فصلنامه علمی – ترویجی «نشریه انرژی ایران»
دوره ۲۰، شماره ۳، پاییز ۱۳۹۶، صفحه ۶۱-۴۵

برآورد تابع تقاضای مصرف انرژی در بخش خانگی ایران: شواهدی از ۲۸ استان کشور

[۱]جعفر حقیقت*، [۲]پویان کیانی، [۳]امین نوری‌کوچی

تاریخ دریافت:
۱۳۹۵/۲/۲

تاریخ پذیرش:
۱۳۹۵/۷/۴

کلمات کلیدی:
تقاضای انرژی
پانل دیتا
روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM)

چکیده

امروزه بحث تقاضای انرژی از مباحث مهم و کاربردی در کشورهای مختلف است. تقاضای انرژی چه به لحاظ تاثیر مخرب بر محیط زیست و چه به لحاظ هزینه‌های اقتصادی که صرف آن می‌شود از اهمیت بالایی برخوردار است. بخش خانگی از مصرف کنندگان عمده انرژی محسوب می‌شوند و مطالعه در مورد عوامل موثر بر آن می‌تواند نتایج مفیدی را به لحاظ کابرد سیاست‌های مناسب در این زمینه ایجاد کند. از این رو در این مطالعه به برآورد تابع تقاضای انرژی در بخش خانگی پرداخته شده است. داده‌های مورد استفاده در این پژوهش مربوط به ۲۸ استان کشور و برای دوره زمانی ۱۳۹۲-۱۳۸۱ است که از ترازنامه انرژی کشور استخراج شده است. نتایج این برآورد نشان دهنده این واقعیت است که تقاضای انرژی در بخش خانگی تابعی معکوس از قیمت انرژی، جمعیت خانوار و نیاز به سرمایش است. به این معنی که هرچه این عوامل افزایش یابند تقاضا برای انرژی در بخش خانگی کاهش می‌یابد و سایر متغیرها یعنی درآمد واقعی و نیاز به گرمایش اثرات مثبتی بر تقاضای انرژی در بخش خانگی دارند.

۱. استاد اقتصاد دانشگاه تبریز (نویسنده مسئول) haghighat@tabrizu.ac.ir
۲. دانشجوی دکتری اقتصاد صنعتی دانشگاه تبریز kiani.pu@gmail.com
۳. کارشناسی ارشد اقتصاد aminnouri2@gmail.com

[Downloaded from necjournals.ir on 2026-05-19]

۱. مقدمه

مصرف انرژی از مباحث مهم اقتصادی و زیست محیطی در کشورهای مختلف می‌باشد. اهمیت حفظ محیط زیست از یک سو و تجدید ناپذیر بودن منابع انرژی از سوی دیگر اهمیت مصرف انرژی را روز به روز بیشتر می‌کند. در مورد کشورهای در حال توسعه خصوصاً ایران بنا به دلایل نرخ رشد بالای جمعیت، محدودیت سرمایه‌گذاری، مشکلات فنی در بخش های تولید، انتقال و توزیع مصرف انرژی و تلاش برای دستیابی به راهکارهایی برای کاهش آن ازحساسیت ویژه‌ای برخوردار است. بررسی وضعیت مصرف انرژِی در ایران مبین این واقعیت است که در صورت عدم شناسایی عوامل موثر بر مصرف انرژی در بخش‌های مختلف و عدم بکارگیری سیاست‌های مناسب در زمینه صرفه جویی انرژی، افزایش بازدهی و بهینه‌سازی در مصرف انرژی، در آینده‌ای نه چندان دور، کشور با بحران انرژی مواجه گشته و برای تأمین نیازهای داخلی انرژی از یک کشور صادر کننده نفت به کشوری وارد کننده تبدیل خواهد شد. با توجه به آمار ترازنامه انرژی کشور بخش خانگی با مصرف یک سوم از کل مصرف انرژی در کشور از مصرف کنندگان عمده انرژی محسوب می‌شود. شناسایی عوامل مهم و موثر بر تقاضای انرژی در بخش خانگی و اجرای سیاست‌هایی در جهت مصرف بهینه انرژی یکی از فعالیت‌های مهم نهادهای بین المللی فعال در بخش انرژی از جمله آژانس بین المللی انرژی است. علاوه بر این صرفه‌جویی در مصرف انرژی و کاهش تولید گازهای گلخانه‌ای هدف اصلی دولت‌ها در سراسر جهان است و البته ایران نیز از این امر مستثنی نیست. رابطه بلندمدت بین تقاضای انرژی و عوامل موثر بر آن می‌تواند راهگشای سیاست گذاران و دولتمردان در زمینه اتخاذ بسته‌های سیاستی مناسب در این زمینه باشد. اقدامات متعددی نظیر تبلیغات رسانه‌ای از صدا و سیما، افزایش قیمت حامل‌های انرژی و روش‌های جدید قیمت‌گذاری، تدوین مقررات استاندارد جدید تولید وسایل انرژی بر و راه‌اندازی وب سایت‌های متعدد در این زمینه در چند سال اخیر انجام گرفته است. هدف از این مطالعه شناسایی عوامل موثر بر مصرف انرژی در بخش خانگی می‌باشد. عمده‌ترین مصارف انرژی بخش خانگی شامل برق، گاز طبیعی، نفت سفید و نفت‌گاز می‌شود. متغیرهای مورد نظر عبارت اند از: مصرف انرژی (گاز طبیعی، نفت سفید، نفت گاز و برق)، قیمت واقعی انرژی، جمعیت، درآمد سرانه، بعد خانوار،

[Downloaded from necjournals.ir on 2026-05-19]

درجه روزهای گرم و سرد و تعداد خانه‌ها. لازم به ذکر است که همه داده‌ها به صورت استانی و طی سال‌های ۱۳۹۲- ۱۳۸۱ هستند.

۲. برآورد تابع تقاضا انرژی به عنوان نهاده تولید

تقاضا حامل‌های انرژی در این قسمت براساس نظریه اقتصاد خرد از تابع تولید مشتق می‌شود. برای آشنایی با ساختار نظری تقاضای حامل‌های انرژی، تابع تولید عمومی را به صورت زیر در نظر بگیرید.

$$Q=f(K,L,E,T) \quad (۱)$$

که در آن L **و** K به ترتیب نهاده‌های سرمایه و نیروی کار و E بیانگر حامل‌های انرژی است. T نیز متغیر روند است که بیانگر مجموعه‌ای از عوامل دیگر مثل تغییرات تکنولوژی است. مطابق اصول اقتصادی، ترکیب نهاده‌ها باید به گونه‌ای انتخاب شود که حداقل هزینه ممکن برای تولید به دست آید. با حداقل کردن تابع هزینه، تابع تقاضا برای عوامل تولید به دست می‌آید. در مطالعات انجام گرفته برای برآورد تقاضا برای حامل‌های انرژی به عنوان نهاده تولید مانند باندرانیک و موناسیگ[1] (۱۹۸۳) نهاده‌های تولید به دو گروه حامل‌های انرژی و سایر عوامل تولید تقسیم می‌شوند و تابع تولید به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$Q= f (J,E) \quad (۲)$$

در رابطه بالا J معرف سایر عوامل تولید و E بیانگر حامل‌های انرژی مصرفی است که می‌تواند شامل انواع حامل‌های انرژی باشد. در قدم بعدی تابع هزینه به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$C= P_J J+P_E E \quad (۳)$$

1. Bandaranaike, R. D. & Munasighe

[Downloaded from necjournals.ir on 2026-05-19]

که در آن P_J بیانگر قیمت سایر عوامل تولید است. مساله بهینه‌سازی تولید مستلزم حداقل کردن تابع هزینه در سطح معینی از تولید است. در نهایت تابع تقاضا برای نهاده انرژی با فروضی که در مورد شکل تابع تولید در نظر گرفته می‌شود بدست می‌آید.

۳. برآورد تابع تقاضا انرژی به عنوان کالای مصرفی

فرض اصلی که نظریه رفتار مصرف‌کننده و تقاضا بر اساس آن بنا شده است، این است که مصرف‌کننده می‌کوشد درآمد محدود پولی خود را بین کالاها و خدمات در دسترس طوری تخصیص دهد که بتواند به حداکثر رضایت خود دست یابد. منحنی تقاضا برای یک کالای خاص، ارتباط دهنده مقدارهای خریداری شده متعادل به قیمت بازار آن کالاست، در حالی که درآمد پولی اسمی، قیمت اسمی سایر کالاها، سلیقه و رجحان مصرف‌کننده، انتظارات از قیمت‌های نسبی آینده و جمعیت ثابت فرض می‌شوند.

در تئوری رفتار مصرف کننده ابتدا تابع مطلوبیت مصرف کننده تعریف می‌شود که در آن رضایت خاطر مصرف کننده تابعی از سطوح مصرف کالاها است. با استفاده از سه روش حداکثر کردن مطلوبیت مصرف کننده با توجه به محدودیت بودجه، از طریق تابع مطلوبیت غیرمستقیم و اتحاد روی از تابع مخارج مصرف کننده و از طریق تابع مطلوبیت غیرمستقیم و لم شفارد.

در اکثر توابع و سیستم‌ها تقاضای مبتنی بر تئوری رفتار مصرف کننده از قبیل سیستم هزینه‌های خطی استون، سیستم تقاضای ترانس لوگ، سیستم تقاضای رتردام، سیستم تقاضای تقریبا ایده‌آل، سیستم مخارج خطی پاول و مدل‌های تقاضا با کشش ثابت که در تجزیه و تحلیل تقاضای انرژی به عنوان کالای مصرفی مورد استفاده قرار گرفته‌اند، تقاضای حامل‌های انرژی به درآمد مصرف کنندگان، قیمت حامل، قیمت کالاهای جانشین و مکمل آن ارتباط داده شده است.

[Downloaded from necjournals.ir on 2026-05-19]

٤. مطالعات پیشین در برآورد تقاضای انرژی

مطالعات خارجی

رهدانز[1] (۲۰۰۷) در مطالعه‌ای به بررسی مخارج خانوارهای آلمان برای گرمایش هوا و عرضه آب گرم پرداخته است. دوره زمانی این مطالعه از ۲۰۰۳–۱۹۹۸ و برای ۱۲۰۰۰ خانوار است. وی در این پژوهش ویژگی‌های خانه‌های مسکونی و خانوارها را مورد بررسی قرار داد. نتایج حاکی از آن است که خانوارهایی که خود مالک مسکن هستند، حساسیت بیشتری نسبت به قیمت در مقایسه با خانوارهایی که مستاجر هستند دارد. محقق انگیزه بیشتر مالکان برای نصب تجهیزات با کیفیت بهتر را دلیل این امر می‌دانند.

آکینبوده[2] و دیگران (۲۰۰۸)، تقاضای گازوئیل را با استفاده از روش خودتوضیح، با وقفه‌های گسترده در کشور آفریقای جنوبی در دوره زمانی ۲۰۰۵–۱۹۷۸ مورد بررسی قرار داده و به این نتایج رسیدند که تقاضای گازوئیل نسبت به تغییرات قیمت و درآمد بی کشش است.

برونن، کوک و کویگلی[3] (۲۰۱۳) در مطالعه‌ای تاثیر رفتار و سواد خانوارها با توجه به مخارجشان را روی مصرف انرژی مورد بررسی قرار دادند. آن‌ها دانش انرژی ۱۷۲۱ خانوار هلندی را بررسی کردند. نتایج نشان داد که دانش انرژی بین آن‌ها پایین است، به‌طوری که تنها ۵۶ درصد آن‌ها از صورت حساب هزینه انرژی ماهانه خود آگاهی داشتند و ۴۰ درصد خانوارها تصمیم به سرمایه‌گذاری در خرید تجهیزات کاراتر را مناسب نمی‌دیدند.

کریسترم[4] (۲۰۱۳) در مطالعه‌ای مروری بر کارهای صورت گرفته در زمینه تقاضای انرژی خانگی انجام داده‌است. برخی از این مطالعات تجربی رابطه مثبت و برخی رابطه منفی بین متغیر جمعیتی و مصرف انرژی مشاهده می‌شود. مهم‌ترین متغیر موثر بر تقاضای انرژی، درجه حرارت است. همچنین از

1. Rehdanz
2. Akinboade
3. Brounen, Kok, Quogley
4. Kristrom

[Downloaded from necjournals.ir on 2026-05-19]

آنجا که اثر متغیرهای جمعیتی روی مصرف انرژی را می‌توان از اثر درآمد جدا کرد، مطالعات نشان می‌دهد، مصرف انرژی در طول چرخه زندگی و بین گروه‌های قومی‌و رویه‌های فرهنگی[1] متفاوت است.

بازاقیز[2] و همکاران (۲۰۱۳) مطالعه‌ای برای تقاضای برق خانگی در اسپانیا انجام دادند. آنها در این مطالعه با استفاده از روش پنل پویا تقاضای برق خانگی برای ۴۷ استان اسپانیا را در دوره ۲۰۰۰ تا ۲۰۰۸ محاسبه کردند. در این مطالعه متغیرهای قیمت، درآمد، شرایط آب و هوایی را به عنوان عوامل موثر بر تقاضای برق خانگی در نظر گرفته‌اند. نتایج نشان داد که کشش قیمتی تقاضا منفی و کوچکتر از یک است. همچنین متغیرهای شرایط آب و هوا اثر معنی‌داری بر تقاضای برق دارد.

مطالعات داخلی

وافی نجار (۱۳۸۵) در مطالعه‌ای به برآورد تابع تقاضای کل انرژی بخش خانگی و تجاری سه منطقه آمریکای شمالی، اروپای غربی و پاسیفیک پرداخته‌اند. آن‌ها در تخمین تابع تقاضا انرژی برای دوره ۲۰۰۱- ۱۹۶۰ اثرات نامتقارن تغییرات قیمت بر تقاضا را نیز در نظر گرفتند. نتایج حاکی از آن است که متغیرهای قیمت، درآمد و ارتقای کارایی در وسایل انرژی بر روند تقاضای انرژی موثر هستند. از دیگر نتایج تحقیق این بود که کارایی مصرف انرژی باعث ایجاد عدم تقارن در رابطه با قیمت و تقاضا می‌شود.

زراءنژاد و قپانچی (۱۳۸۶)، در مقاله‌ای با عنوان برآورد مدل تصحیح خطای تقاضای بنزین در ایران، با استفاده از روش هم- جمعی یوهانسون- جوسیلیوس رابطه بلندمدت و مدل تصحیح خطا که تغییرات کوتاه‌مدت متغیرها را به تعادل بلندمدت آن‌ها ارتباط می‌دهد، نشان دادند که تقاضای بنزین نسبت به قیمت و درآمد بی‌کشش است. یعنی بنزین یک کالای ضروری است در نتیجه عوامل غیر قیمتی و غیر درآمدی در کاهش مصرف آن تاثیر ویژه‌ای دارند.

کشاورز حداد و میرباقری (۱۳۸۶) در مطالعه‌ای تابع تقاضا گاز طبیعی بخش خانگی و تجاری را برآورد کردند. روش مورد استفاده در این تحقیق ساختار سری زمانی (STSM)[3] و برای دوره ۱۳۸۳- ۱۳۷۴ است. از مزیت‌ها این روش در برآورد روند اصلی تقاضای انرژی، تفکیک بین عوامل

1. Caltural Practices
2. Blázquez
3. Stacture Time Series Model

[Downloaded from necjournals.ir on 2026-05-19]

موثر بر تقاضا است. نتایج نشان داد که کشش بلندمدت درآمدی ۰/۱۷ است و نشان می‌دهد که گاز طبیعی یک کالای ضروری در سبد کالای مصرف‌کنندگان است. کشش قیمتی نیز ۰/۱۳ برآورد شده است و با توجه به کم بودن این کشش می‌توان گفت که مصرف کننده جایگزین مناسبی برای گاز طبیعی ندارد.

صمدی و دیگران (۱۳۸۷) توابع تقاضای ایستا و پویا برق در ایران طی سال‌های۱۳۷۲-۱۳۴۶ در بخش‌های خانگی، تجاری و عمومی، صنعتی و کشاورزی به روش حداقل مربعات معمولی (OLS) برآورد شده و بدین وسیله کشش‌های قیمتی و کشش‌های درآمدی تقاضا در کوتاه‌مدت و بلندمدت محاسبه شده‌است. ارقام محاسبه شده، نشان‌دهنده کم‌کشش بودن تقاضای مشترکین نسبت به تغییرات قیمت برق در کوتاه‌مدت و بلندمدت بوده که یکی از علت‌های آن پایین بودن قیمت واقعی برق عنوان شده است.

شهیکی تاش و نوروزی (۱۳۹۳)، در پژوهشی تابع تقاضای صنعتی گاز طبیعی و سنجش شدت مصرف گاز طبیعی در صنایع انرژی‌بر ایران را تخمین زدند. نتایج نشان داد که شدت مصرف گاز طبیعی در دوره کوتاه‌مدت و بلندمدت به ترتیب برابر با ۰/۱۴۹۳ و ۰/۱۱۴۴ درصد است و صنایع انرژی‌بر در مصرف گاز طبیعی تقریبا کارا عمل نموده‌اند. همچنین ارزیابی روند سهم گاز طبیعی و شدت گاز طبیعی صنایع انرژی‌بر حاکی از این مساله است که مجموع سهم گاز طبیعی ۱۰ صنعت در کل دوره افزایش پیدا کرده است و همچنین مقدار شدت گاز طبیعی (به طور متوسط) در کوتاه‌مدت و بلندمدت کاهش پیدا کرده است.

۵. روش تحقیق

در این پژوهش برای برآورد تابع تقاضای انرژی در بخش خانگی مربوط به استان‌های کشور از تکنیک پانل پویا مبتنی بر روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) استفاده می‌شود.

مدل داده‌های ترکیبی سری زمانی-مقطعی

داده‌های ترکیبی به مجموعه‌ای از داده‌ها گفته می‌شود که بر اساس آن، مشاهدات به وسیله تعداد زیادی از متغیرهای مقطعی(N) که اغلب به صورت تصادفی انتخاب می‌شوند، در طول یک دوره زمانی مشخص(T) مورد بررسی قرار گرفته باشند. این N×T داده‌های آماری را داده‌های ترکیبی یا داده‌های

[Downloaded from necjournals.ir on 2026-05-19]

مقطعی–سری زمانی می‌گویند. در استفاده از داده‌های ترکیبی از مدل‌ها و آزمون خاص این روش استفاده می‌شود. یکی از سوالاتی که بر اساس این روش باید به آن پاسخ داده شود نوع مدل انتخاب شده است. برای آزمون صحت و قوت مدل‌های مختلف از آزمون‌های متعددی استفاده می‌شود. رایج‌ترین این آزمون‌ها، آزمون‌های چاو[1] و هاسمن[2] است.

آزمون‌های تشخیصی[3]

به منظور انتخاب الگوی تخمین مناسب از میان روش‌های داده‌های ترکیبی و داده‌های تابلویی از آزمون اثرات ثابت (چاو) استفاده می‌شود. فرضیه صفر این آزمون الگوی رگرسیون متغیری است که بیان می‌کند تمام آثار ثابت برابر صفر است. اگر F محاسبه شده از مقدار بحرانی بیشتر باشد فرضیه صفر رد می‌شود و الگوی مناسب پانل می‌باشد، در غیر این صورت الگوی داده‌های ترکیبی[4] استفاده می‌شود. درتعیین مدل ارجح و درست از میان مدل اثر ثابت و اثر تصادفی آزمون هاسمن به کار برده می‌شود. در مدل اثر تصادفی بر خلاف مدل اثر ثابت، خطای رگرسیون تخمین زده شده و متغیرهای مستقل مدل همبسته نبوده و مستقل از یکدیگر می‌باشند. در این آزمون از آماره چی‌دو با K درجه آزادی استفاده می‌شود اگر چی‌دو به دست آمده از مقدار جدول بیشتر بود، فرض صفر مبنی بر تصادفی بودن رد می‌شود و فرض آثار ثابت پذیرفته می‌شود (بالتاجی [5]، ۲۰۰۵).

روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM)[6]

هنگامی که در مدل داده‌های ترکیبی، متغیر وابسته به صورت وقفه در طرف راست ظاهر شود دیگر برآوردهای OLS مناسب نمی‌باشد (هشیائو[7]، آرلانو و بوند[8] و بالتاجی (۱۹۹۵)). یکی از منابع و

1. Chow
2. Hausman
3. Diagnostic Test
4. Pooled data
5. Baltagi
6. Genera lized Method of Moments
7. Hsiao
8. Arrelano & Bond

[Downloaded from necjournals.ir on 2026-05-19]

کاربردهای داده‌های ترکیبی درک بهتر پویایی‌ها توسط محقق است. روابط پویا با حضور متغیرهای وابسته وقفه‌دار در میان متغیرهای توضیحی مدل‌سازی می‌شود.

$$y_{it} = \delta y_{it-1} + X'_{it}\beta + u_{it} \qquad i = 1, ..., N \qquad t = 1, ..., T \qquad (۴)$$

که در آن y_{it} و δ اسکالر هستند.

با فرض این که U_{it} از مدل جزء اخلال یک طرفه تبعیت می‌کند، به عبارتی تنها یک عامل موجب تفاوت مقطع‌هاست و آن الگوی اثرات ثابت است، داریم:

$$U_{it} = \mu_i + v_{it} \qquad (۵)$$

که در آن $\mu_i \sim IID(0, \sigma_\mu^2)$ و $v_{it} \sim IID(0, \sigma_v^2)$ که در بین مقاطع و در هر مقطع مستقل از یکدیگرند. مسأله خود همبستگی به دو دلیل حضور متغیر وابسته وقفه‌دار در میان متغیرهای توضیحی و اثرات مقطعی نامتجانس بین مقاطع آشکار می‌گردد. از آنجایی که U_{it} تابعی از μ_i است، آشکاراست که $y_{i,t-1}$ نیز تابعی از μ_i است، بنابراین متغیر $y_{i,t-1}$ به عنوان یک متغیر توضیحی در سمت راست معادله با جز خطای U_{it} همبسته است و این خود سبب تورش‌دار شدن و ناسازگار بودن تخمین زننده OLS می‌گردد. حتی اگر U_{it} به صورت سریالی همبسته نباشد تخمین زننده GLS نیز با فرض اثرات تصادفی برای مدل داده‌های ترکیبی پویا تورش‌دار خواهد بود (ابریشمی و همکاران، ۱۳۸۸).

با توجه به ماهیت مدل دراین تحقیق که متغیر با وقفه در سمت راست معادله وجود دارد به منظور تخمین معادله از مدل ترکیبی پویا استفاده می‌کنیم. بنابراین، باید به روش‌های برآورد دو مرحله‌ای 2SLS اندرسون و هشیائو[1] (۱۹۸۱) یا GMM آرلانوو باند (۱۹۹۲) متوسل شد. به گفته‌ی ماتیاس و سوستر[2] 2SLS ممکن است به دلیل مشکل در انتخاب ابزارها، واریانس‌های بزرگ برای ضرایب به

1. Anderson & Hsiao
2. Matyas & Sevestre

[Downloaded from necjournals.ir on 2026-05-19]

دست دهد و برآوردها از لحاظ آماری معنی‌دار نباشند. بنابراین روش GMM توسط آرلانو و باند برای حل این مشکل پیشنهاد شده است (یاوری و اشرف‌زاده، ۱۳۸۴)

در روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM)[1] برای رفع همبستگی متغیر وابسته با وقفه و جمله خطا، وقفه متغیرها به عنوان ابزار در تخمین زن GMM دو مرحله‌ای به کار می‌رود. همچنین از آن جایی که سازگاری تخمین زننده‌ی GMM بستگی به معتبر بودن ابزارهای به کار رفته دارد لذا برای آزمون این موضوع از آماره‌ی پیشنهاد شده توسط آرلانو و بوند، بلندل و بوند[2] و آرلانو و باور[3] استفاده می‌کنیم. این آزمون که سارگان[4] نام دارد اعتبار کل ابزارهای به کار رفته را می‌سنجد. در این آزمون فرضیه‌ی صفر حاکی از عدم همبستگی ابزارها با اجزاء اخلال می‌باشد (مهرآرا و رضایی، ۱۳۸۹).

برای تخمین مدل به وسیله این روش لازم است ابتدا متغیّرهای ابزاری به‌کار رفته در مدل مشخص شوند. سازگاری تخمین‌زننده GMM به معتبر بودن فرض عدم همبستگی سریالی جملات خطا و ابزارها بستگی دارد. این اعتبار می‌تواند به‌وسیله دو آزمون تصریح شده توسط آرلانو و باند (۱۹۹۱)، آرلانو و بوور (۱۹۹۵) آزمون شود. اولی آزمون سارگان[5] از محدودیت‌های از پیش تعیین شده است که معتبر بودن ابزارها را آزمون می‌کند. دومی آماره M_2 است که وجود همبستگی سریالی مرتبه دوم در جملات خطای تفاضلی مرتبه اول را آزمون می‌کند. عدم رد فرضیه صفر در هر دو آزمون شواهدی دال بر فرض عدم همبستگی سریالی و معتبر بودن ابزارها فراهم می‌کند. به‌عبارتی تخمین زننده GMM در صورتی سازگار است همبستگی سریالی مرتبه دوم در جملات خطا از معادله تفاضلی مرتبه اول وجود نداشته باشد.

آزمون سارگان (۱۹۵۸) از محدویت‌های از پیش تعیین شده است و برای تعیین هر نوع همبستگی بین ابزارها و خطاها به کار برده می‌شود. برای این که ابزارها معتبر باشند، باید بین ابزارها و جملات خطا همبستگی وجود نداشته باشد. فرضیه صفر برای این آزمون این است که ابزارها تا آن جا معتبر

1. Genera lized Method of Moments
2. Blundell & Bond
3. Arellano & Bover
4. Sargan
5. Sargan Test

[Downloaded from necjournals.ir on 2026-05-19]

هستند که با خطاها در معادله تفاضلی مرتبه اول همبسته نباشند. عدم رد فرضیه صفر می‌تواند شواهدی دال بر مناسب بودن ابزارها فراهم آورد.

٦. بررسی نتایج تجربی تحقیق

معرفی داده‌ها

در این مطالعه از متغیرهای کل مصرف انرژی در بخش خانگی استان‌های کشور به عنوان متغیر وابسته که شامل کل مصرف انرژی (شامل گاز طبیعی، برق و نفت سفید و نفت گاز) در هر سال به میلیارد BTU[1] و متغیرهای مستقل شامل، قیمت واقعی انرژی برای هر سال در هر استان، درآمد سرانه واقعی هر استان به میلیون تومان، میانگین نیاز به سرمایش[2] (CDD)، نیاز به گرمایش[3] (HDD) جمعیت هر استان، میانگین بعد خانوار هر استان است. با استفاده از رابطه‌های زیر متغیرهای نیاز به گرمایش و نیاز به سرمایش محاسبه شده است.

$$CDD = \sum(T - \theta 2) \qquad \theta 2 = 21℃$$
$$HDD = \sum(\theta 1 - T) \qquad \theta 1 = 18 \qquad (۶)$$

متغیر نیاز به سرمایش (CDD) به درجه روز و T دمای روزانه به درجه سانتیگراد و θ2 و θ1 آستانه دمایی است. باید به این نکته توجه کرد که قیمت نفت‌گاز و نفت‌سفید بر حسب ریال/ لیتر و قیمت گاز طبیعی برحسب ریال/ مترمکعب، قیمت برق برحسب ریال/ کیلو وات ساعت است. درآمد سرانه واقعی نیز از تقسیم تولید ناخالص داخلی هر استان برحسب میلیون ریال (بدون ارزش افزوده بخش نفت) بر جمعیت آن استان به دست آمده است.

داده‌ها بصورت پانل از ۲۸ استان کشور است. داده مصرف انرژی و قیمت واقعی انرژی از ترازنامه انرژی کشور استخراج شده است. با استفاده از اطلاعات مرکز آمار کشور داده‌های جمعیت، بعد خانوار، درآمد سرانه به دست آمده است و داده نیاز به گرمایش و نیاز به سرمایش از مرکز هواشناسی کشور

1. British Thermal Unit
2. Cooling degree day
3. Heating degree day

[Downloaded from necjournals.ir on 2026-05-19]

تهیه شده است. داده‌های قیمت انرژی میانگین وزنی از گاز طبیعی، نفت سفید، نفت‌گاز و برق است. همه داده‌ها به صورت استانی و بین سال‌های ۱۳۹۲-۱۳۸۱ است. لازم به ذکر است قیمت انرژی و درآمد به وسیله شاخص قیمت مصرف کننده هر استان تعدیل شده است.

معرفی مدل

در این بخش فرضیات پژوهش مورد آزمون قرار می‌گیرند. فرضیات با استفاده از تکنیک پانل پویا مبتنی بر روش گشتاورهای تعمیم یافته[1] (GMM) آزمون می‌شوند. مدل مناسب برای بررسی تابع تقاضای انرژی بر اساس مقاله بلزکوئز و همکاران (۲۰۱۳) به صورت رابطه زیر حاصل شده است:

$$\begin{aligned}\mathrm{Ln}\,E_{it} = {} & \beta_i + \beta^{E} LnE_{it-1} + \beta^{P} LnP_{it} + \beta^{y} Lny_{it} + \\ & \beta^{pop} Lnpop_{it} + \beta^{\ ahs} Lnahs_{it} + \beta^{hdd} Lnhdd_{it} + \\ & \beta^{cdd} Lncdd_{it} + U_{it}\end{aligned} \qquad (۷)$$

E_{it} مصرف کل انرژی، E_{it-1} مصرف کل انرژی با یک وقفه، P_{it} قیمت واقعی انرژی، y_{it} طبیعی درآمد واقعی، pop_{it} جمعیت، ahs_{it} اندازه خانوار، hdd_{it} نیاز به گرمایش، cdd_{it} نیاز به سرمایش، U_{it} جزء اخلال و Ln نشان دهنده لگاریتم طبیعی است.

بررسی ایستایی متغیرها

به‌کارگیری روش‌های سنتی در اقتصادسنجی مبتنی بر فرض ایستا بودن متغیرها است. از طرف دیگر اکثر سری‌های زمانی اقتصاد کلان ساکن پذیر نیستند و استفاده از سری زمانی غیر ساکن در یک معادله اقتصادی با استفاده از روش‌های سنتی ممکن است به نتایج کاذب منجر گردد، بنابراین برای جلوگیری از رخ دادن پدیده‌ی رگرسیون کاذب در هنگام برآورد الگو، ابتدا لازم است که ایستایی متغیرها مورد بررسی و آزمون قرار گیرد .

به منظور بررسی ایستایی متغیرهای مورداستفاده در مدل از آزمون لین و لوین و آزمون ایم، پسران و شین استفاده شده، فرضیه صفر در این آزمون‌ها، وجود ریشه واحد است.

1. Dynamic panel

[Downloaded from necjournals.ir on 2026-05-19]

جدول ۱. نتایج آزمون ایستایی متغیرها (سطح متغیرها)

متغیر	آزمون لین و لوین		آزمون ایم، پسران و شین		نتیجه
	آماره آزمون	احتمال	آماره آزمون	احتمال	
LE	−۱۴۸/۷۷	۰/۰۰	−۴/۲۸	۰/۰۰	ایستا
LP	−۰/۴۲	۰/۳۳	−۰/۸۹	۰/۹۹	ناایستا
LY	−۱۵/۱۷	۰/۰۰	−۵۴/۲۳	۰/۰۰	ایستا
LPop	−۱۵/۳۲	۰/۰۰	−۷/۱۲	۰/۰۰	ایستا
LAhs	۳/۵۴	۰/۹۹	−۰/۸۰	۰/۹۹	نا ایستا
LHdd	−۸/۰۴	۰/۰۰	−۵/۷۶	۰/۰۰	ایستا
LCdd	۰/۵۴	۰/۷۰	۰/۶۳	۰/۷۳	نا ایستا

منبع: محاسبات محقق

همانطور که در جدول مشاهده می‌شود بر اساس نتایج آزمون لین و لوین و آزمون ایم، پسران و شین متغیرهای LE، LY، LPOP و LHdd ایستا هستند، زیرا فرضیه صفر مبتنی بر وجود ریشه واحد در همه آن‌ها رد شده است. اما نمی‌توان فرضیه صفر را برای متغیرهای LP، LAhs و LCdd رد کرد؛ بنابراین این متغیرهای در سطح ایستا نیستند و باید آزمون ایستایی روی تفاضل مرتبه اول آن‌ها انجام شود. جدول زیر نتایج آزمون ایستایی برای تفاضل مرتبه اول متغیرهای LP، LAhs و LCdd را نشان می‌دهد.

جدول ۲. نتایج آزمون ایستایی متغیرها (تفاضل اول متغیرها)

متغیر	آزمون لین و لوین		آزمون ایم، پسران و شین		نتیجه
	آماره آزمون	احتمال	آماره آزمون	احتمال	
dLP	−۱۰/۳۷	۰/۰۰	−۲/۷۶	۰/۰۰	ایستا
dLAhs	−۱۲/۲۸	۰/۰۰	−۴/۵۰	۰/۰۰	ایستا
dLCdd	−۱۶/۷۴	۰/۰۰	−۷/۶۵	۰/۰۰	ایستا

منبع: محاسبات محقق

با توجه به نتایج جدول فوق فرضیه صفر مبتنی بر وجود ریشه واحد برای تفاضل مرتبه اول متغیرهای LP، LAhs و LCdd رد می‌شود؛ بنابراین این متغیرها ایستا هستند. با توجه به اینکه برخی از متغیرهای مدل در سطح ایستا و برخی با یک بار تفاضل‌گیری ایستا می‌شوند، تنها در صورت وجود رابطه‌ی هم جمعی میان متغیرهای می‌توان به نتایج اعتماد کرد.

[Downloaded from necjournals.ir on 2026-05-19]

۷. نتایج آزمون هم جمعی

در این تحقیق از آزمون هم جمعی پدرونی برای بررسی وجود یا عدم وجود رابطه‌ی هم جمعی میان متغیرها استفاده شده است. در این بخش از دو آماره پارامتری Panel-t و Group-t استفاده شده است. پس از استاندارد شدن، این چهار آماره به ترتیب با نمادهای Panel adf-sta ، Panel pp-stat، Group adf-stat و -pp Group stat نمایش داده شده است. با توجه به توزیع نرمال استاندارد این چهار آماره، نتایج در جدول (۳) نشان داده شده است. بنابراین براساس این نتایج، رابطه بلندمدت تعادلی بین متغیرهای بررسی شده است. لازم به ذکر است که آزمون هم جمعی تنها وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت را بیان می‌کند و میزان این ارتباط و چگونگی علامت آن با انجام این آزمون قابل تعیین نیست. به این ترتیب، برای بررسی میزان و چگونگی این ارتباط باید از روش‌های برآورد روابط استفاده شود.

جدول ۳. نتایج آزمون همجمعی پانل پدرونی

آماره	آزمون پدرونی	
	Panel	*Group*
PP statistic	*-۷/۱۷	*-۱۳/۱۰
ADF statistic	*-۵/۹۱	*-۷/۴۱

*فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود همجمعی در سطح معناداری ۵ درصد رد می‌شود.

منبع: محاسبات محقق

پس از تایید وجود رابطه بلندمدت از آزمون هم جمعی، با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) مدل برآورد می‌شود. نتایج تخمین مدل در جدول (۴) نشان داده شده است.

جدول ۴. نتایج تخمین مدل (متغیر وابسته LE)

متغیر	ضریب	Z	احتمال
LE(-1)	۰/۰۹۸	۲۸/۹۱	۰/۰۰۰
LP	-۰/۰۷۲	-۴/۹۹	۰/۰۰۰
LY	۰/۰۰۱	۰/۰۱	۰/۹۹
LPop	۲/۶۹۴	۹/۵۴	۰/۰۰۰
LAhs	-۰/۰۷۷	-۲/۰۸	۰/۰۳۷
LHdd	۰/۰۴۴	۱/۸۲	۰/۰۶۵
LCdd	-۰/۲۹۰	-۸/۷۷	۰/۰۰۰

[Downloaded from necjournals.ir on 2026-05-19]

متغیر	ضریب	Z	احتمال
آزمون‌های آماری		آماره	احتمال
Sargan Test		۳۷/۴۲	۰/۹۹
Arellano-Bond Test for AR(1)		-۰/۹۶	۰/۳۳
Arellano-Bond Test for AR(2)		۱/۲۵	۰/۲۱

منبع: یافته‌های تحقیق

همان‌طور که جدول (۴) نشان می‌دهد فرضیه صفر آزمون سارگان (متغیّرهای ابزاری استفاده شده با پسماندها همبسته نیستند) را نمی‌توان رد کرد و از این رو می‌توان گفت که متغیّرهای ابزاری استفاده شده در این مدل مناسب هستند. همچنین فرضیه صفر آزمون همبستگی سریالی که در آن جملات خطا در رگرسیون تفاضلی مرتبه اول همبستگی سریالی مرتبه دوم را نشان نمی‌دهند را نمی‌توان رد کرد.

۸. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

با توجه به نتایج به دست آمده نتیجه می‌شود متغیر مصرف انرژی با یک وقفه معنی‌دار است که حاکی از پویایی مصرف انرژی در طی زمان است و با توجه به این که ضریب این متغیر مثبت می‌باشد، مصرف انرژی دوره قبل اثر معناداری بر مصرف انرژی دوره بعد خود دارد. همچنین، با کشش بودن متغیر جمعیت بیان‌کننده این است که با افزایش یک درصدی جمعیت، مصرف انرژی ۲/۶۹ درصد افزایش می‌یابد. ضریب تخمین زده شده برای متغیر بعد خانوار گویای این است که با افزایش اندازه خانوار، گرایش به کاربرد کمتر انرژی وجود دارد (وجود بازدهی نسبت به مقیاس). این ضریب ۰/۰۷۷- برآورد شده است. این امر به این معنی است که هرچه جمعیت افراد در یک واحد مسکونی بیشتر شود از حالتی که افراد در واحدهای جدا از هم زندگی کنند، به دلیل وجود بازدهی نسبت به مقیاس، سرانه انرژی مصرفی هر فرد کاهش می‌یابد. به عنوان مثالی از بازدهی نسبت به مقیاس، افزایش آپارتمان نشینی به دلیل وجود سیستم سرمایش و گرمایش مرکزی برای کل ساختمان، نسبت به حالتی که هر واحد به صورت مستقل سیستم سرمایشی و گرمایشی داشته باشند، مصرف انرژی خانواده کمتر می‌کند. بنابراین یک واحد مسکونی در هر صورت نیاز به سیستم گرمایشی و سرمایشی دارد حال هرچه افرادی که در آن زندگی می‌کنند بیشتر باشند، سرانه مصرف انرژی کاهش می‌یابد، پس مصرف کل انرژی به سمت کاهش گرایش پیدا می‌کند که با افزایش متغیر جمعیت (دارای کشش مثبت است) متفاوت است.

[Downloaded from necjournals.ir on 2026-05-19]

از دیگر متغیرهای موثر بر مصرف برق در بخش خانگی نیاز به سرمایش CDD و نیاز به گرمایش HDD است. بر اساس نتایج به دست آمده مصرف انرژی نسبت به متغیر HDD کم کشش است به طوری با یک درصد افزایش در این متغیر مصرف انرژی ۰/۰۴۴ درصد افزایش خواهد یافت. اما منفی بودن ضریب متغیر CDD نشان‌دهنده این است که افزایش تقاضا برای انرژی خانگی در ایران متناسب با نیاز به سرمایش نیست و می‌تواند ناشی از گوناگونی جغرافیای طبیعی کشور باشد. بیشترین انرژی مورد استفاده برای سرمایش در ایران، برق است که تنها یکی از سه سوخت بررسی شده است و با افزایش درجه حرارت هوا، مصرف برق در برخی از استان‌ها و خصوصا استان‌های جنوبی افزایش می‌یابد. بدیهی است کاربرد الکتریسیته برای سرمایش، بیشتر از نفت سفید، نفت گاز و گاز طبیعی است. اصولا بیشتر لوازم سرمایشی برقی هستند (داده‌های لوازم خانگی در مرکز آمار موجود است). همچنین همبستگی مثبت بین افزایش درجه حرارت و استفاده از لوازم سرمایش وجود دارد. این مساله هم‌زمان با کاهش استفاده از انرژی مورد نیاز برای گرمایش در استان‌های سردسیر است. بنابراین از مصرف سوخت‌های گاز طبیعی و نفت سفید که اغلب به منظور گرمایش مورد استفاده قرار می‌گیرند، کاسته شده و میزان این کاهش بیش از افزایش مصرف برق به منظور سرمایش است. این امر نشان‌دهنده‌ی این است که مصرف برق خانگی در ایران تحت تاثیر عوامل دیگری است. در واقع می‌توان گفت که بیشترین میزان مصرف برق خانگی (کل استان‌ها) در ایران مربوط به وسایلی مانند ماشین لباسشویی، جارو برقی و دیگر وسایل پرمصرف برقی است که به منظور سرمایش یا گرمایش به کار نمی‌روند.

منابع

[۱] زراء نژاد، منصور و قپانچی، فرشید، (۱۳۸۶)، برآورد مدل تصحیح خطای تقاضای بنزین در ایران، فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۴۲ ، ص ۲۹-۵۲.

[۲] شهیکی تاشف محمد نبی و علی نوروزی (۱۳۹۳)، «تخمین تابع تقاضای صنعتی گاز طبیعی و سنجش شدت مصرف گاز طبیعی در صنایع انرژی‌بر ایران» پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران، دوره ۳، ص ۱۳۰-۹۳.

[۳] صمدی، سعید، شهیدی، آمنه، و محمدی، فرزانه، ۱۳۸۷؛تحلیل تقاضای برق در ایران با استفاده از مفهوم هم جمعی و مدل ARIM طی ۱۳۶۳تا ۱۳۸۷، فرزانه، مجلهٔ دانش و توسعه.

[۴] کشاورز حداد، غلامرضا و میرباقری جم، محمد (۱۳۸۶)، بررسی تابع تقاضای گاز طبیعی در ایران. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، سال نهم، شماره ۳۲، ص ۱۶۰-۱۳۷.

[Downloaded from necjournals.ir on 2026-05-19]

[۵] مهرآرا، محسن و علـی رضـایی عبـاس (۱۳۸۹) . "کیفیـت نهادهـا و آثـار آزادسـازی تجـاری در کشورهای در حال توسعه منتخب." پژوهشنامه بازرگانی ۱۴، ص: ۱-۳۲.

[۶] وافی نجار، داریوش(۱۳۸۵)، «تخمین تقاضای کل انرژی بخش خانگی- تجاری منـاطق مختلـف OECD با در نظر گرفتن اثرات نامتقارن تغییرات قیمت بـر تقاضـا»، فصـلنامه مطالعـات اقتصـاد انرژی، سال سوم، شماره ۹، ص ۵۸-۳۹.

[7] Anderson, T.W. and Cheng Hsiao, "Estimation of dynamic models with error components," Journal of the American Statistical Association, 1981, 589-606.

[8] Arellano, Manuel & Bover, Olympia, 1995. "Another look at the instrumental variable estimation of error-components models," Journal of Econometrics, Elsevier, vol. 68(1), pages 29-51, July.

[9] Akinboade, Olude A., Emmanuel Ziramba, and Wolassa L. Kumo. 2008. The demand for gasoline in South Africa: An empirical analysis using co-integration techniques. Energy Economics 30: 3222-3229.

[10] Bandaranaike, R. D. & M. Munasighe (1983), "The Demand for Electricity Service and the Quality of Supply", Energy Journal, Vol. 4, No. 2, PP.

[11] Baltagi, Badi H (2005), "Econometric Analysis of Panel Data", Third Edition, John Wiley and Sons.

[12] Baltagi, Badi H.(1995), *Econometric Analysis of Panel Data*, John Wiley & Sons.

[13] Brounen, D., Kok, N., & Quigley, J. M. (2013)," Residential Energy Literacy and Conservation". *Chicago: 47th Annual AREUEA*.

[14] Blázquez L, Boogen N, Filippini, M (2013) Residential electricity demand in Spain: New empirical evidence using aggregate data, Energy Economics 36 (2013) 648–657.

[15] Blundell, R.W. and Bond, S.R. (2000), 'GMM estimation with persistent panel data: an application to production functions', *Econometric Reviews*, 19, 321-340

[16] Hsiao, Cheng, *Analysis of Panel Data*, Cambridge University Press, 1986.

[17] Kriström, B. (2013). Greening Household Behaviour: Overview from the 2011 Survey, chapter Household behaviour and energy use, (pp. 77–112). OECD Publishing.

[18] Rehdanz, K. (2007). Determinants of residential space heating expenditures in Germany. *Energy economics*, *29*(2), 167-182.

[Downloaded from necjournals.ir on 2026-05-19]