۰ درصد درآمد حاصل از افزایش ۱۰۰ تا ۲۰۰ درصدی قیمت انرژی را به خانوارها پرداخت نماید، موجب افزایش رفاه خانوارها می‌گردد. در مقابل اگر قیمت انرژی ۴۰۰ یا ۵۰۰ درصد افزایش یابد و دولت تنها ۲۰ تا ۳۰ درصد درآمد ناشی از حذف یارانه را به خانوارها پرداخت نماید، رفاه خانوارها کاهش می‌یابد.

بررسی مطالعات انجام شده حاکی از آن است که در رابطه با یارانه انرژی نسبت به مباحثی مثل عرضه و تقاضای انرژی، پژوهش‌های کمتری صورت گرفته است (قادری و همکاران، ۱۳۸۴).

از سوی دیگر بیشتر مطالعات انجام شده در خصوص تغییرات رفاهی حذف یارانه‌ها، صرفاً به مباحث کیفی آن پرداخته‌اند و کمتر به صورت کمی این موضوع بررسی شده است (حاضری نیری و حسینی نسب، ۱۳۹۳). از سوی دیگر در مطالعات داخلی اثر حذف یارانه انرژی و به ویژه حذف یارانه گاز طبیعی بر رفاه خانوارهای مصرف‌کننده آن کمتر مورد توجه قرار گرفته است. لذا در این مطالعه اثر حذف یارانه گاز طبیعی بر خالص رفاه خانوارها مورد بررسی قرار گرفت. داده‌های مورد استفاده این مطالعه شامل میزان مصرف گاز طبیعی، قیمت گاز طبیعی و برق، شاخص قیمت مصرف‌کننده به قیمت ثابت سال ۱۳۹۰، درآمد خانوارها، جمعیت و بعد خانوار برای دوره ۱۳۶۸-۱۳۹۲ می‌باشد.

^۱ . Manzoor et al.

^۲ . Araghi and Barkhordari

۴. مبانی نظری

تغییرات مازاد مصرف‌کننده^۱ یکی از روش‌های استاندارد اندازه‌گیری تغییرات رفاه افراد یا خانوار در اثر تغییر قیمت کالا است. مازاد مصرف‌کننده مساحت محصور بین نمودار تقاضا و بالای قیمت است و تغییرات آن نیز نشان‌دهنده تغییرات این مساحت می‌باشد. بر این اساس اگر شرط انتگرال‌پذیری برای تابع تقاضا برقرار باشد، می‌توان رفاه و تغییرات آن را از طریق مازاد مصرف‌کننده و تغییرات این شاخص اندازه‌گیری نمود (هاسمن^۲، ۱۹۸۱).

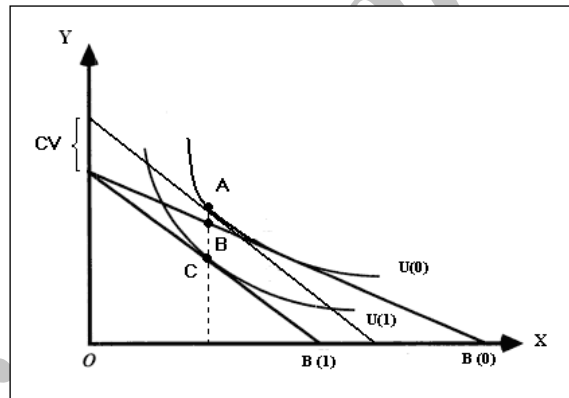
سهولت محاسبه و اندازه‌گیری مازاد مصرف‌کننده موجب استفاده فراوان از آن در مطالعات مختلف شده است. زیرا برای اندازه‌گیری آن اطلاع از تابع تقاضا و تغییرات قیمت کافی است. با این حال تغییرات مازاد مصرف‌کننده صرفاً زمانی به طور صحیح تغییرات رفاه مصرف‌کننده را نشان می‌دهد که تابع مطلوبیت همگن باشد (ساموئل‌سان، ۱۹۴۲)^۳. به عبارتی تنها در مواردی می‌توان از تغییرات مازاد مصرف‌کننده به عنوان تغییرات رفاه استفاده نمود که با فرض ثابت بودن قیمت سایر کالاها، با تغییر درآمد مصرف‌کننده، تقاضا برای تمام کالاها نیز به همان اندازه تغییر کند، که این فرض بسیار دور از ذهن است. بر این اساس مازاد مصرف‌کننده معیار مناسبی برای اندازه‌گیری رفاه مصرف‌کننده نیست (چیپمن و مور^۴، ۱۹۷۶).

اما مشکل دیگر مازاد مصرف‌کننده به عنوان معیاری برای اندازه‌گیری رفاه، زمانی رخ می‌دهد که قیمت دو یا چند کالا تغییر کند. در این صورت میزان تغییر مازاد مصرف‌کننده بسته به اینکه ابتدا قیمت کدام کالا تغییر نماید، متفاوت خواهد بود، لذا نتایج این شاخص رفاهی، یگانه نیست. در حقیقت مازاد مصرف‌کننده وابسته به مسیر^۵ تغییر قیمت است. در مقابل شاخص تغییرات جبرانی^۶ و

1. Consumer Surplus
2. Hausman
3. Samuelson
4. Chipman & Moore
5. Path Dependence
6. Compensating Variation

تغییرات معادل^۱ جهت اندازه گیری تغییرات رفاهی ناشی از تغییر قیمت چند کالا نیز قابل استفاده بوده و به مسیر تغییر قیمت نیز بستگی ندارند (باکون^۲، ۱۹۹۵).

البته مقدار تغییرات مازاد مصرف کننده بین مقدار شاخص تغییرات جبرانی و تغییرات معادل قرار دارد. مقدار شاخص تغییرات مازاد مصرف کننده در مواردی که صرفاً اثرات رفاهی تغییر قیمت یک کالا مورد نظر باشد و سهم آن کالا در هزینه خانوار کم و کشش درآمدی آن پایین باشد و همچنین تغییرات قیمت نیز اندک باشد، بسیار نزدیک به تغییرات معادل و تغییرات جبرانی است. با این حال در مواردی که کشش درآمدی کالا نسبتاً بالا و یا تغییرات قیمت زیاد باشد، این شاخص‌ها نزدیک به هم نیستند و مقدار آنها نسبتاً متفاوت خواهد بود (ویلینگ^۳، ۱۹۷۶). در شکل (۱)، شاخص تغییرات جبرانی نشان داده شده است.



شکل ۱. شاخص تغییرات جبرانی

همان‌طور که در شکل (۱) مشاهده می‌شود، در اثر افزایش قیمت خط بودجه به داخل چرخش پیدا کرده و تغییرات جبرانی که در حقیقت حداقل درآمد پولی مورد نیاز است که باید به مصرف کننده پرداخت نمود تا به همان سطح مطلوبیت قبل از تغییر قیمت باز گردد ($U(0)$)، فاصله

1. Equivalent Variation
2. Bacon
3. Willing

AC می‌باشد. در این نمودار BC نشان‌دهنده میزان درآمد حاصل از تغییر قیمت بوده که می‌تواند نصیب دولت شود و AB نیز نشان‌دهنده درآمدی است که نصیب دولت یا مصرف‌کننده نشده است و به رفاه از دست رفته معروف است. بر این اساس می‌توان تغییرات جبرانی را بر اساس تابع مخارج به صورت رابطه (۱) نشان داد.

$$CV = e(P(1), U(0)) - e(P(0), U(0)) = e(P_1, U(0)) - Y(0) \quad (1)$$

در رابطه فوق e نشان‌دهنده تابع مخارج است که در آن $P(0)$ قیمت اولیه کالا و $P(1)$ قیمت کالا پس از تغییر است. همچنین $U(0)$ و $Y(0)$ نیز به ترتیب مطلوبیت و درآمد یا بودجه خانوار قبل از تغییر قیمت است. اما همان‌طور که در رابطه (۱) مشاهده می‌شود، یکی از مشکلات اساسی برای محاسبه تغییرات جبرانی، نیاز به اطلاع از تابع مطلوبیت و مخارج است. با این حال هاسمن (۱۹۸۱)^۱ و وارتیا (۱۹۸۳)^۲، رهیافتی را برای اندازه‌گیری تغییرات جبرانی ارائه نمودند که بدون اطلاع از شکل تابع مطلوبیت و صرفاً با داشتن تابع تقاضا، قابل استفاده است.

در این روش ابتدا تابع تقاضا برآورد می‌گردد. البته در این رهیافت تابع تقاضا باید به صورتی برآورد گردد که مقدار تقاضای کالا تابعی از قیمت و درآمد مصرف‌کننده باشد. سپس با استفاده از تساوی روی^۳ تابع مطلوبیت غیرمستقیم به دست می‌آید. در ادامه معکوس تابع مطلوبیت غیرمستقیم محاسبه شده تا بتوان بر اساس قضیه دوگانگی، تابع مخارج را از تابع مطلوبیت به دست آورد و همچنین بتوان به تابع تقاضای جبرانی رسید. در نهایت با انتگرال‌گیری از تابع تقاضای جبرانی، تغییرات جبرانی محاسبه می‌شود. فرض اساسی در این روش تغییر قیمت یک کالا و ثابت بودن درآمد مصرف‌کننده است. در ادامه این فرآیند برای تابع تقاضای گاز طبیعی آورده شده است. اگر تابع تقاضا گاز طبیعی همانند رابطه (۲) باشد:

$$Q = Y^b P^a \quad (2)$$

1. Hausman
2. Vartia
3. Roy's Identity

که در آن Y : درآمد سرانه خانوار، Q : مقدار مصرف سرانه گاز طبیعی و P : قیمت واقعی گاز طبیعی باشد، بر اساس تساوی روی معادله تفاضلی به صورت رابطه (۳) بیان می‌شود.

$$dY/dP = Q(Y, P) = Y^b P^a \quad (۳)$$

که در آن Q : تابع تقاضای گاز طبیعی است که تابعی از قیمت (P) و درآمد جبرانی (Y) در نظر گرفته شده است. حال می‌توان رابطه (۳) را به صورت رابطه (۴) بازنویسی نمود و از آن انتگرال گیری کرد.

$$Y^{-b} dY = P^a dP \Rightarrow \int Y^{-b} dY = \int P^a dP \quad (۴)$$

نتیجه انتگرال گیری از رابطه (۳) به صورت رابطه (۵) خواهد بود.

$$\frac{1}{1-b} \cdot Y^{1-b} = \frac{1}{1+a} P^{1+a} + C \quad (۵)$$

که در رابطه فوق، C : جزء ثابت انتگرال است. حال با فرض $U(0) = C$ می‌توان تابع مطلوبیت غیرمستقیم (V) که بر خلاف توابع مطلوبیت، تابعی از قیمت و درآمد است را به صورت رابطه (۶) به دست آورد.

$$V(P, Y) = C = U(0) = \frac{Y^{1-b}}{1-b} - \frac{P^{1+a}}{1+a} \quad (۶)$$

در ادامه بر اساس قضیه دوگانگی، تابع مخارج از تابع مطلوبیت غیرمستقیم به دست آورده می‌شود که به صورت رابطه (۷) نشان داده شده است.

$$e(P_1, U(0)) = \left[(1-b) \left(U(0) + \frac{P^{1+a}}{1+a} \right) \right]^{\frac{1}{1-b}} \quad (۷)$$

حال می‌توان با استفاده از قضیه شفرد لهما^۱ تابع تقاضای جبرانی (H) را محاسبه نمود که به صورت رابطه (۸) نشان داده شده است.

1. Shephard's Lemma

$$H(P, U(0)) = P^a \left[(1-b) \left(U(0) + \frac{P^{1+a}}{1+a} \right) \right]^{\frac{1}{1-b}} \quad (۸)$$

همچنین از طریق انتگرال‌گیری از تابع تقاضای جبرانی، تغییرات جبرانی را به صورت رابطه (۹) به دست آورد.

$$CV = Y^{(1-b)} + \left[(K(1-b)/(1+a)) (P(1)^{(1+a)} - P(0)^{(1+a)}) \right]^{1/(1-b)} \quad (۹)$$

که در آن $P(0)$ قیمت اولیه گاز طبیعی و $P(1)$ قیمت گاز پس از تغییر است. پس از به دست آوردن تغییرات جبرانی می‌توان خالص رفاه از دست رفته را محاسبه نمود. برای این منظور ابتدا باید میزان تابع تقاضای هیکسی را به ازای سطح مطلوبیت اولیه از طریق مشتق‌گیری از تابع مخارج یعنی مشتق‌گیری از رابطه (۷)، به صورت رابطه (۱۰) به دست آورد.

$$HC(P, U(0)) = \frac{\delta e(P, U(0))}{\delta P} = P^a \left[(1-b) \left(U(0) + \frac{P^{1+a}}{1+a} \right) \right]^{\frac{b}{1-b}} \quad (۱۰)$$

که در آن HC نشان‌دهنده تابع تقاضای هیکسی است. در ادامه تابع تقاضای هیکسی را در تغییر قیمت گاز طبیعی ضرب نموده تا میزان منافع حاصل از تغییر قیمت مطابق رابطه (۱۱) به دست آید.

$$B = HC(P, U(0)) \cdot dP = P^a \left[(1-b) \left(U(0) + \frac{P^{1+a}}{1+a} \right) \right]^{\frac{b}{1-b}} dP \quad (۱۱)$$

که در آن B : نشان‌دهنده میزان منافع ناشی از تغییر قیمت است. سپس بر اساس رابطه (۶) مقدار مطلوبیت اولیه را در رابطه فوق جای‌گذاری نموده و در نهایت می‌توان مطابق رابطه (۱۲)، با کسر میزان منافع از تغییرات جبرانی، خالص رفاه از دست رفته (DWL) را محاسبه نمود.

$$DWL = CV - B \quad (۱۲)$$

۵. مدل تحقیق و روش برآورد

برای محاسبه اثر هدفمندی گاز طبیعی از طریق افزایش قیمت بر رفاه خانوارها و همچنین با توجه به اینکه داده‌های مورد استفاده در این مطالعه داده‌های سری زمانی هستند، ابتدا تابع تقاضای

گاز طبیعی با استفاده از رهیافت ARDL برآورد شد. چرا که یکی از مهمترین مزایای رهیافت ARDL که موجب برتری آن نسبت به سایر روش‌های هم‌جمعی شده است، عدم نیاز به یکسان بودن درجه هم‌جمعی متغیرها در این روش می‌باشد. همچنین در این روش می‌توان الگوهای کوتاه و بلندمدت مدل را به طور همزمان تخمین زد (نوفرستی، ۱۳۷۹) و مشکلات مربوط به حذف متغیرها و خود همبستگی را رفع نمود. بنابراین تخمین‌های روش ARDL، نااریب و کارا هستند، زیرا آنها عموماً عاری از مشکلاتی چون خودهمبستگی و درون‌زایی می‌باشند (سیدیکی^۱، ۲۰۰۰). مدل ARDL تعمیم یافته^۲ را می‌توان به صورت زیر نشان داد (پسران و شین^۳، ۱۹۹۷ و ۱۹۹۸):

$$\alpha(L, p)y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \beta_i(L, qi)x_{it} + u_t, \quad i = 1, 2, \dots, k \quad (13)$$

که در آن α_0 عرض از مبدأ، y_t متغیر وابسته و L عامل وقفه می‌باشد که به صورت رابطه (۱۴) تعریف می‌شود:

$$L^j y_t = y_{t-j} \quad (14)$$

بنابراین:

$$\alpha(L, p) = 1 - \alpha_1 L - \dots - \alpha_p L^p$$

$$\beta_i(L, q_i) = \beta_{i0} + \beta_{i1} L + \beta_{i2} L^2 + \dots + (\beta_{iq_i} L^{q_i})$$

بر این اساس، مدل پویای ARDL برای تابع تقاضای گاز طبیعی به صورت رابطه (۱۵) می‌باشد.

$$\ln Q_t = \sum_{i=1}^m \beta_i \ln Q_{t-i} + \sum_{i=1}^n \varepsilon_i \ln PG_{t-i} + \sum_{i=1}^k \gamma_i \ln Y_{t-i} + \sum_{i=1}^l \alpha_i \ln PE_{t-i} + \varepsilon_0 \ln PG_t + \gamma_0 \ln Y_t + \alpha_0 \ln PE_t + u_t \quad (15)$$

که در آن m, n, k و ۱ به ترتیب بیانگر تعداد وقفه‌های بهینه برای متغیرهای $\ln Q_t$ ، $\ln PG_t$ ، $\ln Y_t$ و $\ln PE_t$ که به ترتیب نشان‌دهنده لگاریتم مقدار مصرف سرانه گاز طبیعی، قیمت واقعی گاز طبیعی، درآمد ملی سرانه و قیمت برق می‌باشد. برای تخمین رابطه بلندمدت، می‌توان از روش دو

1. Siddiki
2. Augmented ARDL
3. Pesaran & Shin

مرحله ای استفاده نمود، که در مرحله اول، وجود ارتباط دراز مدت بین متغیرهای تحت بررسی، آزمون می‌شود. در این رابطه، اگر مجموع ضرایب برآورد شده مربوط به وقفه های متغیر وابسته، کوچکتر از یک باشد، الگوی پویا به سمت تعادل درازمدت گرایش می‌یابد. لذا، برای آزمون همگرایی لازم است آزمون فرضیه زیر انجام گیرد (نوفرستی، ۱۳۷۸):

$$H_0: \sum_{i=1}^p \alpha_i - 1 \geq 0$$

$$H_1: \sum_{i=1}^p \alpha_i - 1 < 0$$

کمیت آماره t مورد نیاز برای انجام آزمون فوق به صورت رابطه (۱۶) محاسبه می‌گردد.

$$t = \frac{\sum_{i=1}^p \hat{\alpha}_i - 1}{\sum_{i=1}^p S \hat{\alpha}_i} \quad (16)$$

با مقایسه آماره t محاسباتی و کمیت بحرانی ارائه شده از سوی بنرجی، دولادو و مستر^۱ در سطح اطمینان مورد نظر، می‌توان به وجود یا عدم وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگو پی‌برد. اگر وجود رابطه پایدار بلندمدت بین متغیرهای مدل اثبات شد، در مرحله دوم، تخمین و تحلیل ضرایب دراز مدت و استنتاج در مورد ارزش آنها صورت می‌گیرد. در بلندمدت روابط زیر بین متغیرهای حاضر در مدل صادق است:

$$\begin{aligned} Q_t = Q_{t-1} = \dots = Q_{t-m}, & \quad PE_t = PE_{t-1} = \dots = PE_{t-n} \\ PG_t = PG_{t-1} = \dots = PG_{t-n}, & \quad Y_t = Y_{t-1} = \dots = Y_{t-k} \end{aligned} \quad (16)$$

لذا، رابطه بلندمدت تقاضای گاز را می‌توان به صورت رابطه (۱۷) بیان نمود.

$$\ln Q_t = \alpha_1 \ln PG_t + \alpha_2 \ln Y_t + \alpha_1 \ln PE_t + u_{2t} \quad (17)$$

1. Banerjee, Dolado & Mester

وجود همگرایی بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی مبنای استفاده از مدل‌های تصحیح خطا را فراهم می‌کند. الگوی تصحیح خطا در واقع نوسان‌های کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر درازمدت آنها ارتباط می‌دهد (نوفرستی، ۱۳۷۸). معادله تصحیح خطای مدل ARDL را می‌توان به صورت رابطه (۱۸) نوشت.

$$\Delta \ln Q_t = \sum_{i=1}^m \hat{\beta}_i \Delta \ln Q_{t-i} + \sum_{i=1}^n \hat{\varepsilon}_i \Delta \ln PG_{t-i} + \sum_{i=1}^k \hat{\gamma}_i \Delta \ln Y_{t-i} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta \ln PE_{t-i} + \theta ECT_{t-1} + u_{3t} \quad (18)$$

که جزء تصحیح خطا (ECT_{t-1}) به صورت رابطه (۱۹) می‌باشد.

$$ECT_t = \ln Q_t - \hat{\varepsilon}_1 \ln PG_t - \hat{\gamma}_1 \ln Y_t - \hat{\alpha}_1 \ln PE_t \quad (19)$$

در رابطه (۱۹)، Δ عملگر اولین تفاضل بوده و $\hat{\varepsilon}_i$ ، $\hat{\gamma}_i$ و $\hat{\alpha}_i$ ضرایب برآورد شده از معادله (۱۵) می‌باشند. θ نیز ضریب جزء تصحیح خطا می‌باشد که سرعت تعدیل را اندازه‌گیری می‌کند.

به منظور بررسی حذف یارانه گاز طبیعی بر خالص رفاه خانوارهای شهری و روستایی طی سال‌های اخیر، اثرات رفاهی افزایش قیمت گاز طبیعی بر تغییرات جبرانی و خالص رفاه از دست رفته خانوارها مورد بررسی قرار گرفت. برای این منظور از داده‌های دوره ۱۳۶۸-۱۳۹۲ استفاده شد. داده‌های مورد استفاده از منابع مختلف از جمله ترازنامه انرژی، مرکز آمار ایران و بانک مرکزی جمع‌آوری شدند.

۶. نتایج تجربی

بکارگیری روش‌های سنتی در اقتصادسنجی، مبتنی بر فرض ایستایی متغیرها می‌باشد. بنابراین ضروری است تا نسبت به ایستایی یا نایستایی متغیرها، اطمینان حاصل گردد. برای این منظور از دو آزمون ریشه واحد دیکی فولر و دیکی فولر تعمیم یافته در قالب روش گام به گام استفاده شد (صدیقی و همکاران، ۲۰۰۰)^۱، که نتایج آن در جدول (۲) آورده شده است.

1. Seddighi et al.

جدول ۲. نتایج آزمون ایستایی متغیرها

نام متغیر	وقفه بهینه	درجه ایستایی
LnQ	۰	I(1)
LnPG	۲	I(0)
LnY	۰	I(0)
LnPE	۱	I(1)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج حاصل از برآورد پویای مدل ARDL از طریق ضابطه شوارتز-بیزین و با حداکثر تعداد وقفه برابر با ۳، در جدول (۳) آورده شده است.

جدول ۳. نتایج حاصل از برآورد مدل پویا تقاضای گاز طبیعی ARDL (1,2,0,0)

نام متغیر	توضیح	ضریب	خطای معیار
LnQ (-1)	لگاریتم مقدار مصرف سرانه گاز طبیعی با یک وقفه	۰/۴۰۴***	۰/۱۴۹
LnPG	لگاریتم قیمت گاز طبیعی	-۰/۰۶۱*	۰/۰۳۳
LnPG(-1)	لگاریتم قیمت گاز طبیعی با یک وقفه	-۰/۰۴۲	۰/۰۴۱
LnPG(-2)	لگاریتم قیمت گاز طبیعی با دو وقفه	-۰/۰۸۴**	۰/۰۳۶
LnY	لگاریتم درآمد سرانه خانوار	۰/۱۳۹***	۰/۰۴۵
LnPE	لگاریتم قیمت برق	۰/۱۶۸*	۰/۰۹۹
C	عرض از مبدأ	۰/۷۰۹**	۰/۲۶۳
آزمون هم‌جمع‌ی پسران و شین		F=۳۵۹/۶***	R ² =۰/۹۹
آزمون هم‌جمع‌ی پسران و شین		F=۱۳/۷۹***	

* و ** و *** به ترتیب نمایانگر معنی‌دار بودن در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد است.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

با استفاده از ضرایب مدل پویای ARDL، که در جدول (۳) آورده شده است، وجود ارتباط درازمدت بین متغیرها بر اساس آماره محاسباتی رابطه (۱۶)، آزمون شد. لذا، با مقایسه مقدار محاسباتی (۴/۰-) و کمیت بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولاو و مستر در سطح ۹۵ درصد (۳/۹۱-)، فرضیه صفر در مدل رد می‌شود و یک رابطه تعادلی دراز مدت بین متغیرهای الگو وجود

دارد. نتایج آماره آزمون هم‌جمعی پسران و شین (۱۳/۷۹) نیز تأییدکننده وجود رابطه درازمدت میان متغیرهای مورد بررسی است، که نتایج آن در جدول (۴) آورده شده است.

جدول ۴. نتایج حاصل از برآورد رابطه بلند مدت تقاضای گاز طبیعی ARDL (1,2,0,0)

نام متغیر	توضیحات	ضریب	خطای معیار
LnPG	لگاریتم قیمت گاز طبیعی	-۰/۳۱۴***	۰/۰۶۱
LnY	لگاریتم درآمد سرانه خانوار	۰/۲۳۴***	۰/۰۷۱
LnPE	لگاریتم قیمت برق	۰/۲۸۲**	۰/۱۱۴
C	عرض از مبدأ	۱/۱۸۹**	۰/۳۰۶

* و ** و *** به ترتیب نمایانگر معنی‌دار بودن در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد است.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

بر اساس نتایج جدول (۴)، قیمت واقعی گاز اثر منفی و معنی‌داری بر مصرف گاز طبیعی دارد که با تئوری و قانون تقاضا همخوانی دارد. همچنین با توجه به شکل تابع تقاضا، ضریب به دست آمده (-۰/۳۱۴) نشان‌دهنده کشش است، لذا ۱۰ درصد افزایش در قیمت گاز طبیعی، مقدار مصرف گاز را صرفاً سه درصد کاهش می‌دهد و به عبارتی این کالا کم‌کشش است.

همچنین یک رابطه مثبت و معنی‌دار بین مقدار مصرف گاز طبیعی و درآمد سرانه خانوار وجود دارد و لذا گاز طبیعی یک کالای عادی^۱ است. با توجه به ضریب به دست آمده (+۰/۲۳۴)، ۱۰ درصد افزایش در درآمد سرانه خانوار، مصرف گاز طبیعی را ۲/۳۴ درصد افزایش می‌دهد، لذا گاز طبیعی کالایی عادی و ضروری است. همچنین قیمت برق به عنوان قیمت حامل انرژی جانشین گاز طبیعی در مدل تقاضا وارد شد، که ضریب آن مثبت و معنی‌دار (+۰/۲۸۲) می‌باشد.

بر این اساس ۱۰ درصد افزایش در قیمت برق منجر به افزایش تقاضای گاز طبیعی در حدود ۲/۸۲ درصد می‌گردد. در نرم‌افزارهای مختلف این امکان وجود دارد که وقتی الگوی تعادلی

1. Normal

درازمدت مرتبط با الگوی ARDL استخراج شد، الگوی تصحیح خطای مرتبط با آن نیز ارایه گردد (نوفرستی، ۱۳۷۸). به منظور بررسی روابط کوتاه‌مدت تابع تقاضای گاز طبیعی، از مدل تصحیح خطا استفاده شد که نتایج آن در جدول (۵) آورده شده است.

جدول ۵. نتایج حاصل از برآورد مدل تصحیح خطای تقاضای گاز طبیعی

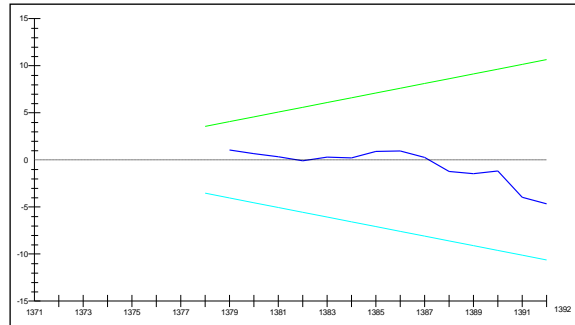
نام متغیر	توضیحات	ضریب	خطای معیار
dLnPG	تفاضل مرتبه اول لگاریتم قیمت واقعی گاز طبیعی	-۰/۰۶۱*	۰/۰۳۳
dLnP(-1)	تفاضل مرتبه اول لگاریتم قیمت واقعی گاز طبیعی با یک وقفه	۰/۰۸۴**	۰/۰۳۵
dLnY	تفاضل مرتبه اول لگاریتم درآمد سرانه	۰/۱۳۹***	۰/۰۴۵
dLnPE	تفاضل مرتبه اول لگاریتم قیمت واقعی برق	۰/۱۶۸*	۰/۰۹۹
Ect(-1)	جزء تصحیح خطا	-۰/۵۹۶***	۰/۱۴۸

* و ** و *** به ترتیب نمایانگر معنی‌دار بودن در سطح ۱۰، ۵، و ۱ درصد است.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

همانگونه که نتایج جدول (۵) نشان می‌دهد، ضریب مربوط به درآمد سرانه خانوار در کوتاه‌مدت از لحاظ آماری معنی‌دار و برابر با ۰/۱۳۹ است. بر این اساس اگر درآمد واقعی خانوار ۱۰ درصد افزایش یابد، مقدار مصرف گاز طبیعی در کوتاه‌مدت ۱ درصد افزایش خواهد یافت. همچنین ضریب مربوط به قیمت گاز طبیعی در کوتاه‌مدت از لحاظ آماری معنی‌دار و برابر با -۰/۰۶۱ بوده و با افزایش ۱۰ درصدی قیمت گاز طبیعی، مصرف این حامل انرژی در کوتاه‌مدت ۰/۶ درصد افزایش خواهد یافت. همچنین نتایج نشان داد که، ضریب جمله تصحیح خطا، معنی‌دار و علامت آن مورد انتظار (منفی) است. مقدار این ضریب برابر با -۰/۵۹۶ بوده که نشان می‌دهد که در حدود ۶۰ درصد انحرافات (عدم تعادل) مقدار مصرف گاز طبیعی، از مقادیر درازمدت خود، پس از گذشت یک دوره یکساله از بین می‌رود. لذا، سرعت تعدیل در مدل منتخب نسبتاً بالا و مطلوب است و در صورت خروج از تعادل بلندمدت، پس از گذشت کمتر از دو دوره (دو سال) مدل مجدداً به تعادل بلندمدت باز می‌گردد.

پایداری ضرایب برآورد شده مدل نیز توسط آزمون CUSUM بررسی شد. نتایج این آزمون، که در نمودار (۲) آورده شده است، نشان داد که ضرایب مدل برآورد شده طی دوره مورد بررسی، پایدارند.



نمودار ۲. آزمون پایداری ضرایب^۱ (cusum)

پس از محاسبه کشش‌های قیمتی و درآمدی می‌توان تغییرات جبرانی را بر اساس رابطه (۹) به دست آورد. با توجه به اطلاعات جدول (۱)، متوسط قیمت گاز طبیعی از ۱۳۲ ریال در سال ۱۳۸۸ به ۱۷۹۴ ریال برای هر متر مکعب در سال ۱۳۹۴ افزایش یافته است. همچنین فرض می‌شود درآمد سرانه خانوار برابر با متوسط هزینه سرانه خانوار طی دوره ۱۳۸۹-۱۳۹۴ بوده است. نتایج تغییرات جبرانی در جدول (۶) آورده شده است.

جدول ۶: نتایج تغییرات جبرانی ناشی از تغییر قیمت گاز طبیعی

کشش درآمدی	کشش قیمتی اولیه	قیمت ثانویه	درآمد سرانه	تغییرات جبرانی	درصد تغییرات جبرانی
۰/۲۳۴	-۰/۳۱۴	۱۳۲	۳۲۸۷۶۰۰۰	۵۰/۱۴۳	۰/۱۵

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۱. خطوط مایل بیانگر معنی دار بودن در سطح ۵ درصد می‌باشد.

نتایج جدول (۶) حاکی از آن است که با فرض ثابت بودن قیمت سایر کالاها و درآمد خانوار، افزایش قیمت گاز طبیعی بدلیل حذف یارانه‌ها را می‌توان با پرداخت مبلغ ۵۰۱۴۳ ریال (۱۱ درصد از یارانه پرداختی) به هر نفر جبران کرد. به عبارت دیگر اگر دولت به هر نفر مبلغ ۵۰۱۴۳ ریال پرداخت نماید، سطح مطلوبیت افراد پس از اجرای قانون هدفمندی یارانه‌ها با دوره قبل از اجرای این قانون، برابر خواهد ماند. در ادامه میزان منافع حاصل از تغییر قیمت و همچنین خالص رفاه از دست رفته خانوار نیز محاسبه شد، که نتایج آن در جدول (۷) آورده شده است.

جدول ۷. نتایج خالص رفاه از دست رفته ناشی از تغییر قیمت گاز طبیعی

تغییرات جبرانی	منافع حاصل از تغییر قیمت	خالص رفاه از دست رفته	درصد خالص رفاه از دست رفته به تغییرات جبرانی
۵۰۱۴۳	۵۵۶۹	۴۴۵۷۴	۰/۸۹

مأخذ: یافته‌های تحقیق

همان‌طور که از جدول (۷) مشاهده می‌شود، افزایش قیمت گاز طبیعی، درآمدی معادل ۵۵۶۹ ریال را نصیب دولت می‌نماید. با این حال خالص رفاه از دست رفته خانوار برابر با ۴۴۵۷۴ ریال است که دولت باید برای جبران، آن را از منابعی دیگری به جز افزایش قیمت گاز تأمین نماید. بر این اساس می‌توان گفت افزایش قیمت گاز طبیعی صرفاً ۱۱ درصد از تغییرات جبرانی را تأمین می‌نماید و برای جبران تغییر قیمت و ثابت ماندن سطح مطلوبیت مصرف‌کننده می‌بایست ۸۹ درصد دیگر تغییرات جبرانی را از طریق دیگر تأمین نمود. بر این اساس می‌توان گفت به منظور ثابت ماندن سطح رفاه خانوار، تنها بخشی از درآمد جبرانی را می‌توان از طریق افزایش قیمت تأمین نمود و سهم عمده‌ای از درآمد جبرانی را باید دولت از منابع درآمدی دیگر تأمین نماید.

۷. نتیجه‌گیری و پیشنهادات

هدف اصلی این مطالعه، بررسی حذف یارانه گاز طبیعی بر خالص رفاه خانوارهای شهری در ایران می‌باشد. برای این منظور اثرات رفاهی حذف یارانه‌ها پس از اجرای قانون هدفمندی یارانه‌ها بر تغییرات جبرانی و خالص رفاه از دست رفته خانوارها مورد بررسی قرار گرفت. داده‌های مورد استفاده این مطالعه

شامل میزان مصرف گاز طبیعی، قیمت گاز طبیعی، شاخص قیمت مصرف کننده به قیمت ثابت سال ۱۳۹۰، درآمد خانوارها، جمعیت و بعد خانوار برای دوره ۱۳۹۲-۱۳۶۸ می باشد. داده‌های مورد استفاده از منابع مختلف از جمله ترازنامه انرژی، مرکز آمار ایران و بانک مرکزی جمع آوری شد.

نتایج مطالعه نشان داد که با پرداخت مبلغ ۵۰۱۴۳ ریال به هر نفر می توان اثر افزایش قیمت گاز طبیعی به دلیل حذف یارانه‌ها را جبران کرد. همچنین خالص رفاه از دست رفته خانوار معادل ۴۴۵۷۴ ریال است. با این حال تنها ۱۱ درصد از تغییرات جبرانی برای دولت از طریق افزایش قیمت قابل تأمین است و ۸۹ درصد دیگر رفاه از دست رفته خانوار است که برای جبران آن باید از منابع دیگر درآمدی دولت استفاده نمود. بر این اساس می توان پیشنهادهایی به شرح زیر ارائه نمود:

- با توجه به اینکه تنها ۱۱ درصد از تغییرات جبرانی خانوارها از طریق افزایش قیمت قابل تأمین است، دولت می‌بایست جهت پرداخت ۸۹ درصد رفاه از دست رفته منابع درآمدی مستقلی را مهیا نماید. در این میان عدم پرداخت یارانه نقدی به دهک‌های بالای درآمدی، از جمله راهکارهای پیشنهادی است.

- پیشنهاد می‌شود در مطالعه‌ای مجزا، اثر تغییر قیمت گاز طبیعی بر رفاه گروه‌های مختلف درآمدی مورد بررسی قرار گیرد.

- با توجه به اینکه در این مطالعه صرفاً اثر حذف قیمت گاز طبیعی مورد بررسی قرار گرفته و فرض شده قیمت سایر کالاها ثابت است، پیشنهاد می‌شود در مطالعه‌ای جداگانه اثر حذف یارانه تمام کالاها مورد بررسی قرار گیرد.

منابع

- جبل‌عاملی، فرخنده و یزدان‌گودرزی‌فراهانی (۱۳۹۴)، "تأثیر اصلاح یارانه بر مصرف حامل انرژی در ایران: مطالعه موردی مصرف بنزین، نفت و گازوئیل"، فصلنامه مجلس و راهبرد، سال ۲۱، شماره ۸۱، صص ۸۹-۶۹.
- جهانگرد، اسفندیار (۱۳۸۹)، "تحلیل و ارزیابی تعدیل قیمت بنزین و گازوئیل و تاثیر آن بر هزینه زندگی و مصرف در ایران"، فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی، شماره ۲۴، صص ۳۷-۱.
- حاضری نیری، هاتق و سید ابراهیم حسینی‌نسب (۱۳۹۳)، "تحلیل تعادل عمومی محاسبه‌پذیر اثرات رفاهی اصلاح یارانه حامل‌های انرژی: شاخص تغییرات معادل هیکس"، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، دوره ۱۴، شماره ۲، صص ۴۰-۱۲.
- رحیمی، عباس و عباس کلانتری (۱۳۷۱)، تحلیل و بررسی اقتصادی: سوبسید (چاپ اول)، موسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی، وزارت بازرگانی، تهران.
- رنجبر، همایون؛ فطرس، محمدحسن و مه‌ری کبیریان (۱۳۹۳)، "تأثیر هدفمندی یارانه‌ها بر تغییرات معادل رفاه مصرف‌کننده در ایران"، فصلنامه مطالعات کاربردی اقتصاد ایران، شماره ۹، صص ۱۴۹-۱۳۳.
- فرزین، محمدرضا؛ حسینی، سید شمس‌الدین و علی موحد نژاد (۱۳۹۱)، مبانی طرح تحولات اقتصادی، با تأکید بر هدفمند کردن یارانه‌ها (چاپ اول)، وزارت امور اقتصادی و دارایی، معاونت امور اقتصادی، ۲۸۸ صفحه.
- قادری، سید فرید؛ رزمی، جعفر و عسکر صدیقی (۱۳۸۴)، "بررسی تأثیر پرداخت یارانه مستقیم انرژی بر شاخص‌های کلان اقتصادی با نگرش سیستمی"، نشریه دانشکده فنی، شماره ۳۹، صص ۵۳۷-۵۲۷.
- قادری، جعفر و سارا استدلال (۱۳۸۸)، "بررسی تأثیر افزایش قیمت انرژی برق بر خالص رفاه گروه‌های مختلف درآمدی در ایران (۱۳۸۳-۱۳۴۶)"، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، سال نهم، صص ۱۲۰-۱۰۱.
- مجلس شورای اسلامی (۱۳۸۹)، قانون هدفمند کردن یارانه‌ها. انتشارات مجلس شورای اسلامی.

مصلى نژاد، عباس و محمد رضا یزدانی زارزانی (۱۳۹۲)، "ارزیابی پسینی اجرای فاز نخست اجرای قانون هدفمند کردن یارانه‌ها از منظر نتیجه بخشی (از زمان اجرا تا پایان سال ۱۳۹۱)"، *مجله مطالعات توسعه اجتماعی ایران*، شماره ۶، صص ۳۰-۷.

نجیبی، اسحاق (۱۳۸۳)، "اندازه‌گیری خالص رفاه مصرف‌کننده ناشی از افزایش قیمت بنزین"، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه شهید بهشتی.

نوفروستی، محمد (۱۳۷۸)، "ریشه واحد و هم‌جمعی در اقتصادسنجی"، تهران، مؤسسه خدمات فرهنگی رسا، چاپ اول، تهران.

وزارت نیرو (۱۳۸۷)، "ترازنامه انرژی"، دفتر برنامه‌ریزی کلان برق و انرژی.

_____ (۱۳۸۸)، "ترازنامه انرژی"، دفتر برنامه‌ریزی کلان برق و انرژی.

_____ (۱۳۸۹)، "ترازنامه انرژی"، دفتر برنامه‌ریزی کلان برق و انرژی.

_____ (۱۳۹۰)، "ترازنامه انرژی"، دفتر برنامه‌ریزی کلان برق و انرژی.

_____ (۱۳۹۱)، "ترازنامه انرژی"، دفتر برنامه‌ریزی کلان برق و انرژی.

_____ (۱۳۹۲)، "ترازنامه انرژی"، دفتر برنامه‌ریزی کلان برق و انرژی.

_____ (۱۳۹۳)، "ترازنامه انرژی"، دفتر برنامه‌ریزی کلان برق و انرژی.

Araghi, M. K. and Barkhordari, S. (2012), "An Evaluation of the Welfare Effects of Reducing Energy Subsidies in Iran", *Energy Policy*, Vol. 47, pp.398-404.

Bacon, R. (1995), "Measurement of Welfare Changes Caused by Large Price Shifts", *Word Bank Discussion Paper*, No. 273.

Chipman, J. and J. C. Moore (1976), *The Scope of Consumer Surplus Argument*, In A.M. Tang, F.M. Westfield, and J.A. Worely, eds.

Conrad, K. and M. Schröder (1991), "Demand for Durable and Nondurable Goods, Environmental Policy and Consumer Welfare", *Journal of Applied Econometrics*, Vol.3, pp.271-286.

Dodonov, B., P. Optiz and W. Pfaffenberger (2004), "How Much Do Electricity Tariff in Ukraine Hurt the Poor?", *Energy Policy*, Vol. 32, pp. 855-863.

Hausman, J.A. (1981), "Exact Consumer's Surplus and Deadweight Loss", *The American Economic Review*, Vol. 71, pp. 662-676.

Lin, B. and Z. Jiang (2010), "Estimates of Energy Subsidies in China and Impact of Energy Subsidy Reform", *Energy Policy*, Vol. 33, PP. 273-283.

Manzoor, D., Shahmoradi, A. and I. Haqiqi (2012), "An Analysis of Energy Price Reform: a CGE Approach", *OPEC Energy Review*, Vol. 36, pp. 35-54.

Pesaran, H. M. and B. Pesaran (1997), *Working with Microfit 4.0: An Introduction to Econometrics*, Oxford University Press, Oxford.

Pesaran, H.M. and Y. shin (1998), *An Autoregressive Distributed Lag Modeling Approach to Cointegration Analysis*, in (Ed) S. storm. *The Econometrics and Economic Theory in the 20th Century*, Chapter II. Cambridge: Cambridge University Press.

Samuelson, P. (1942), *Constancy of Marginal Utility of Income*, In O. Lange, F. McIntyre and T.O. Yntema, eds., *Studies in Mathematical Economics and Econometrics*, Chicago, University of Chicago press.

Seddighi, H. R, Law ler, K.A. and A.V. Katos (2000), *Econometrics: A Practical Approach*, Sunderland Business School, UK.

Siddiki, J. U. (2000), "Demand for Money in Bangladesh: A Cointegration Analysis", *Applied Economics*, Vol. 32. pp.1977-1984.

Vartia, Y. (1983), "Efficient Methods of Measuring Welfare Change and Compensated Income in Term of Ordinary Demand Function", *Econometrica*, Vol. 51, pp.79-98.

Willing, R. D. (1976), "Consumer Surplus Without Apology", *American Economic Review*, Vol. 66, pp. 589:597.

Archive of SID