



The Dynamic Effects of the Law on Removing Obstacles for Power Industry Development on Iranian Household Electricity Consumption: With an Emphasis on the Role of Inflation

Leyla Jabari^{a,*} , Ali Asghar Salem^a , Younes Nademi^b , and Abbas Shakeri^a 

a. Department of Theoretical Economics, Faculty of Economics, University of Allameh Tabataba'i, Tehran, Tehran, Iran.

b. Department of Economics, Faculty of Humanities, University of Ayatollah Boroujerdi, Boroujerd, Iran.

* Corresponding author.

Article Info	Abstract
Article Type: Research Article	The increase in household electricity consumption and the imbalance between electricity supply and demand represent one of Iran's most critical energy challenges. In response, the government implemented the Removing Obstacles for Power Industry Development to control electricity consumption and encourage high-consuming households to save energy. However, the effect of this law on electricity consumption has not yet been examined. Therefore, this study aims to investigate the dynamic effects of the law on household electricity consumption and the moderating role of inflation. The novelty of the research lies in analyzing the law's dynamic impacts and isolating the influence of inflation on the outcomes. The results indicate that the law has a significant negative effect on electricity consumption: the law's coefficient is negative and significant in both the first and second years after implementation, although smaller in the second year. Moreover, the interaction term between inflation and the law is positive and significant. In other words, the law has a deterrent effect on electricity consumption, but its impact diminishes over time and under inflationary conditions. Therefore, it is recommended that pricing reforms be implemented gradually and alongside inflation control policies to ensure sustainable electricity savings.
Article History: Received: 15 October 2025 Revised: 22 August 2026 Accepted: 12 September 2026 Published: 29 September 2026	
Keywords: consumption, difference-in- differences, electricity tariffs, households' electricity inflation.	
JEL Classification: C2, E31, Q41, Q48.	

Cite to this paper: Jabari, L., Salem, A. A., Nademi, Y., & Shakeri, A. (2026). The Dynamic Effects of the Law on Removing Obstacles for Power Industry Development on Iranian Household Electricity Consumption: With an Emphasis on The Role of Inflation. *Journal of Economic Research*, 61(3), 522-570.



©The Authors retain the copyright and full publishing rights.

Publisher: The University of Tehran Press.

DOI: <https://doi.org/10.22059/jte.2026.404330.1009037>

اثرات پویای قانون مانع‌زدایی از توسعه صنعت برق بر مصرف برق خانوارهای ایرانی: با تأکید بر نقش تورم

لیلا جبّاری^{۱*}، علی‌اصغر سالم^۲، یونس نادمی^۳، و عباس شاکری^۱

۱. گروه اقتصاد نظری، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران.

۲. گروه اقتصاد، دانشکده علوم انسانی، دانشگاه آیت الله بروجردی، بروجرد، ایران.

* نویسنده مسئول.

اطلاعات مقاله	چکیده
نوع مقاله: پژوهشی تاریخ دریافت: ۱۴۰۴/۰۷/۲۳ تاریخ بازنگری: ۱۴۰۵/۰۵/۳۱ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۵/۰۶/۲۱ تاریخ انتشار: ۱۴۰۵/۰۷/۰۷ کلیدواژه‌ها: اصلاحات تعرفه‌های برق، تفاضل در تفاضل، تورم، مصرف برق خانوار. طبقه‌بندی JEL: C2, E31, Q41, Q48.	افزایش مصرف برق خانگی و ناترازی تولید و مصرف، یکی از مهم‌ترین چالش‌های انرژی در ایران است. در پاسخ به این مسأله، دولت قانون مانع‌زدایی از توسعه صنعت برق را برای کنترل مصرف و ترغیب خانوارهای پرمصرف به صرفه‌جویی اجرا کرده، با این‌حال اثر این قانون بر مصرف برق مورد بررسی قرار نگرفته است. بنابراین هدف این پژوهش بررسی اثرات پویای این قانون بر مصرف برق خانگی و نقش تورم در تعدیل این اثر است. نوآوری مطالعه در تحلیل اثرات پویای قانون مانع‌زدایی از توسعه صنعت برق بر مصرف خانوارها و تفکیک تأثیر تورم بر نتایج آن نهفته است. نتایج این مطالعه نشان داد، قانون مانع‌زدایی اثر منفی و معناداری بر مصرف برق دارد. ضریب قانون در سال اول و دوم پس از اجرای آن منفی و معنادار است، اما این ضریب در سال دوم کوچک‌تر از سال اول است. همچنین، ضریب عبارت تعاملی میان تورم و قانون مانع‌زدایی از توسعه صنعت برق مثبت و معنادار است. به عبارتی این قانون اثر بازدارنده بر مصرف برق دارد، اما با گذشت زمان و تحت شرایط تورمی، میزان این اثر کاهش می‌یابد. بنابراین پیشنهاد می‌شود اصلاحات قیمتی به صورت مرحله‌ای اعمال و همزمان با سیاستهای کنترل تورم اجرا شود تا صرفه‌جویی در مصرف برق پایدار باقی بماند.

استناد به مقاله: جبّاری، لیلا، سالم، علی‌اصغر، نادمی، یونس، و شاکری، عباس. (۱۴۰۵). اثرات پویای قانون مانع‌زدایی از توسعه صنعت برق بر مصرف برق خانوارهای ایرانی: با تأکید بر نقش تورم. *تحقیقات اقتصادی*، ۶۱ (۳)، ۵۲۲ - ۵۷۰.



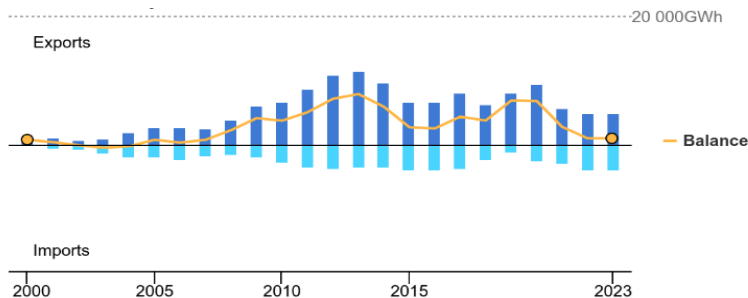
© نویسندگان.

ناشر: مؤسسه انتشارات دانشگاه تهران.

DOI: <https://doi.org/10.22059/jte.2026.404330.1009037>

مقدمه

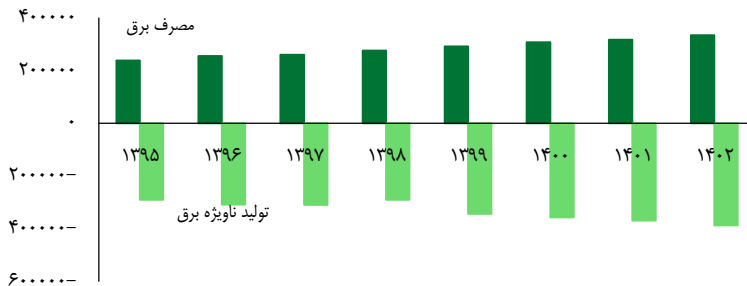
مصرف برق در بخش خانگی ایران، طی سال‌های اخیر به یکی از اساسی‌ترین چالش‌های حوزه انرژی بدل شده است. این بخش با سهمی نزدیک به ۳۲ درصد از کل مصرف برق ایران، جایگاهی تعیین‌کننده در شکل‌دهی تعادل عرضه و تقاضا دارد. روند مصرف در آن نیز از سال ۱۳۷۴ تاکنون، با متوسط رشدی چشم‌گیر معادل ۵/۳۶ درصد در سال، همواره صعودی بوده است (زمانی‌پور و همکاران، ۲۰۲۳؛ روحانی و همکاران، ۲۰۲۰). گفته شده این جهش مصرف، تنها بازتابی از تغییرات اقلیمی و رشد جمعیت نیست، بلکه نتیجه مستقیم سیاست‌های قیمتی و پایین بودن تعرفه‌هاست؛ عاملی که به‌جای ایجاد انگیزه برای صرفه‌جویی، خود به محرکی برای افزایش مصرف بدل شده است (فتوره‌چی و همکاران، ۲۰۲۲). با وجود تکیه بر ظرفیت عظیم تولید برق از منابع فسیلی (در سال ۲۰۲۲ به ۳۶۷۶۶۹ گیگا وات ساعت رسید) و همچنین رشد واردات برق از ۱۳۴۱ گیگاوات ساعت در سال ۲۰۱۹ به بیش از ۳۰۱۸ گیگا وات ساعت در سال ۲۰۲۲، همچنان این تقاضای رو به افزایش برق، تأمین نشده و در کنار عوامل سمت عرضه مانند هدر رفت برق در شبکه سراسری توزیع، انرژی‌بری وسایل برقی، برق دزدی در حاشیه شهرها، ایران را با ناترازی برق مواجه کرده است (شکل‌های ۱ و ۲).



شکل ۱. روند واردات، صادرات و تراز تجاری برق در ایران

منبع: آژانس بین‌المللی انرژی (۲۰۲۵)

توضیح: نمودارهای آبی پررنگ نشان‌دهنده میزان صادرات، نمودار آبی کم‌رنگ نشان‌دهنده واردات و خط نارنجی رنگ نشان‌دهنده تراز تجاری برق در ایران است. همان‌طور که در این شکل نشان داده شده، افزایش مصرف برق، روند رو به رشد صادرات برقی که از سال ۲۰۰۰ تا سال ۲۰۱۳ وجود داشته را محدود کرده است. در مقابل واردات برق در سال ۲۰۲۳ نسبت به سال ۲۰۰۰ افزایش یافته که این به نوعی ناترازی در مصرف و ناتوانی تولید داخل در پاسخ به تقاضا را نشان می‌دهد.



شکل ۲. روند تولید، مصرف و تراز مصرفی برق در ایران

منبع: مرکز آمار ایران (۱۴۰۴).

توضیح: نمودارهای سبز پررنگ نشان‌دهنده میزان مصرف و نمودار سبز کم‌رنگ نشان‌دهنده تولید در ایران است. همان‌طور که در این شکل نشان داده شده، در طول سال‌های ۱۳۹۵ تا ۱۴۰۲ افزایش مصرف همراه با افزایش تولید، افزایش یافته است.

در این میان پایین بودن قیمت‌های اسمی انرژی از جمله برق به علت پرداخت یارانه‌های هنگفت انرژی، بالا بودن تورم و در نتیجه پایین بودن قیمت‌های حقیقی انرژی (کم‌تر از ۳۰ درصد قیمت جهانی انرژی) به ناترازی‌های انرژی دامن زده و این کشور را با مشکلات اساسی روبه‌رو کرده است (راعی^۱ و همکاران، ۲۰۲۴). پیامد این ناترازی‌ها، خاموشی‌های گسترده در بخش خانگی و تحمیل محدودیت‌های جدی بر صنایع بوده است؛ به‌گونه‌ای که بنا به گزارش اتاق بازرگانی ایران (۱۴۰۳) سهمیه‌بندی برق در بخش خانگی عملاً به کاهش حدود ۵۰ درصدی فعالیت‌های صنعتی انجامیده است. این بحران، تنها جنبه اقتصادی ندارد؛ زیرا ساختار تولید برق ایران وابسته به سوخت‌های فسیلی است و بنا بر گزارش آژانس بین‌المللی انرژی (۲۰۲۵)، بیش از ۹۵ درصد برق ایران از نفت و گاز طبیعی (۱۳/۵ درصد از طریق نفت و ۸۰/۲ درصد از طریق گاز طبیعی) تأمین می‌شود. چنین ترکیبی نه تنها پایداری زیست‌محیطی را تهدید کرده، بلکه فشارهای بین‌المللی برای کاهش آلاینده‌گی‌ها نیز آن را به معضلی دوجندان بدل کرده است. در نتیجه، مدیریت تقاضا و اصلاح الگوهای مصرف از سطح یک انتخاب سیاستی فراتر رفته و به ضرورتی فوری و حیاتی تبدیل شده است.

^۱ Raei

صرفه‌جویی انرژی در سمت تقاضا می‌تواند به‌طور مؤثری تعادل شبکه را تنظیم کند و تعادل میان تولید و مصرف را بازگرداند (نی^۱ و همکاران، ۲۰۲۴). شواهد تجربی نشان می‌دهد که این افزایش مصرف، حاصل برهم‌کنش مجموعه‌ای از عوامل از جمله رشد جمعیت، گسترش شهرنشینی، افزایش سطح رفاه و تغییر سبک زندگی، شرایط اقلیمی و همچنین پیشرفت یا ناکارایی فناوری‌های مصرف انرژی در بخش خانگی است. در عین حال، مطالعات انجام‌شده نشان می‌دهند که سیاست‌های قیمتی و پایین بودن تعرفه‌های برق، به‌ویژه در بستر وجود یارانه‌های گسترده انرژی، یکی از عوامل اثرگذار بر تشدید این روند بوده‌اند؛ به این معنا که قیمت‌های پایین برق، در کنار سایر عوامل اقتصادی و اجتماعی، سیگنال‌های نادرستی به مصرف‌کنندگان منتقل کرده و انگیزه‌های صرفه‌جویی را تضعیف کرده است (فتوره‌چی و همکاران، ۲۰۲۲). از این‌رو، اصلاح تعرفه‌ها به یکی از محورهای اصلی سیاست‌گذاری تبدیل شده است. این مسأله تنها مختص ایران نیست. تجربه‌های بین‌المللی نشان می‌دهد در کشورهایی که دولت نقش پررنگی در قیمت‌گذاری انرژی دارد، برق خانگی با یارانه‌های گسترده عرضه می‌شود و اصلاح قیمت انرژی با ملاحظات اجتماعی و رفاهی همراه است، سیاست‌های اصلاح قیمت انرژی به یکی از ابزارهای اصلی مدیریت تقاضا تبدیل شده‌اند. در کشورهای در حال توسعه‌ای نظیر اندونزی، مصر، ترکیه، هند و مراکش از این منظر شباهت‌های ساختاری قابل توجهی (از جمله وابستگی بالای سبد انرژی به سوخت‌های فسیلی، قیمت‌گذاری دستوری برق، و سهم بالای مصرف خانگی در تقاضای کل برق) با ایران دارند؛ شواهد تجربی نشان می‌دهد که اصلاح تعرفه‌های برق، به‌ویژه در قالب افزایش تدریجی قیمت‌ها، در بسیاری از موارد به کاهش مصرف ناکارآمد انرژی به تعدیل رشد تقاضای برق و بهبود کارایی مصرف منجر شده است. برای مثال در اندونزی اصلاح تعرفه‌های انرژی با حذف یارانه‌های گسترده برق و سوخت در سال‌های ۲۰۱۵-۲۰۱۴ همراه بود؛ این اصلاحات منجر به کاهش مصرف کلی انرژی و بهبود توازن مالی بخش انرژی گردید (پرادپیتیو^۲ و همکاران، ۲۰۱۶). در مراکش آزادسازی تدریجی قیمت انرژی، در چارچوب اصلاحات یارانه‌ای، موجب شد مصرف انرژی ناکارآمد کاهش یابد و فشار بر شبکه برق در دوره‌های پس از اصلاح تا حدی تعدیل شود (ورمه و الماسناوی^۳، ۲۰۱۷). همچنین در هند تجربه حذف تدریجی یارانه برق نشان داده است که وقتی تعرفه‌های برق به سمت قیمت‌های واقعی‌تر حرکت می‌کند، مصرف خانگی برق به تدریج کاهش

^۱ Nie^۲ Pradiptyo^۳ Verme and El-Massnaoui

می‌یابد و انگیزه برای بهره‌وری انرژی افزایش می‌یابد (آچاریا و سدث، ۲۰۱۷). در حوزه کشورهای آفریقایی، مصر نمونه‌ای دیگر است که اصلاحات یارانه‌ای برق در بخش‌هایی از دهه ۲۰۱۰ اجرا شد و نتایج نشان‌دهنده کاهش پیک مصرف برق و بهبود شاخص‌های بهره‌وری انرژی بوده است (بانک جهانی، ۲۰۱۹). تجربه ترکیه نیز حاکی از آن است که اصلاحات قیمت برق، به‌خصوص در قالب افزایش تدریجی تعرفه‌ها و هماهنگی با سیاست‌های مدیریت تقاضا، به کنترل رشد مصرف برق خانگی کمک کرده است (آژانس بین‌المللی انرژی، ۲۰۲۱).

در ایران نیز اصلاح قیمت برق طی دهه‌های اخیر به‌طور مکرر در دستور کار سیاست‌گذاران قرار داشته است. نخستین گام جدی در این زمینه در سال ۱۳۸۹ با اجرای قانون هدمندی یارانه‌ها برداشته شد؛ طرحی که اگرچه در آغاز به کنترل نسبی مصرف انجامید، اما با بازگشت تحریم‌ها، جهش نرخ ارز و تورم گسترده، ادامه مسیر آن ناکام ماند (راعی و همکاران، ۲۰۲۴). سپس در سال ۱۳۹۸ سیاست تعرفه‌گذاری پلکانی - افزایشی به اجرا درآمد، اما به دلیل طراحی ناکامل و استمرار حمایت‌های پنهان از مشترکان پرمصرف، عملاً به افزایش نابرابری‌های توزیع انرژی منتهی شد (اندیشکده اقتصاد مقاومتی، ۱۴۰۰). تازه‌ترین تجربه نیز در سال ۱۴۰۱ و با تصویب قانون مانع‌زدایی از توسعه صنعت برق شکل گرفت؛ قانونی که برای نخستین بار خانوارهای کم مصرف را از حمایت‌های یارانه‌ای برخوردار کرد و پرمصرف‌ها را به پرداخت تعرفه‌های واقعی‌تر ملزم ساخت (مرکز پژوهش‌های مجلس، ۱۴۰۱). با این حال مطالعه‌ای به بررسی اثر قانون مانع‌زدایی از توسعه صنعت برق نپرداخته است. از طرفی بخش قابل توجهی از ادبیات موجود، اصلاحات قیمتی را بدون در نظر گرفتن شرایط واقعی اجرای سیاست و واکنش تدریجی خانوارها تحلیل کرده است. در حالی که رفتار مصرفی خانوارها معمولاً با وقفه به تغییرات قیمتی واکنش نشان می‌دهد و اثر سیاست‌های قیمتی ممکن است در دوره‌های مختلف پس از اجرا، شدت و جهت متفاوتی داشته باشد. همچنین شرایط اقتصادی کشورها بر موفقیت و یا شکست اصلاحات قیمت انرژی اثر داشته باشد، امری که تا کنون در ارزیابی اصلاحات قیمتی مغفول مانده است. از این رو، تحلیل پویای اثر اصلاح قیمت برق و بررسی نقش شرایط اقتصادی در میزان موفقیت یک سیاست اصلاح قیمت انرژی، برای دستیابی به تصویری دقیق‌تر از کارایی این سیاست‌ها ضروری به نظر می‌رسد. این مطالعه از سه جهت به ادبیات موجود کمک می‌کند:

۱ Acharya and Sadath

۲ The Increasing Block Tariffs (IBT)

جزو محدود مطالعاتی است که با روش اقتصادسنجی به ارزیابی اثر قانون مانع‌زدایی از توسعه صنعت برق بر مصرف خانوار در ایران می‌پردازد. دو، اثر پویای اصلاحات قیمتی را بر مصرف برق مورد بررسی قرار می‌دهد و سه، تأثیر شرایط تورمی را در واکنش مصرفی خانوار به تغییرات قیمتی را مورد بحث و تجزیه و تحلیل قرار می‌دهد.

بر این اساس، پژوهش حاضر با پاسخ به سؤالات زیر انجام شد:

اجرای قانون مانع‌زدایی از توسعه صنعت برق چه اثری بر مصرف برق خانوارها داشته؟ این اثر در دوره‌های مختلف پس از اجرای قانون چگونه تغییر کرده است (اثر پویای قانون مانع‌زدایی از توسعه صنعت برق بر مصرف برق چگونه است)؟ و تورم چه تأثیر در پاسخگویی مصرف برق به این قانون داشته است؟

برای پاسخ به این سؤالات، از روش تفاضل در تفاضل استفاده شده است. علت انتخاب این روش آن است که این چارچوب امکان شناسایی اثرات علی سیاست را در بستر داده‌های مشاهده‌ای فراهم کرده و در عین حال، اجازه می‌دهد مسیر زمانی اثر سیاست پیش و پس از اجرا به صورت پویا مورد بررسی قرار گیرد. این روش با کنترل ناهمگنی‌های ثابت و روندهای مشترک، ابزاری مناسب برای ارزیابی سیاست‌های قیمتی در شرایطی است که اجرای سیاست به صورت ناگهانی و فراگیر صورت گرفته و امکان انجام آزمایش کنترل‌شده وجود ندارد. هرچند این روش به مفروضاتی مانند روندهای موازی متکی است، اما در مقایسه با رویکردهای دیگر، تصویر دقیق‌تری از اثر اصلاح تعرفه برق بر رفتار مصرفی خانوارها ارائه می‌دهد.

در نهایت این مطالعه در شش بخش سازمان‌دهی یافت، بخش دوم به تبیین ادبیات نظری در خصوص نحوه و مکانیسم سیاست‌های قیمتی بر مصرف برق، اثرات پویای این سیاست‌ها و نقش تورم در موفقیت سیاست‌های قیمتی می‌پردازد. در بخش دوم مطالعات تجربی انجام‌شده در این حوزه مرور خواهد شد. بخش چهارم به مرور داده‌ها، روش‌شناسی تحقیق و مدل خواهد پرداخت. بخش پنجم به تحلیل اثرات پویای مانع‌زدایی از توسعه صنعت برق بر مصرف برق خانوارها با تأکید بر نقش تورم و نتایج تجربی حاصل اختصاص یافته است و در نهایت در بخش ششم نیز نتایج اصلی مطالعه جمع‌بندی شده و توصیه‌های سیاستی ارائه خواهد شد.

ادبیات نظری

اصلاحات قیمتی و مصرف برق

اثر سیاست‌های قیمتی بر مصرف در قالب نظریه مطلوبیت

تصمیمات و رفتار مصرفی خانوارها معمولاً در چارچوب حداکثرسازی مطلوبیت مدل‌سازی می‌شود. این نظریه فرض می‌کند که مصرف‌کنندگان عقلایی هستند و در تلاش هستند تا بیش‌ترین ارزش را برای پول خود بدست آورند. براساس این نظریه، مصرف‌کنندگان تصمیم‌گیری می‌کنند و منابع محدود خود را به گونه‌ای تخصیص می‌دهند که مطلوبیت یا رضایت حداکثری را کسب کنند (پچکو، ۲۰۱۸). در زمینه مصرف برق، خانوارها از مصرف برق که خدماتی مانند روشنایی، گرمایش و استفاده از وسایل برقی را ممکن می‌کنند، مطلوبیت کسب می‌نمایند. با این حال، مصرف برق هزینه‌هایی را برای خانوارها به همراه دارد و آنان باید تصمیم بگیرند که بر اساس قیمت‌ها و درآمدشان چه میزان برق، مصرف کنند (ماتار، ۲۰۱۸).

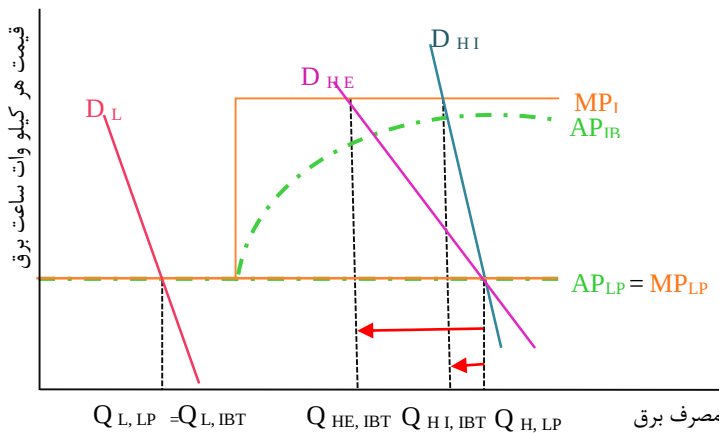
تحت سیاست قیمتی برق (که اغلب بر اساس این اصل طراحی شده‌اند که خانوارها با مصرف بالاتر، قیمت بالاتری پرداخت کنند یا از یارانه‌های انرژی محروم شوند) قیمت‌های نهایی با افزایش مصرف، فراتر از آستانه‌های مشخص، افزایش می‌یابد و این امر برق را برای خانوارهای پرمصرف، گران‌تر می‌کند. این موضوع باعث ایجاد عدم انگیزه برای مصرف بیش از حد می‌شود، زیرا خانوارها سعی خواهند کرد تا با تعادل مجدد بین منافع نهایی مصرف بیشتر برق و هزینه نهایی تغییر یافته ناشی از ساختار قیمت‌گذاری‌های جدید، مطلوبیت خود را حداکثر کنند (فانگ و همکاران، ۲۰۲۴). در این چارچوب، کشش قیمت تقاضا به یک عامل حیاتی در تعیین واکنش‌های خانوارها به تغییرات قیمت تبدیل می‌شود. خانوارهایی که کشش قیمت بالاتری دارند، در پاسخ به افزایش قیمت‌های نهایی، مصرف خود را به طور قابل توجهی کاهش خواهند داد، در حالی که خانوارهایی با کشش قیمت پایین‌تر ممکن است مصرف خود را به طور چشم‌گیری تعدیل نکنند. (فانگ و همکاران، ۲۰۲۴؛ کابزی و آلفنس، ۲۰۲۵). اگر فرض شود با یک اصلاح قیمتی روبه‌رو هستیم که در آن دو بلوک مصرفی (T_1 و T_2) و سه نوع خانوار (خانوارهای کم‌مصرفی که همانند قبل کمتر از حد آستانه‌ای اول (T_1) مصرف می‌کنند و انگیزه‌ای برای تغییر مصرف ندارند (D_L)، خانوارهای پرمصرف با کشش تقاضای بالا ($D_{H,E}$) و خانوارهای پرمصرف با کشش تقاضای پایین

۱ Petchko

۲ Matar

۳ Fang

$(D_{H,I})$ مواجه هستیم. برای خانوار نوع اول (D_L)، هر دو قیمت متوسط و نهایی با اعمال تغییرات جدید در قیمت برابر هستند و انتظار می‌رود انگیزه‌ای برای کاهش مصرف برق نباشد. خانوار نوع دوم ($D_{H,E}$) افزایش در قیمت نهایی و متوسط برق را تجربه می‌کند و انتظار بر این است که مصرف آنان با این افزایش‌ها، کاهش یابد. خانوارهای دسته سوم ($D_{H,I}$) نیز افزایش در قیمت متوسط و نهایی را تجربه می‌کنند، با این حال آنان کاهش بسیار کوچکی در میزان مصرف برق خود اعمال می‌کنند. بنابراین کاهش مصرف برق در پاسخ به این ساختار تعرفه‌گذاری هنگامی رخ می‌دهد که خانوار کشش تقاضای بالا داشته و متوجه افزایش در قیمت نهایی و متوسط برق با افزایش حجم مصرف خود باشند (شکل ۳).



شکل ۳. اثرگذاری IBT بر مصرف برق خانوار

منبع: کایزی و آلفنس (۲۰۲۵).

توضیح: در شکل حاضر، MP_{LP} قیمت نهایی در روش قیمت‌گذاری خطی، MP_{IBT} قیمت نهایی در روش بلوکی، AP_{LP} قیمت متوسط در روش قیمت‌گذاری خطی، AP_{IBT} قیمت متوسط در روش قیمت‌گذاری بلوکی است.

قیمت‌گذاری بر اساس هزینه‌های نهایی

سیاست‌های قیمتی اغلب بر اساس اصل اقتصادی قیمت‌گذاری هزینه‌های نهایی بنا شده‌اند. در بازار رقابت کامل، قیمت بازار برابر با هزینه‌های نهایی تولیدکنندگان است. در خصوص برق در این تئوری، قیمت فروش توسط هزینه نهایی همه تولیدکنندگان تعیین می‌شود و قیمت پیشنهادی نیروگاه با بالاترین قیمت در هر نقطه زمانی، قیمت فروش را برای هر زمان مشخص، تعیین

می‌کند. به عبارتی این هزینه‌های نهایی، هزینه تولید یک واحد اضافی برق با ظرفیت موجود در این نیروگاه را منعکس می‌کند (پیک و وایدینگ؛ ۲۰۱۳). قیمت‌گذاری براساس هزینه‌های نهایی پیشنهاد می‌کند، که قیمت‌ها باید منعکس‌کننده هزینه نهایی تولید و توزیع برق باشند، که با افزایش سطح مصرف به دلیل فشار بر شبکه و افزایش هزینه‌های تولید، افزایش می‌یابد. در زمینه برق، جایی که تولید و توزیع شامل هزینه‌های ثابت قابل توجهی است، یک قیمت ثابت ممکن است به ناکارآمدی منجر شود، زیرا به هزینه‌های رو به افزایش ناشی از مصرف بالاتر توجه نمی‌شود. با معرفی قیمت‌های چندسطحی که با افزایش میزان مصرف، قیمت‌ها افزایش می‌یابند، سیاست‌های جدید در زمینه برق طراحی شده‌اند تا مصرف خانوارها را با هزینه نهایی واقعی برق همسو کند و در نتیجه هم کارایی در مصرف انرژی را ارتقاء داده و مصرف انرژی را از کانال بهبود کارایی کاهش دهند (فانگ و همکاران، ۲۰۲۴).

وابستگی به مراجع و عقلانیت محدود

علاوه بر نظریه‌های اقتصادی سنتی، اصول اقتصاد رفتاری مانند وابستگی به مراجع و عقلانیت محدود نیز بینش‌هایی درباره چگونگی واکنش خانوارها به سیاست‌های اصلاح قیمت انرژی، ارائه می‌دهند. وابستگی به مراجع یک شهود مرکزی را به تصویر می‌کشد که خانوارها ترجیحات خود را نه تنها بر اساس یک ارزش یا مقیاس مطلق بلکه نسبت به یک نقطه مرجع خاص در یک برهه از زمان ارزیابی نموده و تصمیم‌گیری می‌کنند (اودونگیو و اسپرنگر؛ ۲۰۱۸). طبق این مفهوم بیان می‌شود که تصمیمات مصرف خانوارها تحت تأثیر نقاط مرجع، مانند قبوض برق قبلی یا الگوهای مصرف گذشته‌شان قرار دارد. خانوارها ممکن است از افزایش مصرف فراتر از نقطه مرجع تاریخی خود در گذشته اجتناب کنند، به ویژه هنگامی که ناچار شوند هزینه‌های نهایی بالاتری را پرداخت نمایند. در نتیجه، سیاست‌های قیمتی چندسطحی برق ممکن است نه تنها با افزایش قیمت‌های نهایی، مصرف خانوار را کاهش دهد و مؤثر واقع شود؛ بلکه به خانوارها علامت دهد که مصرف فراتر از آستانه‌های مشخص هزینه‌بر است و باید از آن اجتناب شود (فانگ و همکاران، ۲۰۲۴).

عقلانیت محدود نیز در تصمیم‌گیری خانوارها نقش دارد. خانوارها ممکن است اطلاعات کاملی نداشته باشند یا توان شناختی لازم برای بهینه‌سازی کامل مصرف برق خود در پاسخ به

۱ Pikk and Viiding

۲ O'Donoghue and Sprenger

سیاست‌های اصلاح قیمت انرژی را نداشته باشند. در مقابل، آن‌ها ممکن است از قاعده‌های ساده استفاده کنند، مثلاً هنگامی که با قبوض بالاتر مواجه می‌شوند، تلاش کنند مصرف برق خود را کاهش دهند. این واکنش رفتاری مزید بر اهمیت بالقوه سیاست‌های قیمتی در محدود کردن مصرف بیش از حد است، زیرا خانوارها رفتار خود را برای اجتناب از قیمت‌های بالاتر تنظیم می‌کنند، حتی اگر نتوانند سطح مصرف حداکثرکننده مطلوبیت خود را به‌طور کامل محاسبه کنند (فانگ و همکاران، ۲۰۲۴).

اثر پویای سیاست‌های قیمتی و نقش تعدیل‌کننده تورم

مطابق با نظریه حداکثرسازی مطلوبیت، سیاست‌های قیمتی مصرف برق را کاهش می‌دهند، هر چند کاهش قیمتی آن پایین و معمولاً کوچک‌تر از یک است. اگر به صورت پویا اثرات سیاست‌های قیمتی ارزیابی شوند، نتیجه‌گیری خواهد شد که در بلندمدت اثرات سیاست‌های قیمتی می‌تواند قوی‌تر نیز باشند. کاهش قیمت تقاضای برق خانگی در بلندمدت (دوره دو سال) بیش از دو برابر کاهش کوتاه‌مدت (دوره شش‌ماهه) است. به عبارتی، مصرف‌کنندگان در بلندمدت بیشتر به سیاست‌های قیمتی پاسخ می‌دهند و اثر این سیاست‌ها بر صرفه‌جویی برق با گذشت زمان بیشتر می‌شود. این افزایش کاهش و میزان اثرگذاری سیاست‌های قیمتی بر مصرف را می‌توان به زمان‌بر بودن تغییرات عادات، جایگزینی وسایل برقی کم مصرف و آگاهی افراد از اعمال یک سیاست و افزایش قیمت‌ها نسبت داد (دریوگینا^۱ و همکاران، ۲۰۱۷). در بلندمدت امکان بهره‌مندی از اثرات تکنولوژیکی با استفاده از وسایل برقی کارا (مانند یخچال کم‌مصرف) در کنار اثرات رفتاری (جانشینی بین زمان اوج مصرف برق با زمان‌های غیراوج) هست که این عامل می‌تواند با انتقال منحنی تقاضای برق به سمت چپ و پایین مصرف برق را کاهش دهد (کپیتن^۲ و همکاران، ۲۰۲۱). با این حال اثرات منفی سیاست‌های قیمتی همواره با گذشت زمان افزایش نمی‌یابد. گاهی اثر سیاست‌های قیمتی می‌تواند تحت تأثیر شرایط اقتصاد کلان از جمله شرایط تورمی قرار گرفته و شدت و جهت آن تغییر کند. در شرایط تورمی، افزایش قیمت برق می‌تواند انتظارات تورمی خانوارها را افزایش دهد (وهروف^۳، ۲۰۲۳). در این صورت خانوارها از کانال انتظارات تورمی که انتظار افزایش قیمت در آینده را دارند، مصرف خود را به دوره حال منتقل می‌کنند تا از افزایش هزینه‌ها در آینده اجتناب نمایند. به عبارتی آنان مصرف آتی را جلو انداخته و در حال بیشتر مصرف

^۱ Deryugina

^۲ Capita'n

^۳ Wehrhöfer

می‌کنند (جیانگ^۱ و همکاران، ۲۰۲۴؛ برک و ازداگلی^۲، ۲۰۲۱). این امر می‌تواند اثر سیاست‌های قیمتی را در بلندمدت با جلو انداختن برخی از وسایل برقی تضعیف کند. بنابراین، با گذشت زمان، ممکن است اثر سیاست‌های قیمتی در حضور تورم تعدیل شود یا حتی جهت اثرگذاری آن (برخلاف آنچه که پیش‌تر در خصوص اثرگذاری سیاست‌های تعرفه‌ای برق بر مصرف آن در بلندمدت گفته شده بود) تغییر کند.

مروری بر مطالعات انجام‌شده

ادبیات در زمینه اثرگذاری سیاست‌های قیمتی و اصلاحات تعرفه‌ای بر مصرف برق غنی و متنوع است. اغلب مطالعات انجام‌شده در این حوزه در یک مقطع از زمان با روش‌های مختلف اقتصادسنجی از جمله روش‌های نیمه‌تجربی مانند تفاضل در تفاضل، نشان داده‌اند که اصلاحات تعرفه‌ای می‌توانند مصرف برق را به شکل قابل توجهی کاهش دهند؛ هرچند در برخی از موارد اثر آن بر مصرف برق از نظر آماری معنادار نیست. برای مثال، چو^۳ و همکاران (۲۰۲۵) در مطالعه‌ای با استفاده از روش تفاضل در تفاضل، تأثیر اجرای طرح تعرفه‌گذاری زمان استفاده^۴ در سپتامبر ۲۰۲۱ بر مصرف برق خانوارها در جزیره ججو کره جنوبی را بررسی و نشان دادند که خانوارهای ثبت‌نام شده در تعرفه‌گذاری زمان استفاده، مصرف خود در ساعات اوج را کاهش داده‌اند که با اهداف این طرح تعرفه‌گذاری همخوانی دارد. علاوه بر این، هو^۵ و همکاران (۲۰۲۲) در مطالعه‌ای با استفاده از روش متغیرهای ابزاری^۶، اثر تعرفه‌گذاری پلکانی اجراشده در ۲۰۱۲ در چین را بر مصرف برق خانوارها ارزیابی نموده و نشان دادند که تعرفه‌گذاری پلکانی - افزایشی به‌طور قابل توجهی مصرف برق خانگی را در گروه‌های با درآمد بالا کاهش می‌دهد و اصلاحات انجام‌شده به هدف اولیه سیاست تعرفه‌گذاری پلکانی - افزایشی در چین دست یافته است. به همین ترتیب، زو^۷ و همکاران (۲۰۲۰) در مطالعه‌ای با استفاده از روش تفاضل در تفاضل، اثر سیاست تعرفه‌گذاری پلکانی - افزایشی بر صرفه‌جویی در برق چین را مورد ارزیابی قرار دادند و دریافتند که تغییر از

^۱ Jiang

^۲ Burke and Ozdagli

^۳ Choo

^۴ Time-of-Use Tariff (TOU)

^۵ Hu

^۶ Instrumental Variable (IV)

^۷ Zou

قیمت‌گذاری یکنواخت به سیاست تعرفه‌گذاری پلکانی - افزایشی، نقش مثبتی در صرفه‌جویی در برق ایفا می‌کند. رضائی و همکاران (۱۴۰۲) نیز در قالب گزارشی اثربخشی ساختار تعرفه‌گذاری افزایشی پلکانی تعرفه برق را بر مصرف برق خانگی ایران با مقایسه میزان مصرف در طی سال‌های ۱۳۹۹، ۱۴۰۰ و ۱۴۰۱ را بررسی کرده و نشان دادند که اجرای این ساختار تعرفه‌گذاری سبب کاهش مصرف برق در ایران شده است. به‌طور خاص مطالعه آنان نشان داده است که در سال ۱۴۰۰ یعنی قبل از اجرای این ساختار تعرفه‌گذاری حدود ۷۵ درصد مشترکان کم مصرف بوده که ۶۶ درصد از کل مصرف برق را به خود اختصاص می‌دهند؛ در حالی که در سال ۱۴۰۱ یعنی پس از اجرای این ساختار تعرفه‌گذاری، حدود ۷۷ درصد مشترکان کم مصرف بوده که ۶۷ درصد از کل مصرف برق را به خود اختصاص می‌دهند. همچنین، حمیدی رزی و همکاران (۱۳۹۸) در مطالعه‌ای اثرات سیاست‌های قیمتی در قالب هدفمندسازی یارانه‌های انرژی بر الگوی مصرف خانوار طی سال‌های ۱۳۹۴-۱۳۷۹ با استفاده از تخمین‌زن‌های پویای پنلی دو مرحله‌ای آرلانو و باند^۱ (۱۹۹۱) و بلاندل و باند^۲ (۱۹۹۸) مورد مطالعه قرار داده و دریافتند که با هدفمندسازی یارانه و افزایش قیمت حامل‌های انرژی، مصرف انرژی در استان‌های ایران به میزان ۰/۰۳۸ درصد کاهش یافته است. در مقابل، کیانی و همکاران (۲۰۲۲) در مطالعه‌ای به بررسی اثربخشی سیاست تعرفه‌گذاری پلکانی - افزایشی در ایران بر مصرف برق بخش خانگی در ۳۱ استان از مارس ۲۰۱۵ تا فوریه ۲۰۲۰ با استفاده از روش اثرات مشترک همبسته پویا^۳ و به کارگیری داده‌های پنل پرداخته و نشان داده‌اند که تعرفه‌گذاری پلکانی - افزایشی در ایران نتوانسته مصرف برق را مدیریت کند و اثربخش نبوده است. در ادامه برخی از مطالعات دیگر در خصوص اثر سیاست‌های قیمتی بر مصرف برق به شکل خلاصه در قالب جدول (۱) ارائه شده نتایج مطالعات قبلی (اثر کاهشی سیاست بر مصرف برق یا عدم تأثیر آن) را مورد تأیید قرار می‌دهند.

^۱ Arellano-Bond

^۲ Blundell-Bo

^۳ Dynamic Common Correlated Effects (DCCE)

جدول ۱. خلاصه‌ای از مطالعات دیگر در زمینه اثر یارانه انرژی و سیاست‌های قیمتی بر مصرف برق

نویسندگان	نمونه مورد مطالعه	بازه زمانی مطالعه	روش برآورد	نتایج مطالعه
اینریچ و همکاران (۲۰۲۴)	خانوار اسپانیا	۲۰۱۸-۲۰۲۱	تفاضل در تفاضل	سیاست قیمتی زمان‌محور، مصرف برق را به میزان ۹ درصد کاهش می‌دهد.
فانگ و همکاران (۲۰۲۴)	خانوار چین	۲۰۱۲-۲۰۱۴	مدل تفاضل در تفاضل	سیاست به تعرفه‌گذاری پلکانی-افزایشی طور معناداری در کاهش مصرف برق خانوارها مؤثر است و حدود ۴۳ و ۱۲۰ کیلووات ساعت، مصرف برق خانوارهایی که تحت تأثیر قیمت‌گذاری بلوک دوم و سوم قرار داشته‌اند را به ترتیب کاهش داده است.
دو و ما ^۲ (۲۰۲۴)	۳۶۵۳ خانوار چینی	۲۰۱۵	روش حداقل مربعات دو مرحله‌ای ^۳	سیاست قیمت‌گذاری تعرفه‌گذاری زمان استفاده هزینه‌های برق خانوارها را کاهش می‌دهد.
درانداری و همکاران (۲۰۲۴)	عربستان سعودی	۱۹۹۰-۲۰۱۸	روش تعادل جزئی	اصلاحات قیمتی ۸/۸ درصد مصرف برق را کاهش می‌دهد.
هو و همکاران (۲۰۲۲)	چین	۲۰۱۵	روش متغیرهای ابزاری	اثر تعرفه‌گذاری پلکانی بر مصرف برق منفی و معنادار است.
کلاگ و همکاران (۲۰۲۲)	—	۲۰۱۹-۲۰۲۱	روش مروری با استفاده از ۸۲ مقاله در پایگاه‌های داده‌ای Web of Science و EconLit	سیاست‌های افزایش تعرفه برق اثر منفی و معناداری بر مصرف برق دارند.

^۱ Enrich^۲ Du and Ma^۳ Two-Stage Least Squares (2SLS)^۴ Darandary

سیاست تعرفه‌های پلکانی- افزایشی، مصرف برق را کاهش و سیاست تعرفه‌گذاری زمان استفاده- بلوکی افزایشی مصرف برق را افزایش می‌دهد.	سیستم مخارج بسط‌یافته ^۳	ژانویه تا دسامبر ۲۰۱۵	آنهویی ^۲ چین	لی ^۱ و همکاران (۲۰۱۸)
کاهش یارانه‌های انرژی در ۲۰۱۳ مصرف برق را ۷ درصد کاهش داده است.	اثرات ثابت و روش متغیرهای ابزاری	۱۹۹۲-۲۰۱۵	۱۶ منطقه اندونزی	بورک و کورنی‌اوتی ^۴ (۲۰۱۸)
سیاست افزایش کارایی مصرف برق را ۴/۷ درصد افزایش و سیاست افزایش قیمت، مصرف برق را ۰/۰۲ کاهش می‌دهد.	روش تعادل عمومی محاسبه‌پذیر	۱۳۴۷-۱۳۹۶	بخش‌های اقتصادی ایران	ارباب و همکاران (۱۳۹۹)
هدف‌مندی‌سازی یارانه‌ها سبب کاهش معناداری در مصرف برق نشده و رفتار مصرف برق خانوار قبل و بعد اصلاحات یکسان است	روش توصیفی-تحلیلی و علی-تطبیقی		۴۶۸ خانوار شهر اصفهان	جلانی و همکاران (۱۳۹۷)
هدف‌مندی‌سازی یارانه‌ها مصرف برق را کاهش می‌دهد.	توصیفی-تحلیلی	۱۳۹۰	۴۰۰ خانوار شهر دهقان	هرتمی و همکاران (۱۳۹۶)
در کوتاه‌مدت، افزایش قیمت برق، مصرف برق را کاهش می‌دهد.	سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل و روش رگرسیون‌های به ظاهر نامرتب	۱۳۷۰-۱۳۹۱	خانوارهای شهری و روستایی ایران	بزازان و همکاران (۱۳۹۴)

منبع: یافته‌های پژوهش.

با این که بخش بزرگی از مطالعات صرفاً بر یک مقطع از زمان متمرکز شده و اثرات ایستا را بررسی کرده‌اند؛ مطالعات اندکی نیز وجود دارد که به تجزیه و تحلیل اثر پویای سیاست‌های قیمتی بر تقاضای برق با تفکیک اثرات در کوتاه‌مدت و بلندمدت می‌پردازند. برای مثال ژانگ^۵ و همکاران (۲۰۲۵) با به کارگیری داده‌های شبه‌پنل، به تجزیه و تحلیل تغییرات تقاضای برق خانگی نیوزیلند در پاسخ به تعرفه‌گذاری پلکانی- افزایشی طی سال‌های ۲۰۰۶ تا ۲۰۲۳ پرداخته و نشان

^۱ Li^۲ Anhui^۳ Extended Liner Expenditure System (ELES)^۴ Burke and Kurniawati^۵ Zhang

دادند که در بلندمدت تقاضای برق کشش نسبتاً بیش‌تری دارد. آریانپور^۱ و همکاران (۲۰۲۲) در مطالعه‌ای با به کارگیری مدل اتورگرسیو با وقفه توزیع‌شده^۲ به همراه یک مدل میانگین متحرک اتورگرسیو انباشته^۳ به بررسی تأثیرات حذف یارانه‌ها بر تقاضای آتی برق در ایران پرداخته و دریافته‌اند که تقاضای برق در بلندمدت نسبت به کوتاه‌مدت، بیشتر کشش‌پذیر است و افزایش ۱۰ درصدی در قیمت برق به ترتیب منجر به کاهش ۰/۲ درصدی و ۰/۹ درصدی در تقاضای برق در کوتاه‌مدت و بلندمدت می‌شود. به‌همین ترتیب، حسن^۴ و همکاران (۲۰۲۲) تأثیرات اصلاحات تعرفه‌ای در دسامبر ۲۰۱۸ در اتیوپی را بر مصرف برق خانوارهای شهری طی سال‌های ۲۰۱۵ تا ۲۰۲۰ با استفاده از روش اثرات ثابت بررسی کرده و نشان دادند که اصلاحات تعرفه‌ای جدید، مصرف برق را حدود ۲۲ کیلووات ساعت در ماه کاهش داده است؛ اما مصرف با گذشت زمان افزایش یافته و میزان پاسخ به این اصلاحات به مرور کاهش می‌یابد. علاوه بر این، دریوگینا^۵ و همکاران (۲۰۱۷) نیز به بررسی پویایی‌های تقاضای برق خانگی در مقابل تغییرات قیمتی با استفاده از روش تفاضل در تفاضل پرداختند و دریافته‌اند که کشش قیمتی تقاضای برق در بلندمدت بزرگ‌تر است. به طور خاص، نتایج مطالعه آنان نشان می‌دهد که کشش قیمتی تقاضا از ۰/۰۹- در شش ماه اول به ۰/۲۹- در دو سال بعد افزایش یافته است.

در مجموع، اگر چه شواهد نشان می‌دهد که سیاست‌های قیمتی، مصرف برق را کاهش می‌دهد، اما همچنان خلأهای مهمی در ادبیات وجود دارد: نخست، اثر قانون مانع‌زدایی از توسعه صنعت برق بر مصرف برق بخش خانگی در ایران با استفاده از روش‌های آماری و اقتصادسنجی تاکنون بررسی نشده است و این مطالعه به ارزیابی آماری اصلاحات قیمتی این قانون بر مصرف برق می‌پردازد. دو، سیاست‌های قیمتی بر مصرف خانوار ممکن است با تغییرات عادات مصرفی افراد، در طول زمان تضعیف یا تقویت شوند، بنابراین برای ارزیابی دقیق از یک سیاست بایستی

^۱ Aryanpur

^۲ Autoregressive Distributed Lag (ARDL)

^۳ Autoregressive Integrated Moving Average (ARIMA)

^۴ Hassen

^۵ Deryugina

اثر آن در طول زمان (پویای‌های اثر یک سیاست) مورد بررسی قرار گیرد. با این حال، مطالعات مختلف موجود (داخلی یا خارجی) تاکنون به اثر پویای اصلاحات قیمتی و تضعیف یا تقویت اثرات این اصلاحات بر مصرف برق توجهی نکرده‌اند. این مطالعه با وارد کردن عبارت تعاملی قانون مانع‌زدایی از توسعه صنعت برق و متغیر مجازی هر سال (در سال‌های بعد از اجرای این قانون) اثر اصلاحات قیمتی برق را در قالب این قانون بر مصرف برق خانوار بررسی می‌کند. سه، در ارزیابی اصلاحات قیمتی به تورم که می‌تواند نحوه اثرگذاری این اصلاحات بر مصرف برق یا انرژی را از طریق انتظارات افراد تحت تأثیر قرار دهد، توجهی نشده است. بنابراین این مطالعه به نقش تورم در میزان و جهت اثرگذاری اصلاحات قیمتی برق تأکید کرده و عبارت تعاملی قانون و تورم را وارد مدل می‌کند.

روش‌شناسی پژوهش

معرفی روش برآورد

سیاست‌گذاران و ارزیابان برنامه‌ها اغلب علاقه‌مند به سنجش اثر یک مداخله (مانند سیاست یا برنامه سلامت) بر یک نتیجه مورد نظر (مانند شیوع یک بیماری در یک یا چند واحد مانند جوامع، ایالات، کشورها و غیره) هستند. چنین ارزیابی‌هایی از وظایف اصلی بسیاری از علوم اجتماعی، از جمله اپیدمیولوژی و اقتصاد است. چارچوب نتایج بالقوه (یا فرضی) به‌ویژه برای بررسی فروضی مفید است که بر اساس آن‌ها می‌توان اثرات علی مداخلات را شناسایی کرد. در چارچوب نتایج بالقوه، اثرات علی به‌عنوان تفاوت بین دو مقدار نتیجه تعریف می‌شوند: یکی مشاهده‌شده واقعی و دیگری فرضی.

با توجه به مسأله اساسی استنباط علی، که نتیجه فرضی غیرقابل مشاهده است، شناسایی یک روش معتبر برای استنتاج چنین نتایج فرضی و به تبع آن اثرات علی اهمیت زیادی دارد. چندین راهکار برای استنتاج نتایج فرضی مورد نیاز جهت برآورد اثر مداخله پیشنهاد شده است. تخصیص تصادفی، به‌ویژه از طریق آزمایش‌های کنترل‌شده تصادفی^۲، به‌عنوان یک استراتژی کلیدی شناسایی اثرات علی مطرح شده است، زیرا این روش‌ها به‌طور متوسط می‌توانند

^۱. Counterfactual

^۲. Randomized Controlled Trials (RCTs)

تفاوت‌های سیستماتیک مشاهده‌شده و مشاهده‌نشده بین گروه‌ها را از بین ببرند. با این حال، در بسیاری از موارد، به دلایل هزینه، ملاحظات اخلاق تخصیص تصادفی قابل اجرا نیست. در چنین مواردی، پژوهشگران معمولاً به داده‌های مشاهده‌ای تکیه می‌کنند و از طیف وسیعی از طراحی‌های شبه‌آزمایشی برای برآورد اثرات علی با توجه به داده‌های موجود استفاده می‌کنند. با این حال، اگر این طراحی‌ها به‌درستی اعمال نشوند یا فروض شناسایی آن‌ها رعایت نشود، تهدیدهایی برای اعتبار داخلی به دلیل همبستگی یا متغیرهای حذف‌شده مشاهده‌شده یا مشاهده نشده وجود دارد.

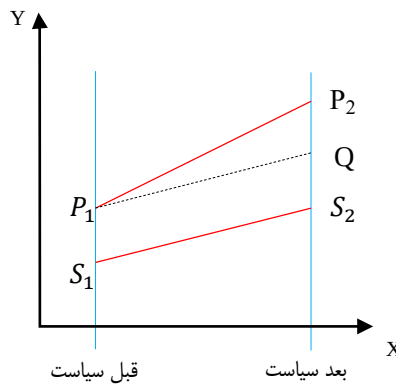
با توجه به این که چندین طراحی کلاسیک و جدید شبه‌آزمایشی وجود دارد، درک عملکرد نسبی آن‌ها و موقعیت‌هایی که ممکن است در ارائه برآوردهای علی بدون سوگیری ناکام بمانند، اهمیت زیادی دارد. تحلیل قبل و بعد مداخله یکی از ساده‌ترین این مدل‌هاست. در این نوع طراحی تمام واحدهای شامل‌شده تحت مداخله قرار گرفته‌اند، در حالی که در واقعیت ممکن است چندگروهی شامل غیرتیمار باشند. در این روش تنها میانگین متغیر نتیجه قبل و بعد از مداخله از هم کسر می‌شود، بنابراین نمی‌تواند تغییرات مشترک را حذف کند و در نتیجه کشف اثر سیاست ممکن است، در این روش از سایر تغییرات زمانی امکان‌پذیر نباشد (نیانگو^۱ و همکاران، ۲۰۲۳) در نتیجه برای کنترل تغییرات زمانی مشترک و تفکیک اثر مداخله از روش‌های توسعه‌یافته دیگری مانند تفاضل در تفاضل استفاده می‌شود. مدل تفاضل در تفاضل یک مدل شبه‌تجربی است که امکان ردیابی اثرات علی یک مداخله برون‌زا مانند یک شوک یا یک سیاست را با کنترل عوامل مخدوش‌کننده خارجی که در طول زمان متغیر هستند؛ اما تحت تأثیر مداخله قرار نمی‌گیرند، فراهم می‌کند (فو^۲ و همکاران، ۲۰۲۵). این مدل در مجموع اثرات خالص یک مداخله با تمرکز بر دو تفاضل بدست می‌آورد. تفاضل اول مربوط به تفاضل میانگین متغیر نتیجه قبل و پس از مداخله به طور مجزا برای دو گروه تیمار و کنترل بوده و تفاضل دوم تفاضل تفاضل‌های دو گروه را شامل می‌شود و این ضریب همان اثر نهایی مداخله است (رابرتز و وایتند^۳، ۲۰۱۳). تفاضل در تفاضل معمولاً برای برآورد اثر یک مداخله یا درمان خاص (مانند تصویب قانون، اجرای سیاست یا پیاده سازی برنامه‌های وسیع) از طریق مقایسه تغییرات نتایج در طول زمان، بین افرادی که تحت تأثیر یک مداخله قرار گرفته (گروه تیمار) و افرادی که تحت تأثیر مداخله قرار نگرفته‌اند (گروه

^۱. Nianogo

^۲. Fu

^۳. Roberts and Whited

کنترل) استفاده می‌شود (شوردت و وسمنب، ۲۰۲۰). از این‌رو، این روش با اضافه‌کردن یک گروه کنترل امکان حذف تغییرات مشترک و تفاوت‌های مشاهده نشده بین گروه‌ها را فراهم می‌کند. فرآیند برآورد ضریب مداخله در تفاضل در تفاضل در شکل (۴) نشان داده شده است. در این شکل، رفتار گروه تیمار و کنترل به ترتیب با خطوط P و S نشان داده شده است. P_1 و S_1 رفتار این دو گروه، قبل مداخله و P_2 و S_2 بعد مداخله در خصوص متغیر Y است. اثر خالص مداخله از طریق $(P_2 - P_1) - (S_2 - S_1)$ بدست می‌آید که شامل دو تفاضل است. در واقع با این کار، آن بخش از تغییرات متغیر وابسته که ناشی از سایر عوامل (جز مداخله مورد بررسی) را خارج کرده و اثر خالص سیاست یعنی $(Q - P_2)$ برآورد می‌شود (سالم و جباری، ۱۴۰۱).



این روش به فرض تبادل‌پذیری^۲ کمتری متکی است، یعنی در غیاب درمان، تفاوت‌های غیرقابل مشاهده بین گروه‌های درمان و کنترل در طول زمان یکسان هستند.

شکل ۴. روش تفاضل در تفاضل

منبع: سالم و جباری (۱۴۰۱).

بنابراین تفاضل در تفاضل زمانی که تصادفی‌سازی در سطح فردی ممکن نیست، مورد استفاده قرار می‌گیرد. این روش اریب ناشی از تفاوت‌های دائمی بین گروه کنترل و درمان و اریب ناشی از روندهای زمانی را حذف می‌نماید؛ اما دارای مشکلاتی است و آن هم سختی انتخاب گروه کنترل و برقراری فرض روند موازی است. تفاضل در تفاضل هنگامی می‌تواند برای شناسایی علّیت‌ها به کار گرفته شود که روندهای موازی متغیر نتیجه در گروه‌های تیمار و کنترل، پیش از

¹. Schwerdt and Woessmannb

². Exchangeability

مداخله موازی باشد. این فرض نیاز دارد که در غیاب درمان، تفاوت بین گروه کنترل و تیمار در طول زمان ثابت بماند. نقض فرضیه روند موازی منجر به برآورد اربابدار اثر علی خواهد شد (دانشکده بهداشت عمومی میلن دانشگاه کالفرنیا؛ ۲۰۲۵).

روش‌های شبه‌آزمایشگاهی دیگری، مانند روش تطبیق نمره تمایل^۲ و کنترل مصنوعی^۳ نیز در ادبیات اقتصادسنجی راه یافته‌اند. ایده اصلی روش تطبیق، آن است که در میان مجموعه بزرگی از واحدهای غیرتیمار، مشاهداتی انتخاب شوند که از نظر مجموعه‌ای از ویژگی‌های مشاهده‌شده و از پیش تعیین‌شده^۴ بیش‌ترین شباهت را به واحدهای تیمار داشته باشند. با این حال این روش تنها قادر به کنترل تفاوت‌های قابل مشاهده بین واحدهای تیمار و غیرتیمار است و هیچ سازوکاری برای حذف سوگیری ناشی از متغیرهای مشاهده‌نشده ارائه نمی‌دهد. در نتیجه، اعتبار برآوردهای علی حاصل از این روش به فرض عدم وجود عوامل مشاهده‌نشده‌ای که هم بر تخصیص تیمار و هم بر نتیجه اثر می‌گذارند، وابسته است. حذف برخی از مشاهدات - مشاهدات با مقادیر بسیار متفاوت نمره‌ی تمایل (مقادیر افراطی نمره‌ی تمایل) - در این روش منجر به از دست رفتن اطلاعات می‌شود که می‌تواند باعث کاهش دقت برآوردها و افت توان آماری گردد. علاوه بر این، حذف مشاهدات بدون تطابق موجب می‌شود که جمعیت هدفی که اثر علی برای آن برآورد می‌شود تغییر کند؛ به این معنا که نتایج به کل جامعه‌ی مورد مطالعه قابل‌تعمیم نخواهد بود و تنها به زیرجمعیتی با هم‌پوشانی کافی در نمره‌ی تمایل محدود می‌شود؛ در حالی که در رویکرد تفاضل در تفاضل مشاهده‌ای حذف نمی‌گردد. بنابراین تفاضل در تفاضل بسیاری از مشکلات مربوط به تطبیق که از حذف مشاهدات ناشی می‌شوند، را ندارد (شیبا و کاواهارا؛ ۲۰۲۱).

در روش کنترل مصنوعی^۵ نیز یک گروه کنترل مصنوعی از طریق وزن‌دهی به چندین واحد مقایسه‌ای (مانند کشورها، استان‌ها یا شهرها) (که بیشترین شباهت را به گروه تیمار دارند، ساخته می‌شود. این روش، با این که می‌تواند با ساخت یک گروه کنترل به صورت مصنوعی، برخی از سختی‌های روش تفاضل در تفاضل مانند انتخاب درست گروه کنترل و برقراری فرض روند

^۱. Columbia Mailman School of Public Health

^۲. Propensity Score Matching (PSM)

^۳. Synthetic Control Method

^۴. Covariates

^۵. Shiba and Kawahara

^۶. Synthetic Control Method

موازی را تقلیل دهد؛ اما بر خلاف تفاضل در تفاضل عمدتاً در تحلیل‌های کلان و در سطوح جغرافیایی بالا کاربرد دارد و معمولاً برای داده‌های خرد مناسب نیست.

مدل اقتصادی، داده‌ها و متغیرهای تحقیق

در این مطالعه از مدل تفاضل در تفاضل با اثرات ثابت استفاده شد تا با انتخاب یک گروه کنترل مناسب برای گروه تیمار، برخی از عوامل مانند ویژگی‌های تغییرناپذیر در زمان و برخی از اثرات مشترک زمانی را کنترل نموده تا درون‌زایی‌های موجود را حل کند. این روش می‌تواند اثر خالص قانون مانع‌زدایی بر تغییرات مصرف برق را جدا کند. به جای مقایسه مطلق بین دو گروه که سوگیری زیادی دارد، تفاضل در تفاضل، تغییرات مصرف هر گروه قبل و بعد از اجرای قانون را بررسی می‌کند و سپس تفاوت این تغییرات را محاسبه می‌کند. به این ترتیب، اثر قانون از تغییرات طبیعی یا روندهای عمومی مصرف برق که به همه گروه‌ها مربوط است، تفکیک می‌شود. این چارچوب امکان شناسایی اثرات علی سیاست را در بستر داده‌های مشاهده‌ای فراهم کرده و در عین حال، اجازه می‌دهد مسیر زمانی اثر سیاست پیش و پس از اجرا به‌صورت پویا مورد بررسی قرار گیرد. این روش با کنترل ناهمگنی‌های ثابت و روندهای مشترک، ابزاری مناسب برای ارزیابی سیاست‌های قیمتی در شرایطی است که اجرای سیاست به‌صورت ناگهانی و فراگیر صورت گرفته و امکان انجام آزمایش کنترل‌شده وجود ندارد. با فرض روندهای موازی در غیاب قانون، این روش اجازه می‌دهد اثر واقعی قانون بر افزایش یا کاهش مصرف در خانوارهای پرمصرف به شکل دقیق‌تری برآورد شود. با توجه به موارد ذکر شده، به تبعیت از زو و همکاران (۲۰۲۰) و هو و همکاران (۲۰۲۲) تصریح رگرسیونی الگوی ایستای اثر قانون مانع‌زدایی از توسعه صنعت برق بر مصرف برق، در قالب الگوی تفاضل در تفاضل به شکل رابطه (۱) ارائه می‌گردد.

$$leq_{i,t} = \beta_0 + \beta_1(treat_i \times post_t) + \sigma Z_{i,t} + \varphi tem_{i,t} + v_t + \gamma_i + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

که در آن leq متغیر وابسته بوده و نشان‌دهنده مصرف برق خانوار i ام در زمان t است. φ اثر ثابت زمان و γ اثرات ثابت خانوار است. $treat \times post$ یک عبارت تقاطعی میان متغیر مجازی تیمار و متغیر مجازی زمان است. $treat$ برابر یک است برای خانوارهایی که بالاتر از الگوی مصرف سالانه

برق در هر اقلیم، مصرف کرده‌اند و برای خانوارهای دیگر برابر صفر است. در این راستا برای تعریف متغیر *treat* بر اساس دستورالعمل محاسبه تعرفه برق وزارت نیرو، ابتدا شهرستان‌های ایران بر اساس نوع اقلیم و ماه‌های مختلف گرم و عادی سال، در قالب گروه‌های مختلف اقلیمی دسته‌بندی شده و سپس خانوارها با توجه به شهر محل سکونت خود در داخل یکی از این گروه‌ها جای گرفتند. پس از این، آستانه‌های استاندارد هزینه برق در هر گروه بر اساس ریال محاسبه شده و مخارج برق خانوار با این آستانه‌ها، داخل هر گروه مقایسه شدند.^۳ پس از مقایسه، خانوارهایی با مخارج برق بالاتر از آستانه‌های محاسبه شده به عنوان گروه تیمار شناخته شده و خانوارهایی با مخارج برق پایین‌تر یا مساوی با آستانه‌های بدست آمده در گروه کنترل قرار گرفتند. متغیر *post* نیز یک متغیر مجازی است که در سال‌های بعد اجرای قانون مانع‌زدایی از توسعه صنعت برق (۱۴۰۱ و ۱۴۰۲) برابر یک و برای سال ۱۴۰۰ (سال قبل اجرای سیاست) صفر است. در کل، تعداد نمونه در این مطالعه شامل ۱۹۴۲ خانوار حاضر در گروه‌های اقلیمی p_1 تا p_{17} است^۴ که از این میان ۱۱۲۷ خانوار عضو گروه تیمار و ۸۱۵ خانوار عضو گروه کنترل هستند.

در این مطالعه از متغیرهای کنترلی در کنار قانون یادشده استفاده شده است که در قالب دو بردار Z و tem به مدل اضافه شده‌اند تا تأثیر سایر عوامل اثرگذار بر مصرف برق از جمله ویژگی‌های جمعیت‌شناختی و شوک‌های آب و هوایی را کنترل کنند. بردار Z بردار متغیرهای جمعیت‌شناختی بوده و شامل درآمد خانوار، سن سرپرست، سطح سواد سرپرست، وضعیت تأهل، جنسیت، مساحت محل سکونت خانوار و سوخت عمده آب گرم است که در مدل وارد شده است. tem نیز بردار دما در سطح استانی بوده و به عنوان متغیر کنترلی دیگر به مدل اضافه شده است. تعریف، نحوه اندازه‌گیری و پایه آماری تمامی متغیرهای مورد استفاده در این مطالعه به اختصار در ادامه بیان شده است. همگی این متغیرها جز متغیر مجازی به شکل لگاریتمی وارد مدل شده‌اند.

درآمد: درآمد خانوار یکی از عوامل تعیین‌کننده و کلیدی مصرف برق محسوب می‌شود؛ به‌طوری که سطوح بالاتر درآمد معمولاً زمینه‌ساز استفاده گسترده‌تر از لوازم و خدمات برقی است،

۱. الگوی مصرف برق توسط وزارت نیرو یا شرکت توزیع برق تهران بزرگ به صورت ماهانه و برحسب کیلو وات ساعت محاسبه می‌شود؛ اما از آنجایی که مخارج برق در طرح هزینه-درآمد خانوار خانوار به صورت سالیانه منتشر می‌شود و میزان مصرف برق بر حسب کیلو وات ساعت ارائه نمی‌گردد، در این مطالعه الگوی مصرف خانوار به صورت سالانه از طریق جمع الگوی مصرف هر ماه در هر اقلیم و بر حسب ریال محاسبه شده است.

۲. این گروه‌ها به تفصیل اقلیم آب و هوایی ارائه شده توسط وزارت نیرو و ماه‌های گرم و عادی در پیوست (جدول الف ۱) معرفی شده‌اند.

۳. آستانه‌های مصرف استاندارد برای هر گروه اقلیمی در پیوست (جدول الف ۲) نمایش داده شده‌اند.

۴. مابقی خانوارهای گروه‌های اقلیمی از تخمین اصلی کنارگذاشته شدند تا در آزمون پلاسیبو که به یک گروه جایگزین برای گروه تیمار اصلی نیاز است، مورد استفاده قرار گیرند.

در حالی که درآمدهای پایین‌تر به‌طور طبیعی محدودیت‌هایی جدی بر مصرف انرژی اعمال می‌کنند (فنگ^۱ و همکاران، ۲۰۲۴؛ گائو^۲ و همکاران، ۲۰۲۴). با توجه به احتمال کم‌اظهاری در داده‌های مستقیم درآمد، مطابق با رویه متعارف در ادبیات، از لگاریتم هزینه کل واقعی خانوار به‌عنوان جایگزینی قابل اتکا برای درآمد استفاده شده است. در این راستا، مخارج اسمی خانوارها با استفاده از شاخص قیمت مصرف‌کننده استانی و به تفکیک مناطق شهری و روستایی با سال پایه ۱۴۰۰، به مقادیر واقعی تبدیل شده‌اند تا نمایی صحیح و قابل اعتماد از توان اقتصادی و رفتار مصرفی خانوار ارائه گردد.

سن: در این مطالعه، سن سرپرست خانوار به‌عنوان متغیر سن در نظر گرفته شده و به صورت لگاریتمی اندازه‌گیری شده است. این متغیر نقش مستقیم و غیرمستقیم برجسته‌ای در تعیین مصرف برق خانوار ایفا می‌کند. افراد مسن‌تر به دلیل صرف زمان بیشتر در منزل، تمایل دارند مصرف مستقیم برق خود را افزایش دهند؛ با این حال، مصرف غیرمستقیم انرژی آن‌ها از طریق کاهش فعالیت‌های خارج از منزل کاهش می‌یابد. افزون بر این، سن معمولاً با سطح درآمد پایین‌تر همبستگی دارد و بدین ترتیب می‌تواند تقاضای برق را محدودتر سازد (ژو و لین^۳، ۲۰۲۲؛ لو^۴ و همکاران، ۲۰۲۲).

سطح تحصیلات: سطح تحصیلات سرپرست خانوار، یکی دیگر از متغیرهای کلیدی این پژوهش است که به صورت لگاریتم سال‌های تحصیل اندازه‌گیری شده است. تحصیلات از یک سو با افزایش درآمد و فراهم آوردن امکان مالکیت بیشتر لوازم برقی، به افزایش مصرف برق منجر می‌شود؛ و از سوی دیگر، با ارتقای آگاهی محیط‌زیستی و تشویق به مصرف بهینه انرژی، اثر قابل‌توجهی بر الگوی مصرف برق دارد و می‌تواند نقشی مهم در صرفه‌جویی انرژی ایفا کند (رومرو-جردن و دل‌ریو، ۲۰۲۲).

جنسیت: شواهد نشان می‌دهد که خانوارهای با سرپرست مرد معمولاً مصرف برق بالاتری دارند، که ناشی از تمایل کمتر به خرید لوازم کم‌مصرف است، در حالی که خانوارهای با سرپرست زن گرایش بیشتری به استفاده از فناوری‌های سبز و صرفه‌جویانه دارند (وانگ و

^۱ Feng

^۲ Gao

^۳ Zhu and Lin

^۴ Lv

همکاران،^۱ ۲۰۲۲). این متغیر به صورت یک متغیر مجازی (۱= اگر سرپرست خانوار مرد باشد و ۰ در غیر این صورت) وارد مدل شده است.

وضعیت تأهل: وضعیت تأهل اثرات متفاوتی بر خانوار دارد، از یک طرف تأهل می‌تواند به افزایش مصرف برق منجر شود، زیرا استفاده از لوازم برقی در خانه افزایش می‌یابد، در طرف دیگر می‌تواند سبب کاهش مصرف برق شود. چرا که افراد مجرد ممکن است با افزایش استفاده از خدمات فردی نظیر اینترنت و تلفن همراه، تقاضای انرژی خود را بالا ببرند (علی،^۲ ۲۰۲۱؛ گائو و همکاران،^۳ ۲۰۲۳). این متغیر نیز به صورت یک متغیر مجازی (۱= اگر سرپرست متأهل باشد و ۰= در غیر این صورت) به مدل اضافه شده است.

مساحت محل سکونت: این متغیر به صورت مساحت منزل به متر مربع اندازه‌گیری شده و به دلیل ارتباط مثبت قوی با تقاضای برق در مدل لحاظ شده است. مطالعات نشان می‌دهند که هر متر مربع اضافی مساحت کف، مصرف برق را به میزان قابل توجه ۷/۱ کیلووات‌ساعت افزایش می‌دهد (ساکاه^۳ و همکاران، ۲۰۱۹). این نتیجه توسط تته^۴ و همکاران (۲۰۲۴) نیز تأیید شده است.

سوخت عمده آب گرم: سوخت عمده آب گرم نیز در این مطالعه با یک متغیر مجازی (برابر با یک است در صورتی که برق برای گرم کردن آب مصرف شود و در غیر این صورت، صفر است) نشان داده شده است. طبق مطالعه ییلدیز^۵ و همکاران (۲۰۲۱) این متغیر، به عنوان یک متغیر کنترلی انتخاب شده است. چرا که گرم کردن آب فرآیندی با مصرف انرژی بسیار بالا است؛ برآوردها نشان می‌دهد که ۱۴۲ لیتر آب گرم معادل افزایش ۶ کیلووات‌ساعت در مصرف برق است (ییلدیز و همکاران، ۲۰۲۱).

میانگین دما: در نهایت، شرایط اقلیمی با لگاریتم دمای متوسط سالانه استان نشان داده شده است، داده‌های این متغیر از سالنامه آماری ایران استخراج شده است. دما یکی از عوامل تعیین‌کننده و کلیدی تقاضای برق است، چرا که خانوارها در فصول گرم به خنک‌سازی و در فصول سرد به گرمایش وابسته هستند (لیو و همکاران، ۲۰۲۱).

^۱ Wang

^۲ Ali

^۳ Sakah

^۴ Tete

^۵ Yildiz

^۶ Liu

در این مطالعه علاوه بر بررسی ایستای قانون مانع‌زدایی از توسعه صنعت برق بر مصرف برق ایران، از یک الگوی پویا نیز استفاده شده تا اثرات این قانون در هر سال به تفکیک سال‌های پس از اجرای آن بر مصرف برآورد شود. در جهت بررسی این که اثر سیاست با گذر زمان چگونه تضعیف یا تقویت می‌شود از رابطه (۲) استفاده شده است.

$$\begin{aligned} leq_{i,t} = & \beta_0 + \delta_1(treat_i \times date2) \\ & + \delta_1(treat_i \times date3) + \sigma Z_{i,t} \\ & + \varphi tem_{i,t} + \gamma_i + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (2)$$

در رابطه فوق، $treat_i \times date2$ عبارت تعاملی میان متغیر تیمار ($treat$) و متغیر مجازی اولین سال پس از اجرای قانون (۱۴۰۱) و $treat_i \times date3$ عبارت تعاملی میان متغیر تیمار ($treat$) و متغیر مجازی دومین سال پس از اجرای قانون (۱۴۰۲) است. $date2$ برابر یک است برای سال ۱۴۰۱ و برای سال‌های دیگر (۱۴۰۰ و ۱۴۰۲) صفر است. به همین ترتیب $date3$ برابر یک است برای سال ۱۴۰۲ و برای سال‌های دیگر (۱۴۰۰ و ۱۴۰۱) صفر است. در نهایت در این مطالعه برای واکاوی اثر قانون مانع‌زدایی از توسعه صنعت برق بر مصرف برق در شرایط تورمی از رابطه (۳) استفاده شد که به شکل زیر قابل تبیین است.

$$\begin{aligned} leq_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1(treat_i \times post_t) \\ & + \beta_2(treat_i \times post_t \times cpi_{it}) + \sigma Z_{i,t} \\ & + \varphi tem_{i,t} + v_t + \gamma_i + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (3)$$

این جا cpi شاخص قیمت مصرف‌کننده (۱۴۰۰=۱۰۰) بوده که برای متغیر تورم استفاده شده و $treat_i \times post_t \times cpi_{it}$ نیز عبارت تعاملی تورم و قانون مانع‌زدایی از توسعه صنعت برق است. شاخص قیمت‌های مصرف‌کننده نیز به تفکیک استان‌ها و مناطق شهری و روستایی از پایگاه مرکز آمار ایران استخراج شده است.

یافته‌های پژوهش

آزمون روند موازی^۱

طبق بنیان‌های اقتصادسنجی، اساسی‌ترین شرط در به‌کارگیری رویکرد تفاضل در تفاضل، فرض روندهای موازی میان گروه کنترل و گروه تیمار پیش از وقوع یک مداخله (در این مطالعه، اجرای قانون مانع‌زدایی از توسعه صنعت برق) است. معنای عمیق این فرض آن است که اگر شوک یا

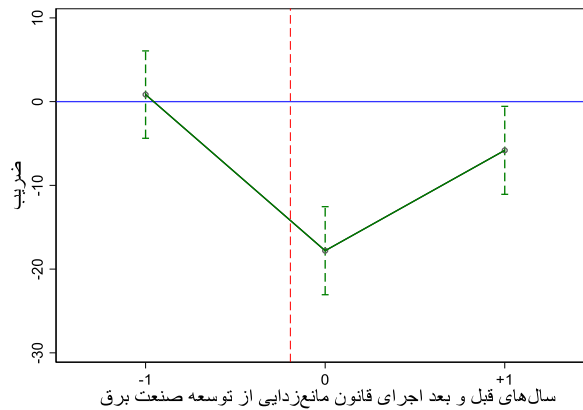
^۱ Parallel Trend

مداخله مورد نظر در گروه تیمار رخ نمی‌داد، مسیر حرکت متغیر نتیجه در این گروه، همان مسیر گروه کنترل را دنبال می‌کرد. بنابراین، با برقرار بودن این پیش‌فرض، هرگونه انحراف یا تغییر در متغیر نتیجه را می‌توان با اطمینان به وقوع شوک نسبت داد. از این رو، فرض روندهای موازی به‌منزله ستون اصلی اعتبار استنباط در روش تفاضل در تفاضل مطرح است. برای آزمون تجربی این فرض، روند متغیرهای نتیجه در طول سال‌ها ترسیم می‌شود و ضریب تعامل میان متغیرهای مجازی هر سال و متغیر مجازی تیمار محاسبه می‌گردد تا امکان بررسی روندها به تفکیک سال فراهم شود. در این میان، سال ۱۴۰۱ به‌عنوان سال وقوع مداخله به‌عنوان مبنا در نظر گرفته شده و طبق کائو و همکاران (۲۰۲۳) از رابطه (۴) برای بررسی فرض روند موازی ارائه می‌شود.

$$\text{leq}_{i,t} = \vartheta_0 + \sum_{m=-1}^1 \beta_m F_i^m + \sigma Z_{i,t} + \phi \text{temp}_{i,t} + v_t + \gamma_i + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

که در آن F_i^m نشان‌دهنده ضریب عبارت تعاملی متغیر مجازی هر سال و متغیر مجازی قانون مانع‌زدایی از توسعه صنعت برق بوده و m نشان‌دهنده سال‌های سپری‌شده یا پیش از قانون است. F_i^m برای گروه تیمار در هر سال (چه پیش و چه پس از این قانون) برابر یک و برای کنترل برابر صفر خواهد بود. طبق فرض روند موازی اگر ضریب F_i^m پیش از مداخله (یعنی سال ۱۴۰۰) از نظر آماری معنادار نیست، آن‌گاه اختلافی در روند متغیر نتیجه قبل سیاست وجود ندارد و گروه کنترل به درستی برای گروه تیمار انتخاب شده است.

در این مطالعه، نتایج بررسی فرض روند موازی در قالب شکل (۵) نشان داده شده است. در این شکل، محور افقی نشان‌دهنده سال‌های پیش و پس از اجرای قانون است. بر روی این محور به ترتیب -۱، ۰ و ۱ نشان‌دهنده یک سال قبل اجرای قانون، سال مرجع اجرای قانون و یک سال پس از آن هستند. محور عمودی نیز در این شکل ضریب F_i^m ، یعنی β_m را نشان می‌دهد که در ۱۰۰ ضرب شده است. همان‌طور که از این شکل پیداست، خط‌چین سبز در -۱ خط افقی آبی رنگ (صفر) را قطع کرده و ضریب F_i^m در سال ۱۴۰۰ از نظر آماری معنادار نیست؛ در نتیجه فرض روند موازی برقرار است.



شکل ۵. نتایج آزمون روند موازی

منبع: یافته‌های پژوهش.

توضیح: در محور افقی به ترتیب -۱، ۰ و +۱ نشان‌دهنده یک سال پیش از قانون، سال اجرای قانون و یک سال پس از اجرای قانون است. خطچین عمود قرمز رنگ زمان اجرای قانون را نشان می‌دهد. هر نقطه سبز رنگ در این شکل، ضریب برآوردشده β_m در رابطه (۴) را به ازای m های مختلف (-۱، ۰ و +۱) نمایش می‌دهد. همچنین خطچین‌های عمودی نشان‌دهنده سطح معناداری (۵ درصد) است.

نتایج برآورد و تفسیر آن

نتایج حاصل از برآورد رابطه (۱) که به برآورد اثر ایستای قانون مانع‌زدایی از توسعه صنعت برق بر مصرف برق خانوار می‌پردازد، در جدول (۳) ارائه شده است. نتایج ارائه‌شده در جدول (۳) گویای آن است که قانون مانع‌زدایی از توسعه صنعت برق، مصرف برق خانوار در ایران را به شکل معنی‌داری کاهش می‌دهد. این نتیجه با نتایج بسیاری از مطالعات دیگر که اثر اصلاحات قیمتی و حذف یارانه‌های انرژی را بر مصرف برق مورد بررسی قرار داده‌اند، از جمله اینریچ و همکاران (۲۰۲۴)، فانگ و همکاران (۲۰۲۴)، دو و ما (۲۰۲۴)، هو و همکاران (۲۰۲۲)، کلاگ و همکاران (۲۰۲۲)، لی و همکاران (۲۰۱۸)، جلائی و همکاران (۱۳۹۷) و هرتمنی و همکاران (۱۳۹۶) همخوانی دارد.

جدول ۲. نتایج برآورد ایستا بدون در نظر گرفتن متغیر تعاملی قانون مانع‌زدایی از توسعه صنعت برق و تورم

ضریب	متغیر
-۰/۱۵***	قانون مانع‌زدایی از توسعه صنعت برق
۰/۰۶۹*	سطح سواد
۰/۴۳۶***	سن
-۰/۰۱۹	مساحت محل سکونت
۰/۳۰۶***	میانگین دما
-۰/۰۲۳	سوخت عمده آب گرم
-۰/۰۱۹	جنسیت
-۰/۵۱۸***	تأهل
۰/۰۷۳***	درآمد
۰/۳۶۷	R-squared
۳۸۷۳	تعداد مشاهدات
بله	اثر ثابت زمان
بله	اثر ثابت مقطع

منبع: یافته‌های پژوهش.

توضیح: *** و * به ترتیب معناداری در سطح ۱ و ۱۰ درصد را نشان می‌دهند.

نتایج برآورد رابطه (۲) با حضور عبارت تعاملی میان تورم و قانون مانع‌زدایی از توسعه صنعت برق نیز در قالب جدول (۳) ارائه شده است. نتایج نشان می‌دهد، همانند قبل، قانون مانع‌زدایی از توسعه صنعت برق اثر بازدارنده و منفی بر مصرف برق خانوارها دارد، به این معنی که این قانون توانسته انگیزه خانوارها برای کاهش مصرف برق را به طور معنی‌داری تقویت نماید. با این حال، ضریب مثبت و معنی‌دار عبارت تعاملی تورم و این قانون در کنار ضریب منفی این قانون حاکی از این است که با افزایش تورم، شدت اثر این قانون کاهش می‌یابد. به عبارت دیگر، شرایط تورمی سبب می‌شود که اثر بازدارنده قانون مانع‌زدایی از توسعه صنعت برق بر مصرف برق خانوار تا حدودی خنثی شود. طبق ادبیات اقتصاد کلان، در شرایط تورمی قدرت خرید خانوار و توانایی خرید وسایل برقی کم‌مصرف کاسته می‌شود. در این شرایط امکان جایگزینی وسایل برقی پرمصرف با کم‌مصرف که از دلایل بالا بودن کثرت قیمتی تقاضای برق در بلندمدت است، کاهش می‌یابد. علاوه بر این، در شرایط تورمی ممکن است خانوارها تغییرات قیمت را به نوعی تغییرات

سطح عمومی قیمت‌ها تلقی کنند و واکنش قابل‌توجهی نسبت به اصلاحات تعرفه‌ای ناشی از قانون نشان ندهند.

جدول ۳. نتایج برآورد ایستا با در نظرگرفتن متغیر تعاملی قانون مانع‌زدایی از توسعه صنعت برق و تورم

متغیر	ضریب
قانون مانع‌زدایی از توسعه صنعت برق	-۰/۴۱۶***
سطح سواد	۰/۰۶۹***
سن	۰/۴۳۹***
مساحت محل سکونت	-۰/۰۲۱
میانگین دما	۰/۳۰۸***
سوخت عمده آب گرم	-۰/۰۲۹
جنسیت	-۰/۰۱۸
تأهل	-۰/۵۲۲***
درآمد	۰/۰۷۶***
عبارت تعاملی تورم و قانون مانع‌زدایی از توسعه صنعت برق	۰/۰۰۱***
R-squared	۰/۳۶۷
تعداد مشاهدات	۳۸۷۳
اثر ثابت زمان	بله
اثر ثابت مقاطع	بله

منبع: یافته‌های پژوهش.

توضیح: *** معناداری در سطح ۱ درصد را نشان می‌دهند.

در نهایت اثر پویای قانون مانع‌زدایی از توسعه صنعت برق بر مصرف برق خانوار در قالب رابطه (۳) برآورد و نتایج آن در جدول (۴) ارائه شد. نتایج حاکی از آن است که قانون مانع‌زدایی از توسعه صنعت برق، مصرف خانوارها را در سال اول بیشتر از سال دوم کاهش می‌دهد. به عبارتی، تأثیر این قانون با گذشت زمان به تدریج کاسته می‌شود. این نتیجه با نتیجه بدست آمده در حسن و همکاران (۲۰۲۲) سازگار است؛ با این حال برخلاف اغلب مطالعات از جمله ژانگ و همکاران (۲۰۲۵) و دریوگینا و همکاران (۲۰۱۷) است که نشان داده‌اند کشش قیمتی در بلندمدت بیش‌تر بوده و پاسخ مصرف برق به سیاست‌های قیمتی به مرور بیش‌تر می‌گردد. نتیجه حاصل را می‌توان با نقش تعدیل‌کننده تورم که پیش‌تر به آن اشاره شد، تفسیر کرد. در سال ۱۴۰۲ شاخص قیمت‌ها

رشد تقریباً شدیدتری نسبت به ۱۴۰۱ را تجربه کرده که این امر می‌تواند بیش‌تر اثر بازدارنده این قانون بر مصرف برق را خنثی در این سال نماید. در خصوص متغیرهای کنترلی، درآمد در مدل‌های مختلف به میزان ۰/۰۷۳ تا ۰/۰۷۶ درصد مصرف برق خانوار را افزایش می‌دهند. این نتایج نشان می‌دهد که افزایش درآمد، دسترسی به لوازم برقی و در نتیجه استفاده از آن‌ها افزایش داده و مصرف برق افزایش می‌دهد. همچنین سطح سواد، به شکل معناداری میزان مصرف برق را افزایش می‌دهد. این عامل می‌تواند با فراهم‌آوردن زمینه‌های لازم برای کسب درآمد، از کانال افزایش درآمد و مالکیت لوازم برقی، مصرف برق خانوار را افزایش دهد. سن نیز اثر مثبت و معناداری بر مصرف دارد و ضریب آن در مدل‌های مختلف بین ۰/۴۳۶ تا ۰/۴۳۹ درصد برآورد شده است. این نتیجه به اثر مستقیم افزایش سن برمی‌گردد که افزایش سن و کهنولت، با افزایش خانه‌نشینی، استفاده از برق را افزایش خواهد داد. در نهایت دما نیز اثر مثبت و معناداری بر مصرف برق دارد و با افزایش یک درصدی در میانگین دما، مصرف برق ۰/۳۰۶ تا ۰/۳۱۰ درصد افزایش می‌یابد. این نتیجه نشان می‌دهد که با افزایش دما نیاز به برق و وسایل سرمایشی افزایش و مصرف برق افزایش خواهد یافت. تأهل نیز اثر منفی و معناداری بر مصرف برق دارد و این نتیجه را نیز می‌توان به این امر نسبت داد که با متأهل شدن میزان استفاد از وسایل برقی مانند تلفن همراه کاسته شده و مصرف برق کاهش می‌یابد. همچنین یافته‌های این مطالعه نشان می‌دهد که، اثر متغیرهای کنترلی جنسیت، سوخت عمده آب گرم و مساحت محل سکونت تأثیری بر مصرف برق خانوار در ایران ندارند.

جدول ۴. نتایج برآورد پویا بدون در نظر گرفتن متغیر تعاملی قانون مانع‌زدایی از توسعه صنعت برق و تورم

ضریب	متغیر
-۰/۲۳۹***	قانون مانع‌زدایی از توسعه صنعت برق پس از یک سال
-۰/۰۷۹***	قانون مانع‌زدایی از توسعه صنعت برق پس از دو سال
۰/۰۶۹****	سطح سواد
۰/۴۳۸***	سن
-۰/۰۲۲	مساحت محل سکونت
۰/۳۱۰***	میانگین دما
-۰/۰۲۸	سوخت عمده آب گرم
-۰/۰۱۹	جنسیت
-۰/۵۲۱***	تأهل
۰/۰۷۴***	درآمد
۰/۳۶۸	R-squared
۳۸۷۳	تعداد مشاهدات

اثر ثابت زمان	خیر
اثر ثابت مقاطع	بله

منبع: یافته‌های پژوهش.

توضیح: *** معناداری در سطح ۱ را نشان می‌دهند.

بررسی استحکام نتایج

آزمون دارونما^۱

یکی دیگر از آزمون‌های اساسی در چارچوب برآورد مدل با رویکرد تفاضل در تفاضل، آزمون دارونما است که پس از تخمین اصلی اجرا می‌شود. منطق این آزمون بر آن است که با جایگزینی گروه تیمار واقعی با یک گروه تیمار نادرست، اعتبار و اصالت ضرایب برآوردشده مورد ارزیابی قرار گیرد. در واقع، این آزمون بررسی می‌کند که آیا ضرایب حاصل از روش تفاضل در تفاضل به‌درستی اثر مداخله مورد نظر را منعکس می‌کنند یا آن‌که نتایج می‌توانند ناشی از مداخله، سیاست یا تغییری دیگر باشند که همزمان رخ داده است. به بیان دیگر، آزمون دارونما که در زمره آزمون‌های پس از برآورد قرار می‌گیرد، آزمونی برای سنجش استحکام نتایج است؛ بدین معنی که اگر ضریب برآوردی در شرایطی که گروه تیمار به‌درستی انتخاب نشده، بی‌معنی گردد، می‌توان اطمینان یافت که ضرایب اصلی دقیقاً اثر همان شوک مورد نظر را بازتاب می‌دهند (جباری و سالم، ۱۴۰۳). بنابراین برای انجام این آزمون بایستی ابتدا گروه تیمار که به صورت واقعی تحت درمان قرار گرفته‌اند با یک گروه تیمار غیرواقعی (گروهی که به طور واقعی تحت تأثیر قانون نیستند، مشمول تعرفه‌های چند برابر هزینه‌های تولید و توزیع برق نمی‌شوند و در زمره گروه کنترل اصلی مطالعه نیز قرار نمی‌گیرند) جایگزین شده و به صورت غیرواقعی فرض شود که آنان تحت تأثیر قانون قرار دارند. در مطالعه حاضر، برای اجرای این آزمون، گروه تیمار اصلی با گروه تیمار غیرواقعی (آن‌هایی که در واقعیت تحت تأثیر تیمار یا مداخله نیستند) شامل خانوارهایی که مصرف برق آنان پایین‌تر از آستانه مصرف استاندارد در گروه اقلیمی خودشان بود و جز گروه کنترل اصلی نبودند (خانوارهای کم‌مصرف‌ها اقلیم‌های ۱۸p تا ۲۸p) جایگزین شده و روابط (۱)، (۲) و (۳) با استفاده از روش تفاضل در تفاضل دوباره برآورد شدند. نتایج برآورد روابط با گروه تیمار غیرواقعی در جدول

^۱ Placebo Test

(۵) ارائه شده است. همان‌طور که در جدول (۵) قابل رویت است، ضرایب قانون مانع‌زدایی از توسعه صنعت برق، از نظر آماری در هیچ یک از سطوح معناداری ۱، ۵ و ۱۰ درصد معنادار نیستند و اثر دارونما وجود ندارد. از این‌رو، می‌توان نتیجه گرفت که در این مطالعه، گروه تیمار اصلی به درستی انتخاب شده و ضرایب برآوردشده برای قانون مانع‌زدایی از توسعه صنعت برق و عبارات تعاملی آن با تورم در جدول (۳) و (۴) تصادفی نیست. از این‌رو، ضرایب گزارش‌شده اثر قانون مانع‌زدایی از توسعه صنعت برق بر مصرف برق خانوارها را منعکس می‌کنند.

جدول ۵. نتایج آزمون پلاسیبو

مدل	ضریب قانون مانع‌زدایی از توسعه صنعت برق
مدل ایستا بدون عبارت تعاملی تورم و قانون مانع‌زدایی از توسعه صنعت برق	-۰/۰۸۶ (۰/۲۷۷)
مدل ایستا با عبارت تعاملی تورم و قانون مانع‌زدایی از توسعه صنعت برق	۰/۰۰۹ (۰/۹۶۹)
مدل پویا (ضریب سال اول)	-۰/۰۵۲ (۰/۱۹۸)
مدل پویا (ضریب سال دوم)	-۰/۱۱۷ (۰/۵۹۶)

منبع: یافته‌های پژوهش.

توضیح: اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده سطح معناداری هستند.

برآورد مدل بر اساس آستانه‌های مصرف استاندارد سال ۱۴۰۰

به‌طور مشخص خانوارها در این مطالعه به دو بخش کم‌مصرف‌ها و پرمصرف‌ها تقسیم می‌شوند که این تقسیم‌بندی می‌تواند مشکلاتی به علت گروه‌بندی درون‌زا^۱ ایجاد کند. باتوجه به ابادی^۲ و همکاران (۲۰۱۸) این وضعیت وقتی به وجود می‌آید که گروه‌ها بر اساس نتایج پیش‌بینی شده در همان نمونه ساخته شود. از این‌رو اگر گروه‌بندی فقط روی متغیر پیش از سیاست ساخته شود، مشکلی ایجاد نمی‌شود. بنابراین در این مطالعه از آستانه‌های سال ۱۴۰۰ به تنهایی برای تقسیم

^۱ Endogenous Stratification

^۲ Abadie

گروه کنترل و تیمار استفاده شد تا گروه‌بندی^۱ مستقل از سیاست باشد و تورش ناشی از گروه‌بندی را کاهش دهد. در این حالت اگر مصرف برق خانواری در سال ۱۴۰۰ بزرگ‌تر از آستانه‌های مصرف استاندارد سال ۱۴۰۰ در هر گروه اقلیمی بود، در تمامی سال‌های مورد بررسی به عنوان گروه تیمار و خانوارهایی با مصرف برق کمتر از این آستانه‌ها در سال ۱۴۰۰، در تمامی سال‌ها^۲ به عنوان گروه کنترل شناخته شدند. نتایج این بررسی استحکام در جدول (۶) ارائه شد. نتایج جدول (۶) حاکی از آن است که نتایج به‌دست آمده در جداول (۳)، (۴) و (۵) در قالب سه مدل ایستا با عبارت تعاملی تورم و قانون مانع‌زدایی از توسعه صنعت برق، مدل ایستا بدون عبارت تعاملی تورم و قانون مانع‌زدایی از توسعه صنعت برق و مدل پویا، حتی با انتخاب سال ۱۴۰۰ به عنوان سال پایه، پایدار است و نتایج گذشته در این مطالعه دوباره تکرار می‌شود. لذا، مشکلات ناشی از گروه‌بندی مشکل جدی را پدید نمی‌آورد.

جدول ۶. بررسی استحکام نتایج مدل‌های مورد بررسی

متغیر	مدل ایستا بدون عبارت تعاملی تورم و قانون مانع‌زدایی از توسعه صنعت برق	مدل ایستا با عبارت تعاملی تورم و قانون مانع‌زدایی از توسعه صنعت برق	مدل پویا
قانون مانع‌زدایی از توسعه صنعت برق	-۰/۰۷۰*	-۰/۳۶۶***	-
قانون مانع‌زدایی از توسعه صنعت برق پس از یک سال	-	-	-۰/۵۲۰***
قانون مانع‌زدایی از توسعه صنعت برق پس از دو سال	-	-	-۰/۳۳۵***
عبارت تعاملی تورم و قانون مانع‌زدایی از توسعه صنعت برق	-	۰/۰۰۲***	-
سطح سواد	۰/۰۷۶***	۰/۰۷۷***	۰/۰۶۷***
سن	۰/۴۵۰***	۰/۴۵۳***	۰/۳۵۱***
مساحت محل سکونت	-۰/۰۳۳	-۰/۰۳۶	-۰/۰۱۹
میانگین دما	۰/۳۸۸***	۰/۳۸۵***	۰/۴۴۵***

! Stratification

^۲ مخارج برق خانوار در سال ۱۴۰۰ با آستانه‌های استاندارد مصرف برق خانوار در سال ۱۴۰۰ مقایسه شد. اگر خانوار در این سال بیشتر از آستانه مصرف کرده بود در سه سال ۱۴۰۰، ۱۴۰۱ و ۱۴۰۲ به عنوان تیمار و در غیر این صورت به عنوان کنترل شناخته شد.

سوخت عمده آب گرم	-۰/۰۳۰	-۰/۰۳۶	-۰/۰۱۹
جنسیت	-۰/۰۰۳	-۰/۰۰۲	-۰/۰۳۵
تأهل	-۰/۴۹۵***	-۰/۴۹۷***	-۰/۴۳۷***
درآمد	۰/۰۶۸***	۰/۰۷۱***	۰/۰۸۰*
R-squared	۰/۳۲۹	۰/۳۳۱	۰/۲۶۶
تعداد مشاهدات	۳۸۰۶	۳۸۰۶	۳۸۰۶
اثر ثابت زمان	بله	بله	خیر
اثر ثابت مقاطع	بله	بله	بله

منبع: یافته‌های پژوهش.

برآورد مدل با رویکرد تحلیل قبل و بعد^۱

در گام نهایی برای بررسی استحکام اثر قانون مانع‌زدایی از توسعه صنعت برق، در این مطالعه به تبعیت از زارپور و واگنر^۲ (۲۰۲۳) از یک رویکرد تحلیل قبل و بعد از مداخله همراه با اثرات ثابت استفاده می‌شود. مدل تجربی به صورت رابطه (۵) خواهد بود.

$$\ln q_{i,t} = \vartheta_0 + post_t + \sigma Z_{i,t} + \phi ltemp_{i,t} + v_t + \gamma_i + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

ذکر این نکته ضروری است که در این رویکرد فقط خانوارهای تحت مداخله مورد بررسی قرار می‌گیرند و I نشان‌دهنده خانوارهای پرمصرف است که پیش‌تر با عنوان گروه مداخله مطرح شده بود. نتایج حاصل از برآورد رابطه (۵) در جدول (۷) نشان داده شده است. همان‌طور که از این جدول پیداست، در این رویکرد نیز قانون مانع‌زدایی از توسعه صنعت برق بر مصرف برق خانوارها اثر منفی و معناداری دارد و قدر مطلق این اثر با گذشت زمان کاسته می‌شود.

جدول ۷. بررسی استحکام نتایج مدل‌های مورد بررسی

متغیر	مدل ایستا	مدل پویا
قانون مانع‌زدایی از توسعه صنعت برق	-۰/۴۷۳***	-
قانون مانع‌زدایی از توسعه صنعت برق پس از یک سال	-	-۰/۵۶۸***
قانون مانع‌زدایی از توسعه صنعت برق پس از دو سال	-	-۰/۳۷۸***
سطح سواد	۰/۰۹۶***	۰/۰۷۸***
سن	۰/۴۰۳***	۰/۴۶۷***
مساحت محل سکونت	۰/۰۱۲۹	۰/۰۰۶
میانگین دما	۰/۴۵۸***	۰/۴۶۷***

^۱ Before- After Analysis

^۲ Zarepour and Wagner

-۰/۰۱۰	-۰/۰۰۷	سوخت عمده آب گرم
-۰/۰۰۶	-۰/۰۲۷	جنسیت
-۰/۴۸۹***	-۰/۴۷۹***	تأهل
۰/۰۹۵***	۰/۰۹۴***	درآمد
۰/۳۸۹	۰/۳۴۸	R-squared
۳۸۲۷	۲۸۳۷	تعداد مشاهدات
خیر	خیر	اثر ثابت زمان
بله	بله	اثر ثابت مقاطع

منبع: یافته‌های پژوهش.

نتیجه‌گیری و پیشنهاد

مصرف برق در بخش خانگی ایران طی دهه‌های اخیر به یکی از جدی‌ترین چالش‌های ساختار انرژی ایران بدل شده است. گفته شده روند پرشتاب و صعودی مصرف، که از میانه دهه هفتاد تاکنون با آهنگی چشمگیر تداوم یافته، نه تنها بازتابی از تغییرات اقلیمی و رشد جمعیت، بلکه محصول مستقیم پایین بودن تعرفه‌ها بوده است؛ تعرفه‌هایی که به جای ترغیب به صرفه‌جویی، خود به انگیزه‌ای برای افزایش مصرف تبدیل شده و ناترازی‌های برق را گسترش داده است. این ناترازی، در کنار وابستگی شدید تولید برق به سوخت‌های فسیلی و فشارهای زیست‌محیطی و بین‌المللی، ابعاد بحران را دوجندان ساخته است. از این‌رو، اصلاح تعرفه‌ها به یکی از محورهای اصلی سیاست‌گذاری در این کشور تبدیل شده که تجربه‌های اصلاحی طی دو دهه اخیر ایران گواه روشنی بر اهمیت این موضوع است. در این زمینه، نخستین گام جدی در سال ۱۳۸۹ با اجرای قانون هدفمندی یارانه‌ها برداشته شد؛ طرحی که اگرچه در آغاز به کنترل نسبی مصرف انجامید، اما با بازگشت تحریم‌ها، جهش نرخ ارز و تورم گسترده، ادامه مسیر آن ناکام ماند. سپس در سال ۱۳۹۸ سیاست تعرفه‌گذاری پلکانی - افزایشی به اجرا درآمد، اما به دلیل طراحی ناکامل و استمرار حمایت‌های پنهان از مشتریان پرمصرف، عملاً به افزایش نابرابری‌های توزیع انرژی منتهی شد. تازه‌ترین تجربه نیز در سال ۱۴۰۱ و با تصویب قانون مانع‌زدایی از توسعه صنعت برق شکل گرفت؛ قانونی که برای نخستین بار خانوارهای مصرف‌کننده کمتر از الگوی تعیین‌شده را از حمایت‌های یارانه‌ای برخوردار کرد و پرمصرف‌ها را به پرداخت تعرفه‌های واقعی‌تر ملزم ساخت.

با وجود اجرای قانون مانع‌زدایی از توسعه صنعت برق، هنوز موفقیت یا ناکامی این قانون در کنترل مصرف برق خانگی، به‌ویژه به صورت پویا بررسی نشده است. نکته‌ای که از مرور تجربه‌های گذشته برمی‌آید، آن است که یکی از عوامل کلیدی در ناکامی اصلاحات، بی‌توجهی به بستر کلان اقتصادی ایران، به‌ویژه تورم بوده است. از آن‌جا که اقتصاد ایران در چند دهه اخیر تورم دو رقمی را تجربه می‌کند، چشم‌پوشی از این متغیرها در ارزیابی سیاست‌های قیمتی می‌تواند منجر به نتایجی ناقص و گمراه‌کننده شود. بنابراین، پژوهش حاضر با تمرکز بر قانون مانع‌زدایی از توسعه صنعت برق، اثرات پویای این سیاست را بر مصرف برق خانوار ارزیابی کرد و نقش تورم را به‌عنوان متغیری تعدیل‌کننده در موفقیت یا ناکامی آن مورد واکاوی قرار داد. بدین منظور ابتدا داده‌های مخارج برق خانوار و برخی دیگر از متغیرهای جمعیت‌شناختی آنان، در کنار شاخص قیمت مصرف‌کننده از داده‌های مرکز آمار ایران طی بازه زمانی ۱۴۰۲-۱۴۰۰ استخراج شد و سپس از روش تفاضل در تفاضل (در قالب مدل‌های مختلف از جمله تفاضل در تفاضل ایستا، پویا و ایستا با حضور عبارت تعاملی تورم و قانون مانع‌زدایی از توسعه صنعت برق) برای بررسی اثرات ایستا و پویای قانون مانع‌زدایی از توسعه صنعت برق بر مصرف برق ۱۹۴۲ خانوار شامل ۱۱۲۷ خانوار عضو گروه تیمار و ۸۱۵ خانوار عضو گروه کنترل و اثر تورم بر اثرگذاری قانون یادشده، استفاده شد. در این مطالعه طبق مواد قانون مانع‌زدایی گروه‌هایی بر اساس اقلیم و تعداد ماه‌های گرم و عادی تعیین شد و خانوارها بر اساس شهر محل سکونت خود در یکی از این گروه‌های اقلیمی جای گرفتند. برای هر اقلیم، سطح آستانه مصرف استاندارد محاسبه شد و مصرف برق خانوار با این آستانه‌ها مقایسه شد که بر اساس این مقایسه، گروه تیمار و کنترل تعریف شدند. گروه تیمار شامل خانوارهایی بود که بیشتر از آستانه مصرف استاندارد برق مصرف می‌کردند و خانوارهای کنترل شامل خانواری بود که کمتر از این آستانه‌ها مصرف کرده بودند.

نتایج اصلی این مطالعه نشان داد که قانون مانع‌زدایی از توسعه صنعت برق اثر بازدارنده و منفی بر مصرف برق خانوارها دارد، با این حال تأثیر این قانون با گذشت زمان به تدریج کاسته شده که این نتیجه را می‌توان به نقش خنثی‌کننده تورم در اثر این قانون اطلاق نمود. همچنین، شرایط تورمی سبب می‌شود که اثر بازدارنده قانون مانع‌زدایی از توسعه صنعت برق بر مصرف برق خانوار

تا حدودی خنثی شود. علاوه بر این، نتایج این مطالعه حاکی از آن بود که قانون مانع‌زدایی از توسعه صنعت برق، مصرف خانوارها را در سال اول بیشتر از سال دوم کاهش داده است. باتوجه به کاهش اثرات سیاست مانع‌زدایی از توسعه صنعت برق بر مصرف برق با مرور زمان، پیشنهاد می‌گردد که اصلاحات قیمتی ناشی از این قانون به صورت مرحله‌ای باشد و همراه با این اصلاحات، سیاست‌های کنترل تورم نیز اجرا شود، تا صرفه‌جویی در برق با رشد سطح عمومی قیمت‌ها، پایدار بماند. کما این که این قانون می‌تواند همراه با سیاست‌های غیرقیمتی از جمله سیاست‌های بهبود کارایی موفق‌تر عمل کند.

در نهایت طبق نتایج مطالعه تا حدودی نقش مؤثر تعرفه‌های پایین برق و اصلاح آن‌ها در کنترل ناترازی‌های برق از سمت تقاضا تأیید شد. با این حال، فارغ از عوامل سمت تقاضا که خارج از چارچوب این مطالعه است، مجموعه عوامل اقتصادی و رفتاری دیگری مانند عادات مصرفی افراد، آگاهی نسبت به صرفه‌جویی، تفاوت‌های فرهنگی نیز هستند و ادعان می‌شود که این موارد در شکل‌گیری ناترازی‌های برق از سمت تقاضا مؤثر هستند. علی‌رغم تأثیرگذاری احتمالی این عوامل، امکان بررسی نقش آن‌ها در توضیح مصرف برق خانوار به دلیل عدم دسترسی به چنین اطلاعاتی نبود. با این حال در این مطالعه سعی شد با بهره‌گیری از الگوهای خاص اقتصادسنجی مانند تفاضل در تفاضل با در نظر گرفتن اثرات ثابت، اضافه کردن عوامل مهم توضیح‌دهنده‌ی دیگر، انجام آزمون‌ها و بررسی استحکام نتایج، تا حدودی این عوامل و ناهمگونی بین خانوار کنترل و نتایج قابل اتکایی ارائه شود.

منابع

ارباب، حمیدرضا، عسگری، منوچهر، آماده، حمید، و رفیعی، فاطمه. (۱۳۹۹). مقایسه سیاست افزایش کارایی با سیاست افزایش قیمت برق در ایران با استفاده از مدل تعادل عمومی محاسبه‌پذیر. *سیاست‌گذاری اقتصادی*، ۱۲ (۲۴)، ۷۳ - ۱۰۶.

جلائی، اعظم، بختیار، مهدی، و اکبری، نعمت‌اله. (۱۳۹۷). تحلیل فضایی تأثیر قانون هدفمندسازی یارانه‌ها بر مصرف انرژی خانوار. *جامعه‌شناسی اقتصاد و توسعه*، ۷ (۱)، ۲۵ - ۵۵.

هرتمنی، امیر، میرطلائی، سید علیرضا، و کریمخانی، مسعود. (۱۳۹۶) بررسی نقش هدفمندسازی یارانه‌ها در مصرف انرژی خانوارهای شهری (مطالعه موردی: شهر دهاقان). *نشریه اقتصاد توسعه و برنامه‌ریزی*، ۱(۶)، ۱-۱۵.

بزازان، فاطمه، موسوی، میرحسین، و قشمی، فرناز. (۱۳۹۳). تأثیر هدفمندسازی یارانه‌های انرژی برق بر تقاضای خانوارها به تفکیک شهر و روستا در ایران (یک رویکرد سیستمی). *پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران*، ۴(۱۴)، ۱-۳۲.

جباری، لیلا و سالم علی‌اصغر. (۱۴۰۳). اثر فقر بر الگوی مصرف خوراکی و غیرخوراکی خانوارها در ایران: شواهدی از مدل تفاضل در تفاضل. *فصلنامه تحقیقات اقتصادی*، ۵۹(۴)، ۶۴۰-۶۷۶.

حمیدی رزی، داود، رنج‌پور، رضا، و متفکر آزاد، محمدعلی. (۱۳۹۸). بررسی اثربخشی سیاست‌های قیمتی اصلاح الگوی مصرف انرژی در بین استان‌های کشور: رهیافت داده‌های پانلی پویا. *تحلیل‌های اقتصادی توسعه ایران*، ۱(۷)، ۶۳-۸۶.

رمضانی، ایمان، موسوی، سیده مریم، و شریفی، رضا. (۱۴۰۲). بررسی وضعیت مصرف و نظام تعرفه‌گذاری برق در بخش خانگی. تهران: مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی.

سالم، علی‌اصغر و جباری، لیلا. (۱۴۰۱). بررسی اثر بلایای طبیعی بر الگوی مصرف خانوار در ایران با استفاده از مدل تفاضل در تفاضل. *فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۱۱(۴۲)، ۴۷-۸۲.

References

Abadie, A., Chingos, M. M., & West, M. R. (2018). Endogenous stratification in randomized experiments. *Review of Economics and Statistics*, 100(4), 567-580. Retrieved from https://doi.org/10.1162/rest_a_00732.

Acharya, R. H., & Sadath, A. C. (2017). Implications of energy subsidy reform in India. *Energy Policy*, 102, 453-462. Retrieved from <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2016.12.036>.

Aryanpur, V., Fattahi, M., Mamipour, S., Ghahremani, M., Gallachóir, B. Ó., Bazilian, M. D., & Glynn, J. (2022). How energy subsidy reform can drive the Iranian power sector towards a low-carbon future. *Energy Policy*, 169, 113190.

Bazazan, F., & Khosravani, N. (2017). The Impact of Government Subsidies on Electricity Demand and Consumption for the Urban and Rural Households in Iran (A Systemic Solution). *Journal of Environmental and Natural Resource Economics*, 1(1), 1-25. [In Persian]

Burke, M. A., & Ozdagli, A. (2023). Household inflation expectations and consumer spending: evidence from panel data. *Review of Economics and Statistics*, 105(4), 948-961.

Burke, P. J., & Kurniawati, S. (2018). Electricity subsidy reform in Indonesia: Demand-side effects on electricity use. *Energy Policy*, 116, 410–421. Retrieved from <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2018.02.018>.

Choo, D., Jang, H., & Kim, J. (2025). Impact of Time-of-Use Tariff on Household Electricity Consumption: Evidence from Jeju Island. *SSRN*, 5143448. Retrieved from <https://doi.org/10.2139/ssrn.5143448>.

Columbia Mailman School of public Health. (2013). Difference-in-Difference Estimation. Retrieved July 1, 2025 from <https://www.publichealth.columbia.edu/research/population-health-methods/difference-difference-estimation#Overview>.

Darandary, A., Mikayilov, J. I., & Soummame, S. (2024). Impacts of electricity price reform on Saudi regional fuel consumption and CO2 emissions. *Energy Economics*, 131, 107400.

Deryugina, T., MacKay, A., & Reif, J. (2020). The long-run dynamics of electricity demand: Evidence from municipal aggregation. *American Economic Journal: Applied Economics*, 12(1), 86-114.

Du, Y., & Ma, T. (2022). Impact of electricity pricing strategy on residential energy consumption decisions in China: empirical evidence from a household survey. *Journal of Environmental Economics and Policy*, 11(2), 154–171. Retrieved from <https://doi.org/10.1080/21606544.2021.1930586>.

Enrich, J., Li, R., Mizrahi, A., & Reguant, M. (2024). Measuring the impact of time-of-use pricing on electricity consumption: Evidence from Spain. *Journal of Environmental Economics and Management*, 123, 102901.

Feng, X., Zhou, Q., Lu, D., & Gu, J. (2024). Does increasing income have a positive impact on energy consumption? New evidence from China. *Sustainable Futures*, 7, 100139.

Fu, B., Zhang, Y., Maani, S., & Wen, L. (2025). Green finance and job creation: Analyzing employment effects in China's manufacturing industry within green finance innovation and reform pilot zones. *Energy Economics*, 141, 108090.

Fatourehchi, D., Noguchi, M., & Doloi, H. (2022). Iranian household electricity use compared to selected countries. *Encyclopedia*, 2(4), 1637–1665. Retrieved from <https://doi.org/10.3390/encyclopedia2040112>.

Fang, Z., Le, T., Yu, J., & Fan, M. (2024). Evaluating Causal Effects of Increasing Block Pricing Policy on Residential Electricity Consumption in China. *Managerial and Decision Economics*, 46(3), 1661–1676. Retrieved from <https://doi.org/10.1002/mde.4466>.

Gao, J., Duan, C., Song, J., & Cai, W. (2024). Now or later: The long tail effect of household income on energy consumption. *Energy Economics*, 129, 107256.

Hamidi Razi, D., Ranjpour, R., & Motafaker Azad, M. A. (2019). Investigating the Effectiveness of Price Policies for Reforming the Energy Consumption Pattern among Provinces of Iran: Dynamic Panel Data Approach. *Iranian Economic Development Analyses*, 7(1), 63-86. [In Persian]

Hassen, S., Beyene, A. D., Jeuland, M., Mekonnen, A., Meles, T. H., Sebsibie, S., ... Toman, M. A. (2022). Effect of electricity price reform on households' electricity consumption in urban Ethiopia. *Utilities Policy*, 79, 101445. Retrieved from <https://doi.org/10.1016/j.jup.2022.101445>.

Hortamani, A., Mirtalae, A., & Karimkhani, M. (2017). Studying the Role of Subsidy Fertile at Dehaghan Urban Family Energy. *Journal of Development Economics and Planning*, 6(2), 1-14. [In Persian]

Hu, S., He, J., & Yang, C. (2022). Evaluating the impacts of the increasing block tariffs on residential electricity consumption in China. *Sustainable Production and Consumption*, 29, 180–187. Retrieved from <https://doi.org/10.1016/j.spc.2021.10.008>.

International Energy Agency. (2025). Energy system of Iran, International Energy Agency (IEA). Retrieved May 12, 2025 from <https://www.iea.org/countries/iran> .

International Energy Agency (IEA). (2021). Turkey energy policy review. Retrieved from <https://www.iea.org/reports/turkey-2021>.

Iran Chamber of Commerce, Industries, Mines and Agriculture. (2023). 50% of industrial parks are operating with a electricity shortage, Retrieved July 15, 2025 from <https://www.google.com/amp/s/otaghiranonline.ir/amp/72576> .

Islamic Parliament Research Center of Iran, 2021. Law on Removing Barriers to the Development of the Electricity Industry, Islamic Parliament Research Center of Iran. Retrieved July 20, 2025 from <https://rc.majlis.ir/fa/report/download/1142606>.<https://rc.majlis.ir/fa/law/show/1755566> . [In Persian]

Jabari, L., & Salem, A. A. (2025). The Impact of Poverty on Households Food and Non-Food Consumption Patterns in Iran: Evidence from Difference in Difference Models. *Journal of Economic Research*, 59(4), 640-676. [In Persian]

Jiang, J. H., Kamdar, R., Lu, K., & Puzzello, D. (2024). How do households respond to expected inflation? an investigation of transmission mechanisms. *Bank of Canada Staff Working Paper*, 2024-44.

Jalaei, A., Bakhtyar, M., & Akbari, N. (2018). Spatial Analysis of the Impact of Targeted Subsidies Law on Household Energy Consumption (Case Study: Electricity Consumption-Isfahan City). *Journal of Economic & Developmental Sociology*, 7(1), 25-55. [In Persian]

Kiani, P., Nafisi Moghadam, M., & Fuladi Moghadam, S. (2022). Evaluation of Increasing-Block Pricing for Residential Electricity: A Case Study of Iran. *Journal of Energy and Economic Development*, 1(3), 90-100. Retrieved from https://jeedev.nri.ac.ir/article_203072_2bfa905d3285681c19dffe9e2e29aed3.pdf

Li, L., Yao, Y., Yang, R., & Zhou, K. (2018). Is it more effective to bring time-of-use pricing into increasing block tariffs? Evidence from evaluation of residential electricity price policy in Anhui province. *Journal of Cleaner*

Production, 181, 703–716. Retrieved from <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2018.01.209>.

Liu, X. Q., Zhang, C., Zhou, Y., & Liao, H. (2021). Temperature change and electricity consumption of the group living: a case study of college students. *Science of the Total Environment*, 781, 146574.

Lv, X., Lin, K., Chen, L., & Zhang, Y. (2022). Does Retirement Affect Household Energy Consumption structure? Evidence from a regression discontinuity design. *Sustainability*, 14(19), 12347. Retrieved from <https://doi.org/10.3390/su141912347>.

Matar, W. (2018). Households' response to changes in electricity pricing schemes: bridging microeconomic and engineering principles. *Energy Economics*, 75, 300-308.

Nianogo, R. A., Benmarhnia, T., & O'Neill, S. (2023). A comparison of quasi-experimental methods with data before and after an intervention: an introduction for epidemiologists and a simulation study. *International Journal of Epidemiology*, 52(5), 1522-1533. Retrieved from <https://doi.org/10.1093/ije/dyad032>.

Nie, Y., Zhang, G., Zhong, L., Su, B., & Xi, X. (2024). Urban–rural disparities in household energy and electricity consumption under the influence of electricity price reform policies. *Energy Policy*, 184, 113868.

O'Donoghue, T., & Sprenger, C. (2018). Reference-dependent preferences. In *Handbook of behavioral economics: Applications and foundations* (1, 1–77). Washington, DC: Elsevier.

Petchko, K. (2018). Theory and theoretical frameworks. In *How to Write About Economics and Public Policy* (181–206). Retrieved from <https://doi.org/10.1016/b978-0-12-813010-0.00010-7>.

Pikk, P., & Viiding, M. (2013). The dangers of marginal cost-based electricity pricing. *Baltic Journal of Economics*, 13(1), 49–62. Retrieved from <https://doi.org/10.1080/1406099x.2013.10840525>.

Pradiptyo, R., Susanto, A., Wirotomo, A., Adisasmita, A., & Beaton, C. (2016). *Financing development with fossil fuel subsidies*. Winnipeg: International Institute for Sustainable Development.

Raei, H., Maleki, A., & Farajzadeh, Z. (2024). Analysis of energy policy reform in Iran: Energy and emission intensity changes. *Economic Analysis and Policy*, 81, 1535-1557. Retrieved from <https://doi.org/10.1016/j.eap.2024.02.023>.

Ramezani, E., Sharifi, R., & Mosavi, M. (2025). Examining the Status of Consumption and Electricity Tariff System in the Industrial Sector. Islamic Parliament Research Center of Iran. [In Persian]

Roberts, M. R., & Whited, T. M. (2013). Endogeneity in empirical corporate finance¹. In *Handbook of the Economics of Finance* (2, 493-572). Washington, DC: Elsevier.

Rouhani, A., Mashhadi, H. R., & Feizi, M. (2022). Estimating the Short-term Price Elasticity of Residential Electricity Demand in Iran. *International Transactions on Electrical Energy Systems*, 2022(1), 4233407. Retrieved from <https://doi.org/10.1155/2022/4233407>.

Resistance Economy Think Tank. (2020). Electricity Pricing Model: A Fair and Economic Approach. Retrieved from: <https://mett.ir> . [In Persian]

Salem, A. A., & Jabari, L. (2022). Investigation of the Effect of Natural Disasters on Household Consumption Patterns in Iran Using a Difference-in-Difference Model. *Quarterly Journal of Applied Economics Studies*, 11(42), 47-82. [In Persian]

Schwerdt, G., & Woessmann, L. (2020). Empirical methods in the economics of education. *The Economics of Education*, Retrieved from <https://doi.org/10.1016/b978-0-12-815391-8.00001-x>.

Shiba, K., & Kawahara, T. (2021). Using propensity scores for causal inference: pitfalls and tips. *Journal of Epidemiology*, 31(8), 457-463. Retrieved from <https://doi.org/10.2188/jea.je20210145>.

Verme, P., & El-Massnaoui, K. (2017). An evaluation of the 2014 subsidy reforms in Morocco and a simulation of further reforms. In *The quest for subsidy reforms in the Middle East and North Africa region: A microsimulation approach to policy making* (63-90). Cham: Springer International Publishing.

Wang, Q., Hu, A., & Tian, Z. (2022). Digital transformation and electricity consumption: Evidence from the Broadband China pilot policy. *Energy Economics*, 115, 106346. Retrieved from <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2022.106346>.

Wehrhöfer, N. (2023). Energy prices and inflation expectations: Evidence from households and firms. *Deutsche Bundesbank*, 28/2023. Retrieved from <https://doi.org/10.2139/ssrn.5355910>.

World Bank. (2019). *Egypt's energy sector reform: A case study*. Washington, DC: World Bank.

Zarepour, Z., & Wagner, N. (2023). How manufacturing firms respond to energy subsidy reforms? An impact assessment of the Iranian Energy Subsidy Reform. *Energy Economics*, 124, 106762. Retrieved from <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2023.106762>.

Zamanipour, B., Ghadaksaz, H., Keppo, I., & Saboohi, Y. (2023). Electricity supply and demand dynamics in Iran considering climate change-induced stresses. *Energy*, 263, 126118. Retrieved from <https://doi.org/10.1016/j.energy.2022.126118>.

Zhang, Z., Wen, L., & Silva, E. (2025). Estimating Residential Electricity Demand in New Zealand: Evidence from a Household Economic Survey. *SSRN*, 5129122. Retrieved from <https://doi.org/10.2139/ssrn.5129122>.

Zhu, P., & Lin, B. (2022). Do the elderly consume more energy? Evidence from the retirement policy in urban China. *Energy Policy*, 165, 112928. Retrieved from <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2022.112928>.

Zou, H., Luan, B., Zheng, X., & Huang, J. (2020). The effect of increasing block pricing on urban households' electricity consumption: Evidence from difference-in-differences models. *Journal of Cleaner Production*, 257, 120498. Retrieved from <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2020.120498>.

پیوست‌ها

جدول الف ۱. گروه‌های مورد بررسی، شهرستان‌های مربوط به هر گروه و ماه‌های گرم و عادی هر گروه

گروه	شهرستان	ماه‌های مختلف
p1	همه شهرستان‌ها به جز شهرستان‌های سایر اقلیم‌ها	فروردین تا مهر (عادی)
		آبان تا اسفند (عادی)
p2	کلیه شهرهای استان‌های خوزستان، بوشهر و هرمزگان و شهرستان‌های چابهار، کنارک، نکور و دشت یاری و شهرستان دهلران	فروردین تا مهر (ماه گرم)
		آبان تا آذر (ماه گرم)
		دی تا اسفند (ماه عادی)
p3	شهرستان‌های دوگنبدان و لیکک	یکم تا پانزدهم فروردین (ماه عادی)
		شانزدهم فروردین تا مهر (ماه گرم)
		یکم تا پانزدهم آبان (ماه گرم)
		شانزدهم آبان تا اسفند (ماه عادی)
p4	شهرستان‌های لامرد و مهر، جیرفت، کهنوج، قلعه گنج، عنبرآباد، رودبار جنوب، منوجان و بخش فاریاب	فروردین تا مهر (ماه گرم)
		آبان تا اسفند (ماه عادی)
p5	شهرستان‌های مهران، دره شهر و آبدانان	فروردین (ماه عادی)
		اردیبهشت تا مهر (ماه گرم)
		آبان تا اسفند (ماه عادی)
p6	ایران‌شهر، دلگان، بزمان و سیستان (زابل، زهک، نیمروز، هامون و هیرمند)	فروردین تا شهریور (ماه گرم)
		مهر (ماه عادی)
		آبان تا اسفند (ماه عادی)
p7	شهرستان‌های ارزوئیه (شاهماران)، شهداد، بم و فهرج	فروردین (ماه عادی)
		اردیبهشت تا مهر (ماه گرم)
		آبان تا اسفند (ماه عادی)
p8	جالق، سیرکان و ایرندگان	فروردین، اردیبهشت، شهریور و مهر (ماه عادی)
		خرداد تا مرداد (ماه گرم)
		آبان تا اسفند (ماه عادی)

p9	شهرستان‌های گیلان غرب، سرپل ذهاب، قصرشیرین، نفت شهر و دهستان های سرقلعه و جگیران	فروردین (ماه عادی)
		اردیبهشت تا مهر (ماه گرم)
		آبان تا اسفند (ماه عادی)
p10	شهرستان قم، شهر کاشان، بخش مرکزی شهرستان کاشان و شهرستان آران و بیدگل	فروردین، اردیبهشت و مهر (ماه عادی)
		خرداد تا شهریور (ماه گرم)
		آبان تا اسفند (ماه عادی)
p11	شهرستان‌های گنبد، کلاله، مینودشت و آق قلا	فروردین، اردیبهشت و شانزدهم شهریور تا مهر (ماه عادی)
		خرداد تا پانزدهم شهریور (ماه گرم)
		آبان تا اسفند (ماه عادی)
p12	شهرستان‌های میرجاوه، روتک، کورین، نصرت آباد، سراوان، سوران و مهرستان	فروردین، اردیبهشت و شهریور تا مهر (ماه عادی)
		خرداد تا مرداد (ماه گرم)
		آبان تا اسفند (ماه عادی)
p13	کلیه شهرستان‌های استان گلستان به استثنای شهرستان‌های (گنبد، کلاله، مینودشت و آق قلا)	فروردین، اردیبهشت، شانزدهم شهریور تا مهر (ماه عادی)
		خرداد تا پانزدهم شهریور (ماه گرم)
		آبان تا اسفند (ماه عادی)
p14	شهرستان‌های جعفرآباد، پارس آباد، اصالاندوز، بیله سوار و ازگله	فروردین تا خرداد و مهر (ماه عادی)
		تیر تا شهریور (ماه گرم)
		آبان تا اسفند (ماه عادی)
p15	شهرستان‌های بافق، زاهدان، خاش و نهبندان	فروردین، اردیبهشت و شهریور تا مهر (ماه عادی)
		خرداد تا مرداد (ماه گرم)
		آبان تا اسفند (ماه عادی)
p16	کلیه شهرستان‌های استان گیلان به استثناء (ماسوله، دیلمان و جیرنده)، کلیه شهرستان‌های استان مازندران به استثناء (بلده، رینه، کجور، محمدآباد، کیاسر، مرزن آباد، کلاردشت و آلاشت)	فروردین تا چهاردهم خرداد و شانزدهم شهریور تا مهر (ماه عادی)
		پانزدهم خرداد تا پانزدهم شهریور (ماه گرم)
		آبان تا اسفند (ماه عادی)
p17	شهرستان‌های گرمسار، خور و بیابانک، ساوه و زرنديه ، یزد، اشکذر، میبد،	فروردین تا خرداد و شهریور تا مهر (ماه عادی)
		تیر تا مرداد (ماه گرم)

اردکان، فسا، سیروان، بشرویه و بخش امامزاده بادرود		آبان تا اسفند (ماه عادی)
p18	شهرستان‌های نیک شهر، قصرقند، فنوج، بنت و اسپکه	اردیبهشت تا مهر (ماه‌های گرمسیر ۱)
		فروردین، آبان و آذر (ماه‌های گرمسیر ۳)
		دی تا اسفند (ماه عادی)
p19	سرباز و راسک	فروردین تا شهریور (ماه‌های گرمسیر ۱)
		مهر (ماه‌های گرمسیر ۳)
		آبان تا اسفند (ماه عادی)
p20	شهرستان لارستان، خنج، گراش و بخش فورگ	خرداد تا مهر (ماه‌های گرمسیر ۱)
		اردیبهشت (ماه‌های گرمسیر ۲)
		فروردین، آبان تا اسفند (ماه عادی)
p21	شهرستان‌های قیر و کارزین و فراشبند	خرداد تا مرداد (ماه‌های گرمسیر ۱)
		اردیبهشت، شهریور و مهر (ماه‌های گرمسیر ۲)
		فروردین، آبان تا اسفند (ماه عادی)
p22	شهرستان لنده	تیر تا شهریور (ماه‌های گرمسیر ۱)
		اردیبهشت، خرداد و مهر (ماه‌های گرمسیر ۲)
		فروردین، آبان تا اسفند (ماه عادی)
p23	شهرستان‌های کازرون، خشت و کمارج، داراب و زرین دشت	مرداد و شهریور (ماه‌های گرمسیر ۱)
		خرداد و تیر (ماه‌های گرمسیر ۲)
		فروردین، اردیبهشت، مهر تا اسفند (ماه عادی)
p24	شهرستان‌های دهدشت و چرام	تیر و مرداد (ماه‌های گرمسیر ۱)
		اردیبهشت، خرداد، شهریور و مهر (ماه‌های گرمسیر ۲)
		فروردین، آبان تا اسفند (ماه عادی)
p25	شهرستان طیس	اردیبهشت و شهریور (ماه‌های گرمسیر ۴)
		خرداد تا مرداد (ماه‌های گرمسیر ۳)
		فروردین، مهر تا اسفند (ماه عادی)
p26	شهرستان پل دختر	تیر و مرداد (ماه‌های گرمسیر ۲)
		خرداد و شهریور (ماه‌های گرمسیر ۳)

فروردین، اردیبهشت، مهر تا اسفند (ماه عادی)	
تیر و مرداد (ماه‌های گرمسیر ۳)	
p27	شهرستان‌های ممسنی (نورآباد) و رستم
خرداد و شهرپور (ماه‌های گرمسیر ۴)	
فروردین، اردیبهشت، مهر تا اسفند (ماه عادی)	
مرداد و شهرپور (ماه‌های گرمسیر ۱)	
p28	چهرم
خرداد و تیر (ماه‌های گرمسیر ۲)	
فروردین، اردیبهشت، مهر تا اسفند (ماه عادی)	
منبع: شرکت توزیع برق تهران بزرگ.	

جدول الف ۲. آستانه‌های مصرف استاندارد محاسبه‌شده به تفکیک هر گروه اقلیمی

گروه‌های اقلیمی	۱۴۰۰		۱۴۰۱		۱۴۰۲	
	مناطق شهری	مناطق روستایی	مناطق شهری	مناطق روستایی	مناطق شهری	مناطق روستایی
p1	۴۱۲۹۰۹۳	۳۶۶۱۲۵۵	۴۳۸۱۶۵۸	۳۸۸۴۲۹۴	۴۹۶۲۲۱۱	۴۲۷۴۳۴۱
p2	۸۲۱۱۱۵۰	۷۲۶۳۰۷۰	۷۴۶۵۴۲۴	۶۶۰۵۲۶۴	۸۹۰۰۵۱۶	۷۷۶۲۷۹۲
p3	۷۳۱۲۵۲۱/۵	۶۴۷۰۱۶۲/۵	۷۴۶۵۴۲۴	۶۶۰۵۲۶۴	۸۰۷۳۸۲۳	۷۰۴۵۱۲۷
p4	۷۲۹۷۲۳۰	۶۴۵۶۶۷۰	۷۴۶۵۴۲۴	۶۶۰۵۲۶۴	۸۰۹۶۷۹۰	۷۰۴۰۱۴۶
p5	۶۸۷۰۸۵۳	۳۰۸۰۴۵۵	۷۰۲۴۸۸۶	۶۲۱۶۵۵۴	۷۶۴۸۹۹۳	۶۶۵۶۸۰۱
p6	۶۸۴۰۲۷۰	۶۰۵۳۴۷۰	۷۰۲۴۸۸۶	۶۲۱۶۵۵۴	۷۶۴۸۹۹۳	۶۶۵۶۸۰۱
p7	۱۲۴۱۱۴۹۳	۱۰۹۶۹۲۵۵	۱۲۵۶۵۵۲۶	۱۱۱۰۵۲۵۴	۱۴۳۱۰۶۱۳	۱۲۵۳۴۷۰۱
p8	۸۲۷۰۲۹۳	۷۳۱۵۲۵۵	۸۴۷۳۵۹۲	۷۴۹۴۸۲۴	۹۶۳۶۴۱۲	۸۴۱۰۴۰۶
p9	۵۷۰۷۰۲۳	۵۰۵۳۵۵۵	۵۸۶۱۰۶۶	۵۱۸۹۶۵۴	۶۷۴۹۳۵۳	۵۸۶۳۰۰۱
p10	۵۱۸۱۰۵۳	۴۵۸۹۴۵۵	۵۳۶۷۹۳۰	۴۷۵۴۵۳۴	۶۱۵۳۶۳۹	۵۳۳۷۳۷۱
p11	۵۰۴۹۵۵۸	۴۴۷۳۴۳۰	۵۲۴۴۶۴۶	۴۶۴۵۷۵۴	۶۰۰۴۷۱۰/۵	۵۲۰۵۹۶۳/۵
p12	۴۹۱۸۰۶۳	۴۳۵۷۴۰۵	۵۱۲۱۳۶۲	۴۵۳۶۹۷۴	۵۹۵۵۷۵۲	۵۰۷۴۵۵۶
p13	۴۴۷۹۳۶۹/۵	۳۹۷۰۳۲۲/۵	۴۶۷۵۷۰۷	۴۱۴۳۷۴۹	۵۳۲۹۱۴۷/۵	۴۶۰۹۸۷۸/۵
p14	۴۴۲۹۳۳۰	۳۲۲۶۱۷۰	۴۶۳۳۷۰۰	۴۱۰۶۶۸۴	۵۲۷۶۷۲۸	۴۵۶۳۶۲۶
p15	۴۴۲۹۳۳۰	۳۲۲۶۱۷۰	۴۶۳۳۷۰۰	۴۱۰۶۶۸۴	۵۲۷۶۷۲۸	۴۵۶۳۶۲۶

p16	۴۴۲۹۳۳۰	۳۲۲۶۱۷۰	۴۶۳۳۷۰۰	۴۱۰۶۶۸۴	۵۲۷۶۷۳۸	۴۵۶۳۶۲۶
p17	۴۳۲۹۲۵۱	۳۸۳۷۸۶۵	۴۵۴۹۶۸۶	۴۰۳۲۵۵۴	۵۱۷۱۸۸۹	۴۴۷۱۱۲۱
p18	۷۶۶۷۸۷۰	۶۷۸۶۷۱۰	۷۷۵۷۹۹۶	۶۸۶۲۶۴۰	۷۵۲۸۳۶۵	۶۶۶۳۱۱۵
p19	۷۱۰۳۲۶۰	۶۲۸۵۵۲۰	۷۲۵۹۸۶۰	۶۴۲۲۵۲۰	۷۶۴۰۴۶۳	۶۷۶۱۰۲۵
p20	۷۷۹۴۲۹۳	۶۸۵۲۵۵	۷۹۴۰۷۳۲	۷۰۲۳۷۶۰	۸۸۰۶۷۸۲	۷۷۹۰۱۳۰
p21	۹۶۴۱۱۷۳	۸۵۲۴۸۵۵	۹۷۸۴۶۱۲	۸۶۵۰۳۶۰	۱۱۰۲۷۳۲۲	۹۷۴۹۴۳۰
p22	۹۶۴۱۱۷۳	۸۵۲۴۸۵۵	۹۷۸۴۶۱۲	۸۶۵۲۳۶۰	۱۱۰۲۷۳۲۲	۹۷۴۹۴۳۰
p23	۷۸۰۳۸۱۳	۶۹۰۳۶۵۵	۷۹۸۴۰۹۶	۷۰۶۲۱۴۰	۹۱۳۳۵۵۶	۸۰۷۸۴۶۰
p24	۱۰۵۶۴۶۱۳	۹۳۳۹۶۵۵	۱۰۷۰۸۰۵۲	۹۴۶۵۱۶۰	۱۲۱۲۷۵۹۲	۱۰۷۲۹۰۸۰
p25	۵۱۱۸۲۲۱	۴۵۳۴۰۱۵	۵۲۷۸۷۹۶	۴۶۷۴۶۴۰	۵۲۷۵۴۵۷	۴۶۷۴۲۵۵
p26	۷۴۱۵۸۷۳	۶۵۶۱۳۵۵	۷۶۰۲۷۵۰	۶۷۲۶۴۳۴	۸۲۳۷۹۶۲	۷۲۸۸۲۳۰
p27	۴۸۵۵۲۳۱	۴۳۰۱۹۶۵	۵۰۴۲۸۲۲	۴۴۶۷۶۷۴	۵۳۳۱۵۰۶	۴۷۲۳۷۱۰
p28	۷۸۰۳۸۱۳	۶۹۰۳۶۵۵	۶۳۱۱۸۳۸	۵۵۸۷۳۹۴	۹۱۳۳۵۵۶	۸۰۷۸۴۶۰

منبع: یافته‌های پژوهش.