نشریه علمی (فصلنامه) پژوهش‌های اقتصاد صنعتی
سال سوم، شماره ۹، پاییز ۱۳۹۸ (۳۸ ـ ۱۹)

Quarterly Journal of Industrial Economics Researches
Vol. 3, No. 9, Autumn 2019

ارزیابی تاثیر تنظیم قیمتی بازار انرژی بر میزان تقاضای انرژی: رویکرد رگرسیون کوانتایل

[۱] فرناز فروتن، [۲] جمشید پژویان*، [۳] فرهاد غفاری

۱. دانشجویدکتری اقتصاد، واحد علوم تحقیقات تهران، دانشگاه آزاد اسلامی ، تهران، ایران.
۲. استاد گروه اقتصاد، واحد علوم تحقیقات تهران، دانشگاه آزاد اسلامی ،تهران، ایران.
۳. دانشیار گروه اقتصاد، واحد علوم تحقیقات تهران ، دانشگاه آزاد اسلامی ، تهران، ایران.

دریافت: ۱۳۹۹/۴/۸ پذیرش: ۱۳۹۹/۵/۱۲

The Evaluation of the Impact of Price Regulation on Energy Demand: Quantile Regression Approach

[1] Farnaz Forootan, [2] Jamshid Pajouyan*, [3] Farhad Ghaffari

1. PhD student of Economics, Science and researches branch, Islamic Azad university of Iran
2. Professor of Economics, Science and researches branch, Islamic Azad university of Iran
3. Associate Professor of Economics, Science and researches branch, Islamic Azad university of Iran

Received: 2020/06/28 Accepted: 2020/08/02

چکیده

ایـن مقالـه اثـرات تنظیـم قیمـت انـرژی خانگـی و سـوخت حمـل و نقـل را بـر تقاضـای خانوارهـا در ده کوانتایـل مجـزا طـی سـال‌های ۸۳-۹۶ از طریـق رگرسـیون کوانتایـل بررسـی می‌کنـد. نتایـج حاکـی از آن اسـت کـه، علامـت کشـش‌های قیمتـی خـودی بـر اسـاس انتظـار نظـری مـورد تأییـد می‌باشـند. دو گـروه مذکـور در تمامـی کوانتایـل هـای مصرفـی، جانشـین هیکـس آلـن می‌باشـند و در صورتـی کـه قیمـت یکـی از ایـن دو گـروه افزایـش یابـد و نیـز اگـر ایـن افزایـش قیمـت بـا جبـران مصـرف کننـده همـراه شـود، انتظـار مـی رود کـه تقاضـا بـرای گـروه دیگـر کالایـی افزایـش یابـد. بـه عـلاوه دو گـروه کالایـی انـرژی خانگـی و سـوخت‌های حمـل و نقـل بـرای همـه کوانتایل‌هـای مصرفـی بـه صـورت کالای لوکـس ظاهـر شـده‌اند. همچنیـن بیشـترین درصـد کاهـش مصـرف در اثـر افزایـش یـک درصـدی قیمـت سـوخت پـس از جبـران مصرف‌کننـده، مربـوط بـه کوانتایـل ۱ یعنـی کـم مصرف‌تریـن خانوارهـا بـوده و کمتریـن آن مربـوط بـه کوانتایـل ۸ یعنـی کوانتایـل پرمصـرف می‌باشـد. لیکـن کمتریـن درصـد کاهـش مصـرف انـرژی خانگـی در اثـر افزایـش یـک درصـدی قیمـت آن پـس از جبـران مصرف‌کننـده، در کوانتایـل کـم مصـرف ۲ و بیشـترین آن در کوانتایـل پرمصـرف ۷ اتفـاق افتـاده اسـت.

واژه‌های کلیدی: رگرسیون کوانتایل، تنظیم قیمت، کشش قیمتی، انرژی

طبقه بندی Jel L6, D12, C13, Q41

Abstract

This paper evaluates the effects of price regulation of housing energy and transport fuels on houshold demand in 10 separate quantiles by quantile regression approach. According to the results, the sign of the own price elasticity is theoretically expected. These two categories of goods are the Hicks-Allen Substitutes and if the consumer is compensated, it is expected that increasing the price of one group of goods increases the demand for another group of goods. Meanwhile these 2 groups of energy have appeared as a luxury good in all quantiles. Also The highest percentage of consumption reduction due to a 1 percent increase in fuel price is in quantile 1 that is the households in the lowest consumption quintile and the least one is for quantile 8 that is the high consumption quantile . But the least percentage of consumption reduction of housing energy after compensation is in low consumption quantile 2 and the most one is for high consumption quantile 7.

Keywords: Quantile Regression, Price Control, Price Elasticitiy, Energy
JEL Classifications: L6, D12, C13, Q41

نویسنده مسئول: جمشید پژویان

*Corresponding Author: Jamshid Pajouyan
Email: forootan.1361@yahoo.com

۱. مقدمه

انرژی از یک سو یکی ازعوامل مهم توسعه اقتصادی و بهبود کیفیت زندگی به شمار می‌رود و از طرف دیگر مصرف بی‌رویه و ناکارای آن منجر به مشکلات زیست محیطی خواهد شد. مطابق آمار حاصله از ترازنامه انرژی ایران سال ۹۶، ضریب انرژی که نسبت متوسط نرخ رشد سالانه مصرف نهایی انرژی به تولید ناخالص داخلی هر کشور را نشان می‌دهد، در فاصله سال‌های ۲۰۰۶-۲۰۱۶ برای کشور ایران رقم ۰/۹۹ می‌باشد که نسبت به کشورهای OECD [1] که ۰/۱۵- است، رقم نسبتاً بزرگی می‌باشد. در واقع کشورهای توسعه یافته در دهه‌های اخیر، تلاش نموده‌اند که از طرق مختلف مانند اعمال مالیات سبز و یا افزایش قیمت انرژی، مصرف انرژی‌های آلاینده را کنترل نمایند. عرضه انرژی در ایران از مصادیق انحصار طبیعی [2] می باشد و دولت همواره در خصوص عرضه آن در قیمت مناسب دخالت داشته است تا بتواند تأمین انرژی و امنیت آن را برای مصرف‌کنندگان تمامی بخش‌ها، تضمین نماید. مسأله مهمی که در اجرای سیاست‌های مذکور وجود دارد، تأثیر کنترل قیمت انرژی در بخش خانگی و تقاضای خانوارها با دارا بودن سطوح مختلف مصرف انرژی می‌باشد. چنان‌چه داده های مربوط به میانگین سالیانه مصرف انرژی خانوارها به تفکیک ده کوانتایل درآمدی نشان دهنده افزایش مصرف انرژی در کوانتایل های بالای درآمدی جامعه می باشد که این تفاوت به دلایلی از قبیل عدم همسان بودن خانه مسکونی و نوع وسیله نقلیه مورد استفاده خانوارها نیز، در کوانتایل های مختلف درآمدی شدت می‌گیرد. به ویژه با بررسی سهم مخارج خانوارها روی گروه کالایی انرژی خانگی، مشخص شده است که خانوارهای فقیرتر نسبت به خانوارهای ثروتمندتر، سهم بیشتری از مخارجشان را روی انرژی‌های خانگی خرج می‌کنند (پژویان و همکاران، ۱۳۹۹: ۳۹). لذا کنترل و افزایش قیمت به طور یکسان برای همه گروه-های درآمدی و مصرفی جامعه، می‌تواند اثرات کاهش رفاه و افزایش فقر را برای قشر آسیب‌پذیر و کم‌درآمد، بیشتر نمایان کند. در واقع گروه‌های کم درآمد که بالطبع مصرف کمتری نیز از انرژی دارند، نسبت به افراد پردرآمد و پرمصرف‌تر، هزینه بیشتری را نسبت به کل درآمدشان، بابت انرژی پرداخت خواهند نمود. با توجه به اهمیت این موضوع که کنترل قیمت انرژی باید با توجه به اثرات ناهمسانی خانوارها در مصرف انرژی انجام شود، می‌توان با تفاوت قائل شدن بین توزیع شرطی مصرف انرژی و میانگین آن، سیاست‌های تنظیم قیمت انرژی را با توجه به اثرات رفاهی آن روی خانوارها انجام داد.

این مفهوم روش رگرسیون‌های کوانتایل [3] را معرفی می‌نماید که به ما کمک می‌کند اثرات تغییر قیمت بر مصرف انرژی را در طول توزیع آن بررسی کنیم. با استفاده از رگرسیون کوانتایل و برآورد یک خانواده از توابع کوانتایل شرطی، شکل‌های کامل‌تری از اثر تغییر قیمت در تمام قسمت‌های توزیع به دست می‌آید. در واقع امکان بررسی اثر تغییر قیمت نه تنها در مرکز ثقل داده ها بلکه در تمام قسمت‌های توزیع به ویژه در دنباله های ابتدایی و انتهایی فراهم می‌گردد، بدون این‌که با محدودیت مفروضات رگرسیون معمولی از قبیل واریانس ناهمسانی و حضور تأثیرگذار داده های دورافتاده در برآورد ضرایب روبرو باشیم (بیگانه و همکاران، ۱۳۹۲: ۳۴).

از این‌رو این مقاله اثرات تنظیم قیمت دو گروه از انرژی‌های مورد مصرف خانوارها را در ده کوانتایل مجزا مورد بررسی قرار می‌دهد. داده‌های بودجه خانوار طی سال‌های ۱۳۹۶-۱۳۸۳ به‌صورت کوانتایل‌های درآمدی می‌باشد. به منظور ارزیابی اثر تغییرات قیمت انرژی‌های مصرفی خانوار و بررسی پاسخ‌های رفتاری خانوارها به تغییرات قیمتی، کشش‌های قیمتی جبرانی و غیر جبرانی کالاهای مربوطه در ده کوانتایل برآورد می‌گردد. ضمن این‌که محاسبه کشش‌های درآمدی کالاهای مذکور به ما نشان می‌دهد که هر گروه کالایی در هر کوانتایل، به چه شکلی از لحاظ لوکس، ضروری و نرمال بودن، ظاهر می‌شود. برای این

1. Organisation for Economic Co-operation and Development
2. Natural Monopoly
3. Quantile Regression

منظور توابع تقاضا برای دو گروه کالایی شامل انرژی مصرفی در بخش خانگی و حمل و نقل برآورد می‌گردد.

۲. پیشینه تحقیق

پیشینه تحقیق شامل مطالعاتی است که روش رگرسیون کوانتایل را برای برآورد اثرات متغیر مستقل بر متغیر وابسته به خصوص در توابع تقاضا استفاده نموده‌اند.

هندریکس و کونکر[1] (۱۹۹۲) تقاضای الکتریسته خانوارها در شیکاگو را برای آزمون مدل‌های ناپارامتریک برای کوانتایل‌های شرطی بررسی نمودند. با استفاده از متغیرهای توضیحی جذابیت‌های سکونتی و جغرافیایی و مالکیت کالاهای بادوام الکتریکی، آن‌ها دریافتند، کوانتایل‌های پایین تقاضا، تغییرات اندکی را در میان خانوارها نشان می‌دهد، در حالی‌که کوانتایل های بالایی به طور معنی داری تحت تأثیر ویژگی‌های خانوار و لوازم تحت مالکیت، تغییر می‌کند.

ریکرتسن و گوستاوسن[2] (۲۰۰۶)، اثرات حذف مالیات بر ارزش افزوده بر سبزیجات و حمایت درآمدی عمومی را بر خرید سبزیجات بررسی نموده‌اند. اثرات منفی بر سلامتی در خانوارهایی که مقادیر کمتری از سبزیجات را استفاده می‌کنند، شدیدتر است. بنابراین میزان این اثرات بر خانوارهایی که میزان کم، متوسط و زیاد از سبزیجات را مصرف می‌کنند، از روش رگرسیون کوانتایل برآورد شده‌است. نتایج نشان می‌دهد، اثرات متغیرهای سیاستی در قسمت‌های مختلف توزیع شرطی خرید سبزیجات متفاوت است و هیچ کدام از انتخاب‌های سیاستی پیشنهادی به طور اساسی منجر به افزایش خرید سبزیجات در میان خانوارهای کم مصرف نخواهد شد.

کازا[3] (۲۰۱۰)، در مطالعه خود با توجه به سهم ۲۲ درصدی مصرف انرژی توسط بخش خانگی از کل مصرف انرژی در ایالات متحده آمریکا، با استفاده از تحلیل رگرسیون کوانتایل، اثرات عوامل مختلف بر روی کل توزیع مصرف انرژی را به جای تمرکز بر میانگین شرطی آن بررسی نموده و نشان داده است که اثرات عوامل مذکور در انتهای توزیع مصرف انرژی به طور اساسی از مقدار میانگین متفاوت است.

آندرج و همکاران[4] (۲۰۱۵)، در مطالعه خود امنیت غذایی خانوار را از نظر دسترسی به غذا و نیز کیفیت رژیم مصرفی، به وسیله تخمین سیستم تقاضای غذا و با استفاده از داده‌های بودجه خانوار طی سالهای ۲۰۰۴ تا ۲۰۱۰ بررسی نمودند. آنها دریافتند که خانوارهای روستایی و کم درآمد در مقایسه با خانوارهای شهری و پردرآمد نسبت به تغییرات قیمتی و درآمدی حساس‌تر می‌باشند. نتایج آنها از رگرسیون کوانتایل نشان می‌دهد که درآمد یک اثر مثبت و نااطمینانی یک اثر منفی بر تنوع غذایی دارد. ضمن این‌که، این اثرات در خانوارهای آسیب‌پذیرتر، کم درآمد و روستایی قوی‌تر می‌باشد.

ایپک و سکمن[5] (۲۰۱۷)، رابطه بین مخارج مصرفی کل و ناهمسانی خانوارها از لحاظ تنوع جغرافیایی و اقتصادی- اجتماعی را با استفاده از داده های بودجه خانوار ترکیه در سال ۲۰۱۴ بررسی نموده‌اند. آنها روش رگرسیون کوانتایل همزمان[6] و رویکرد بوت استرپ[7] را برای شناسایی کل توزیع مخارج خانوارها استفاده نمودند. در مدل آن‌ها مصرف کل که به صورت مخارج خانوارها روی کالاهای مصرفی شخصی و جمعی تعریف می‌شد، به عنوان متغیر وابسته، درآمد قابل تصرف، همچنین ویژگی‌هایی سرپرست خانوار نظیر سن، جنس، تحصیلات، وضعیت تأهل، امنیت اجتماعی، اتومبیل شخصی و بعد خانوار نیز برای نشان دادن ناهمسانی خانوارها به عنوان متغیرهای مستقل در مدل قرار گرفته‌اند. آن‌ها نتیجه گرفته‌اند که تحلیل رگرسیون کوانتایل برای نشان دادن اثرات ناهمسانی خانوارها به خصوص برای متغیرهای اقتصادی- اجتماعی با توزیع کشیده بر روی مخارج مصرفی خانوارها مناسب‌تر می‌باشد.

1. Hendricks & Koenker
2. Rickertsen & Gustavsen
3. Kaza et. al.
4. Andrej
5. Ipek & Sekmen
6. Simultaneous Quantile Regression
7. Bootstrap

تیلو و ولند (۲۰۱۸)، در مطالعه‌ای ناهمسانی در تقاضای برق خانوارها در سوئیس را بررسی نمودند. آن‌ها از رگرسیون کوانتایل به منظور تشخیص اثرات قیمت برق، درآمد و سایر ویژگی‌های جغرافیایی در میان گروه مصرف‌کنندگان مختلف استفاده نمودند. یکی از نتایج مهم آنها این بود که پایین‌ترین کوانتایل مصرف برق، هیچ عکس‌العملی به تغییرات در قیمت برق نشان نمی‌دهند. در حالی‌که خانوارهای قرار گرفته در کوانتایل‌های انتهایی کشش‌های قیمتی منفی معنی‌داری را نشان می‌دهند. همچنین مصرف‌کنندگان کوانتایل‌های پایین‌تر، بیش از کوانتایل‌های بالایی به تغییرات درآمدیشان به طور مثبت و معنی‌داری عکس‌العمل نشان می‌دهند.

منگ[1](۲۰۲۰) و همکاران در مطالعه خود با استفاده از مدل‌های رگرسیون کوانتایل چند متغیره، اثرات توزیعی و ناهمسانی‌در مصرف گاز در پاسخ به عامل درجه حرارت روزانه محیط، را بررسی نمودند. آنها ضرایب رگرسیون کوانتایل را در کوانتایل‌های متفاوت مصرف گاز به دنبال یک واحد افزایش در دمای محیط تحلیل نمودند. آنها دریافتند ارتباط عامل دما و مصرف گاز، در طی ۱۹ کوانتایل از توزیع مصرف گاز متفاوت است. انتهای بالایی توزیع مصرف گاز برای ساختمان‌های آموزشی و اجتماعات بیشتر به عامل دما حساس هستند نسبت به ساختمان‌های پزشکی. روش به کار رفته مهم‌ترین عوامل تأثیرگذار و محدوده‌ای که این عوامل مصرف گاز را در کوانتایل‌های خاص تحت تأثیر قرار می‌دهند، تعیین می‌کند.

ابونوری و شیوه (۱۳۸۵) در مطالعه خود به معرفی متغیرهای تأثیرگذار بر مصرف بنزین و برآورد تابع تقاضای بنزین در ایران و به تبع آن تبیین شدت تأثیرگذاری هر کدام از این عوامل با بکارگیری تکنیک حداقل مربعات معمولی(OLS)[2] پرداخته‌اند. نتایج آن‌ها حاکی از آن‌است که، تعداد خودرو، درآمد ملی و رشد جمعیت عوامل تأثیرگذار بر تقاضا و مصرف بنزین در ایران هستند و قیمت بنزین تأثیر چندانی بر مقدار تقاضای بنزین نداشته است.

امامی میبدی و همکاران (۱۳۹۳)، به برآورد تابع تقاضای بنزین در ایران طی دوره ۱۳۸۱ تا ۱۳۸۶ با استفاده از تکنیک پنل دیتا پرداخته‌اند. نتایج آن‌ها حاکی از آن است که مصرف بنزین با تولید ناخالص داخلی، تعداد خودروهای موجود در ناوگان حمل و نقل، جمعیت و قیمت گازوئیل رابطه مستقیم دارد.

پژویان و همکاران (۱۳۹۸) در مطالعه‌ای اثرات برقراری مالیات سبز بر تقاضای سه گروه کالایی انرژی‌های خانگی، سوخت‌های حمل و نقل و سایر کالاهای بی‌دوام را به تفکیک سه طبقه فقیر، متوسط و ثروتمند جامعه طی سال‌های ۱۳۸۳-۱۳۹۶ بررسی نموده‌اند. برای این منظور کشش‌های قیمتی جبرانی و غیر جبرانی تقاضا و نیز کشش‌های درآمدی گروه کالاهای مذکور از طریق سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل غیر خطی[3] برآورد شده‌است. نتایج حاکی از آن بوده است که، علامت کشش‌های قیمتی خودی بر اساس انتظار نظری مورد تأیید می‌باشند. ضمن این‌که دو گروه انرژی خانگی و سوخت حمل و نقل از نظر قیمتی برای هر سه سطح درآمدی تقریباً باکشش ظاهر شده‌اند. همچنین دو گروه کالای مذکور در هر سه سطح درآمدی جانشین هیکس آلن می‌باشند و در صورتی که قیمت یکی از این دو گروه به دلیلی مانند اعمال مالیات سبز افزایش یابد و نیز اگر این افزایش قیمت با جبران مصرف کننده همراه شود، آن‌گاه انتظار می‌رود که تقاضا برای گروه دیگر کالایی افزایش یابد. این درحالی‌است که با فرض تغییر سطح مطلوبیت خانوارها یعنی بررسی کشش‌های قیمتی متقاطع غیر جبرانی، با افزایش قیمت سوخت، میزان مصرف انرژی خانگی در هر سه طبقه کاهش می‌یابد و در صورت افزایش قیمت انرژی خانگی، میزان مصرف سوخت در طبقه فقیر و متوسط کاهش ولی در گروه ثروتمند افزایش می‌یابد. همچنین گروه کالایی انرژی خانگی برای هر سه سطح درآمدی به‌صورت ضروری ظاهر شده‌است و گروه کالایی سوخت‌های حمل و نقل برای خانوارهای فقیر و متوسط جامعه به صورت کالای لوکس و برای افراد ثروتمند به‌صورت کالای ضروری ظاهر شده‌است. در کل کشش‌های درآمدی گروه کالایی سوخت حمل و نقل بزرگ‌تر

1. Meng et. al.
2. Ordinary Least Square
3. Quadratic Almost Ideal Demand System

از کشش درآمدی گروه کالایی انرژی در همه سطوح درآمدی می‌باشد. هم‌چنین کم‌ترین کشش درآمدی برای هر دو گروه انرژی خانگی و سوخت مربوط به طبقه ثروتمند می‌باشد.

همان‌طور که در پیشینه تحقیق ذکر شد، در مواردی که میزان مصرف یک کالای خاص تحت تأثیر ناهمسانی خانوارها قرار خواهد گرفت، تحلیل رگرسیون کوانتایل ویژگی‌های اثرات تغییر قیمت را نه فقط در مقدار میانگین مخارج صرف شده روی آن کالا، بلکه در تمام طول توزیع بررسی می‌نماید. برای مطالعه حاضر نیز، این امکان وجود دارد که در تعدادی از کوانتایل‌ها مصرف انرژی نسبت به تغییرات قیمت اصلا حساس نبوده و یا با توجه به آسیب‌پذیرتر بودن خانوارهای قرار گرفته در تعدادی از کوانتایل‌ها، حساسیت متفاوت مصرف نسبت به قیمت انرژی در کوانتایل‌ها، بتواند رهنمون‌های سیاستی مفیدی را در جهت جلوگیری از کاهش رفاه اقشار کم درآمد و آسیب‌پذیر پیش روی سیاست‌گذاران قرار دهد.

۳. مبانی نظری

انرژی به عنوان یک عامل تولید مهم، می‌تواند نقش مؤثری در رشد وتوسعهٔ اقتصادی ایفا کند و لذا تحلیل نحوهٔ تأثیر تصمیمات و سیاست گذاری‌های مربوط به آن، بر بخش‌ها و عوامل اقتصادی مختلف بسیار مهم است . بازارهای آزاد در حضور هزینه‌های اجتماعی و زیست محیطی مصرف انرژی نمی‌توانند به‌صورت کارا عمل نمایند. به علاوه این‌که استدلال می‌شود صنعت انرژی به‌ویژه منابع برق و گاز، خود از مصادیق انحصار طبیعی می‌باشند. انحصار طبیعی یکی از ساختارهای بازار است که در آن امکان فعالیت اقتصادی برای یک یا تعداد اندکی بنگاه وجود دارد. در واقع انحصار طبیعی یکی از موارد شکست بازار می باشد. به هنگام شکست بازار دولت ها ماموریت دارند با اقدامات و اجرای سیاست‌های اقتصادی مانع اختلال در تخصیص منابع و کاهش رفاه اجتماعی شوند. به هنگام انحصار طبیعی، انحصارگر طبیعی هیچ‌گاه بر حسب منافع خود حاضر به تولید در سطح رقابتی نمی باشد و ناچار اقدام به کاهش سطح تولید نسبت به سطح رقابتی و افزایش قیمت نسبت به قیمت رقابتی می‌کند. در صنایعی مثل آب، برق، گاز،شبکه‌های ریلی و مخابرات خصلت انحصار طبیعی بر قرار است . با مطالعه بازارهای انحصار طبیعی ملاحظه می شود در بعضی دوره ها ، دولت ها خود تصدی‌گری این فعالیت ها را به عهده می گرفتند که معمولاً به‌دلیل ضعف مدیریت دولتی مجبور به واگذاری این فعالیت ها به بخش خصوص می‌شدند. در حال حاضر در بسیاری از کشورهای توسعه یافته فعالیت‌های با خصلت انحصار طبیعی در تصدی بخش خصوصی است و معمولا این فعالیت ها توسط هیأتی که به رگولاتوری موسوم هستند از جنبه‌های مختلف تحت نظم قرار می‌گیرند. البته در مورد عملکرد و ضرورت وجودی این نهادهای رگولاتوری بین اقتصاددانان اتفاق نظر وجود ندارد و دانشمندانی چون استیگلر اساساً وجود نهاد تنظیم‌کننده بازار را مورد انتقاد قرار داده‌اند. در ایران فعالیت‌هایی مثل آب و برق و گاز و مخابرات در گذشته کاملاً در تصدی دولت بوده است اما به مرور و به‌ویژه پس از پایان جنگ و به‌طور مشخص با تصویب قانون اجرای سیاست‌های کلی اصل ۴۴ قرار بر این شد که این فعالیت ها به بخش خصوص واگذار شود. از دیر باز دولت ها در ایران به منظور حمایت از گروه‌های کم درآمد خدمات آب و برق و گاز و مخابرات را قیمت گذاری می‌کردند. در واقع هم تصدی و هم نظارت بر عهده دولت بود. در حال حاضر بخشی از فعالیت‌های تولید برق و مخابرات به بخش خصوصی واگذار شده است و نهاد رگولاتوری موظف به تنظیم فعالیت‌های متصدیان مربوطه اعم از خصوصی یا دولتی می باشند . تنظیم بازار به اشکال مختلف تنظیم عرضه و کیفیت خدمات و تنظیم قیمتی صورت می‌گیرد. همان‌گونه که اشاره شد یکی از وظایف رگولاتورهای انحصار طبیعی تنظیم قیمت می‌باشد. هدف از تنظیم قیمت این است که اولاً قیمت به نحوی تعیین شود که عرضه خدمت مربوطه به صورت مستمر و پایدار تداوم یابد و یا به عبارت دیگر عرضه کننده از منافع و سود مناسب برخوردار باشد و امکان سرمایه گذاری برای توسعه فعالیت برایش فراهم شود و ثانیاً مصرف کنندگان امکان دسترسی به خدمات مربوطه با قیمت معقول را داشته باشند.

انرژی و گونه‌های مختلف عرضه آن در ایران از مصادیق انحصارهای طبیعی می باشند و دولت همواره در خصوص عرضه آن در قیمت مناسب دخالت داشته است و با تعین قیمت سقف و اختصاص یارانه تلاش بر این داشته است که این خدمت در دسترس مصرف کنندگان خانگی، تجاری و صنعتی و کشاورزی باشد. تنظیم بازار انرژی توسط رگولاتور، علاوه بر این‌که آثار تخصیصی در مصرف نهاده انرژی دارد، بر میزان و اندازه فقر در ایران نیز موثر بوده است . اقداماتی مانند پرداخت یارانه انرژی به اقشار کم درآمد، اخذ مالیات بر انرژی به منظور کاهش مصرف انرژی‌های آلاینده و هرگونه کنترل قیمت، متغیرهای زیادی را تحت تأثیر قرار خواهد داد. در سیاست‌گذاری‌های کنترل قیمت، از طرفی قیمت پایین انرژی موجب عدم مصرف بهینه آن خواهد شد، به علاوه این‌که چون تولیدکننده، قیمت واقعی حامل‌های انرژی را دریافت نمی‌کند، تشویق به بهره‌گیری از فن‌آوری‌های جدید دوست‌دار محیط زیست و در نتیجه جای‌گزینی انرژی‌های آلاینده با انرژی‌های پاک نخواهد شد. لذا می‌توان گفت، سیاست‌گذاری افزایش قیمت، روند صعودی مصرف انرژی را اصلاح می‌کند. از طرف دیگر پیش از انجام هر سیاستی، واکنش مصرف‌کنندگان به اجرای آن سیاست، بایستی پیش‌گویی و مورد سنجش قرار گیرد. لذا آگاهی از کشش‌پذیری تقاضای انرژی و شناخت میزان تأثیر هر کدام از عوامل موثر بر تقاضای انرژی به‌خصوص با توجه به ناهمسانی‌های درآمدی خانوارها، این امکان را فراهم می‌نماید که کاهش رفاه ناشی از دخالت دولت در کنترل قیمت کمتر شده و توزیع درآمدی بهبود یابد. با توجه به اهمیت عامل ناهمسانی درآمدی خانوارها در تعیین کشش‌های درآمدی و قیمتی تقاضای انرژی، این پژوهش از رگرسیون‌های کوانتایل برای بررسی اثر تنظیم قیمت انرژی در ایران با توجه به ناهمسانی درآمدی خانوارها استفاده نموده‌است.

از آن‌جا که میانگین، یکی از معیارهای تمرکز است آگاهی از آن به تنهایی نمی‌تواند اطلاعات کاملی از شکل توزیع به همراه داشته باشد. با توجه به این واقعیت، رگرسیون معمولی نیز ممکن است نتواند اطلاعات کافی درباره ی شکل توزیع متغیر تصادفی تحت مطالعه را در سطوح مختلف متغیر تشریحی به دست دهد. چندک ها معیارهای دیگری برای توزیع هستند که در کنار هم می‌توانند شکل توزیع را جامع‌تر به تصویر بکشند. اگر مانند رگرسیون معمولی که برای میانگین به کار می‌رود، یک شیوه ی رگرسیونی برای چندک‌ها وجود داشته باشد، می‌توان شکل توزیع را در سطوح مختلف متغیرهای تشریحی به دست آورد. این همان هدفی است که رگرسیونکوانتایل دنبال می‌کند (سهیلی و همکاران، ۱۳۹۴: ۲۳۳). انگیزه اصلی به‌کارگیری رگرسیون کوانتایل این است که با نگاهی دقیق و جامع در ارزیابی متغیر وابسته، مدلی ارائه شود تا امکان دخالت متغیرهای مستقل، نه تنها در مرکز ثقل داده ها، بلکه در تمام قسمت‌های توزیع به ویژه در دنباله‌های ابتدایی و انتهایی فراهم گردد، بدون این‌که با محدودیت مفروضات رگرسیون معمولی از قبیل واریانس ناهمسانی و حضور تأثیرگذار داده‌های دور افتاده در برآورد ضرایب روبرو باشیم (بیگانه و همکاران، ۱۳۹۲: ۳۴).

مدل رگرسیون کوانتایل معرفی شده توسط کوانکر و باسرت[1] (۱۹۷۸)، به صورت مسأله حداقل‌سازی معادله (۱) برای رگرسیون کوانتایل q ام که $0 < \mathrm{q} < 1$ ، تعریف می‌شود:

$$\min_{b\in R^k}\left[\sum_{t\epsilon\{t:y_t\geq x_t b\}} q|y_t - x_t b| + \sum_{t\epsilon\{t:y_t<x_t b\}}(1-q)|y_t - x_t b|\right] \qquad (۱)$$

که، $\{x_t: t = 1 \ldots . T\}$ دنباله‌ای از k- بردارهای ماتریس متغیرهای توضیحی شناخته شده و $\{y_t: t = 1 \ldots . T\}$ یک نمونه تصادفی با توزیع F در رگرسیون $y_t - x_t\beta = u_t$ باشد. رگرسیون میانه[2] یعنی رگرسیون کوانتایل $\mathrm{q} = \frac{1}{2}$ ، تخمین زن حداقل قدرمطلق خطا[3] ، نامیده می‌شود. در مورد تخمین زن حداقل مربعات (OLS)، مربع خطا یعنی $\sum_i e_i^2$ حداقل می‌شود، درحالی‌که در رگرسیون شرطی کوانتایل میانه، مجموع قدر مطلق خطاها ($\sum_i|e_i|$) حداقل می‌شود. در

1. Koenker & Bassert
2. regression median
3. Least absolute error

این مورد بردار ضرایب β که به صورت β_q $\left(\mathrm{q}=\frac{1}{2}\right)$ نشان داده می‌شود، کوانتایل پنجم توزیع y_i ها رو مشخص می‌کند. تابع زیان نامتقارن[1] در معادله (۱)، به فرم ساده زیر نوشته‌می شود:

$$\sum_i q|e_i| + \sum_i (1-q)|\ e_i| \qquad 0<q<1 \qquad (۲)$$

که وزن‌های q را به مشاهدات، بسته به موقعیت آن‌ها نسبت به بهترین خط برازش می‌دهد (Koenker & Bassert, 1978: 38).

برای متغیر تصادفی Y تابع توزیع احتمال به شرح زیر است:

$$F(y) = prob(Y \le y) \qquad (۳)$$

کوانتایل q ام Y به صورت تابع معکوس زیر تعریف می‌شود:

$$Q(q) = inf\{y: F(y) \ge q\} \qquad (۴)$$

که $0<q<1$ است. برای نمونه تصادفی $\{y_1 . \dots . y_n\}$ از Y، می‌توان گفت که میانه نمونه، مجموع قدرمطلق انحرافات زیر را حداقل می‌کند:

$$\min_{\xi \in R} \sum_{i=1}^{n} |y_{i-\xi}| \qquad (۵)$$

همچنین کوانتایل نمونه q ام $\xi(q)$ که شبیه به $Q(q)$ می‌باشد، می‌تواند به صورت جواب مسأله بهینه‌یابی زیر مطرح گردد:

$$\min_{\xi \in R} \sum_{i=1}^{n} \rho_q(y_{i-\xi}) \qquad (۶)$$

که در آن داریم:

$$\rho_q(z) = z\big(q - I(z<0)\big)\ . \qquad 0<q<1 \qquad (۷)$$

تابع کوانتایل شرطی خطی، $Q(q|X=x) = X\acute{\beta}(q)$ ، می‌تواند با حل معادله زیر برای هر کوانتایل $0<q<1$ برآورد شود:

$$\hat{\beta}(q) = arg \min_{\beta \in R^p} \sum_{i=1}^{n} \rho_{q(y_i - X_i\acute{}\beta)} \qquad (۸)$$

که در آن، مقدار کوانتایل $\hat{\beta}(q)$، رگرسیون کوانتایل q ام نامیده می‌شود. (شکوهی فرد و همکاران، ۱۳۹۸: ۵۵)

رگرسیون کوانتایل شرطی که آن‌را با QR نشان می‌دهیم، نسبت به حداقل مربعات معمولی (OLS) چندین منفعت دارد: اولاً، در حالی‌که در OLS فرض می‌شود، جملات خطا نرمال هستند، QR هیچ شرط ویژه‌ای روی توزیع جملات خطای رگرسیون ندارد. همچنین ضرایب تخمین زده‌شده از QR شرطی، غیرتصادفی هستند و بنابراین روش QR یک روش نیمه پارامتریک[2] می‌باشد. دوماً، QR به داده‌های دورافتاده نسبت به OLS کمتر حساس بوده و بنابراین کاراتر می‌باشد و سومین و مهم‌ترین منفعت، QR اثرات متغیرهای توضیحی را در کل توزیع متغیر وابسته تخمین می‌زند و بنابراین نتایج خاص در مورد مطالعات گروه‌های مصرفی متفاوت حاصل می‌کند (Tilov & Volland , 2018: 6-7).

اطلاعات مورد استفاده در این پژوهش، بر اساس آمار بودجه خانوار طی سال‌های ۱۳۹۶-۱۳۸۳ می‌باشد که به تفکیک ده کوانتایل درآمدی از مرکز آمار ایران اخذ شده‌است. برای بررسی اثر تنظیم قیمت انرژی بر میزان مصرف انرژی توسط خانوارها با توجه به ناهمسانی درآمدی خانوارها، دو رگرسیون کوانتایل مجزا برای دو گروه انرژی مصرفی خانوارها در ده کوانتایل $\left(q=\frac{1}{10}.\frac{2}{10}.\frac{3}{10}.\frac{4}{10}.\dots.\frac{9}{10}\right)$ برآورد می‌گردد. دو گروه انرژی شامل انرژی‌های خانگی (برق، گاز لوله‌کشی، گاز مایع، نفت سفید و گازوئیل و گروه سوخت‌های حمل و نقل (انواع بنزین، گازوئیل، CNG و انواع روغن) می‌باشد. بر این اساس، در معادله اول سهم مخارج مصرفی روی انرژی خانگی در کل مخارج خانوار (w_1) و در معادله دوم سهم مخارج مصرفی روی سوخت‌های حمل و نقل (w_2) در کل مخارج خانوار به عنوان متغیر وابسته در مدل قرار گرفته‌است. در هردو رگرسیون لگاریتم قیمت گروه اول انرژی $(\ln p_1)$، لگاریتم قیمت گروه دوم انرژی $(\ln p_2)$ و لگاریتم مخارج حقیقی کل $(\ln \frac{x}{p})$ خانوارها به عنوان متغیر مستقل قرار گرفته‌اند.

نمودار (۱) توزیع مخارج مصرفی سالیانه خانوارها روی

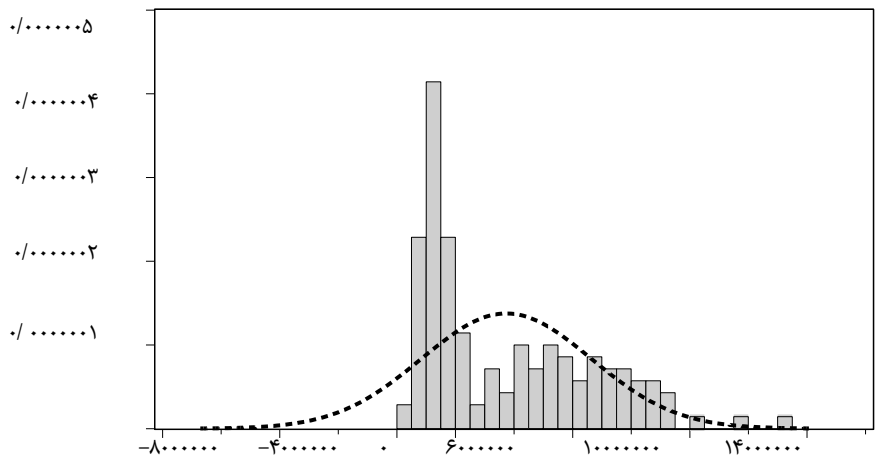
1. Asymmetric Loss Function
2. Semiparametric

گروه اول انرژی یعنی انرژی خانگی و نمودار (۲) توزیع مخارج مصرفی خانوارها روی گروه دوم انرژی یعنی انواع سوخت حمل و نقل را نشان می‌دهد. هر دو شکل بیان‌گر این موضوع است که ، تابع توزیع دارای چولگی به سمت راست می‌باشد که نشان‌دهنده این است که اکثریت مشاهدات در انتهای سمت چپ توزیع تقاضای انرژی خانگی متمرکز شده‌اند و شکل توزیع با توزیع نرمال تفاوت معنی‌داری دارد. همچنین با توجه به اطلاعات آماری جدول(۱) در مورد هر دو گروه انرژی، مقدار میانه از مقدار میانگین در نمونه کمتر و میانگین سمت راست میانه و بیشتر به سمت انتهای سمت راست قرار خواهد گرفت. به این معنا که مقدار میانگین نسبت به مصرف‌کنندگان زیاد انرژی، از میانه حساس تر می باشد. بر این اساس، تخمین‌های بر پایه روش OLS می‌تواند مشکلاتی را به همراه داشته باشد. زیرا با توزیع نشان داده‌شده، OLS اثرات متغیرهای توضیحی را در انتهای راست توزیع مصرف انرژی بهتر از انتهای سمت چپ منعکس می‌کند. بنابراین روش مناسب‌تر برای تخمین که بتواند ناهمسانی‌های مصرف انرژی خانوارها را نیز درنظر بگیرد، روش رگرسیون کوانتایل می‌باشد.

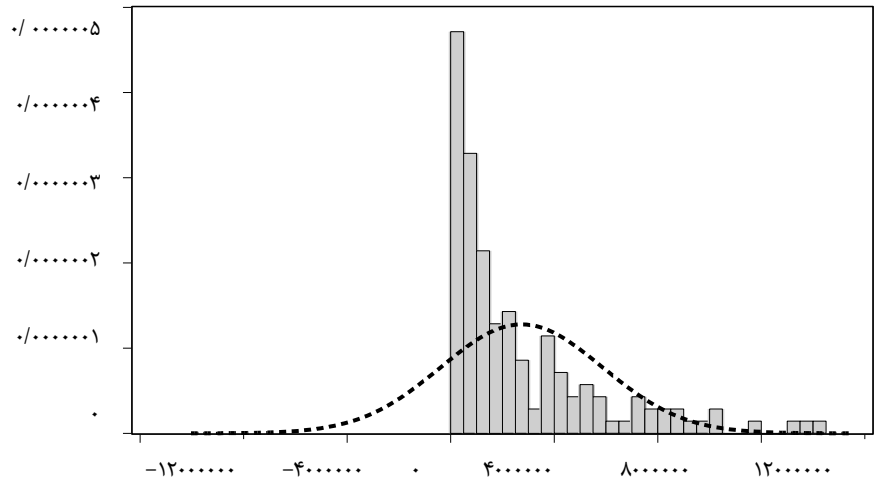
جدول۱. اطلاعات آماری مخارج مصرفی خانوارها روی گروه های اول و دوم انرژی

متغیر	گروه اول انرژی (انرژی‌های خانگی)	گروه دوم انرژی (سوخت حمل و نقل)
میانگین	۳.۷۳۸.۱۹۳	۲.۷۴۲.۰۰۳
میانه	۲.۴۱۸.۸۲۳	۱.۴۴۷.۹۷۰
حداکثر	۱۳.۲۸۴.۷۹۷	۱۴.۴۱۵.۳۷۸
حداقل	۴۹۷.۰۲۵	۵۴.۱۴۵
چولگی	۰/۸۲۷۴	۱/۶۷۲۱

مأخذ: محاسبات تحقیق



نمودار ۱. هیستوگرام توزیع مخارج خانوارها روی گروه اول انرژی



نمودار ۲. هیستوگرام توزیع مخارج خانوارها روی گروه اول انرژی

٤. روش تحقیق

به منظور تخمین اثرات تنظیم قیمت بر مصرف انرژی توسط خانوارها، پس از برآورد ضرایب از طریق رگرسیون کوانتایل در نرم‌افزار ایویوز [1]۱۰، می‌توان درصد تغییرات در مصرف که در اثر تغییرات نسبی قیمت دو گروه انرژی مورد بررسی حاصل می‌شوند را در ده کوانتایل مجزا توصیف نمایند. جهت برآورد ضرایب، تابع تقاضا برای دو گروه انرژی‌های خانگی و سوخت‌های حمل و نقل از روش رگرسیون کوانتایل تخمین زده‌می‌شود. برای رفع مشکل عدم وجود تغییرات کافی در قیمت‌ها در پژوهش حاضر، از روش پیشنهادی لیوبل (۱۹۸۹) برای ساخت شاخص‌های قیمتی وزنی استفاده می‌شود. این شاخص قیمت نوعی میانگین هندسی از قیمت کالاها در هر گروه انرژی می‌باشد. برای گروه i انرژی مصرف شده به‌وسیله خانوار h داریم:

$$ln\, p_{ih} = \sum_{l=1}^{N_i} \frac{w_{lh}}{w_{ih}} ln p_{lh} \qquad (۹)$$

که w_{lh} : سهم مخارج کالای l متعلق به گروه i انرژی برای خانوار h ، w_{ih}: سهم مخارج گروه i در مخارج کل برای این خانوار و p_{lh} و p_{ih} قیمت‌های آن‌ها می‌باشد. این روش می‌تواند شاخص‌های قیمتی بر مبنای تفاوت ارجحیت‌های مصرف‌کنندگان داخل هر گروه بسازد. این تفاوت‌ها، تغییرات بیشتری را در قیمت‌ها ایجاد می‌کند (پژویان و همکاران، ۱۳۹۸: ۴۲)

در نهایت دو رگرسیون مجزا با استفاده از داده‌های بودجه خانوار ایران برای سال‌های ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۶ بر روی دو گروه انرژی خانگی (برق، گاز لوله‌کشی، گاز مایع، نفت سفید و گازوئیل و سوخت‌های حمل و نقل (انواع بنزین، گازوئیل، CNG و انواع روغن) از روش رگرسیون کوانتایل برآورد می‌شود. روش رگرسیون کوانتایل، تصویر توزیعی جامع‌تری از ارتباط بین متغیرها را نسبت به رگرسیون‌های معمولی ارائه می‌دهد. این روش می‌تواند برای هر کوانتایل از تابع توزیع به صورت مجزا به‌کار رود و بنابراین در بررسی داده‌های خارج از محدوده قدرتمندترو برای توزیع‌های نامتقارن قابل اجرا می‌باشد (Koenker & Hallock, 2001: 144). یک قابلیت جالب این روش این است که هیچ فرضی در مورد توزیع احتمال نتایج یا باقی‌ماده‌های مدل مورد نیاز نیست. چون پارامترهای تابع به‌وسیله یک تکنیک ناپارامتری شامل حداقل سازی جمع وزنی قدرمطلق باقی‌مانده‌ها به صورت معادله خطی زیر برآورد می‌شوند. رگرسیون کوانتایل به‌وسیله مسأله حداقل‌سازی زیر تعریف می‌شود.

1. Eviews 10

$$\emptyset_q = -(1-q)\sum_{y\le x'\beta}(y_i - x_i'\beta) + q\sum_{y>x'\beta}(y_i - x_i'\beta) = \sum_{i=1}^{n}[q - 1(y_i \le x_i'\beta)](y_i - x_i'\beta) \quad (۱۰)$$

که $0 < q < 1$ کوانتایل مورد بررسی می‌باشد.

دو معادله رگرسیونی کوانتایل مجزا برآورد خواهد شد که درآن‌ها متغیرهای وابسته و توضیحی به صورت زیر تعریف می‌شوند:

در رگرسیون اول متغیر وابسته EXP_1 : لگاریتم مخارج مصرفی خانوارها روی گروه کالای انرژی خانگی می‌باشد. متغیرهای توضیحی، p_1 : لگاریتم قیمت وزنی کالاهای گروه انرژی خانگی، p_2 : لگاریتم قیمت وزنی کالاهای گروه سوخت حمل و نقل و X : لگاریتم کل مخارج حقیقی خانوارها می‌باشد. در رگرسیون دوم متغیر وابسته (EXP_2) ، لگاریتم مخارج مصرفی خانوارها روی گروه کالای سوخت حمل و نقل و متغیرهای توضیحی، p_1 : لگاریتم قیمت وزنی کالاهای گروه انرژی خانگی، p_2 : لگاریتم قیمت وزنی کالاهای گروه سوخت حمل و نقل و X: لگاریتم کل مخارج حقیقی خانوارها می‌باشد.

دو معادله دگرسیونی به صورت کلی زیر نوشته می‌شوند:

$$ln\,EXP_1 = c_{10} + c_{11}lnp_1 + c_{12}lnp_2 + c_{13}\,ln\,X + \xi \quad (۱۱)$$

$$\ln EXP_2 = c_{20} + c_{21}lnp_1 + c_{22}lnp_2 + c_{23}\,ln\,X + \xi \quad (۱۲)$$

کشش‌های درآمدی همان ضریب متغیر $ln\,X$ در معادلات می‌باشد:

$$e_i = \frac{\partial \ln EXP_i}{\partial \ln X} = \frac{\partial EXP_i}{\partial X}\frac{X}{EXP_i} = C_{i3} \quad (۱۳)$$

با تعریف $EXP_i = p_i q_i$ که q_i :مقدار کالای مصرفی گروه i توسط خانوار می‌باشد، داریم:

$$\frac{\partial p_i q_i}{\partial p_i} = q_i + p_i\frac{\partial q_i}{\partial p_i} \quad (۱۴)$$

$$c_{ii} \equiv \frac{\partial \ln EXP_i}{\partial\, ln\, p_i} = \frac{\partial EXP_i}{\partial p_i}\frac{p_i}{EXP_i} = \left(q_i + p_i\frac{\partial q_i}{\partial p_i}\right)\frac{p_i}{p_i q_i} = 1 + e_{ii}^{u} \quad (۱۵)$$

لذا کشش های قیمتی خودی و متقاطع غیر جبرانی از فرمول زیر به‌دست می‌آیند:

$$e_{ii}^{u} = c_{ii} - \delta_{ij} \quad (۱۶)$$

که اگر $i = j$ ، $\delta_{ij} = 1$ و در غیراین‌صورت: $\delta_{ij} = 0$ خواهد شد.

با استفاده از معادله اسلاتسکی، کشش‌های قیمتی جبرانی[1] به شکل زیر به‌دست می‌آیند:

$$e_{ij}^{c} = e_{ij}^{u} + e_i w_j \quad (۱۷)$$

۵. تجزیه و تحلیل یافته‌ها

جداول ۲ و ۳ نتایج برآورد پارامترهای رگرسیون کوانتایل در نه کوانتایل مجزا را برای به ترتیب بررسی اثر متغیرهای توضیحی بر لگاریتم مخارج خانوارها روی گروه کالای انرژی خانگی (EXP_1) و بررسی اثر متغیرهای توضیحی بر لگاریتم مخارج خانوارها روی گروه کالای سوخت‌های حمل و نقل (EXP_2) نشان می‌دهد. مقادیر داخل پرانتز مقدار آماره t می‌باشد. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، همه ضرایب برآوردی در سطح نود و پنج درصد معنی دار بوده و علامت ضرایب مطابق تئوری می‌باشد.

1. Compensated price elasticity

جدول۲ . تخمین پارامترهای رگرسیون کوانتایل برای بررسی اثر متغیرهای توضیحی روی مخارج گروه کالای انرژی خانگی در کل مخارج خانوارها (EXP_1)

متغیر ،کوانتایل (q)	۰/۱	۰/۲	۰/۳	۰/۴	۰/۵	۰/۶	۰/۷	۰/۸	۰/۹
عرض از مبدأ	−۶/۲۵ (−۵/۰۴)	−۶/۴۸ (−۱۰/۰۶)	−۶/۲۵ (−۹/۲۸)	−۵/۴۰ (−۶/۹۴)	−۵/۱۶ (−۷/۲۶)	−۴/۴۶ (−۷/۸۷)	−۴/۲۸ (−۸/۱۹)	−۴/۵۰ (−۸/۷۲)	−۴/۶۸ (−۵/۸۵)
p_1 قیمت انرژی خانگی	−۰/۰۱۴۲ (−۳/۹۷)	−۰/۰۱۳۸ (−۱۰/۷۸)	−۰/۰۱۴۴ (−۱۹/۰۳)	−۰/۰۱۳۶ (−۱۷/۷۰)	−۰/۰۱۳۶ (−۱۹/۲۱)	−۰/۰۱۳۰ (−۲۰/۷۷)	−۰/۰۱۲۶ −۲۲/۸۳	−۰/۰۱۲۲ (−۲۱/۹۷)	−۰/۰۱۱۵ (−۲۸/۳۰)
p_2 قیمت سوخت	۰/۰۰۱ (۱۰/۴)	۰/۰۰۱ (۷/۴۹)	۰/۰۰۱ (۵/۹۹)	۰/۰۰۰۱ (۴/۲۴)	۰/۰۰۰۱ (۴/۶۲)	۰/۰۰۰۸ (۴/۷۳)	۰/۰۰۰۹ (۵/۲۵)	۰/۰۰۱ (۵/۶۴)	۰/۰۰۱ (۴/۸۴)
X مخارج کل حقیقی خانوار	۳/۵۱ (۱۳/۶۹)	۳/۵۵ ۳۱/۵۹	۳/۵۳ (۳۳/۷۰)	۳/۴۰ (۲۸/۴۶)	۳/۳۶ (۳۱/۰۱)	۳/۲۵ (۳۷/۶۷)	۳/۲۲ (۴۱/۳۱)	۳/۲۵ (۴۳/۹۸)	۳/۲۷ (۲۸/۳۰)
R^2	۰/۸۴	۰/۸۵	۰/۸۶	۰/۸۷	۰/۸۸	۰/۸۸	۰/۸۷	۰/۸۶	۰/۸۴

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۳ . تخمین پارامترهای رگرسیون کوانتایل برای بررسی اثر متغیرهای توضیحی روی مخارج گروه کالای سوخت‌های حمل و نقل در کل مخارج خانوارها (EXP_2)

متغیر، کوانتایل (q)	۰/۱	۰/۲	۰/۳	۰/۴	۰/۵	۰/۶	۰/۷	۰/۸	۰/۹
عرض از مبدأ	−۷/۰۲ (−۱۲/۷)	−۷/۸۰ (−۱۵/۹۸)	−۷/۷۰ (−۱۳/۳۷)	−۷/۸۲ (−۱۴/۴۵)	−۷/۷۷ (−۱۳/۸۹)	−۷/۷۱ (−۱۲/۸۰)	−۷/۶۴ (−۸/۰۵)	−۷/۸۱ (−۱۰/۷۶)	−۷/۴۲ (−۱۲/۰۹)
p_1 قیمت انرژی خانگی	−۰/۰۰۴۶ (−۴/۱۳)	−۰/۰۰۴۳ (−۶/۳۶)	−۰/۰۰۴۷ (−۷/۱۵)	−۰/۰۰۳۹ (−۹/۸۱)	−۰/۰۰۴ (−۱۰/۳۵)	−۰/۰۰۴۲ (−۱۱/۰۴)	−۰/۰۰۴۳ (−۱۰/۸۰)	−۰/۰۰۴۶ (−۱۵/۳۷)	−۰/۰۰۴۷ (−۱۸/۰۵)
p_2 قیمت سوخت	−۰/۰۰۱۷ (−۳/۲۶)	−۰/۰۰۱۳ (−۵/۵۴)	−۰/۰۰۱۵ (−۶/۱۴)	−۰/۰۰۱۴ (−۸)	−۰/۰۰۱۵ (−۷/۹۹)	−۰/۰۰۱۴ (−۶/۸۴)	−۰/۰۰۱۳ (−۳/۲۷)	−۰/۰۰۱۱ (−۵/۶۷)	−۰/۰۰۱۱ (−۷/۰۲)
X مخارج کل حقیقی خانوار	۳/۵۰ (۵۱/۲۳)	۳/۶۱ (۴۵/۹۸)	۳/۶۲ (۴۱/۷۳)	۳/۶۳ (۴۶/۱۱)	۳/۶۳ (۴۴/۳۷)	۳/۶۳ (۴۱/۰۹)	۳/۶۱ (۲۶/۳۵)	۳/۶۴ (۳۴/۱۲)	۳/۵۹ (۳۹/۷۷)
R^2	۰/۹۲	۰/۹۲	۰/۹۱	۰/۹۲	۰/۹۲	۰/۹۲	۰/۹۲	۰/۹۲	۰/۹۲

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول۴. محاسبه کشش‌های درآمدی و قیمتی غیر جبرانی مخارج مصرفی خانوار روی گروه اول انرژی (انرژی خانگی)

کشش کوانتایل (q)	۰/۱	۰/۲	۰/۳	۰/۴	۰/۵	۰/۶	۰/۷	۰/۸	۰/۹
کشش درآمدی گروه ۱ (انرژی خانگی) (e_1)	۳/۵۱	۳/۵۵	۳/۵۳	۳/۴۰	۳/۳۶	۳/۲۵	۳/۲۲	۳/۲۵	۳/۲۷
کشش قیمتی خودی غیر جبرانی (e_{11}^u)	−۱/۰۱۴	−۱/۰۱۴	−۱/۰۱۵	−۱/۰۱۴	−۱/۰۱۴	−۱/۰۱۳	−۱/۰۱۳	−۱/۰۱۲	−۱/۰۱۲
کشش قیمتی متقاطع غیر جبرانی (e_{12}^u)	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	/۰۰۱	۰/۰۰۱	/۰۰۱
کشش قیمتی خودی جبرانی (e_{11})	−۰/۸۰۴	−۰/۸۰۱	−۰/۸۰۳	−۰/۸۱۰	−۰/۸۱۲	−۰/۸۱۸	−۰/۸۲۰	−۰/۸۱۸	−۰/۸۱۶
کشش قیمتی متقاطع جبرانی (e_{12})	۰/۱۱۴	۰/۱۱۵	۰/۱۱۵	۰/۱۱۰	۰/۱۰۹	۰/۱۰۵	۰/۱۰۴	۰/۱۰۵	۰/۱۰۶

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول۵. محاسبه کشش‌های درآمدی و قیمتی غیر جبرانی مخارج مصرفی خانوار روی گروه دوم انرژی (سوخت حمل و نقل)

کشش، کوانتایل (q)	۰/۱	۰/۲	۰/۳	۰/۴	۰/۵	۰/۶	۰/۷	۰/۸	۰/۹
کشش درآمدی گروه ۱ (انرژی خانگی) (e_2)	۳/۵۰	۳/۶۱	۳/۶۲	۳/۶۳	۳/۶۳	۳/۶۳	۳/۶۱	۳/۶۴	۳/۵۹
کشش قیمتی خودی غیر جبرانی (e_{22}^{u})	−۱/۰۰۲	−۱/۰۰۱	−۱/۰۰۲	−۱/۰۰۱	−۱/۰۰۱	−۱/۰۰۱	−۱/۰۰۱	−۱/۰۰۱	−۱/۰۰۱
کشش قیمتی متقاطع غیر جبرانی (e_{21}^{u})	−۰/۰۰۵	−۰/۰۰۴	−۰/۰۰۵	−۰/۰۰۴	−۰/۰۰۴	−۰/۰۰۴	−۰/۰۰۴	−۰/۰۰۵	−۰/۰۰۵
کشش قیمتی خودی جبرانی (e_{22})	−۰/۸۸۹	−۰/۸۸۶	−۰/۸۸۵	−۰/۸۸۵	−۰/۸۸۵	−۰/۸۸۵	−۰/۸۸۵	−۰/۸۸۴	−۰/۸۸۶
کشش قیمتی متقاطع جبرانی (e_{21})	۰/۲۰۵	۰/۲۱۲	۰/۲۱۲	۰/۲۱۴	۰/۲۱۳	۰/۲۱۳	۰/۲۱۲	۰/۲۱۳	۰/۲۱۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

برای ارزیابی ضرایب در مدل دو آزمون ارائه شده‌است:

۵-۱. آزمون برابری شیب[1]

کوانکر و باست (۱۹۸۲)، آزمونی را برای برابر بودن ضرایب شیب بین کوانتایل‌ها، به عنوان آزمونی قوی برای ناهمسانی واریانس ارائه دادند. فرضیه این آزمون به شرح ذیل است:

$$H_0: \beta_1(q_1) = \beta_1(q_2) = \cdots = \beta_1(q_k) \qquad (۱۸)$$

که $(k-1)(p-1)$ قید را بر روی ضرایب اعمال می‌کند (k: تعداد کوانتایل‌ها و p: تعداد رگرسورها می‌باشد). بر این اساس می‌توان آزمون والد مربوطه را تشکیل داد که به صورت $\chi^2_{(k-1)(p-1)}$ توزیع شده‌است. بر اساس نتایج آزمون مذکور که در جدول ۵ آمده‌است، فرضیه برابری ضرایب متغیرهای توضیحی در بین کوانتایل‌ها رد می‌شود. به عبارت دیگر ضرایب متغیرها بین کوانتایل‌ها با هم برابر نیستند.

جدول۶. آزمون برابری ضرایب بین کوانتایل‌ها

آزمون	مقدار آماره متغیر χ^2	احتمال χ^2	نتیجه آزمون فرضیه H_0
تست والد برای برابری ضرایب معادله اول (گروه انرژی خانگی)	۴۷/۱۳	۰/۰۰۰۳	رد فرضیه H_0
تست والد برای برابری ضرایب معادله دوم (گروه سوخت حمل و نقل)	۳۶/۱۸	۰/۰۵	رد فرضیه H_0

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۵-۲. آزمون تقارن[2]

فرضیه آزمون نوی و پاول[3] (۱۹۸۷)، برای آزمون تقارن برآوردگرهای رگرسیون کوانتایل به این صورت است که، اگر توزیع Y به ازای مقادیر معین X متقارن باشد، داریم:

$$\frac{\beta(q)+\beta(1-q)}{2} = \beta\left(\frac{1}{2}\right) \qquad (۱۹)$$

می توان این قیدها را با استفاده از آزمون والد در رگرسیون کوانتایل مورد آزمون قرار داد. اگر عدد فردی مانند k وجود داشته باشد و ضرایب برآوردی با استفاده از q_k مرتب شده باشد، مقدار میانی

1. Slope Equality Test
2. Symmetry Test
3. Newey & Powell

$q_{\left(\frac{k+1}{2}\right)}$ فرض می‌شود که برابر ۰/۵ بوده و q باقیمانده با فرض $q_j = 1 - q_{k-j+1}$ برای $j = 1 \dots \left(\frac{k-1}{2}\right)$ حول عدد ۰/۵ متقارن است. بر این اساس فرضیه صفر آزمون نوی و پاول برای $q_j = 1 - q_{k-j+1}$ به شرح زیر می‌باشد:

$$H_0 : \frac{\beta(q_j)+\beta(q_{k-j+1})}{2} = \beta\left(\frac{1}{2}\right) \qquad (۲۰)$$

فرضیه صفر $\frac{p(k-1)}{2}$ قید دارد. از این رو آماده والد به صورت $\chi^2_{\frac{p(k-1)}{2}}$ توزیع شده‌است. بر اساس نتایج جدول ۶، فرضیه صفر متقارن بودن ضرایب در رگرسیون کوانتایل در مورد رگرسیون اول (گروه انرژی خانگی) رد نمی‌شود ولی در مورد گروه دوم انرژی (سوخت حمل و نقل) رد شده‌است. همان‌طور که عنوان شد، متقارن نبودن توزیع متغیر وابسته، انگیزه اصلی برای برآورد مدل با روش رگرسیون کوانتایل می‌باشد. در این مطالعه چنانچه در نمودارهای ۱ و ۲ مشاهده شد، توزیع مخارج مصرفی خانوارها روی دو گروه انرژی متقارن نبوده و دارای چولگی بود. لیکن چون برای برآورد کشش‌ها، در مدل رگرسیون، لگاریتم مخارج مصرفی روی دو گروه انرژی به عنوان متغیر وابسته قرار گرفت، این امر باعث شده‌است که تابع توزیع متغیر وابسته در گروه اول انرژی به یک توزیع نرمال متقارن نزدیک‌تر شود (Tilov & Volland , 2018: 11) و به همین دلیل فرضیه تقارن آن تأیید شده‌است.

ولی با اتکا به آزمون برابری ضرایب و نیز رد تقارن در گروه دوم انرژی، مدل رگرسیون کوانتایل، به عنوان مدل مناسب در این پژوهش انتخاب شده‌است.

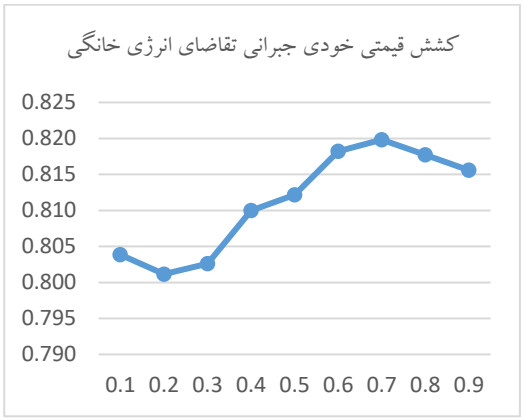
جدول۷. آزمون تقارن

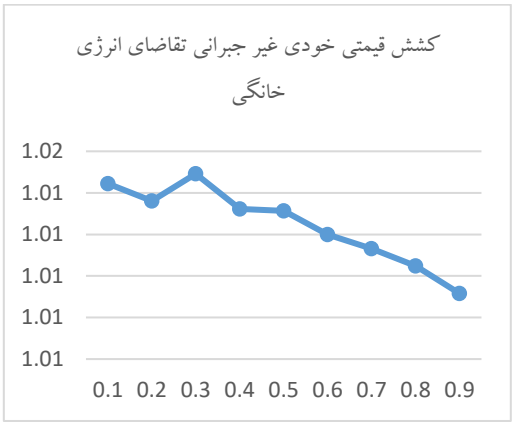
آزمون	مقدار آماره متغیر χ^2	احتمال χ^2	نتیجه آزمون فرضیه H_0
تست والد برای ضرایب معادله اول (گروه انرژی خانگی)	۸/۲۴	۰/۹۴	تأیید فرضیه H_0
تست والد برای ضرایب معادله دوم (گروه سوخت حمل و نقل)	۳۴/۵۴	۰/۰۰۴	رد فرضیه H_0

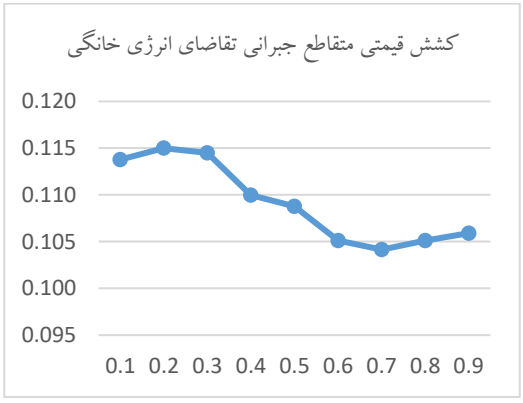
مأخذ: یافته‌های تحقیق

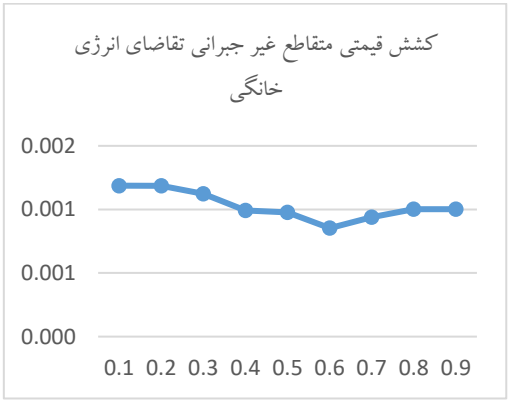
چنان‌چه در نتایج جدول ۲ مشخص است، ضرایب لگاریتم قیمت و درآمد در معادله اول مربوط به تقاضای انرژی خانگی همگی در سطح نود و پنج درصد معنا دار می‌باشد. مقدار کشش‌های قیمتی و درآمدی نیز در جدول ۴ محاسبه شده است. گروه کالایی انرژی خانگی برای همه کوانتایل‌های مصرف، به‌صورت لوکس و مقدار کشش درآمدی بین ۳/۲ تا ۳/۵ ظاهر شده‌است که بیانگر حساسیت زیاد تقاضای انرژی خانگی نسبت به درآمد می‌باشد. همچنین با توجه به نمودارهای ۳، مقدار کشش از کوانتایل ۲ تا ۷ کاهش یافته که نشان می‌دهد، حساسیت تقاضای انرژی نسبت به درآمد افراد از کوانتایل ۲ تا ۷ کاهش می‌یابد. به این معنا که به تدریج در کوانتایل‌های مذکور ضمن این‌که مصرف انرژی خانگی در کوانتایل‌های بالاتر بیشتر است، هرچقدر درآمد خانوارها افزایش یافته افزایش نسبی مصرف انرژی خانگی نسبت به افزایش نسبی درآمد کمتر شده است. اما برای کوانتایل‌های ۷ تا ۹ این حساسیت بیشتر شده‌است. یعنی در دو کوانتایل آخر که جزو پرمصرف‌ترین خانوارها از نظر انرژی می‌باشند، افزایش نسبی درآمد در کوانتایل ۹ باعث افزایش نسبی بیشتری در مصرف انرژی نسبت به کوانتایل ۸ خواهد شد. این موضوع می‌تواند به این دلیل باشد خانوارهای کوانتایل ۹ به عنوان پرمصرف ترین کوانتایل احتمالا، به تبع درآمد بیشتر، خانه‌های بزرگ‌تر و لذا مصرف انرژی بالاتری خواهند داشت و به این دلیل تغییرات نسبی مصرف انرژی نسبت به درآمد، در کوانتایل ۹ بیش از کوانتایل ۸ است. در کوانتایل‌های پایین مصرف انرژی یعنی کوانتایل ۱ و ۲ نیز تقاضای انرژی خانگی خانوارهای کوانتایل دوم نسبت به درآمد، نسبت به خانوارهای کوانتایل اول، از حساسیت بیشتری برخوردار است. زیرا که خانوارهای کوانتایل اول احتمالاً تقاضایی به اندازه تأمین حداقل معاش و یا حتی کمتر از انرژی خانگی دارند که با افزایش درآمد، مصرفشان را افزایش خواهند داد که این درصد افزایش در کوانتایل دوم بیشتر از کوانتایل اول است.

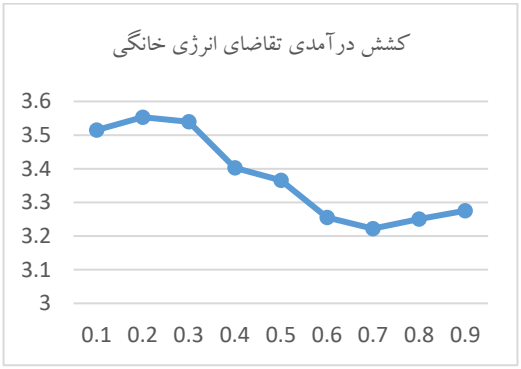
کشش‌های قیمتی خودی غیر جبرانی همگی دارای علامت منفی بوده که مطابق تئوری می‌باشند. ضمناً در کوانتایل‌های ۱ تا۹ بین ۱/۰۱۱ تا ۱/۰۱۴ می‌باشد که نشان‌دهنده با کشش بودن تقاضای انرژی خانگی خانوار نسبت به قیمت آن می‌باشد و می‌تواند به عنوان یک ابزار سیاستی کنترل مصرف انرژی در اختیار دولت قرار گیرد.



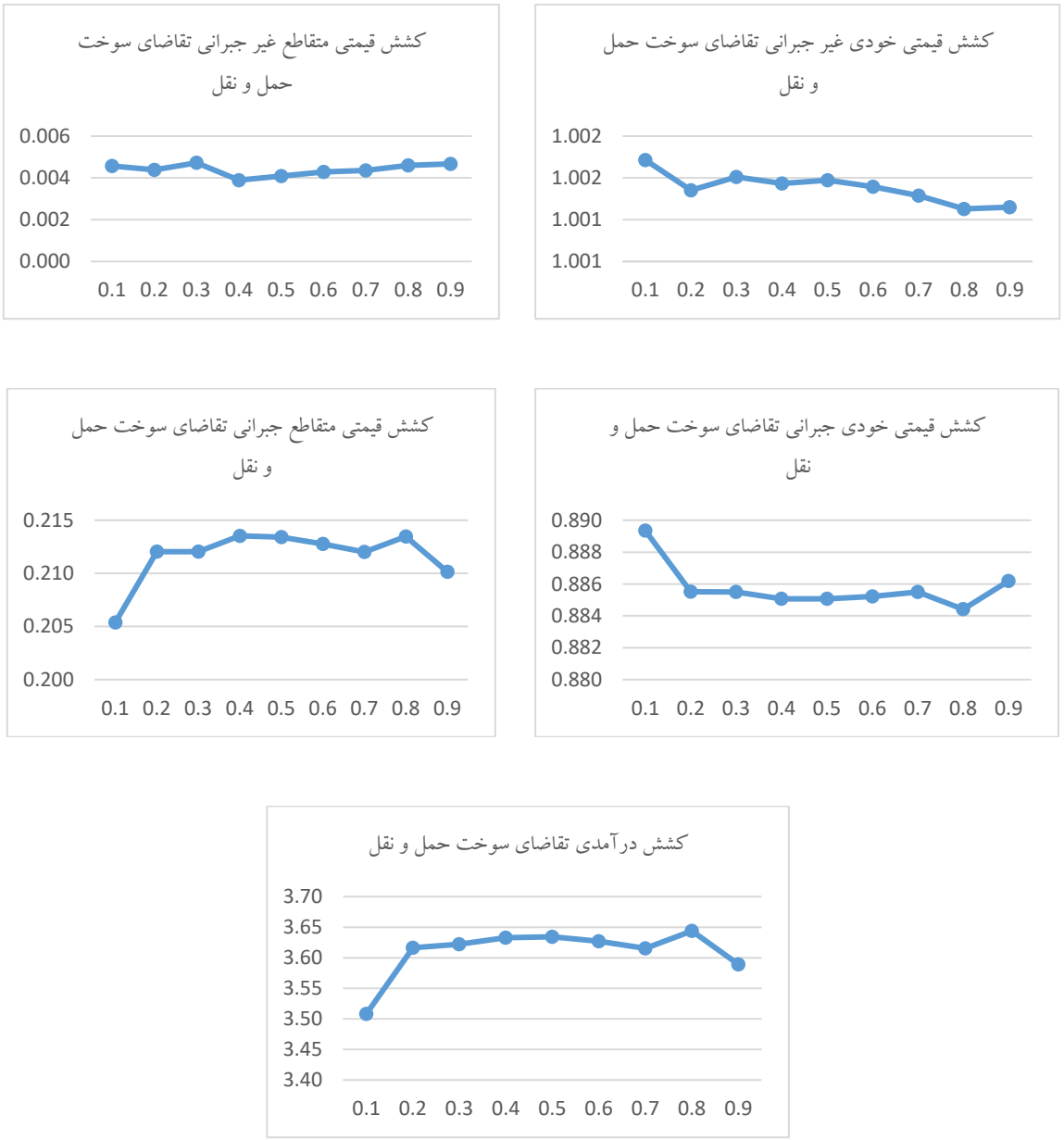








نمودار ۳. کشش‌های قیمتی جبرانی و غیر جبرانی و کشش درآمدی تقاضای گروه انرژی خانگی به تفکیک کوانتایل



نمودار ۴. کشش‌های قیمتی جبرانی و غیرجبرانی و کشش درآمدی تقاضای گروه سوخت و حمل و نقل به تفکیک کوانتایل

مطابق نمودار ۳، کشش قیمتی خودی غیر جبرانی مخارج خانوار روی انرژی خانگی به جز کوانتایل ۲ به ۳ که افزایش یافته، در کل با بالاتر رفتن کوانتایل‌ها، کاهش یافته‌است. به این معنا که خانوارهایی که در کوانتایل‌های بالاتر از نظر مصرفی انرژی قرار گرفته‌اند، نسبت به افزایش قیمت انرژی خانگی کم‌تر عکس‌العمل نشان داده و لذا کم‌تر از کوانتایل‌های پایینی مصرف خود روی انرژی را در اثر افزایش قیمت، کاهش می‌دهند. به بیان دیگر در خانوارهای پرمصرف‌تر، افزایش قیمت تأثیر کم‌تری در رفتار مصرفی انرژی خانگی خواهدداشت. از طرف دیگر، انرژی خانگی مطابق نتایج حاصل از مطالعه پژویان و همکاران، ۱۳۹۹، سهم مهم‌تری را در بودجه خانوارهای فقیر و متوسط داشته و آن‌ها مجبور هستند، مصرفشان را کاهش دهند حتی اگر این کاهش موجب شود مقدار کم‌تری از حد نیازشان برای داشتن یک زندگی راحت مصرف کنند (برای مثال کاهش مصرف گرما در زمستان). لذا افزایش قیمت انرژی خانگی مصرف خانوارهای کم‌مصرف را بیش از خانوارهای پرمصرف کاهش داده، و لذا

اثرات منفی روی رفاه آن‌ها خواهد داشت.

کشش‌های قیمتی جبرانی نیز در جدول۴ محاسبه شده‌اند. این کشش‌ها اثر تغییر قیمت یک گروه کالایی را روی تابع تقاضای جبرانی همان گروه کالا یا گروه کالایی دیگر به‌شرط ثابت ماندن سطح مطلوبیت مصرف‌کننده نشان‌می‌دهند. در تابع تقاضای جبرانی، کشش‌های قیمتی خودی که همان اثر جانشینی را نشان می‌دهند همواره منفی هستند که نتایج حاصل مطابق تئوری می‌باشد. ضمن این‌که نتایج بیان‌گر این مطلب هستند که کشش‌های جبرانی خودی در همه کوانتایل‌ها نسبت به کشش‌های قیمتی غیرجبرانی کمتر و حدود ۰/۸۸ هستند. یعنی در صورتی‌که مصرف‌کننده بعد از مدتی پس از افزایش قیمت انرژی جبران شود، کاهش نسبی مصرف انرژی خانگی نسبت به یک درصد افزایش قیمت آن، حدود ۰/۸۸ درصد می‌باشد. به عبارتی تقاضای انرژی خانگی نسبت به قیمت پس از جبران مصرف‌کننده، کم‌کشش می‌باشد. و از طرفی مطابق نمودار ۳، برخلاف کشش‌های غیر جبرانی خودی، کشش‌های جبرانی خودی تقاضای انرژی از کوانتایل ۲ تا کوانتایل ۷ افزایش یافته و برای کوانتایل های ۱ به ۲ و نیز کوانتایل‌های ۷ تا ۹ کاهشی می‌باشد. این یعنی بعد از مدتی که قیمت انرژی افزایش می‌یابد و مصرف‌کننده‌ها به طریقی جبران می‌گردند، بین کوانتایل های مصرفی ۲ تا ۷ هرچقدر خانوارها پرمصرف‌تر باشند، کاهش نسبی مصرف انرژی نسبت به یک درصد افزایش در قیمت آن، بیشتر می‌باشد. اما در پرمصرف‌ترین کوانتایل‌ها یعنی ۸ و ۹، افزایش یک درصدی قیمت پس از جبران مصرف‌کننده باعث کاهش کمتری در درصد مصرف خانوارها از انرژی خانگی خواهد شد. همچنین کم‌مصرف‌ترین خانوارها در کوانتایل ۱ و ۲ قرار دارند که در کوانتایل ۲ درصد کاهش مصرف انرژی نسبت به یک درصد افزایش قیمت آن، نسبت به کوانتایل ۱ بیشتر است. زیرا که کوانتایل ۱ احتمالاً مصرفی حتی پایین‌تر از حداقل معاش داشته و امکان کاهش مصرف نسبت به افزایش قیمت، کمتر وجود دارد.

در جدول ۴، اثرات متقاطع[1] یعنی تغییر تقاضای یک گروه کالا در اثر تغییر قیمت گروه کالای دیگر نیز بررسی شده‌است. در صورتی‌که کشش قیمتی متقاطع جبرانی برای دو گروه کالایی مثبت باشد، آن دو گروه جانشین خالص یک‌دیگر محسوب می‌شوند که البته با توجه به نرمال ظاهر شدن گروه کالاهای مورد بررسی یعنی اثر درآمدی مثبت در این تحقیق، کالاها می‌توانند جانشین ناخالص یا مکمل ناخالص یک‌دیگر باشند، به بیان دیگر علامت کشش‌های غیر جبرانی متقاطع آنها مثبت یا منفی شود. مطابق نتایج، کشش‌های متقاطع جبرانی برای همه کوانتایل‌های مصرف انرژی خانگی مثبت و بین ۰/۱ تا ۰/۱۲ می‌باشند. یعنی دو گروه کالای مورد بررسی برای خانوارها به‌صورت جانشین خالص ظاهر شده‌اند. کشش‌های متقاطع جبرانی گروه انرژی خانگی، از کوانتایل ۲ تا کوانتایل ۷ کاهش یافته‌است. یعنی افزایش نسبی تقاضای انرژی خانگی خانوارها از کوانتایل ۲ تا ۷ نسبت به یک درصد افزایش قیمت سوخت به عنوان یک کالای جانشین، به تدریج در خانوارهای پرمصرف‌تر کاهش یافته‌است. ولی در سه کوانتایل پرمصرف آخر، هرچقدر میزان مصرف انرژی خانگی خانوارها افزایش می‌یابد، با یک درصد افزایش در قیمت سوخت حمل و نقل، درصد افزایش میزان انرژی خانگی در خانوارها افزوده می‌شود.

بر اساس نتایج حاصله از در نظر گرفتن اثرات درآمدی در کنار اثرات جانشینی حاصل از تغییر قیمت کالاها و فرض تغییر سطح مطلوبیت خانوارها یعنی بررسی کشش‌های قیمتی متقاطع غیر جبرانی، مقدار کشش‌های مذکور مثبت و به معنای بازهم جانشین نا خالص بودن دو کالا می‌باشد. البته مقدار کشش مذکور در همه کوانتایل‌ها حدود ۰/۰۰۱ می‌باشد که نشان‌دهنده بسیار کم‌کشش بودن تقاضای انرژی خانگی خانوارها نسبت به قیمت سوخت می‌باشد. ضمناً مقدار این کشش در کوانتایل‌های مورد بررسی، تفاوت خیلی محسوسی نداشته و کمترین مقدار ممکن را درکوانتایل ۶ دارد.

در جدول ۳ ضرایب برآوردی معادله رگرسیون کوانتایلی دوم

1. Cross effects

برای تقاضای سوخت حمل و نقل آمده است. چنان‌چه مشخص است، ضرایب لگاریتم قیمت و درآمد در معادله دوم نیز همگی در سطح نود و پنج درصد معنا دار می‌باشد. مقدار کشش‌های قیمتی و درآمدی نیز در جدول ۵ محاسبه شده است. گروه کالایی سوخت حمل و نقل نیز همانند گروه انرژی خانگی، برای همه کوانتایل‌های مصرف، به‌صورت لوکس و مقدار کشش درآمدی بین ۳/۵ تا ۳/۶ ظاهر شده‌است که بیانگر حساسیت زیاد تقاضای سوخت حمل و نقل نسبت به درآمد می‌باشد. همچنین مقدار کشش از کوانتایل ۱ تا ۵ افزایش یافته که نشان می‌دهد، درصد افزایش تقاضای سوخت نسبت به یک درصد افزایش درآمد افراد از کوانتایل ۱ تا۵ افزایش می‌یابد. اما از کوانتایل ۵ تا ۹ درصد افزایش تقاضای سوخت در خانوارها نسبت به افزایش درآمد کاهش می‌یابد. البته به جز برای کوانتایل ۸، که بالاترین کشش درآمدی را دارا است که می‌تواند بیانگر تغییر وضعیت خانوارها از کوانتایل هفت به هشت برای مالکیت تعداد خودرو بیشتر و درنتیجه مصرف سوخت بیشتر باشد. پایین‌ترین کشش درآمدی مربوط به کوانتایل ۱ و بالاترین کشش مربوط به کوانتایل ۸ می‌باشد. یعنی بیشترین درصد افزایش تقاضای سوخت نسبت به یک درصد افزایش درآمد در کوانتایل ۸ اتفاق می‌افتد که می‌تواند به دلیل افزایش تعداد خوروهای تحت مالکیت خانوارها در اثر افزایش درآمد و درنتیجه افزایش سوخت بیشتر باشد.

کشش‌های قیمتی خودی غیر جبرانی تقاضای سوخت همگی دارای علامت منفی بوده که مطابق تئوری می‌باشند. ضمناً در کوانتایل‌های ۱ تا۹ بین ۱/۰۰۱ تا ۱/۰۰۲ می‌باشد که نشان‌دهنده با کشش بودن تقاضای سوخت حمل و نقل خانوار نسبت به قیمت آن می‌باشد. مطابق نمودار ۴، بیشترین کشش قیمتی خودی غیر جبرانی مربوط به کوانتایل ۱ و کمترین آن مربوط به کوانتایل‌های ۸ و ۹ می‌باشد. به این معنا که خانوارهایی که در کوانتایل‌های بالاتر از نظر مصرف سوخت قرار گرفته‌اند، نسبت به افزایش قیمت سوخت کمتر عکس‌العمل نشان داده و لذا کمتر از کوانتایل‌های پایینی مصرف نسبی سوخت را در اثر یک درصد افزایش قیمت، کاهش می‌دهند. لذا افزایش یک درصدی قیمت سوخت حمل و نقل مصرف نسبی خانوارهای کم‌مصرف را بیش از خانوارهای پرمصرف کاهش داده‌است. این نکته هنگام تنظیم قیمت حایز اهمیت است که مصرف سوخت در خانوارهای کوانتایل‌های پایین جنبه تأمین معاش و حتی کسب درآمد را داشته و تحمیل افزایش قیمت بر کوانتایل‌های کم‌مصرف، کاهش رفاه و رضایت این گروه را در پی خواهد داشت. این نتیجه در مورد گروه انرژی خانگی نیز صدق می‌کرد.

کشش‌های قیمتی جبرانی خودی گروه سوخت نیز با علامت منفی و مطابق تئوری می‌باشند و حدود ۰/۸۸ در کوانتایل‌های ۱ تا ۹ برآورد شده‌اند. در این جا نیز همانن گروه انرژی خانگی، کشش‌های جبرانی مقدارهای کمتری نسبت به کشش‌های غیرجبرانی را نشان می‌دهد که بیانگر این موضوع می‌باشد که در ابتدا و پیش از جبران مصرف‌کننده پاسخ مصرف کنندگان نسبت به یک درصد افزایش قیمت، کاهشی بیش از یک درصد در مصرف سوخت می‌باشد، لیکن پس از جبران مصرف‌کننده، این درصد کاهش مصرف زیر یک درصد می‌شود که نشان‌دهنده بی‌کشش بودن تقاضای سوخت نسبت به قیمت می‌باشد. بازهم بیشترین کشش قیمتی خودی جبرانی مربوط به کوانتایل ۱ و کمترین آن مربوط به کوانتایل پرمصرف ۸ می‌باشد. مقدار این کشش بین کوانتایل‌های ۲ تا ۷ تقریبا یکسان می‌باشد. این در حالی‌است که کمترین کشش های قیمتی خودی جبرانی گروه انرژی خانگی مربوط به کوانتایل ۲ و بیشترین آن مربوط به کوانتایل ۷ می‌باشد که الگویی تقریباً عکس سوخت را دنبال می‌کند.

مطابق نتایج، کشش‌های متقاطع جبرانی برای همه کوانتایل‌های مصرف سوخت مثبت و حدود ۰/۲ می‌باشند. یعنی دو گروه کالای مورد بررسی برای خانوارها به‌صورت جانشین خالص ظاهر شده‌اند، که نتیجه‌ای مشابه گروه انرژی خانگی می‌باشد. کشش‌های متقاطع جبرانی تقاضای سوخت، از کوانتایل ۱ تا کوانتایل ۴ افزایش یافته‌است. یعنی درصد افزایش تقاضای سوخت خانوارها نسبت به یک درصد افزایش قیمت انرژی خانگی، از کوانتایل ۱ تا ۴ افزایش یافته‌است. ولی مقدار کشش مذکور در کوانتایل‌های ۴ تا ۷ کاهش یافته است.

لیکن این نتایج با در نظر گرفتن اثرات درآمدی و بررسی کشش‌های قیمتی متقاطع غیر جبرانی، متفاوت می‌باشد. بر اساس نتایج حاصله، مقدار کشش‌های قیمتی متقاطع غیرجبرانی تقاضای سوخت منفی و به معنای مکمل ناخالص بودن دو گروه انرژی مورد بررسی می‌باشد. این کشش مقدار جزیی بین ۰/۰۰۴ تا ۰/۰۰۵ برآورد شده است که که در کل نشان‌دهنده تأثیر اندک قیمت انرژی در مصرف سوخت پیش از جبران مصرف‌کننده می‌باشد. کمترین مقدار این کشش مربوط به کوانتایل ۱ و بیشترین مقدار مربوط به کوانتایل ۸ می‌باشد.

۶. نتیجه‌گیری و پیشنهادات

در کل، با مراجعه به تابع تقاضای جبرانی که نسبت به تابع تقاضای غیر جبرانی به واقعیت نزدیک تر می‌باشد، باید گفت علی رغم این‌که در ابتدا با افزایش یک درصدی قیمت هر دو گروه انرژی یعنی هم انرژی خانگی و هم سوخت حمل و نقل، پیش از جبران مصرف‌کننده، خانوارها درصد کاهش معنی دار بالای یک درصد را در مصرف این دو گروه انرژی نشان خواهند داد، اما پس از جبران مصرف‌کننده، درصد کاهش تقاضای انرژی خانگی و سوخت در اثر افزایش یک درصدی قیمت به زیر یک درصد و حدود ۰/۸ درصد خواهد رسید. لذا افزایش قیمت در ابتدا می‌تواند عکس العمل کاهشی مصرف انرژی را در خانوارها به دنبال داشته باشد ولی پس از جبران مصرف‌کننده‌ها، تأثیر به سزایی در کاهش مصرف دو گروه انرژی مذکور توسط خانوارها نخواهد داشت. ضمن این‌که ارقام برآوردی کشش‌های متقاطع جبرانی حاکی از آن است که افزایش یک درصدی قیمت انرژی خانگی و سوخت باعث افزایش تقریبی ۰/۲ و ۰/۱ درصد در مقدار سوخت و انرژی خانگی مصرفی خانوارها در تمام کوانتایل‌ها خواهد شد.

همچنین در مورد گروه سوخت، بیشترین درصد کاهش مصرف در اثر افزایش یک درصدی قیمت سوخت پس از جبران مصرف‌کننده، مربوط به کوانتایل ۱ یعنی کم مصرف‌ترین خانوارها بوده و کمترین آن مربوط به کوانتایل ۸ یعنی کوانتایل پرمصرف می‌باشد. و این یعنی افزایش قیمت سوخت، خانوارهای پرمصرف با تعداد مالکیت زیاد خودروهای لوکس را تحت فشار برای کاهش مصرف قرار نخواهد داد.

این نتیجه اما در مورد گروه انرژی خانگی برعکس می‌باشد. زیرا کمترین درصد کاهش مصرف انرژی خانگی در اثر افزایش یک درصدی قیمت آن پس از جبران مصرف‌کننده، در کوانتایل کم مصرف ۲ و بیشترین آن در کوانتایل پرمصرف ۷ اتفاق افتاده است. مقدار کشش در کوانتایل‌های ۸ و ۹ اندکی از کوانتایل ۷ کمتر است. به عبارتی در کوانتایل‌های پرمصرف‌تر، شاهد کاهش نسبی بیشتری در اثر افزایش یک درصدی قیمت انرژی خانگی خواهیم بود. این نتیجه شاید به این دلیل حاصل شده که خانوارهای کم‌مصرف اصولاً انرژی خانگی را در حد حداقل معاش مصرف می‌نمایند و با توجه به نیاز به آن برای برآورده کردن نیازهای حیاتی تامین گرما، روشنایی و پخت غذا، قادر به کمتر کردن مصرفشان از این حداقل معاش نیستند و لذا پذیرش افزایش قیمت انرژی در خانوارهای کم مصرف به سختی صورت می‌گیرد. همان‌طور که ذکر شد این نتایج تفسیر کشش‌های قیمتی در تابع تقاضای جبرانی دو گروه انرژی مورد بررسی می‌باشد . در حالی که با بررسی کشش‌های غیر جبرانی هم در مورد انرژی خانگی و هم در مورد سوخت حمل و نقل، بیشترین درصد کاهش انرژی و سوخت پیش از جبران مصرف‌کننده در اثر یک درصد افزایش قیمت، مربوط به کوانتایل‌های کم مصرف اول و کمترین درصد کاهش مصرف مربوط به کوانتایل‌های پرمصرف آخر می‌باشد. همه این موارد به مفهوم فشار بیشتر بر طبقه کم مصرف و کم درآمد نسبت به طبقه پردرآمد و پر مصرف در اثر افزایش قیمت انرژی می‌باشد.

لذا با توجه به نتایج ذکر شده، سیاست افزایش قیمت انرژی با هدف کاهش مصرف آن، در مورد خانوارهای بررسی شده، نمی‌تواند سیاست موفقی باشد. ضمن این‌که هر گونه افزایش قیمت با هر هدف سیاستی می‌بایست همراه با یک سیاست جبرانی برای کمک به طبقات کم‌مصرف مانند دادن یارانه و یا کاهش مالیات بر درآمد قابل تصرف افراد و یا از طریق گرفتن مالیات از طبقه پرمصرف انجام شود. هر گونه مالیات یا افزایش قیمتی که به صورت برابر برای همه کوانتایل‌های مصرفی اعمال

شود، منجر به افزایش نابرابری در توزیع درآمد، افزایش فقر و فشار بر طبقه کم مصرف خواهد شد.

استفاده از انرژی‌های غیر آلاینده و جای‌گزینی تدریجی آن‌ها با انرژی‌های آلاینده از بین برنده محیط زیست، می‌تواند جایگزین افزایش قیمت انرژی در جهت کاهش مصرف دسته انرژی‌های آلاینده مورد بررسی باشد. هوشمندسازی سیستم گرمایش و سرمایش ساختمان‌های مسکونی، تجاری و اداری و استفاده از تکنولوژی‌های به روز در تولید خودرو با هدف تولید حداقل گازهای گل‌خانه‌ای می‌توانند به مراتب سیاست‌های مؤثرتری در زمینه کاهش مصرف انرژی‌های آلاینده و کمک به حفظ محیط زیست باشند.

منابع

ابونوری، عباسعلی و هیوا شیوه (۱۳۸۵). "برآورد تابع تقاضای بنزین در ایران طی دوره ۱۳۴۷-۱۳۸۱"، پژوهشنامه اقتصادی، دوره ۶، شماره ۳، صص۲۰۶-۲۲۸.

امامی میبدی، علی؛ گرایی نژاد، غلامرضا و نگین دارابی (۱۳۹۳). "برآورد تابع تقاضای بنزین در ایران طی دوره زمان۱۳۸۱ تا ۱۳۸۶ با استفاده از تکنیک پنل دیتا"، فصلنامه علوم اقتصادی، سال ۸، شماره ۲۷، صص۵۰-۲۹.

بیگانه، الهه؛ محرابی، یداله؛ میرمیران، پروین؛ خادم معبودی، علی‌اکبر و پانته‌آ ناظری (۱۳۹۲). "کاربرد رگرسیون چندک در تعیین عوامل مرتبط با ید دفعی ساکنین شهر تهران"، مجله غدد درون ریز و متابولیسم ایران، دانشگاه علوم پزشکی و خدمات بهداشتی- درمانی شهید بهشتی، دوره ۱۵، شماره ۱، صص ۴۰-۳۳.

پژویان، جمشید؛ غفاری، فرهاد؛ خداداد کاشی، فرهاد و فرناز فروتن (۱۳۹۸)." بررسی اثرات اعمال مالیات سبز بر تقاضای کالاهای آلاینده در ایران"، پایان‌نامه دکتری، دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم تحقیقات تهران.

سهیلی، کیومرث؛ فتاحی، شهرام و مهناز سرخوندی (۱۳۹۴). "ارزیابی راهبردهای پولی بانک مرکزی ایران نسبت به شکاف تولید و انحراف تورم: رویکرد بوت استرپ"، فصلنامه تحقیقات مدلسازی اقتصادی، شماره ۲۱، صص ۲۶۱-۲۲۳.

شکوهی فرد، سیامک؛ آل عمران، رؤیا؛ مهرگان، نادر و فرزاد رحیم‌زاده (۱۳۹۸). "اثر فساد بر توسعه انسانی (مدل رگرسیون کوانتایل)"، فصلنامه مدلسازی اقتصادسنجی، دوره ۵، شماره اول، صص ۶۶-۳۷.

Andrej C., Jan P. and R. Marian (2015). "An Analysis of Food Demand and Household Food Security in CEE: Evidence from Slovakia", 4th AIEAA Conference "Innovation, productivity and growth: towards sustainable agri-food production, Ancona, Italy.

Hendricks W. and R. koenker (1990). "Hierarchical spline Models for Conditional Quantiles and Demand for Electricity", working paper No. 90-1661, College of Commerce and Business Administration, Department of Economics University of Illinois.

Ipek E. and O. sekmen Ipek (2017). "Effect of Household Heterogeneity on Consumption Expenditure: A Simultaneous Quantile Regression analysis", The Empirical Ecomics letters, 16(12), pp. 1330-1336.

Kaza N. (2010). "Understanding the Spectrum of Residential Energy Consumption: A Quantile Regression Approach", Energy Policy.

Koenker R. and A.F. Machado (1999). “Goodness of Fit and Related Inference Processes for Quantile Regression”, Journal of the American Statistical Association, 94(448). pp. 1296-1310.

Koenker R. and G. Bassett (1982).”Tests of Linear Hypotheses and L1”, Estimation, Econometrica, 50, pp. 1577-83.

Meng Q., Xiong Ch., Mourshed M., Wu M., Ren X., Wang W., Li Y. and H. Song (2020). “Change-Point Multivariable Quantile Regression to Explore Effect of Weather Variables on Building Energy Consumption and Estimate base Temperature Range”, Sustainable Cities and Society, No. 53.

Newey W. K. and J.L. Powell (1987). “Asymmetric Least Squares Estimation and Testing, Econometrica”, 55(4), pp. 819-847

Rickertsen K. and G. Gustavsen (2006). “A Censored Quantile Regression Analysis of Vegetable Demand: The Effects of Changes in Prices and Total Expenditure”, Agricultural Economics.

Tilov I. and B. Volland (2018). “From average Joe to frugal Jane and wasteful John: a Quantile Regression analysis of Swiss Households’ electricity use”, university of Neuchatel, Institute of Economic Research, working paper pp. 18-17.