نشریه علمی (فصلنامه) پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی شماره ۹۹
سال بیست و نهم، پاییز ۱۴۰۰، صفحه ۵۷ - ۷

تخمین کشش قیمتی تقاضای برق خانگی بروش ناپیوستگی رگرسیون: مطالعه موردی استان فارس

محمد وصال
استادیار، دانشکده اقتصاد، دانشگاه صنعتی شریف (نویسنده مسئول)
m.vesal@sharif.edu
مهندس افشین چراغی
کارشناسی ارشد دانشکده اقتصاد، دانشگاه صنعتی شریف
afsh.ci@gmail.com
محمدحسین رحمتی
دانشیار دانشکده اقتصاد، دانشگاه صنعتی شریف
rahmati@sharif.edu

کشش قیمتی تقاضای برق درصد تغییر مصرف به ازای یک درصد تغییر قیمت برق را نشان می‌دهد. مشابه سایر کشش‌های قیمتی عوامل متعددی همزمان بر کشش مؤثرند و لذا معمولاً برآورد این پارامتر می‌تواند اریب و تورش‌دار باشد. با عنایت به اهمیت کشش قیمتی برق در سیاست‌گذاری و ادبیات اقتصادی، تخمین نااریب آن می‌تواند استفاده قرارگیرد. شرکت توانیر تعرفه‌های قیمتی برق را بر اساس ماه‌های مختلف و مناطق گرمسیری به‌صورت سالانه تعیین می‌کند. این تعرفه‌های قیمتی برای شهرستان‌های مختلف و ماه‌های مختلف سال وضع می‌شود. در موارد متعددی شهرستان‌های همسایه و از نظر شرایط جغرافیایی مشابه در ماه‌هایی از سال تعرفه‌های قیمتی متفاوت را داشته‌اند. در این پژوهش با استفاده از داده مصرف قبوض خانوارهای شهرستان‌های استان فارس، با علم به تغییرات برون‌زای قیمت و عدم امکان ذخیره‌سازی برق، شناسایی علی کشش قیمتی برق خانگی با روش ناپیوستگی رگرسیون انجام شده است. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که یک درصد افزایش قیمت برق، به‌طور متوسط منجر به کاهش مصرف برق به میزان حدود ۰/۴ تا ۰/۷ درصد می‌شود.

طبقه‌بندی JEL: Q40, Q41, Q48, Q49
واژگان کلیدی: اقتصاد انرژی، کشش قیمتی، تقاضای برق، ناپیوستگی رگرسیون.

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰ / ۳ / ۲ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰ / ۸ / ۱۵

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]
[DOI: 10.52547/qjerp.29.99.7]

۱. مقدمه

کشش قیمتی تقاضای برق همواره به‌عنوان یکی از مهم‌ترین پارامترهای قیمت‌گذاری برق در سراسر جهان در نظر گرفته می‌شود. این پارامتر بیان می‌کند که به‌طور متوسط به ازای یک درصد افزایش قیمت برق چند درصد مصرف برق تغییر می‌کند. با توجه به اینکه در کشورهای مختلف، در حوزه‌ی مصرف انرژی برق سیاست‌های متنوعی اجراشده است، ارزیابی این سیاست‌ها که اجرای آن‌ها عمدتاً منجر به تغییراتی در قیمت‌های برق شده است بدون داشتن تخمین درست از کشش قیمتی تقاضای برق امری غیرممکن است. تخمین کشش قیمتی در بخش‌های مختلف ازجمله بخش مشترکین خانگی و مشترکین صنعتی انجام می‌پذیرد. مدیریت مصرف معمولاً مهم‌ترین هدف کشورهای مختلف در قیمت‌گذاری برق بوده و ازاین‌جهت بررسی پاسخ مصرف‌کنندگان به قیمت‌های برق امری ضروری است. در کشورهایی مانند ایران، ازآن‌جهت که عرضه‌ی برق توسط دولت تضمین می‌شود، امنیت تأمین انرژی و هزینه‌های تولید انرژی برق موضوعی حیاتی برای دولت است. با توجه به اینکه در کشور ایران تقاضای برق میزان تولید انرژی برق را مشخص می‌کند، با داشتن تخمینی درست از کشش قیمتی تقاضای برق می‌توان باقیمت‌گذاری مناسب اهداف فوق را برآورده کرد. مطالعات انجام‌شده درزمینه تخمین کشش قیمتی تقاضای برق دارای نقاط ضعفی شامل در دسترس نبودن اطلاعات و اعوجاجات قیمتی[1] است که سبب مشکل شدن بررسی پاسخ تقاضا به سیگنال‌های قیمتی می‌شود.[2] به همین جهت پژوهش حاضر سعی در تخمین علّی این پارامتر مهم با روشی مناسب دارد.

1. Price distortions

۲. بورنستین (Borenstein 2009) بحث می‌کند که استفاده از داده‌های کلان شده در سطح جغرافیایی و یا زمانی می‌توان همراه با تغییرات قیمتی در سطح جغرافیا و یا زمان را از بین ببرد و در نتیجه کشش قیمتی که تخمین‌زده می‌شود، اریب خواهد بود. همچنین بوشنل و منسور (۲۰۰۵) نیز به اعوجاجات قیمتی و سیگنال قیمت‌های برق و تاثیر آن بر تورش برآوردها اشاره کرده‌اند.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.99.7]

پیش‌بینی می‌شود بین سال‌های ۲۰۰۵ تا ۲۰۳۰ مصرف انرژی در سطح جهانی به میزان ۵۵٪ افزایش یابد که در این میان، مصرف انرژی برق دو برابر می‌شود. سه‌چهارم این افزایش مصرف انرژی در کشورهای درحال‌توسعه رخ می‌دهد و تقریباً نیمی از آن مربوط به کشورهای چین و هند است (خانا و رائو (۲۰۰۹)[1]). آژانس بین‌المللی انرژی[2] در سال ۲۰۰۷ سرمایه‌گذاری سالانه‌ی لازم جهت تأمین تقاضای برق در کشورهای درحال‌توسعه را برابر با ۱۶۵ میلیارد دلار برآورد کرد. با توجه به افزایش چشمگیر مصرف انرژی، محدودیت منابع مالی و نگرانی‌هایی که پیرامون تغییرات آب‌وهوای کره زمین ناشی از روند صعودی مصرف انرژی به‌خصوص در کشورهای درحال‌توسعه وجود دارد، درک عوامل مؤثر در تقاضای برق، از اهمیت زیادی برخوردار است. همچنین بررسی رفتار مصرف‌کننده نسبت به ساختار قیمت‌گذاری می‌تواند توصیه‌های مهم سیاستی جهت قیمت‌گذاری و اعمال مالیات به همراه داشته باشد.[3]

انرژی به‌عنوان یک مؤلفه‌ی کلیدی برای تولید کالا و خدمات شناخته می‌شود؛ درعین‌حال، انرژی یکی از منابع اصلی رفاه برای افراد جامعه است. به همین دلیل، با توجه به پویایی بازار و سیاست‌های بخش عمومی مربوط به انرژی، دانستن چگونگی اثرگذاری تغییرات قیمت بر تقاضای انرژی مصرف‌کننده و تولیدکننده از اهمیت زیادی برخوردار است. صرفه‌جویی در حوزه‌ی انرژی، نقش مهمی در برآورده شدن اهداف مربوط به تغییرات اقلیمی ایفا می‌کند (هیئت بین دولتی در مورد تغییرات اقلیمی، ۲۰۱۴). بنابراین نیاز به بررسی دقیق توانایی کم کردن تقاضای انرژی و بهینه کردن مصرف انرژی به‌شدت حس می‌شود. شواهد پایدار در مورد کشش قیمتی تقاضای انرژی منجر به درک بهتر از نتایج محیط زیستی، اقتصادی و توزیعی حاصل از قیمت‌های مختلف انرژی

1. Madhu Khanna & Narasimha D. Rao
2. International Energy Agency
۳. مقالات متعددی نشان داده‌اند قیمت‌گذاری بلوکی که نوعی تنبیه مصرف بالاتر می‌باشد بر مصرف خانوار مؤثر است. برای مثال ایتو (۲۰۱۴)، نشان داده است میانگین قیمت بر مصرف خانوار موثر است. مثال دیگر از مقالات اخیر که اثر قیمت بر مصرف را در کشورهای توسعه یافته مطالعه کرده یی-ک.چ-ژنگ (۲۰۱۸) است که اثر قیمت برق بر مصرف آن را در آفریقای جنوبی نشان داده است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]
[DOI: 10.52547/qjerp.29.99.7]

می‌شود و جوامع را جهت تصمیم‌گیری پیش‌بینی‌شده[1] در مورد مسائل محیط زیستی و انرژی یاری می‌کند (بورنستین-بوشنل (۲۰۱۹)، هولند و دیگران (۲۰۲۰)).

با توجه به اینکه در هر کشوری اطلاعات در دسترس و بازار برق متفاوت با کشوری دیگر است، روش‌های بررسی تقاضای برق نیز در مطالعات گوناگون، متفاوت است. در ایران تعرفه‌های برق بدین گونه است که هرسال توسط شرکت توانیر که وابسته به وزارت نیرو است، تعرفه‌های برق خانگی را برای تمامی شهرستان‌های کشور و برای تمامی ماه‌های سال اعلام می‌کند. با توجه به این تعرفه‌ها، در برخی از شهرستان‌ها علی‌رغم مجاورت جغرافیایی و برخورداری از شرایط تقریباً یکسان، قیمت برق متفاوت است. در این پژوهش قصد داریم با علم به موضوع گفته‌شده و با استفاده از روش ناپیوستگی رگرسیون[2] کشش قیمتی تقاضای برق خانگی را شناسایی کنیم.

در بخش دوم، سؤال پژوهش و ضرورت آن طرح می‌شود؛ با نشان دادن آمارهایی از روند مصرف برق در ایران و به‌خصوص در بخش خانگی، اهمیت بررسی موضوع این پژوهش را روشن می‌کنیم. همچنین هزینه‌هایی که ناشی از عدم شناخت تقاضای برق است، پژوهشگران را به بررسی این موضوع ترغیب می‌کند. در بخش سوم، به‌طور خلاصه ادبیات موجود مرتبط با تقاضای برق، روش‌ها، داده‌ها و نتایج و نقاط ضعف و قدرت مطالعات مربوط به این حوزه و همچنین تمایز و برتری پژوهش حاضر نسبت به مطالعات گذشته موردبررسی قرار می‌گیرد. در بخش چهارم، داده‌ی مورداستفاده در این پژوهش، چگونگی استخراج داده و نظم‌های آماری مرتبط بررسی می‌شود. در بخش پنجم، روش تجربی مورداستفاده توضیح داده می‌شود و فروض لازم جهت شناسایی کشش قیمتی تقاضای برق بحث می‌شود. بخش ششم به نتایج به‌دست‌آمده از روش تجربی گفته‌شده، اختصاص می‌یابد و ضرایب به‌دست‌آمده از مدل‌های رگرسیونی موردبررسی قرار می‌گیرند. در بخش هفتم، نکاتی را به‌منظور جمع‌بندی و پیشنهاد پژوهشی برای مطالعات آینده عنوان می‌کنیم.

1. Ex ante
2. Regression Discontinuity Design

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.99.7]

۲. سؤال پژوهش و ضرورت آن

با توجه به توضیحات بخش قبل در این پژوهش، سؤال اصلی این است که به ازای یک درصد تغییر قیمت‌های برق، به‌طور متوسط چند درصد مصرف برق در سطح مشترکین خانگی تغییر می‌کند؟ تخمین کشش قیمتی تقاضای برق منجر به پاسخ این سؤال می‌شود. پیش از پاسخ به این سؤال لازم است اهمیت و ضرورت پرداختن به این مسئله به‌طور کامل روشن شود. به همین منظور در این بخش، جنبه‌هایی از مصرف انرژی برق که به‌طور مستقیم با کشش قیمتی برق ارتباط دارند، موردبررسی قرار می‌گیرند.

هرچند که ادبیات اقتصاد در مورد تقاضای انرژی به چنددهه قبل برمی‌گردد (هوتاکر ۱۹۵۱)[1]، تعداد زیادی از پژوهش‌های تحقیقاتی اخیر روش‌هایی را جهت تخمین بلندمدت و کوتاه‌مدت کشش قیمتی تقاضا برای محصولات مختلف انرژی در کشورهای مختلف استفاده کرده‌اند و درنتیجه شواهد زیادی در این حوزه به وجود آمده است. با توجه به اهمیت تخمین کشش قیمتی تقاضای منابع مختلف انرژی، شناسایی اثر تعرفه‌های قیمت برق بر تقاضای برق موردعلاقه‌ی بسیاری از سیاست‌گذاران است. در کشوری مانند آمریکا، بسیاری از مطالعات اقتصادسنجی تقاضای برق خانگی در دهه‌ی ۱۹۷۰ میلادی و اوایل دهه‌ی ۱۹۸۰ میلادی پس از بالا رفتن سریع قیمت انرژی و همچنین پیرو نگرانی‌ها در مورد صرفه‌جویی در مصرف انرژی، انجام شد. در سال‌های گذشته، مقررات زدایی، تجربه‌ی دماهای بسیار پایین در زمستان، ناپایداری قیمت نفت و افزایش نگرانی‌ها در مورد گرم شدن کره‌ی زمین انگیزه‌ی جدیدی را در شناخت بهتر تقاضای برق و به‌طور مشخص تخمین اثر تغییرات قیمت بر مصرف برق، ایجاد کرده است. با توجه به وجود منابع متنوع انرژی جهت تولید برق‌شناخت چگونگی پاسخ مصرف‌کنندگان برق به تغییرات قیمت برق به شرکت‌های توزیع برق، دولت‌های محلی و سیاست‌گذاران از جهت پیش‌بینی نیاز به انرژی در آینده و طراحی سیاست‌های مربوط به قیمت‌گذاری منابع انرژی و سیاست‌های مالیاتی، کمک می‌کند. (بورنستین و بوشنل (۲۰۱۹))

1. Houthakker

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.99.7]

گزارش‌هایی که در مورد وضعیت صنعت برق ایران نیز منتشرشده است، گویای شرایط تولید و مصرف برق است؛[1] تولید سرانه‌ی برق کشور در سال ۱۳۹۸ با ۶ درصد افزایش نسبت به سال ۱۳۹۷ به ۲۶۴ میلیون مگاوات ساعت رسیده است (متوسط رشد سالانه ۲/۷ درصد نسبت به سال ۱۳۸۶). تعداد روستاهای برق‌دار شده در پایان سال ۱۳۹۶ به ۵۷۰۳۰ روستا رسید (متوسط رشد سالانه ۰/۶ درصد نسبت به سال ۱۳۸۶).[9] تعداد مشترکین برق کشور در سال ۱۳۹۸ با رشد ۱/۵ درصد نسبت به سال قبل به ۳۶ میلیوون مشترک رسید (متوسط رشد سالانه ۴/۹ درصد نسبت به سال ۱۳۸۶).[9]

در بخش توزیع برق، فروش انرژی برق و مشترکین انرژی برق به تفکیک نوع مصرف در جدول شماره‌ی ۱ نمایش داده شده است. همان‌طور که مشخص است، مصارف خانگی بخش قابل‌توجهی از مصرف انرژی برق را به خود اختصاص داده است و جالب‌تر اینکه در سال‌های اخیر رشد مصرف انرژی برق در بخش خانگی بسیار فراوان بوده است. برای مثال مصرف خانگی که ۸۳میلیارد کیلووات ساعت در سال ۱۳۹۶ بوده است در سال ۱۳۹۸ به ۸۸ میلیارد کیلووات ساعت افزایش یافته است. بنابراین بخش خانگی حدود ۳۳ درصد از کل مصرف را پوشش می‌دهد. در رتبه بعدی بخش صنعتی است که حدود ۳۲ درصد از کل تولید برق را شامل می‌شود. البته بخش صنعت بخشی از انرژی الکتریکی خود را از محل گاز طبیعی و نیروگاه‌های درون واحد تأمین می‌کند. در این میان رشد بخش صنعتی بیشتر از بخش خانگی ولی بخش کشاورزی به عنوان سومین بخش مصرف‌کننده برق دارای رشد منفی بوده است. جالب آنکه در بخش تعداد مشترکین رشد بخش صنعتی تقریباً صفر و عمده رشد تعداد مشترک مربوط به بخش خانگی و کشاورزی بوده است.

۱. آمار تفصیلی صنعت برق ایران-روند ۱۰ ساله‌ی صنعت برق ایران ۱۳۸۶-۱۳۹۶

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.99.7]

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.99.7]

جدول ۱. خلاصه‌ی وضعیت بخش توزیع برق

شرح			۱۳۹۸	۱۳۹۷	۱۳۹۶	رشد ۹۸ به ۹۷ (درصد)	رشد ۹۷ به ۹۶ (درصد)
فروش انرژی برق	خانگی	۱۰۰۰۰۰۰ کیلووات ساعت	۸۸۲۵۸	۸۵۱۸۴	۸۳۶۲۵	۳/۶	۱/۹
	عمومی		۲۵۴۰۰	۲۴۱۰۸	۲۴۳۵۰	۵/۴	-۱
	کشاورزی		۳۸۷۴۸	۳۸۰۲۹	۳۹۰۷۵	۱/۹	-۲/۷
	صنعتی		۸۶۸۱۶	۷۸۰۰۲	۷۵۰۱۰	۱۱/۳	۴
	سایر مصارف		۱۹۹۸۴	۱۸۹۹۲	۱۸۷۳۲	۵/۲	۱/۴
	روشنایی معابر		۴۹۹۵	۴۹۹۳	۵۱۰۷	۰/۱	-۲/۲
	جمع		۲۶۴۲۰۲	۲۴۹۳۰۷	۲۴۵۸۹۸	۶	۱/۴
مشترکین انرژی برق	خانگی	۱۰۰۰ مشترک	۲۸۸۹۹	۲۸۵۹۳	۲۶۶۹۸	۱/۱	۷/۱
	عمومی		۱۷۹۸	۱۶۷۵	۱۵۶۴	۷/۳	۷/۱
	کشاورزی		۴۵۰	۴۳۹	۳۹۷	۲/۷	۱۰/۴
	صنعتی		۲۴۸	۲۳۸	۲۴۵	۳/۹	-۲/۷
	سایر مصارف		۴۶۱۹	۴۵۲۲	۴۲۰۹	۲/۲	۷/۴
	جمع		۳۶۰۱۴	۳۵۴۶۷	۳۳۱۱۴	۱/۵	۷/۱

توضیحات: وضعیت صنعت برق ایران در بخش‌های مختلف ازنظر فروش انرژی برق و تعداد مشترکین انرژی برق. اطلاعات این جدول از وب‌سایت شرکت توانیر مادر گرفته‌شده است

با توجه به افزایش هزینه‌های تولید انرژی و هوشیاری روزافزون جامعه‌ی جهانی نسبت به خطر تغییرات اقلیمی کره‌ی زمین، سیاست‌گذاران به این نتیجه رسیده‌اند که باید قیمت‌های خرده‌فروشی منابع انرژی را جهت بازتاب هزینه‌ی کامل مصرف انرژی (هزینه‌های مربوط به تولید، انتقال و توزیع انرژی به مصرف‌کننده)، بالا برد. درعین‌حال، نگرانی‌هایی از بابت افزایش قیمت‌های برق وجود دارد (چه آن دسته افزایش قیمتی که ناشی از سیاست‌های مربوط به کنترل گازهای گلخانه‌ای است و چه آن دسته افزایش قیمتی که ناشی از کمبود منابع یا قدرت بازار فروشندگان است)؛ در رأس آن‌ها می‌توان به اثرگذاری قیمت‌های بالا بر قشر کم‌درآمد جامعه اشاره کرد. در دهه‌های ۱۹۷۰ و ۱۹۸۰ میلادی این نگرانی‌ها منجر به وضع تعرفه‌های افزایشی[1] بر روی مصرف برق گردید (مانند کشور ایران). موافقان این تعرفه‌ها اعتقاد داشتند که این قیمت‌ها با وضع قیمت حاشیه‌ای بالا برای بیشتر مصرف‌کنندگان صرفه‌جویی را تشویق می‌کند و درعین‌حال رفاه مصرف‌کنندگانی که به‌واسطه‌ی درآمد پایین، انرژی برق کمتری مصرف می‌کنند، در نظر گرفته می‌شود (با پایین نگه‌داشتن قیمت برای سطح مصرف استاندارد).[2]

بدون در نظر گرفتن دیدگاه‌های مختلف در مورد هزینه‌های خارجی[3] مصرف برق، موضوع مهم این است که تعرفه‌های افزایشی مصرف برق قیمت‌های حاشیه‌ای نسبی را برای مصرف‌کنندگان مختلف مغشوش می‌کند و این موضوع هم منجر به عدم شناخت مصرف‌کنندگان از قیمت‌های واقعی می‌شود و هم تخمین اثر این قیمت‌ها بر مصرف برق مشترکین را مشکل می‌کند.[4] لازمه‌ی تعیین اثرات توزیعی حاصل از این تعرفه‌ها و اثر این تعرفه‌ها بر تقاضای برق، شناخت دقیق تقاضای

1. Increasing block pricing (IBP)
2. Baseline level of consumption
3. Externality costs

۴. برخی مطالعات نشان داده است که مصرف‌کنندگان خانگی که مصرف برق زیادی دارند، هزینه‌ی بالاتری را بر واحد مصرف به بخش انرژی، وارد می‌کنند. این نتایج بر اساس همبستگی بین زمان‌بندی مصرف و مصرف کل است ولی تعرفه‌های افزایشی زمان‌بندی مصرف را در نظر نمی‌گیرند بنابراین ارتباط گفته‌شده غیرمستقیم است (مارکوس ۲۰۰۷)

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.99.7]

برق مصرف‌کنندگان است و ازاین‌رو استفاده از اندازه‌ی صحیح کشش قیمتی تقاضای برق در تحلیل آثار توزیعی تعرفه‌های غیرخطی از اهمیت زیادی برخوردار است.

نکته‌ی دیگر، تغییرات شدیدی است که بعضاً در قیمت‌های بازارهای برق رخ می‌دهد. در هنگام وقوع چنین تغییراتی و تشنج بازار اگر شناخت دقیقی از واکنش مصرف‌کننده به قیمت‌های برق وجود نداشته باشد هر نوع استراتژی با شکست روبه‌رو می‌شود. بازارهای انرژی معمولاً شوک‌هایی را تجربه می‌کنند که نیاز به تغییر سریع قیمت‌ها یا مصرف دارد. مثال‌هایی در این مورد به‌وفور یافت می‌شود؛ دهه‌ی ۱۹۷۰ و شوک‌های نفتی و بحران برق کالیفرنیا و کمبود عرضه‌ی بنزین در اواسطِ دهه‌ی دو هزار میلادی همگی مثال‌هایی از این جنس هستند (ایتو ۲۰۱۴). در عمل، تصمیم‌گیران نسبت به آزاد گذاشتن تغییرات طبیعی قیمت مردد بوده و در عوض، سعی در پایین نگه‌داشتن قیمت‌ها نسبت به حالت طبیعی که بازار تسویه شود، دارند. مؤثر واقع‌شدن چنین استراتژی‌هایی نیازمند درک وجود و چگونگی پاسخ مصرف‌کنندگان به شوک‌های قیمتی و فشارهای عموم دارد؛ از همین رو درک رفتار مصرفی مشترکین برق نسبت به تغییرات قیمت می‌تواند سیاست‌گذاران را در اتخاذ تصمیمات مناسب یاری کند.

در این پژوهش تقاضای برق خانگی با توجه به تعرفه‌های مناطق گرمسیری که در کشور ایران وجود دارد، بررسی می‌شود. بررسی چگونگی اثر تعرفه‌های مختلف بر رفتار مصرف‌کننده و همچنین به دست آوردن ناهمگنی کشش قیمتی تقاضای برق در مناطق جغرافیایی مختلف و در فصول مختلف می‌تواند توصیه‌های سیاستی مهمی را به همراه داشته باشد. به‌عنوان‌مثال، دولت‌ها در وضع مالیات بر مصرف برق نیاز به اطلاع از کشش قیمتی تقاضای برق داشته تا با وضع مالیات مناسب رفاه جامعه را بیشینه کنند. هم‌چنین تشویق مصرف‌کنندگان به خریدن تجهیزات بهینه در مصرف انرژی از طریق قیمت‌گذاری انرژی برق، نیاز به بررسی رفتار مصرف‌کنندگان نسبت به بهینه بودن تجهیزات برقی و همچنین نسبت به سیگنال‌های قیمتی دارد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.99.7]

۳. مرور ادبیات

در ادبیات اقتصاد انرژی، مطالعه تقاضای برق و به‌طور خاص کشش قیمتی برق عمدتا بر پایه داده‌های کلان انجام شده است. در این مطالعات نوع مصرف انرژی و به‌طور خاص مصرف برق برای پخت و پز، گرمایش و سرمایش و روشنایی مورد نظر بوده است. برای مثال از مطالعات اخیر می‌توان به لیدله و هانتیونتون (۲۰۲۱)[1] اشاره کرد که تقاضای برق برای سرمایش و کشش قیمتی را بر حسب سطح درآمدی هر کشور برآورد کرده‌اند. البته با دسترسی به اطلاعات ساعتی مصرف/قیمت بر اساس کنتورهای هوشمند مطالعات این حوزه با همان روش‌های تخمین گذشته اثرات خانوار و همچنین قیمت‌گذاری را بر روی مصرف مطالعه کرده‌اند. اندرسون و همکاران (۲۰۲۱) با استفاده از اطلاعات کنتورهای هوشمند در دانمارک مشاهده کرده‌اند که ساختار قیمت برق بلوکی و ثابت به صورت مؤثر مصرف خانوار را تحت تاثیر قرار می‌دهد.

در کنار روش‌های برآورد متداول که اشاره شد، به مقتضای روش تخمین جدید این مقاله ادبیات پژوهشی بررسی تقاضای برق در سطح خانوار و همچنین با استفاده از روش آزمایشی[2] مورد توجه بوده است. پس از بحران انرژی کالیفرنیا در سال ۲۰۰۰ و خاموشی گسترده اوایل دهه‌ی دو هزار میلادی، سیاست‌گذاران تصمیماتی اخذ کردند که بنوعی محیط آزمایشگاهی برای بررسی رفتار مصرف‌کنندگان به شمار می‌رود. یکی از مهم‌ترین تغییراتی تغییر تعرفه‌های غیرخطی و به‌طور خاص افزایش تعداد پلکان قبوض برق پس از بحران کالیفرنیا است. ایتو (۲۰۱۴) از این تغییر غیرخطی استفاده کرد و نشان داد که مصرف‌کنندگان به متوسط قیمت در مقابل قیمت حاشیه‌ای پاسخ می‌دهند.

در مقاله‌ی بونشل و منصور (۲۰۰۵)[3] پاسخ مصرف‌کنندگان نسبت به قیمت‌های زمان بحران کالیفرنیا ازاین‌جهت که چنین قیمت‌هایی همراه با نویز است، موردبررسی قرارگرفته است. این مقاله از طریق اندازه‌گیری اثر نرخ‌های تعرفه‌ای که بعد از برداشتن محدودیت‌های قانونی[4] وضع‌شده‌اند به

1. Liddle & Huntington
2. Experimental studies
3. Bunshell & Mansur
4. Deregulated

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.99.7]

چگونگی رفتار مصرف‌کنندگان تحت قیمت‌های همراه با نویز پاسخ می‌دهد. نتایج مقاله نشان می‌دهد که مصرف‌کنندگان هنگامی‌که نرخ‌های تعرفه در سال ۲۰۰۰ دو برابر شد بیشتر به قبوض گذشته نسبت به قیمت‌های فعلی پاسخ می‌دادند. مقاله نشان می‌دهد که در انتهای تابستان، مصرف ٪۶ کاهش پیداکرده است درحالی‌که قیمت‌های گذشته[1] زیاد شده است و بعد از برقراری تعرفه‌های قبل از بحران مصرف‌کنندگان همچنان مصرف خود را کاهش داده‌اند. نتیجه‌ی اصلی مقاله این است که نرخ‌های تعرفه که بر اساس قیمت متوسط گذشته‌ی بازار عمده‌فروشی وجود دارند منجر به پاسخ تأخیر یافته‌ی مصرف‌کنندگان نسبت به هزینه‌ی بالا یا کمبود ظرفیت می‌شود. روش تجربی مقاله در دو قدم ارائه‌شده است؛ در قدم اول پاسخ مصرف‌کنندگان نسبت به قیمت‌ها در قالب یک مدل تقاضای خطی بررسی‌شده است و در قدم دوم با استفاده از روش تفاضل در تفاضل[2] اثرات متوسط ماهانه بررسی‌شده است که گروه درمان خانوارهای سن دیگو می‌باشند و گروه کنترل سایر خانوارها در همسایگان این شهر در کالیفرنیای جنوبی می‌باشند. کشش قیمتی تقاضا نسبت به قیمت گذشته از آخرین قبض[3] برابر ۰.۱- تخمین زده‌شده است.

یکی از مثال‌های استفاده از روش رگرسیون ناپیوستگی در تخمین کشش قیمت برق مقاله ژنگ، کای، فنگ (۲۰۱۷)[4]است. سؤال تحقیق ایشان اثر معرفی قیمت‌گذاری بلوکی در مصرف خانوار است. ناپیوستگی مطالعه مورد نظر افراد در محل شکستگی قیمتگذاری پله‌ای است. با توجه به درون‌زایی افراد در خصوص قرارگیری بر توزیع مصرف مقاله تنها افراد در حول‌وحوش شکستگی را بای یکدیگر مقایسه کرده است. این روش عملا رگرسیون ناپیوستگی فازی خوانده می‌شود به این معنی که بر اساس مصرف تصادفی در پله بالا و پایین قرار گرفته‌اند ولی در هر صورت قرارگیری در گروه شاهد و کنترل تا حدی درون‌زایی دارد. ناپیوستگی در تحلیل این مقاله کاملا برون‌زا و مستقل از میزان مصرف خانوار است. کیفر و روستاموف (۲۰۱۸)[5]نیز در مطالعه داده‌های قبوض برق کالیفرنیا و با استفاده از روش ناپیوستگی رگرسیون فازی تحلیل کردند که تغییر خانوار به‌صورت

1. Lagged
2. Difference-in-Difference
3. Lagged price from last bill
4. Zhang, Cai, Feng
5. Keefer, Rustamov

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]
[DOI: 10.52547/qjerp.29.99.7]

تصادفی به پله بالاتر در قیمت‌گذاری بلوکی منجر به کاهش مصرف در قبض بعدی خواهد شد. با فرض رفتار داده شده، ایشان به بحث در خصوص سؤال مهم شدت «عدم توجه» به نرخ نیز پرداختند. البته روش‌های تخمین تقاضای برق در نقاط شکستگی محدود به روش ناپیوستگی نیست و مقالاتی مانند شفر (۲۰۲۰)[1] از روش دسته‌کردن[2] نیز استفاده کرده‌اند.

٤. داده‌ها و حقایق آماری

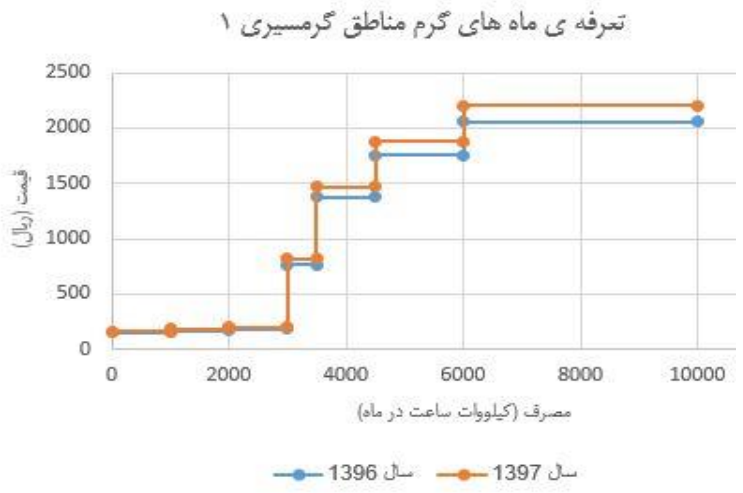
٤-١. تعرفه گذاری برق در ایران

در این بخش به معرفی داده‌ی مورداستفاده در پژوهش و چگونگی استخراج این داده می‌پردازیم. با توجه به آنچه در مقدمه گفته شد، شهرستان‌هایی که در مجاورت جغرافیایی قرار دارند، علی‌رغم داشتن شرایط نسبتاً مشابه با تعرفه‌های متفاوت روبه‌رو هستند. در کشور ایران هرسال وزارت نیرو از طریق شرکت توانیر، تعرفه‌های مناطق گرمسیری را اعلام می‌کند بدین‌صورت که برای مناطق مختلف پنج گونه تعرفه تعریف می‌شود؛ تعرفه‌ی عادی و ماه‌های غیرگرم مناطق گرمسیر، تعرفه‌ی ماه‌های گرم در مناطق گرمسیر ۱، تعرفه‌ی ماه‌های گرم در مناطق گرمسیر ۲، تعرفه‌ی ماه‌های گرم مناطق گرمسیر ۳، تعرفه‌ی ماه‌های گرم در مناطق گرمسیر ۴. برای هر تعرفه‌ی منطقه‌ای، تابع قیمت به شکل پله‌ای اعمال می‌شود که به‌صورت سالانه تغییر می‌کنند. به‌عنوان‌مثال در شکل شماره‌ی ۱ تعرفه‌های مذکور برای سال‌های ۱۳۹۶ و ۱۳۹۷ نشان داده‌شده‌اند. در این پژوهش با استفاده از اطلاعات قبوض شهرستان‌های مجاور و تغییرات تعرفه‌ها در این شهرستان‌ها و در طول زمان اثر قیمت بر مصرف برق مشترکین خانگی را شناسایی می‌شود. با توجه به تمرکز این تحقیق بر اطلاعات قبوض برق ۱۶ شهرستان استان فارس (استهبان، نورآباد، کازرون، فیروزآباد، خنج، گراش، لارستان، داراب، زرین‌دشت، فسا، رستم، لامرد، مهر، فراش بند، جهرم و قیرو کارزین) ناپیوستگی تعرفه‌ای که در استان فارس وجود دارد، در ماه‌های مختلف نمایش داده شده است.

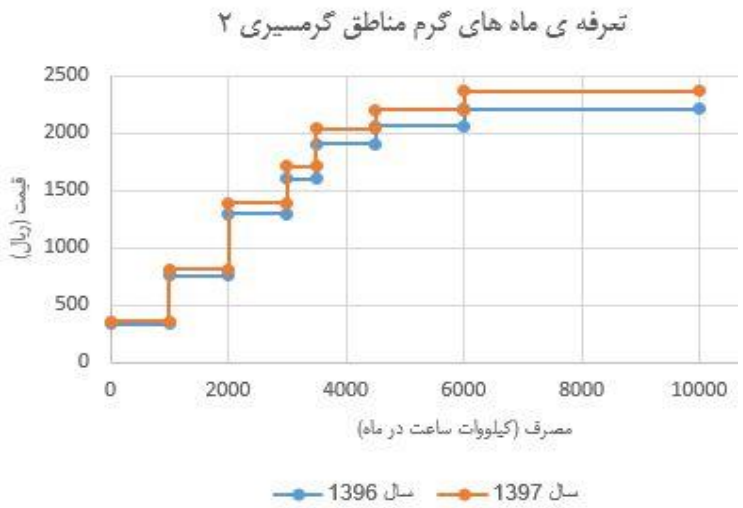
1. Shaffer
2. Bunching

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.99.7]



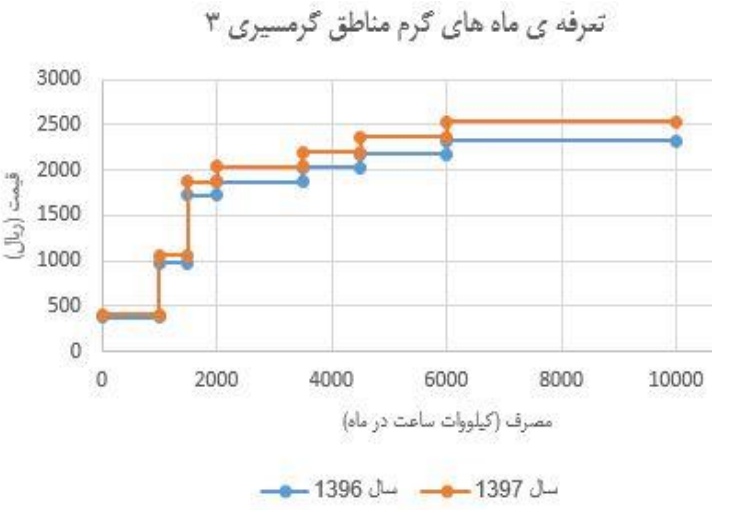
الف) تعرفه‌ی ماه‌های گرم مناطق گرمسیری ۱



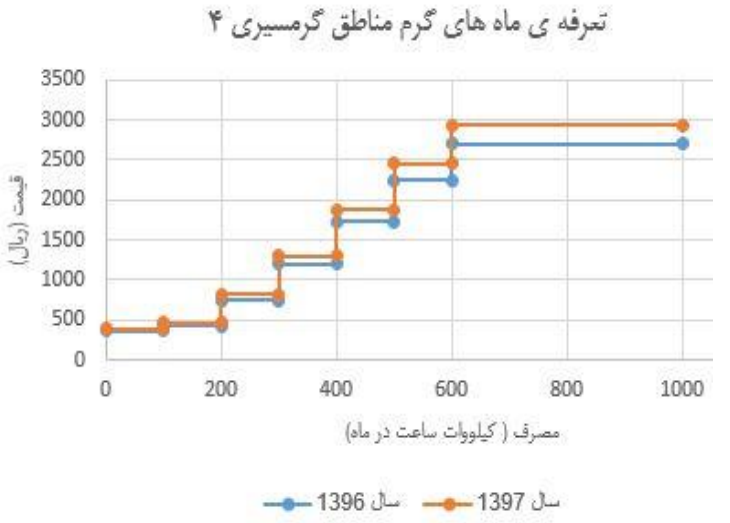
ب) تعرفه‌ی ماه‌های گرم مناطق گرمسیری ۲

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.99.7]



ج) تعرفه‌ی ماه‌های گرم مناطق گرمسیری ۳



د) تعرفه‌ی ماه‌های گرم مناطق گرمسیری ۴

شکل ۱. تعرفه‌های برق ماه‌های گرم مناطق گرمسیر

توضیحات: اطلاعات استفاده‌شده در نمودار فوق از وب‌سایت شرکت توانیر گرفته‌شده است. نمودار فوق پله‌های قیمتی تعرفه‌ی ماه‌های گرم مناطق گرمسیری چهارگانه که توسط شرکت توانیر تعیین‌شده است نشان می‌دهد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.99.7]

همچنین برای بررسی شهرستان‌های استان فارس نقشه‌ی این استان در شکل شماره‌ی ۲ قرار داده‌شده است. این نقشه بر اساس تقسیم‌بندی کشوری در سال ۱۳۹۵ می‌باشد.



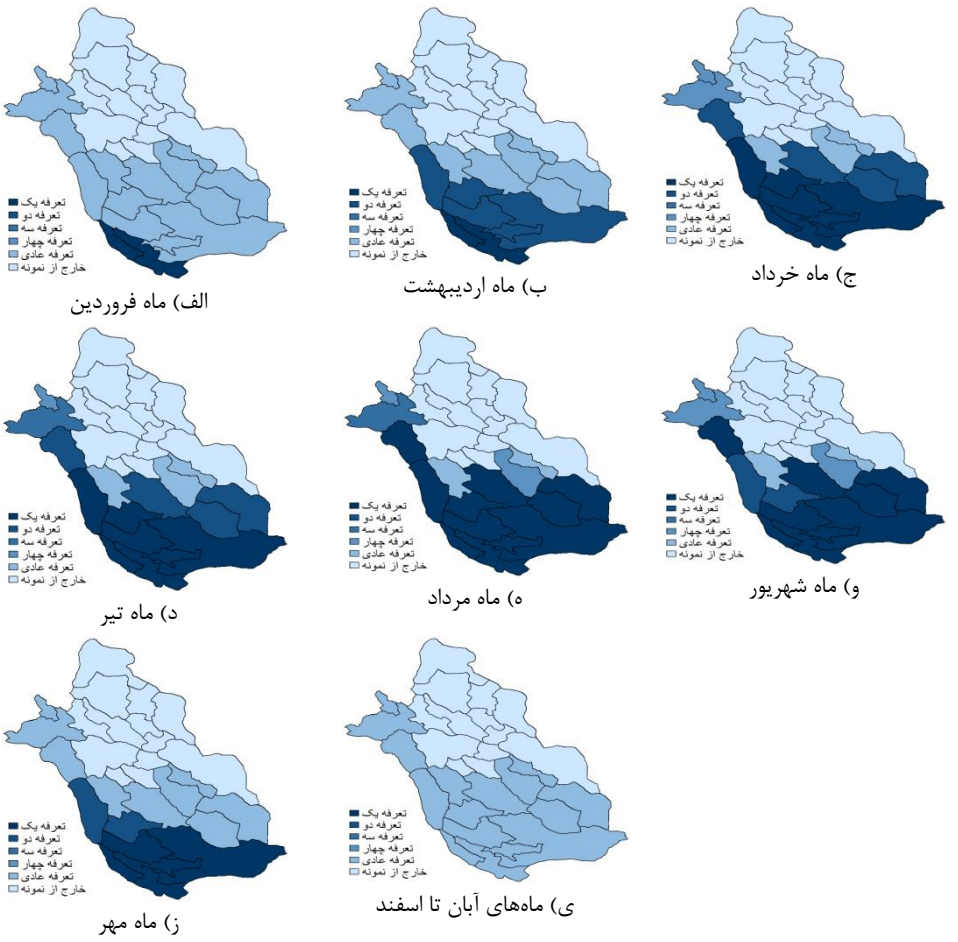
شکل ۲. تقسیمات استان فارس به تفکیک شهرستان در سال ۱۳۹۵

توضیحات: تقسیمات استان فارس به تفکیک شهرستان در سال ۱۳۹۵ نشان داده‌شده است. این تقسیمات در سال‌های ۱۳۹۶ و ۱۳۹۷ دستخوش تغییر نشده است. این نقشه از وب‌سایت مرکز آمار ایران گرفته‌شده است.

همان‌طور که گفته شد از شهرستان‌هایی که در مجاورت جغرافیایی یکدیگر قرار دارند ولی تعرفه‌ی برق در این مناطق متفاوت است، در این پژوهش استفاده‌شده است. شکل ۲ به‌طور خلاصه ناپیوستگی‌های جغرافیایی تعرفه‌های برق را به تفکیک تعرفه نشان می‌دهد. همان‌طور که مشاهده می‌شود در ماه‌های آبان تا اسفند تعرفه‌ی تمامی شهرستان‌های استان فارس عادی می‌باشد و هیچ‌گونه ناپیوستگی جغرافیایی در این تعرفه‌ها وجود ندارد. در ماه‌های گرم سال که به‌طور ویژه فصل‌های بهار و تابستان را دربرمی گیرد، شهرستان‌هایی وجود دارند که علی‌رغم هم‌جوار بودن، تعرفه‌های

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]
[DOI: 10.52547/qjerp.29.99.7]

برق خانگی در این شهرستان‌ها تفاوت دارد. این تفاوت در تعرفه‌ها که عمدتاً توسط شرکت توانیر که یک شرکت دولتی می‌باشد، ایجادشده است، زمینه‌ی خوبی را برای بررسی پاسخ مصرف‌کنندگان به تعرفه‌های قیمتی فراهم می‌کند.



شکل ۳. ناپیوستگی جغرافیایی تعرفه‌های برق در استان فارس در ماه‌های مختلف

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.99.7]

توضیحات: نقشه‌ی ناپیوستگی جغرافیایی تعرفه‌های برق در شهرستان‌های استان فارس در ماه‌های مختلف سال در سال‌های ۱۳۹۶ تا ۱۳۹۷. اطلاعات لازم از وب‌سایت شرکت توانیر و تقسیمات سیاسی کشور از وب‌سایت سازمان آمار گرفته شده است.

۲-٤. داده‌ها

این بخش به معرفی داده‌های مورداستفاده در این پژوهش و چگونگی آماده‌سازی آن‌ها جهت انجام تحقیق می‌پردازد. داده‌ی اولی که مورداستفاده قرارگرفته قبوض برق مشترکین خانگی در ۱۶ شهرستان استان فارس است. از هریک از شهرستان‌ها، یک نمونه‌ی ۱۰ درصدی از جمعیت مشترکین خانگی به‌طور تصادفی انتخاب‌شده است. اطلاعات قبوض در دسترس شامل شناسه‌ی منحصربه‌فرد هر مشترک، تاریخ قرائت قبلی کنتور مشترک، تاریخ قرائت فعلی کنتور، دوره‌ی قبض، میزان مصرف گرمسیری و غیرگرمسیری، هزینه‌ی پرداختی در طول ۱۲ دوره در سال‌های ۱۳۹۶ و ۱۳۹۷ است.

در مدل رگرسیونی خود از لگاریتم قیمت حاشیه‌ای و لگاریتم قیمت متوسط به‌عنوان متغیر مستقل استفاده می‌شود. جهت استفاده از لگاریتم قیمت حاشیه‌ای، دوره‌ی قبوض به‌صورت ۶۰ روزه استاندارد می‌شود. این اقدام بدین صورت انجام شده که اگر مشترکی قبضی با دوره‌ی ۷۰ روزه دارد، $\frac{۶۰}{۷۰}$ از مصرف را برای این دوره در نظر گرفته‌ایم و $\frac{۱۰}{۷۰}$ از مصرف را به مصرف دوره‌ی بعد منتقل تا قبوض ۶۰ روزه و هماهنگ با یکدیگر شوند.

همچنین برای کنترل شرایط آب و هوایی، از معیار آب و هوایی[1] را که در ادبیات تخمین تقاضای برق مورداستفاده قرار می‌گیرد، استفاده شده است. این معیار آب و هوایی از رابطه‌ی زیر به دست می‌آید (در این روابط $\bar{T}_t$ میانگین دما در روز t می‌باشد و $TotalDays$ تعداد کل روزهای دوره‌ی قبض مورد نظر می‌باشد:

$$CDD_t = 1\{\bar{T}_t > 18^{\circ}\text{C}\} \times (\bar{T}_t - 18^{\circ}\text{C}) \quad (۱)$$

$$CDD = \sum_t CDD_t / TotalDays \quad (۲)$$

این روابط بیان می‌کند که ابتدا اختلاف دما نسبت به دمای ۱۸ درجه‌ی سانتیگراد برای هر روزی که دمای آن بالاتر از این مقدار است، به دست می‌آید و در طول دوره‌ی قبض این مقادیر برای

1. Cooling degree days

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.99.7]

روزهای واقع‌شده در دوره‌ی قبض، جمع می‌شوند و درنهایت مقدار حاصل‌شده بر کل تعداد روزهای دوره‌ی قبض تقسیم می‌گردد. در ادبیات، این دما به‌عنوان دمایی در نظر گرفته می‌شود که خانوار شروع به استفاده از وسایل سرمایشی می‌کند. برای به دست آوردن این معیار از داده‌ی هواشناسی که از سازمان هواشناسی گرفته‌شده است، استفاده‌شده است. در این داده برای بعضی از شهرستان‌ها، در بعضی روزها داده‌ای وجود ندارد. به همین دلیل برای به دست آوردن دمای این روزها از روش‌های درون‌یابی مرسوم در ادبیات بررسی آب‌وهوا، استفاده شده است.

حاصل نهایی فرآیند آماده‌سازی داده‌ی قبوض برق و آب‌وهوا، اطلاعات قبوض برق مشترکین خانگی شهرستان‌های استان فارس به همراه تعداد روزهای گرم در هر دوره برای هر مشترک می‌باشد. هزینه‌ی پرداختی، میزان مصرف در پله‌ی گرمسیری، میزان مصرف در پله‌ی غیرگرمسیری، دوره و معیار آب‌وهوا برای هر مشترک در هر دوره به‌دست‌آمده است.

لازم به ذکر است در فرآیند آماده‌سازی داده، میزان مصرف گرمسیری و میزان مصرف غیرگرمسیری مشترک در دوره‌هایی که هم شامل تعرفه‌های گرمسیری و هم شامل تعرفه‌های عادی می‌شوند، در نظر گرفته‌شده است. بدین منظور در فرایند استاندارد کردن دوره‌های قبوض مشترکین، چنانچه ماه‌های گرم و غیرگرم در یک دوره‌ی قبض مشترک وجود داشته باشند، این بخش‌ها از هم جداشده و به‌عنوان‌مثال به نسبت تعداد روزهای غیرگرمسیری به‌کل روزهای دوره، مصرف ماه غیرگرم به مصرف دوره‌ی بعدی یا قبلی که تماماً شامل ماه‌های غیرگرم هست، اضافه می‌شود.

خلاصه‌ی آماری داده‌ها

در این بخش خلاصه‌ی آماری داده‌ها بیان می‌شود و متغیرهای مورد نیاز شامل قیمت پایه (قیمت پله‌ی اول تعرفه‌ی مصرف برق مشترک) قیمت متوسط (نسبت هزینه‌ی پرداختی به‌کل مصرف برای هر دوره‌ی مصرف مشترک) قیمت حاشیه‌ای (قیمت مربوط به پله‌ی مصرف نهایی مشترک) مصرف کل دوره (تعداد روزهای قبض قبل از استاندارد شدن) مصرف روزانه (نسبت کل مصرف به تعداد روزهای دوره) و کل هزینه‌ی قبض دوره تحلیل می‌شود. لازم به ذکر است که کل هزینه‌ی پرداختی

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.99.7]

مصرف‌کننده برحسب ریال و مصرف برحسب کیلووات ساعت می‌باشد. جدول۲ و جدول ۳ به ترتیب خلاصه‌ی آماری داده‌ی موجود را هم برحسب تعرفه و هم برحسب فصل سال نمایش می‌دهند.

در جدول (۲) مشاهده می‌شود که تعرفه گرمسیری (۱) تقریباً نصف تعرفه عادی می‌باشد. این نسبت هم در قیمت متوسط و هم قیمت حاشیه‌ای قابل مشاهده است. در مقابل مصرف خانوارهای گرمسیری (۱) بیش از سه برابر خانوارهای عادی است. خانوارهای گرمسیری (۲) و (۳) نیز بینابی بوده ولی فرق چندانی میان گرمسیری (۴) و عادی مشاهده نمی‌شود. همین رفتار تخفیف بسیار زیاد در گرمسیری باعث شده متوسط قیمت برق در کل کشور (جدول «۳») در تابستان ۳۵ درصد کمتر از زمستان باشد. به عبارت دیگر قیمت در زمان محدودیت منابع باید بنحوی عمل کند که مصرف کاهش یابد، ولی در نمونه مورد مطالعه این گزارش بنحوی عمل کرده است که مصرف در تابستان افزایش یابد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.99.7]

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.99.7]

جدول ۲. خلاصه‌ی آماری داده به تفکیک تعرفه‌ی ماه‌های گرم مناطق گرمسیری

	کل نمونه	تعرفه عادی	تعرفه گرم ۱	تعرفه گرم ۲	تعرفه گرم ۳	تعرفه گرم ۴
قیمت پایه (ریال)	۳۷۲	۴۲۲	۲۴۰	۳۳۲	۳۹۵	۴۱۲
	(۱۱۶)	(۷۴)	(۸۶)	(۹۲)	(۱۹)	(۳۵)
قیمت متوسط (ریال)	۶۹۲	۷۸۲	۴۱۹	۵۸۰	۷۰۷	۸۴۲
	(۱۲۹۹)	(۱۳۳۲)	(۱۲۱۴)	(۱۲۹۵)	(۱۳۳۲)	(۱۳۸۱)
قیمت حاشیه‌ای (ریال)	۶۷۰	۷۸۵	۳۶۶	۵۳۲	۷۰۸	۹۷۴
	(۵۵۷)	(۵۶۸)	(۳۳۶)	(۴۴۵)	(۴۳۷)	(۶۰۶)
مصرف (کیلووات‌ساعت)	۹۴۸	۵۶۵	۱۸۱۷	۱۱۵۸	۷۰۲	۵۸۳
	(۱۱۷۱)	(۵۶۸)	(۱۵۲۳)	(۱۰۸۱)	(۴۴۶)	(۳۸۷)
تعداد روزهای قبض	۶۱	۶۱	۶۱	۶۱	۶۱	۶۱
	(۵/۰۰۶)	(۵/۱۵۹)	(۴/۳۳۵)	(۴/۵۳۸)	(۴/۸۹۸)	(۴/۰۸۶)
مصرف روزانه(کیلووات‌ساعت)	۱۵٫۴۷	۹/۲۰۶	۲۹/۷	۱۸/۸۶	۱۱/۳۹	۹/۵۲۳
	(۱۹٫۰۸)	(۹/۳۱۳)	(۲۴/۷۵)	(۱۷/۵۴)	(۷/۲۶۴)	(۶/۲۹۴)
کل هزینه‌ی قبض (ریال)	۴۱۵۲۱۲	۳۵۸۱۲۰	۵۱۸۰۶۶	۵۰۳۰۲۳	۴۶۷۱۱۵	۴۷۶۳۹۲
	(۴۸۰۳۴۱)	(۴۳۴۹۶۲)	(۵۰۷۴۷۵)	(۵۱۶۶۲۵)	(۵۲۱۱۹۴)	(۶۰۶۲۹۲)
تعداد مشاهدات	۸۸۳۱۵	۶۷۱۰۱	۳۲۴۸۳	۱۹۲۰۳	۲۰۴۴	۸۰۳۳

مأخذ: یافته‌های پژوهش

توضیحات : خلاصه‌ی آماری فوق با استفاده از داده‌ی قبوض ۱۶ شهرستان استان فارس برحسب تفکیک تعرفه‌ی گرمسیری به‌دست‌آمده است. کل هزینه‌ی قبض برحسب ریال می‌باشد. قیمت پایه قیمتی است که مصرف‌کننده در پله‌ی اول مصرفی پرداخت می‌کند. قیمت متوسط از تقسیم کل هزینه‌ی پرداختی در دوره‌ی قبض بر کل مصرف برق به دست می‌آید و قیمت حاشیه‌ای قیمتی است که مصرف‌کننده دران پله‌ی قیمتی قرار گرفته است. مصرف روزانه از تقسیم کل مصرف بر تعداد روزهای دوره‌ی قبض به‌دست‌آمده است. تمامی قیمت‌ها و هزینه اسمی می‌باشند.

جدول ۳. خلاصه‌ی آماری داده به تفکیک فصل

	بهار	تابستان	پاییز	زمستان
قیمت پایه (ریال)	۳۶۶	۲۹۳	۳۹۱	۴۴۸
	(۱۱۴)	(۱۱۹)	(۱۰۸)	(۴۵)
قیمت متوسط (ریال)	۶۸۴	۵۳۹	۷۲۰	۸۶۳
	(۱۳۶۵)	(۱۱۷۳)	(۱۲۸۴)	(۱۴۴۹)
قیمت حاشیه‌ای (ریال)	۶۵۵	۵۳۳	۷۱۵	۸۰۲
	(۵۴۷)	(۵۲۱)	(۵۶۲)	(۵۷۶)
مصرف(کیلووات‌ساعت)	۱۰۱۴	۱۴۹۹	۷۹۴	۴۱۴
	(۱۲۰۲)	(۱۴۸۱)	(۹۸۳)	(۳۴۸)
تعداد روزهای قبض	۶۳/۲۳	۶۱/۵۱	۶۰/۶۳	۶۲/۸۱
	(۵/۳۵۵)	(۳/۷۴)	(۳/۳۵۵)	(۶/۰۷۲)
متوسط مصرف روزانه(کیلووات‌ساعت)	۱۶/۳۲	۲۴/۳۹	۱۲/۹۹	۶/۵۵۲
	(۱۹/۴۶)	(۲۴/۰۱)	(۱۵/۸۴)	(۵/۳۲)
کل هزینه‌ی پرداختی(ریال)	۴۴۲۰۲۰	۵۱۲۳۲۹	۳۸۴۲۰۷	۳۲۰۵۵۹
	(۴۹۱۸۳۲)	(۵۳۳۹۰۸)	(۴۶۷۵۸۹)	(۴۱۵۵۶۳)
تعداد مشاهدات	۳۹۶۱۵	۳۹۴۳۲	۳۶۶۱۶	۳۲۳۵۵

مأخذ: یافته‌های پژوهش

توضیحات : خلاصه‌ی آماری فوق با استفاده از داده‌ی قبوض ۱۶ شهرستان استان فارس برحسب تفکیک فصل سال به‌دست‌آمده است. کل هزینه‌ی قبض برحسب ریال می‌باشد. قیمت پایه قیمتی است که مصرف‌کننده در پله‌ی اول مصرفی پرداخت می‌کند. قیمت متوسط از تقسیم کل هزینه‌ی پرداختی در دوره‌ی قبض بر کل مصرف برق به دست می‌آید و قیمت حاشیه‌ای قیمتی است که مصرف‌کننده دران پله‌ی قیمتی قرارگرفته است. مصرف روزانه از تقسیم کل مصرف بر تعداد روزهای دوره‌ی قبض به‌دست‌آمده است. تمامی قیمت‌ها و هزینه اسمی می‌باشند.

درروش طراحی ناپیوستگی رگرسیون، مهم‌ترین فرض شناسایی اثر علی، متعادل بودن متغیرهای مؤثر در مصرف برق در دو طرف مرز ناپیوستگی است. برای نشان دادن این موضوع متغیرهای قابل مشاهده را بررسی شده و صحت این فرض تصدیق شده است. همان‌طور که پیشتر

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.99.7]

مشاهده شد در فصول گرم سال تعرفه‌ها در شهرستان‌های مجاور استان فارس تفاوت دارد ولی در فصول سرد چنین تفاوتی دیده نمی‌شود. اگر متغیرهای تأثیرگذار در رفتار مصرف‌کنندگانی که در شهرستان‌های مجاور زندگی می‌کنند، تفاوت داشته باشد، این تفاوت باید در تمامی طول سال دیده شود، حال‌آنکه همان‌طور که از جداول شماره‌ی ۴ و شماره‌ی ۵ مشخص است در فصول گرم به خاطر تفاوت قیمت در دو شهرستان مجاور رفتار مصرف‌کنندگان تفاوت می‌کند ولی در فصول سرد سال این تفاوت دیده نمی‌شود و درنتیجه می‌توان گفت فرض شناسایی گفته‌شده برقرار است و با یک آزمایش شبه تصادفی روبه‌رو هستیم و می‌توان از طریق روش تجربی گفته‌شده کشش قیمتی تقاضای برق را به دست آورد.

جدول زیر متغیرهای قابل‌مشاهده را برحسب شهرستان نشان می‌دهد؛ همان‌طور که از جدول مشخص است شهرستان‌هایی که در مجاورت یکدیگر قرارگرفته‌اند ازنظر متغیرهای قابل‌مشاهده در فصولی که تعرفه‌ی گرمسیری متفاوت در آن‌ها برقرار است بسیار تفاوت دارند ولی در فصول سرد سال که تعرفه‌های این مناطق مجاور یکسان است تفاوت معناداری بین آن‌ها مشاهده نمی‌شود و همین امر سبب مناسب بودن روش تجربی ما جهت شناسایی علی کشش قیمتی تقاضای برق خانگی می‌شود.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.99.7]

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.99.7]

جدول ۴. مقایسه‌ی متغیرهای قابل‌مشاهده در فصل زمستان برحسب تفکیک شهرستان

	استهبان	داراب	فسا	زرین‌دشت	جهرم	لار	گراش	خنج
مصرف(کیلووات‌ساعت)	۲۶۲	۳۴۹	۲۶۰	۲۹۰	۲۹۸	۵۲۶	۵۱۲	۵۰۶
	(۱۴۹)	(۲۰۵)	(۱۴۵)	(۱۷۲)	(۱۸۵)	(۳۳۲)	(۳۸۰)	(۳۸۶)
تعداد روزها	۵۸/۳۷	۵۹/۷۴	۵۸/۵	۵۸/۶۹	۵۹/۱۴	۵۹/۰۸	۵۸/۷	۵۸/۹۹
	(۳/۷۱۴)	(۲/۸۷۶)	(۵/۰۰۲)	(۴/۱۷۲)	(۳/۰۰۹)	(۴/۵۲۸)	(۴/۵۴۹)	(۴/۵۲۱)
کل هزینه(ریال)	۱۹۵۸۷۲	۲۹۸۷۰۱	۱۹۳۶۷۹	۲۲۶۲۷۶	۲۴۳۹۰۵	۴۰۴۷۷۷	۴۰۹۷۰۸	۴۰۷۲۰۰
	(۱۷۴۱۸۵)	(۳۴۳۴۶۶)	(۱۸۶۹۰۶)	(۲۰۸۹۹۱)	(۲۶۲۷۷۸)	(۳۸۷۰۲۱)	(۵۷۷۶۸۶)	(۴۹۹۴۹۷)
معیار آب‌وهوا	۰/۳۶۱	۰/۵۱۴	۰/۱۴۲	۱/۰۱۱	۰/۸۰۹	۰/۷۱۵	۰/۷۵۷	۱/۲۵۴
	(۰/۵۳۶)	(۰/۸۲۱)	(۰/۳۶۸)	(۱/۱۹۷)	(۰/۸۸۱)	(۰/۹۹۱)	(۰/۹۵۵)	(۱/۴۱۶)
تعداد مشاهدات	۱۷۶۰	۱۵۲۳	۱۵۳۰	۱۶۵۴	۱۴۴۸	۱۵۴۹	۱۴۸۶	۱۵۳۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.99.7]

ادامه‌ی جدول ۴. مقایسه‌ی متغیرهای قابل‌مشاهده در فصل زمستان برحسب تفکیک شهرستان

	قیروکارزین	لامرد	مهر	فیروزآباد	کازرون	فراشبند	نورآباد	رستم
مصرف(کیلووات‌ساعت)	۳۸۳	۶۷۶	۶۳۱	۲۷۶	۳۴۸	۳۵۷	۳۰۴	۳۰۰
	(۲۸۲)	(۵۷۵)	(۴۸۷)	(۱۷۰)	(۱۹۹)	(۲۵۸)	(۱۷۵)	(۱۵۵)
تعداد روزها	۵۸/۶۵	۵۸/۹۵	۵۹/۵	۵۸/۴۲	۵۸/۹۴	۵۸/۴۷	۵۸/۵۶	۵۸/۹۱
	(۴/۱۴۴)	(۳/۲۷۶)	(۴/۰۴۷)	(۴/۰۶۵)	(۳/۶۴۵)	(۴/۹۶۳)	(۳/۷۸۶)	(۳/۵۶۴)
کل هزینه(ریال)	۲۷۳۵۷۳	۵۳۶۲۴۸	۴۹۸۳۳۵	۲۱۴۵۶۶	۲۹۰۴۳۶	۲۵۳۵۶۳	۲۳۹۳۱۷	۲۱۹۷۳۰
	(۳۰۷۸۶۹)	(۶۶۴۰۲۰)	(۶۴۶۳۵۰)	(۲۸۷۹۲۰)	(۳۱۰۰۶۰)	(۲۴۴۸۵۴)	(۲۴۹۸۲۳)	(۱۸۱۷۳۱)
معیار آب‌وهوا	۱/۵۹۷	۲/۰۳۴	۲/۴۱۵	۰/۳۱۸	۱/۱۴۶	۰/۶۵۹	۰/۶۳۶	۰/۸۵۶
	(۱/۶۲۳)	(۱/۸۰۳)	(۱/۷۴)	(۰/۶۳۹)	(۱/۴)	(۱/۰۰۷)	(۰/۹۲۹)	(۰/۹۴)
تعداد مشاهدات	۱۶۷۹	۱۶۴۰	۱۵۱۰	۱۵۸۷	۱۵۷۷	۱۵۶۹	۱۶۹۰	۱۵۳۵

مأخذ: یافته‌های پژوهش

توضیحات : در این جدول متغیرهای قابل‌مشاهده در فصل زمستان به تفکیک شهرستان نشان داده‌شده‌اند. مصرف برابر با کل مصرف برق قبوض مشترکین در فصل زمستان است. تعداد روزها برابر با تعداد روزهای قبوض برق که در فصل زمستان واقع‌شده‌اند است و هزینه‌ی پرداختی قبوض برق در متغیر کل هزینه دیده می‌شود. همچنین معیار اب و هوایی مطابق با آنچه پیش‌تر تعریف شد، در نظر گرفته می‌شود. تمامی قیمت‌ها و هزینه اسمی می‌باشند.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.99.7]

جدول ۵. مقایسه‌ی متغیرهای قابل‌مشاهده در فصل تابستان برحسب تفکیک شهرستان

	استهبان	داراب	فسا	زرین‌دشت	فسا	لار	گراش	خنج
مصرف(کیلووات‌ساعت)	۳۶۴	۶۹۶	۴۱۸	۸۰۷	۶۰۴	۲۰۲۲	۱۴۷۸	۱۹۵۳
	(۲۰۱)	(۶۰۵/۱)	(۲۶۸)	(۷۵۲)	(۴۸۹)	(۱۵۰۰)	(۱۱۷۹)	(۱۵۳۵)
تعداد روزها	۶۲/۸۱	۶۲/۰۴	۶۲/۲۱	۶۲/۷	۶۲/۵۴	۶۲/۱	۶۲/۳۵	۶۲/۴۵
	(۴/۵۴۷)	(۵/۲۳۹)	(۵/۳۰۴)	(۴/۲۷۷)	(۴/۳۴)	(۵/۲۸)	(۵/۰۲۲)	(۴/۶۲۱)
کل هزینه(ریال)	۳۰۰۳۴۴	۳۴۱۸۸۸	۳۵۱۲۶۳	۳۶۷۴۵۰/۲	۲۷۸۲۴۵	۶۴۵۷۲۷	۴۸۵۵۹۴	۶۲۷۳۹۸
	(۲۸۷۰۱۹)	(۳۸۰۰۶۶)	(۴۶۷۶۱۴)	(۳۸۴۷۲۵/۱)	(۲۶۴۷۳۹)	(۵۳۷۶۷۷)	(۴۸۵۵۲۳)	(۵۵۴۶۳۶)
معیار آب‌وهوا	۴/۳۴۹	۶/۴۰۲	۴/۵۳۴	۶/۶۹۳	۵/۹۴۴	۶/۵۸	۶/۳۲۹	۷/۸۳۶
	(۲/۹۲۶)	(۳/۶۳۵)	(۲/۹۴۲)	(۳/۱۷۷)	(۲/۹۰۹)	(۳/۴۸۳)	(۳/۴۴۹)	(۳/۳۹۶)
تعداد مشاهدات	۳۸۷۰	۴۰۲۷	۳۹۲۱	۳۹۸۲	۳۷۸۷	۴۱۰۴	۳۹۷۳	۳۸۴۹

مأخذ: یافته‌های پژوهش

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.99.7]

ادامه جدول ۵. مقایسه‌ی متغیرهای قابل‌مشاهده در فصل تابستان برحسب تفکیک شهرستان

	قیروکارزین	لامرد	مهر	فیروزآباد	کازرون	فراشبند	نورآباد	رستم
مصرف(کیلووات‌ساعت)	۱۳۴۲	۲۸۵۸	۲۳۶۱	۴۲۸	۸۳۴	۱۴۴۶	۵۵۴	۵۳۷/
	(۱۲۹۱)	(۱۸۹۵)	(۱۶۴۳)	(۲۵۵)	(۷۶۹)	(۱۳۹۰)	(۳۹۱)	(۳۸۲)
تعداد روزها	۶۲/۷۶	۶۱/۸	۶۲/۳۵	۶۲/۸۶	۶۲/۵۵	۶۲/۳۷	۶۲/۶۵	۶۲/۵۱
	(۴/۵۹۳)	(۵/۵۱۴)	(۶/۰۷۲)	(۴/۴۳۱)	(۴/۷۰۶)	(۵/۳۷۷)	(۵/۴۱۵)	(۴/۴۱۷)
کل هزینه(ریال)	۴۹۵۶۹۷	۷۰۵۳۴۷	۵۶۶۶۸۲	۳۹۱۸۴۲	۳۸۲۵۷۸	۵۳۱۶۰۲	۳۹۹۳۶۳	۴۶۷۹۶۲
	(۵۱۴۲۹۹)	(۶۸۴۳۰۸)	(۵۰۵۹۰۸)	(۵۰۴۰۳۷)	(۳۷۶۷۳۵)	(۵۳۱۹۴۲)	(۴۷۲۵۵۶)	(۶۵۴۶۳۱)
معیار آب‌وهوا	۸/۳۲۴	۸/۵۶۷	۷/۲۹۶	۵،۴۲۳	۶/۵۷۹	۶/۳۱۱	۶/۸۲۳	۵/۹۷
	(۴/۱۱۹)	(۳/۵۷۳)	(۲/۹۴۵)	(۳/۰۷۲)	(۳/۶۴۸)	(۳/۲۷۹)	(۴/۰۳۴)	(۳/۴۰۲)
تعداد مشاهدات	۳۹۷۰	۳۹۹۵	۳۸۸۰	۳۹۴۹	۳۹۷۰	۳۸۱۸	۳۹۶۲	۳۹۹۱

مأخذ: یافته‌های پژوهش

توضیحات : در این جدول متغیرهای قابل‌مشاهده در فصل تابستان به تفکیک شهرستان نشان داده‌شده‌اند. مصرف برابر با کل مصرف برق قبوض مشترکین در فصل تابستان است. تعداد روزها برابر با تعداد روزهای قبوض برق که در فصل تابستان واقع‌شده‌اند است و هزینه‌ی پرداختی قبوض برق در متغیر کل هزینه دیده می‌شود. همچنین معیار اب و هوایی مطابق با آنچه پیش‌تر تعریف شد، در نظر گرفته می‌شود. تمامی قیمت‌ها و هزینه اسمی می‌باشند.

همان‌طور که در جدول (۴) و (۵) مشاهده می‌شود بین متغیرهای قابل‌مشاهده‌ی شهرستان‌های هم‌جوار در فصل سرد سال که تفاوت تعرفه‌ای در آن‌ها وجود ندارد، تفاوت قابل‌ملاحظه‌ای دیده نمی‌شود. به‌عنوان‌مثال شهرستان‌های فسا و زرین‌دشت هم‌جوار هستند و در فصل سرد سال که تعرفه‌های مقرر در آن‌ها یکسان است، تفاوت مصرف و سایر متغیرهای قابل‌مشاهده ناچیز است و این موضوع دقیقاً برخلاف آن چیزی است که در فصول گرم که تعرفه‌های آن‌ها متفاوت است رخ می‌دهد. بنابراین می‌توان گفت از تفاوت تعرفه‌های گرمسیری می‌توان کشش قیمتی برق را به‌طورعلّی شناسایی کرد.

۵. روش پژوهش

در این قسمت روش تجربی به‌کاررفته در این پژوهش که ناپیوستگی رگرسیون نام دارد، بررسی می‌شود. این روش هنگامی‌که متغیر دودویی درمان، به‌طور ناپیوسته در یک مرز بین واحدهای جغرافیایی نظیر استان، شهر یا شهرستان تغییر می‌کند و درنتیجه یک گروه درمان و یک گروه کنترل ایجاد می‌شود، کاربرد دارد. این نوع ناپیوستگی جغرافیایی متغیر درمان را می‌توان در صورت مشخص بودن مکان جغرافیایی هر مشاهده درداده، در چارچوب روش ناپیوستگی رگرسیون استاندارد تحلیل شود. چنین اطلاعاتی معمولاً به دلیل محرمانه بودن و رعایت نکات امنیتی و یا مشکلات اندازه‌گیری به‌ندرت یافت می‌شود. بنابراین، در صورت نبود اطلاعات دقیق جغرافیایی در سطح مشاهدات فردی، دو سناریو با توجه به اطلاعات در دسترس مطرح می‌شود. اگر اطلاعات مکانی مشاهدات فردی در یک سطح کلی وجود دارد ولی همچنان این سطح کلی جغرافیایی نسبتاً کوچک باشد، روش ناپیوستگی رگرسیون تغییریافته قابل‌اعمال است که در آن متغیر تغییریافته به‌صورت گسسته به‌جای پیوسته در نظر گرفته می‌شود. اگر چنین اطلاعاتی نیز در دسترس نباشد و تنها اطلاعات جغرافیایی مشاهدات فردی در یک سطح جغرافیایی وسیع در اختیار باشد، روش ناپیوستگی رگرسیون استاندارد قابل‌استفاده نیست و اطلاعات جغرافیایی موجود را می‌توان جهت ساخت یک نوار حول مرز استفاده کرد و در تحلیل خود تنها مشاهداتی را که در این ناحیه

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]
[DOI: 10.52547/qjerp.29.99.7]

قرارمی‌گیرند، استفاده کرد. هرکدام از سناریوهای یادشده فروض مخصوص به خود رادارند و چالش‌های در روش‌های مربوط به هر سناریو در این قسمت بررسی می‌شود. طراحی یک پژوهش بر اساس وجود ناپیوستگی جغرافیایی در یک متغیر امری رایج است زیرا بسیاری از قوانین دولتی بر اساس مناطق جغرافیایی است. روش ناپیوستگی رگرسیون جغرافیایی[1] حالت خاصی از روش ناپیوستگی رگرسیون است که در آن متغیر درمان چندبعدی است که شامل طول و عرض جغرافیایی است. علیرغم دقت بالای این روش در تخمین کشش، محدودیت اصلی روش مذکور عدم قابلیت تعمیم نتایج به گستره بزرگ‌تر است. لذا نتایج این تحقیق که محدود به استان فارس می‌باشد، صرفاً برای همین استان قابل اتکا بوده و برای تعمیم به سایر استان‌ها باید با دقت تحلیل انجام شود.

۱-۵. متغیر درمان ناپیوسته در یک مرز جغرافیایی

در این قسمت مسئله‌ی مطالعه‌ی اثر یک درمان دودویی را هنگامی‌که ۱) درمان به‌تمامی اعضای یک منطقه‌ی جغرافیایی داده‌شده است و ۲) از تمامی اعضای یک منطقه‌ی جغرافیایی مجاور دریغ شده است، بررسی می‌شود. به‌عبارت‌دیگر، مرز بین مناطق درمان و کنترل مرزی است که در آن متغیر درمان به شکل ناپیوسته از صفر به یک تغییر می‌کند. متغیر درمان را برابر با T در نظر گرفته می‌شود و فرض شده n مشاهده‌ی تصادفی که با $i = 1,2, \dots, n$ شماره‌گذاری می‌شود. درمان برای اعضایی که در یک‌طرف مرز در منطقه‌ی A^t قرار دارند وجود دارد $(T_i = 1)$ و برای اعضایی که در منطقه‌ی A^c قرار دارند $(T_i = 0)$. همچنین فرض می‌شود هیچ‌گونه سازگاری‌ای[2] وجود ندارد بدین معنا که برای تمامی اعضا متغیر درمان واقعی دریافت شده[3] با درمان در نظر گرفته‌شده[4] یکسان است. در این قسمت از چارچوب نتایج بالقوه[5] استفاده می‌شود بدین‌صورت که فرض شده هر فرد دو نتیجه‌ی بالقوه دارد؛ Y_{i1} و Y_{i0} و هرکدام به ترتیب مربوط به $T_i = 1$ و $T_i = 0$ است. نتیجه‌ی مشاهده‌شده برابر با $Y_i = T_i Y_{i1} + (1 - T_i) Y_{i0}$ است. در اینجا فرض مقدار واحد درمان پایدار[6] برقرار

1. Geographic regression discontinuity (GRD)
2. Compliance
3. Actual treatment received
4. Treatment assignment
5. Potential outcomes
6. Stable Unit Treatment Value Assumption

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.99.7]

است. این فرض بیان می‌کند که اولاً هیچ‌گونه درمان پنهان وجود ندارد و به‌عبارت‌دیگر برای فرد iام تحت $T_i = t$، $Y_{it} = Y_i$خواهد بود و ثانیاً درمان یک فرد وابسته به درمان سایرین نیست. در قالب این چارچوب، درمان تابع مشخصی از مرز جغرافیایی است و درنتیجه طراحی پژوهش بسته به اینکه مکان دقیق افراد معلوم است، می‌تواند متفاوت باشد.

۲-۵. طراحی ناپیوستگی رگرسیون جغرافیایی زمانی که مکان دقیق مشاهدات معلوم است

در این حالت فرض می‌شود که مکان جغرافیایی هر فرد، کاملاً معلوم است و توسط مختصات جغرافیایی قابل‌شناسایی است. متغیر دوبعدی $S_i = (S_{i1}, S_{i2})$ به‌عنوان متغیر موردنظر اطلاعات جغرافیایی مشاهده‌ی iام را در بردارد. مجموعه‌ی افرادی که روی مرز جغرافیایی قرار دارند برابر با B است و یک نقطه روی مرز با b نشان داده شده که $b = (S_1, S_2) \in B$. بنابراین A^t و A^c مجموعه‌ی مناطقی می‌باشند که گروه‌های درمان و گروه‌های کنترل را شامل می‌شوند. همچنین فرض می‌شود، چگالی S_i، $f(s)$ در یک همسایگی B مثبت و پیوسته است. با توجه به این فروض، پارامتر موردنظر برابر با $\tau(b) \equiv E[Y_{i1} - Y_{i0}|S_i = b]$ برای $b \in B$. چون برای هر نقطه ی b اثر درمان $\tau(b)$ می‌تواند متفاوت باشد معادله‌ی بالا یک منحنی اثر درمان را نشان می‌دهد. همچنین می‌توان با میانگین‌گیری اثر درمان را از طریق $\tau \equiv E[\tau(b)|b \in B]$ به دست آورد. شناسایی $\tau(b)$ با توجه به تعمیم دادن روش ناپیوستگی رگرسیون برای متغیر دوبعدی حاصل می‌شود. بنابراین تنها فروض دیگر برای شناسایی پیوستگی تابع‌های رگرسیون $E[Y_{i1}|s]$ و $E[Y_{i0}|s]$ برای تمام نقاط مرزی است. زمانی که فروض پیوستگی گفته‌شده برقرار باشد اثر درمان متوسط در نقطه‌ی ناپیوستگی با استفاده از حد دو تابع رگرسیون شرطی برای مشاهدات شناسایی می‌شود.

به‌عبارت‌دیگر برای تمامی مقادیر $b \in B$ بدست می‌آید:

$$\tau(b) = \lim_{s^t \to b} E[Y_i|S_i = s^t] - \lim_{s^c \to b} E[Y_i|S_i = s^c]$$

و درنتیجه کاملاً مشابه روش استاندارد ناپیوستگی رگرسیون، پارامتر موردنظر شناسایی می‌شود. داشتن اطلاعات دقیق جغرافیایی این اجازه را می‌دهد که تابع رگرسیون برای نقاط به‌دلخواه نزدیک به مرز تخمین زده شود (البته با فرض اینکه چگالی داده همه‌جا مثبت است.) به‌طور مشخص

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.99.7]

روش‌های چندجمله‌ای محلی[1] به‌طور وسیعی در تخمین پارامترها درروش ناپیوستگی رگرسیون مورداستفاده قرار می‌گیرند. برای یک نقطه‌ی مشخص b روی مرز، فاصله‌ی بین نقطه‌ی S_i از نقطه‌ی مرزی b محاسبه و این فاصله $d_{ib} \coloneqq d(b,S_i)$ تعریف می‌شود. در این صورت:

$$\mu(b)^c \equiv \lim_{s^c \to b} E[Y_{i0}|d_{ib} = d(b,s^c)] \quad (۳)$$

$$\mu(b)^t \equiv \lim_{s^t \to b} E[Y_{i1}|d_{ib} = d(b,s^t)] \quad (۴)$$

تابع‌های بالا را می‌توان به‌وسیله‌ی رگرسیون خطی محلی تخمین زد. برای این کارخواهیم داشت:

$$(\alpha_b^c, \beta_b^c) = \arg\min_{\alpha_b^c, \beta_b^c} \sum_{i \in A^c} \{Y_i - \alpha_b^c - \beta_b^c d_{ib}\}^2 w_{ib} \quad (۵)$$

$$(\alpha_b^t, \beta_b^t) = \arg\min_{\alpha_b^t, \beta_b^t} \sum_{i \in A^t} \{Y_i - \alpha_b^t - \beta_b^t d_{ib}\}^2 w_{ib} \quad (۶)$$

که در اینجا

$$w_{ib} = \frac{1}{h_b} K\left(\frac{d_{ib}}{h_b}\right) \quad (۷)$$

وزن‌های اعمال‌شده در معادلات بالا می‌باشند که $K(.)$ تابع وزن دهی کرنل است و h_b برابر با پهنای باند است. توجه کنید که پهنای باند مختص به هر نقطه‌ی مرزی است. جواب‌های مسائل بهینه‌سازی بالا منجر به تخمین اثر درمان به شکل زیر می‌شود:

$$\tau(b) = \mu^t(b) - \mu^c(b) = \alpha_b^t - \alpha_b^c \quad (۸)$$

در عمل، چون مرز متشکل از بی‌نهایت نقطه‌ی مرزی است، تعداد نقاط محدودی شامل G نقطه انتخاب می‌شود $(b_1, b_2, \dots, b_G)$. برای این نقاط سری اثرات درمان $\tau(b_g)$ برای $g = 1,2, \dots, G$ تشکیل می‌شود و درنهایت این اثرات درمان در طول مرز متغیر خواهند بود و منحنی اثرات درمان به دست می‌آید.

1. Local polynomial methods

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.99.7]

۳-۵. روش ناپیوستگی رگرسیون جغرافیایی زمانی که اطلاعات دقیق مکانی در دسترس نیست

در سناریوی اول، اطلاعات جغرافیایی هر مشاهده به‌طور دقیق در دسترس نیست ولی نسبتاً محدوده‌ی جغرافیایی مشاهدات معلوم است. با توجه به این اطلاعات می‌توان برای هر مشاهده مختصات محدوده‌ی جغرافیایی را در نظر گرفت و مختصات این مناطق جغرافیایی را به‌عنوان متغیر اجرایی[1] در نظر گرفت. این روش مشکلاتی به همراه دارد ازجمله اینکه برای تمامی مشاهدات واقع‌شده در یک محدوده مختصات یکسانی درگرفته می‌شود و این امر منجر به وجود نقاط جرمی[2] در متغیر اجرایی می‌شود. این امر منجر به عملی نبودن روش گفته‌شده در بالا می‌شود؛ به همین منظور متغیر اجرایی را در این حالت گسسته در نظر می‌گیریم. یک‌راه این است که به‌جای استفاده از فروض پیوستگی که در بالا گفته شد، از فروض مربوط ناپیوستگی رگرسیون شبه تصادفی بهره ببریم بدین‌صورت که فرض کنیم حول مرز، پنجره‌ای وجود دارد که در آن متغیر درمان گویی به‌صورت تصادفی تعیین می‌شود. در عمل باید دقت داشت که در پنجره‌ی انتخاب‌شده این فرض برقرار باشد، که با توجه به ویژگی‌های متغیرهای قابل‌مشاهده‌ی افراد می‌توان چنین فرضی را بررسی کرد. این روش فروضی قوی‌تر ازآنچه در فروض پیوستگی گفته شد، نیاز دارد. راه دیگر آن است که تابع نامعلوم رگرسیون را با وصل کردن نقاط جرمی متغیر اجرایی تخمین بزنیم که در این صورت، اختلاف بین خروجی مشاهده‌شده و خروجی انتظاری را می‌توان به‌صورت خطای تصادفی[3] تصریح مدل کرد. در عمل لازمه‌ی این روش سازگار کردن[4] یک مدل چندجمله‌ای از خروجی بر روی متغیر اجرایی و خوشه‌بندی جملات خطای استاندارد با توجه به مقادیر گسسته‌ی متغیر اجرایی است. برخلاف روشی که بر پایه‌ی شبه تصادفی بودن مشاهدات است، در این روش نیاز به فرض قوی عمود بودن جملات خطای تصریح بر متغیر اجرایی است.

1. Running variable
2. Mass points
3. Error specification model
4. Fitting

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.99.7]

در سناریوی دوم که اطلاعات جغرافیایی که از مشاهدات خودداریم بسیار کم است فروض دیگری برای شناسایی پارامتر موردنظر لازم است. سناریوی دوم زمانی رخ می‌دهد که داده‌ی موجود فقط اطلاعاتی در مورد واحدهای جغرافیایی بزرگ داشته باشد که درنتیجه این داده را نمی‌توان در چارچوب ناپیوستگی رگرسیون تحلیل کرد. زمانی این اتفاق می‌افتد که پژوهشگران اطلاعت جغرافیایی درشت[1] در اختیاردارند و قادرند مشاهدات موجود را تنها در تعداد دسته‌های اندکی دسته‌بندی کنند (ازنظر فاصله از مرز ناپیوستگی). یکی از راه‌حل‌های موجود در مورد این مسئله استفاده از تخصیص ناپیوسته‌ی درمان ازنظر جغرافیایی در قالب یک آزمایش طبیعی[2] است بدین‌صورت که از اطلاعات جغرافیایی درشت موجود جهت تمرکز بر تحلیل مناطق درمان شده و کنترل‌شده که به‌اندازه‌ی کافی در طول مرز به یکدیگر نزدیک می‌باشند، استفاده شود. در بعضی از پژوهش‌ها که مناطق درمان شده و کنترل‌شده ازنظر جغرافیایی مجاور هستند و در ابعاد دیگر نیز بسیار به یکدیگر شبیه می‌باشند، معقول بودن تحلیل در این چارچوب نسبت به مقایسه‌ی گروه‌های درمان شده و کنترل‌شده که بر مبنای اطلاعت جغرافیایی نیست، بسیار بیشتر است.

در سناریوی دوم، از اطلاعات جغرافیایی موجود می‌توان در دو جهت استفاده کرد؛ اول، از این اطلاعات می‌توان در جهت انتخاب بخش‌هایی از مرز که گروه‌های درمان شده و کنترل قابل‌مقایسه هستند، استفاده کرد. این روش مخصوصاً زمانی که مرز ناپیوستگی بسیار طولانی است و بخش‌هایی از مرز فاقد جمعیت یا توسط کوه و رودخانه پوشانده شده است و سبب جدا شدن و تمایز شدید جمعیت درمان شده و کنترل می‌شود، بسیار کاربرد دارد. راه دوم، استفاده از اطلاعات جغرافیایی واقع در فاصله‌ای مشخص از مرز، جهت معقول بودن طراحی روش تجربی است. پژوهشگران معمولاً از این فرض که مشروط بر واقع بودن در این فاصله از مرز تخصیص درمان و نتایج بالقوه نامرتبط به یکدیگر هستند، استفاده می‌کنند. برای هر واحد i درداده، نقطه‌ای روی مرز که نزدیک‌ترین فاصله را با مکان i، S_i دارد، b_i^* می‌نامیم و فاصله‌ی بین b_i^* و S_i را برابر با $d_i^* := d(b_i^*, S_i)$ تعریف می‌کنیم؛ بنابراین d_i^* برابر بافاصله‌ی عمودی مکان i با مرز است. فرض اینکه مقایسه‌ی مشاهدات درمان شده

1. Coarse geographic information
2. Natural experiment

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.99.7]

با کنترل که به مقدار کافی به مرز نزدیک هستند منجر به استنتاج درست در مورد اثر موردنظر می‌شود به شکل زیر بیان می‌شود. باید توجه داشت که فروض عنوان‌شده در زیر فروض لازم جهت شناسایی اثر علی است و همان‌طور که در پژوهش حاضر به دنبال اثر تعرفه‌های گرمسیری بر میزان مصرف مشترکین خانگی در مناطق جغرافیایی مجاور هستیم، فروض زیر در شناسایی این اثر به ما کمک می‌کند.

فرض اول: نتایج بالقوه Y_{i1} و Y_{io} در یک محدوده به فاصله‌ی D از مرز به‌طور متوسط مستقل از تخصیص درمان T_i می‌باشند.

$$E[Y_{i1}|d_i^* < D, T_i] = E[Y_{i1}|d_i^* < D\,] \quad (۹)$$

$$E[Y_{i0}|d_i^* < D, T_i] = E[Y_{i0}|d_i^* < D\,] \quad (۱۰)$$

به‌عبارت‌دیگر، با تمرکز بر مشاهدات به‌اندازه‌ی کافی نزدیک به یکدیگر، تفاوت‌های گمراه‌کننده[1] که از قبل بین واحدهای درمان شده و کنترل وجود داشته است، قابل‌حذف شدن است. این فرض در بسیاری از پژوهش‌ها که اثرات مداخله‌های رسمی و غیررسمی که به‌طور ناپیوسته در مناطق جغرافیایی تفاوت می‌کند، استفاده می‌شود. به‌طور طبیعی آزمون فرض اول قابل انجام نیست ولی پژوهشگران می‌توانند شواهدی غیرمستقیم که با این فرض سازگار هستند، ارائه کنند. همانند آزمایش‌های تصادفی، این فرض بیان می‌کند که مشاهدات درمان شده و کنترل در محدوده‌ی مشخص، از جهت ویژگی‌های قابل‌مشاهده که بر روی نتایج بالقوه اثر می‌گذارند، مشابه می‌باشند. بنابراین، پژوهشگران باید شواهدی ارائه کنند که نشان می‌دهد مشاهدات کنترل و درمان شده در محدوده‌ی تعیین‌شده از حیث ویژگی‌های قابل‌مشاهده که قبل از تخصیص درمان، شکل‌گرفته‌اند، مشابه می‌باشند.

البته در بسیاری از پژوهش‌ها اصلاً بعید نیست که حتی در یک محدوده‌ی کوچک پیرامون مرز ویژگی‌های قابل‌مشاهده‌ی مشاهدات کنترل و درمان شده تفاوت معنادار با یکدیگر داشته باشد و

1. Confounding differences

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.99.7]

چنین مسئله‌ای برقراری فرض اول را زیر سؤال می‌برد. در این حالت پژوهشگر باید در مورد چگونگی تحلیل نتایج تصمیم‌گیری کند؛ یک احتمال این است که تفاوت‌های قابل‌مشاهده را نشانه‌ای بر تفاوت‌های حل نشدنی بین این گروه‌ها قلمداد کرد و در چنین حالتی این تفاوت‌ها به دلیل درون‌زایی[1] و مرتب شدن[2] پیرامون مرز جغرافیایی است و به‌احتمال‌زیاد این مسئله نه‌تنها باعث تفاوت ویژگی‌های قابل‌مشاهده می‌شود بلکه ویژگی‌های غیرقابل مشاهده نیز به‌طور نظام‌مند متفاوت خواهند بود. در این حالت اثرات درمان تخمین زده‌شده بر اساس ناپیوستگی جغرافیایی تخصیص درمان فاقد اعتبار لازم است.

یک احتمال دیگر آن است که فرض شود که ویژگی‌های قابل‌مشاهده‌ی از پیش تعیین‌شده به‌اندازه‌ی کافی سازوکار تخصیص درمان را توضیح می‌دهند و درنتیجه مشروط بر این ویژگی‌ها مقایسه‌ی بین گروه درمان شده و کنترل امکان‌پذیر خواهد بود.

فرض دوم: امید ریاضی نتایج بالقوه Y_{i1} و Y_{io} مشروط بر متغیرهای توضیحی قابل‌مشاهده‌ی X_i در یک محدوده‌ی D پیرامون مرز ناپیوستگی تخصیص درمان مستقل از تخصیص درمان می‌باشند.

$$E[Y_{i1}|d_i^* < D, X_i, T_i] = E[Y_{i1}|d_i^* < D, X_i], \quad (۱۱)$$

$$E[Y_{i0}|d_i^* < D, X_i, T_i] = E[Y_{i0}|d_i^* < D, X_i] \quad (۱۲)$$

در معادلات بالا X_i متغیرهای قابل‌مشاهده برای هر فرد است که مشروط به این متغیرها تابع رگرسیون شرطی مستقل از سازوکار درمان خواهد بود. با توجه به واژه‌شناسی استفاده‌شده در مقاله‌ی گالیانی، مک اوان و کوئیزتورف (۲۰۱۷)[3]، روش تجربی که بر پایه‌ی فرض اول یا دوم است به شبه آزمایش جغرافیایی[4] معروف است.

1. Endogeneity
2. Sorting
3. Galiani, McEwan and Quistorff
4. Geographic quasi-experiments (GQE)

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.99.7]

فروض مهم جهت شناسایی پارامتر موردنظر که همان کشش قیمتی است، پیوستگی تابع رگرسیون‌های گفته‌شده در بالا است که یکی از راه‌های ارزیابی این فروض استفاده از متغیرهای قابل‌مشاهده و بررسی پیوستگی آن‌ها است. مثلاً می‌توان شرایط محیطی مانند شرایط اقلیمی را در نظر گرفت و پیوستگی آن را در فواصل مختلف از مرز ناپیوستگی بررسی کرد یا مثلاً پیوستگی متغیرهایی نظیر قیمت زمین نیز می‌تواند ضامن صحت فروض گفته‌شده باشد.

٤-٥. ویژگی‌های خاص تخصیص درمان بر اساس جغرافیا

در این قسمت، برخی از چالش‌هایی را که در تحلیل اثرات درمان که بر اساس ناپیوستگی جغرافیایی می‌باشند، وجود دارند و در تمام سناریوهای گفته‌شده در بخش قبل نیز مشترک می‌باشند، بررسی می‌کنیم. همان‌طور که اشاره خواهیم کرد، بسیاری از این چالش‌ها مختص به تحلیل درمان مربوط به ناپیوستگی جغرافیایی می‌باشند و در مواردی که ناپیوستگی از جنس جغرافیا نیست چنین چالش‌هایی به‌ندرت دیده می‌شوند.

٥-٥. درمان‌های مرکب[1]

در مطالعه‌ی تخصیص درمان که به‌صورت ناپیوسته در یک مرز جغرافیایی تغییر می‌کند، این موضوع که مرزهای سیاسی یا اداری با مرز ذکرشده یکی باشد، بسیار رایج است. هنگامی‌که هرکدام از مرزهای یادشده به نحوی موجب تغییری می‌شود که به‌طور جداگانه بر روی متغیر وابسته اثر می‌گذارد، با مشکل درمان مرکب مواجه هستیم (شرایطی که در آن دو یا چند اثر درمان به‌طور هم‌زمان بر متغیر وابسته اثر می‌گذارند). هرچند این پدیده در طراحی‌های رایج ناپیوستگی رگرسیون نیز اتفاق می‌افتد (مثلاً فردی که به سن ۶۵ سالگی می‌رسد هم‌زمان واجد شرایط چندین برنامه‌ی حمایتی خواهد بود)، در موضوع تخصیص درمان بر اساس جغرافیا بسیار به چشم می‌خورد زیرا مرزی که منشأ تخصیص ناپیوسته‌ی درمان است معمولاً مرز شهری است که به‌عنوان مرز برای سایر مداخلات سیاستی و دولتی نیز شناخته می‌شود. برای مثال در پژوهش حاضر، ناپیوستگی موردنظر مرز بین شهرستان‌ها است.

1. Compound treatments

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.99.7]

به دلیل اینکه پژوهشگر به دنبال شناسایی اثر یک مداخله‌ی سیاستی است، مسئله‌ی درمان مرکب چالش جدی ایجاد می‌کند و قسمت سازگاری فرض مقدار درمان پایدار واحد[1] مشاهده را به خطر می‌اندازد. هنگامی‌که چندین مرز همپوشانی داشته باشند، بدون در نظر گرفتن فروض و محدودیت‌های اضافی، جدا کردن اثرات درمان موردنظر از اثرات سایر درمان‌های نامربوط که به‌طور هم‌زمان بر متغیر وابسته اثر می‌گذارند، امری غیرممکن است. کیلی و تیتیونیک (۲۰۱۵)[2]، فرض عدم ارتباط اثرات درمان مرکب را معرفی می‌کنند؛ فرض می‌کنیم K درمان دودویی که همگی در یک مرز جغرافیایی اتفاق می‌افتند، داریم. این اثرات درمان را با T_{ij} نشان می‌دهیم که $j = 1,2,\dots,K$ برای هر فرد i و $T_{ij} = \{0,1\}$ است. تنها اثر درمان K اُم موردنظر است؛ نمادگذاری نتایج بالقوه را می‌توان طوری تعمیم داد که K نوع اثر درمان قادر به اثرگذاری بر روی نتایج بالقوه باشند. Y_{iT_i} نتیجه‌ی بالقوه‌ی فرد i است و $T_i = (T_{i1}, T_{i2}, \dots, T_{ik}, \dots, T_{iK})'$ است. برای جدا کردن اثر درمان T_{ik} بر متغیر وابسته فرض زیر را در نظر می گیریم:

فرض سوم: (نامرتبط بودن درمان مرکب). فرض کنید درمان موردنظر K اُمین درمان باشد. برای هر i و برای تمامی جفت‌بردارهای درمان $\boldsymbol{T_i}$ و $\boldsymbol{T_i}'$، اگر $Y_{i\boldsymbol{T_i}} = Y_{i\boldsymbol{T_i}'}$ آنگاه $T_{ik} = T_{ik}'$.

زمانی که فرض سوم برقرار باشد، نتایج بالقوه تنها تابعی از درمان موردنظر می‌باشند و $Y_{i\boldsymbol{T_i}} = Y_{iT_{ik}}$ و نمادگذاری قبلی معتبر خواهد بود که در این صورت Y_{i1} و Y_{i0} مربوط به $T_{ik} = 1$ و $T_{ik} = 0$ خواهند بود. در بسیاری از موارد، نتایج بالقوه تحت تأثیر هر یک از درمان‌های هم‌زمان قرار می‌گیرند و جداسازی اثر T_{ik} امکان‌پذیر نخواهد بود. حالت ایده آل زمانی اتفاق می‌افتد که فرض سوم به‌کلی موردنیاز نباشد و تنها درمان موردنظر در مرز جغرافیایی تغییر کند. در برخی موارد تحلیلگران می‌توانند از تغییرات در سایر ابعاد مانند زمان جهت جداسازی درمان مرکب استفاده کنند. راه دیگر آن است که تخمین گر را به‌عنوان اثر درمان مرکب تعریف کنیم که شامل اثرات مختلف است ولی برای سیاست‌گذار جداسازی اثرات درمان حائز اهمیت است بنا براین این راه اصلاً مناسب نیست.

1. Stable Unit Treatment Value
2. Keele and Titiunik

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]
[DOI: 10.52547/qjerp.29.99.7]

۶-۵. تخصیص درمان ناپیوسته‌ی جغرافیایی و اعتبار داخلی[1]

روش ناپیوستگی رگرسیون معمولاً ازنظر اعتبار داخلی در سطح بالایی قرار دارد (لی، ۲۰۰۸)[2]. یکی از نشانه‌های معتبر بودن روش ناپیوستگی رگرسیون زمانی اتفاق می‌افتد که این روش در چند مرحله آزمون ساختگی[3] موفق عمل کند. تحت یکی از شکل‌های آزمون‌های ساختگی، پژوهشگر این موضوع را که آیا گروه‌های درمان شده و کنترل در نزدیک مرز ازنظر متغیرهای از پیش تعیین‌شده مشابه می‌باشند یا خیر، بررسی می‌کند و به عبارتی عدم وجود اثرات ناپیوستگی رگرسیون بر این متغیرها را آزمون می‌کند. آزمون ساختگی در صورت اینکه فرضیه‌های بالا رد نشود موفق بوده است. این نوع از آزمون‌های ساختگی برای ناپیوستگی رگرسیون جغرافیایی و شبه آزمایش جغرافیایی نیز کاربرد دارد و انتظار می‌رود که مشاهدات نزدیک به مرز در دو طرف آن با یکدیگر مشابه باشند که این به معنای آزمون تفاوت در متغیرهای قابل‌مشاهده در مرز است. در برخی موارد، علی‌رغم مشاهده‌ی این موضوع که تفاوت متغیرهای قابل‌مشاهده با نزدیک شدن به مرز کاهش می‌یابد، ولی این اختلافات حتی برای مشاهدات بسیار نزدیک به مرز همچنان پابرجا باقی می‌ماند. به‌طورکلی این موضوع که این تفاوت‌ها حاصل عدم توانایی در مشخص کردن مکان دقیق مشاهدات فردی نیست بلکه نشانه‌های مشخصی از درون‌زا و گمراه‌کننده بودن فرآیند انتخاب داده است، بسیار محتمل است.

خطراتی که متوجه اعتبار داخلی روش ناپیوستگی رگرسیون جغرافیایی می‌شود ناشی از طبیعت خاص قانون تخصیص درمان است. همان‌طور که در مقاله‌ی لی و لیمیو (۲۰۱۰)[4] اشاره‌شده است، روش ناپیوستگی رگرسیون هنگامی‌که یک قانون تخصیص درمان مشخص بر شرکت‌کنندگان اعمال می‌شود که در آن شرکت‌کنندگان هیچ‌گونه کنترل کامل بر قانون اعمال‌شده ندارند، بهترین عملکرد را دارد ولی درروش‌های مبتنی بر ناپیوستگی جغرافیایی معمولاً این مسئله وجود ندارد و درمان بر اساس مرزی که در حال حاضر وجود دارد و مرتب شدن ساکنین منطقه طی سال‌ها، دهه‌ها

1. Internal validity
2. Lee
3. Falsification tests
4. Lee & Lemieux

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]
[DOI: 10.52547/qjerp.29.99.7]

و حتی قرن‌ها پیرامون مرز اتفاق افتاده است، تخصیص می‌یابد. روش ناپیوستگی رگرسیون جغرافیایی در حالتی که مرز جغرافیایی برای تخصیص درمان ایجادشده باشد و نه تخصیص درمان بر اساس مرز جغرافیایی موجود اعمال شود، اعتبار داخلی بالایی دارد.

مهم‌تر از همه، در ارزیابی معقول بودن طراحی پژوهش بر اساس ناپیوستگی درمان در یک مرز جغرافیایی، یادآوری این نکته که بیشتر واحدهای مشاهده در علوم پزشکی و اجتماعی قادر به انتخاب محل سکونت خود در دو طرف مرز می‌باشند، از اهمیت زیادی برخوردار است. در شبه آزمایش جغرافیایی، پژوهشگران بر مشاهدات درمان شده و کنترل که به یکدیگر نزدیک هستند، تمرکز می‌کنند زیرا نزدیکی جغرافیایی تفاوت در ویژگی‌های قابل‌مشاهده را کاهش می‌دهد و این خود دلیلی بر باور این ادعاست که نزدیکی جغرافیایی تفاوت در متغیرهای غیرقابل مشاهده را نیز کاهش می‌دهد. بااین‌حال همان‌طور که در گالیانی، مک اوان و کوئیزتورف (۲۰۱۷)اشاره‌شده است، توانایی افراد در انتخاب دقیق محل سکونت خود به معنای این است که فروض لازم در شبه آزمایش جغرافیایی نسبت به روش ناپیوستگی رگرسیون غیرجغرافیایی کمتر معقول است. دلیل اصلی این مسئله هم این است که در پژوهش‌هایی که بر اساس روش ناپیوستگی رگرسیون غیرجغرافیایی می‌باشند، کنترل دقیق متغیر اجرایی (مرتب شدن پیرامون آستانه)[1] بسیار سخت است. در مقابل، خانوارها و بنگاه‌های اقتصادی به‌راحتی قادر به انتخاب دقیق محل سکونت خود جهت بهینه کردن دسترسی به تحصیلات، حمل‌ونقل، نرخ‌های تعرفه‌ی مطلوب و... هستند.

با در نظر گرفتن این مشکلات، هنگامی‌که با درمان ناپیوسته در یک مرز جغرافیایی مواجه هستیم، پژوهشگران معمولاً استراتژی ساده‌ی انتخاب روی متغیرهای قابل‌مشاهده[2] را برمی‌گزینند و فاصله از مرز را به‌طورکلی نادیده می‌گیرند. چنین استراتژی‌ای در برخی موارد کاملاً اشتباه است؛ اگر مشابه بودن متغیرهای قابل‌مشاهده هم‌زمان با نزدیک شدن به مرز بهبود پیدا کند، این موضوع که نزدیکی جغرافیایی برخی از تفاوت‌های غیرقابل مشاهده را دربرمی گیرد، کاملاً محتمل است.

1. Sorting around the threshold
2. Selection-on-observables

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.99.7]

به‌عبارت‌دیگر، عدم قرار دادن جغرافیا در مجموعه‌ی متغیرهایی شرطی، فرض انتخاب روی متغیرهای قابل‌مشاهده را تضعیف می‌کند.

مشکل بودن استفاده از فرضی مانند فرض دوم در این است که آزمون ساختگی در این‌گونه موارد به‌سختی یافت می‌شود. چون قبل از مقایسه، مشاهدات باید بر متغیرها مشروط شوند، آزمون‌های ساختگی نمی‌توانند متکی بر آزمون‌های عدم تفاوت متغیرهای قابل‌مشاهده باشند و درنتیجه باید از آزمون‌های دیگر استفاده کرد. برای مثال، جهت ارزیابی روش تجربی می‌توان فرض صفر را مبنی بر اینکه بعد از مشروط کردن به متغیرهای مرتبط، آیا اثر درمان بر نتایج قبل از درمان وجود داشته است یا خیر، آزمون کرد. برای پژوهش‌هایی که نتایج متغیر بازمان در دسترس است، آزمون‌های دیگر بر روی نتایج گذشته می‌تواند بسیار مفید باشد. به‌طور خاص، اثر درمان روی نتایج گذشته باید مانند نتایج واقعی مورد ارزیابی قرار گیرد بدین‌صورت که مشروط به متغیرهای یکسان و در محدوده‌ی یکسان پیرامون مرز موردبررسی قرار گیرند.

به‌طور خلاصه، پژوهشگرانی که از تخصیص درمان به‌طور ناپیوسته در یک مرز جغرافیایی استفاده می‌کنند باید فروض خود را با دقت بیشتری موردمطالعه قرار دهند. بیشتر پژوهش‌های مبتنی بر تخصیص ناپیوسته‌ی درمان در مرز جغرافیایی در علوم اجتماعی، در قالب شبه آزمایش جغرافیایی نسبت به قالب ناپیوستگی رگرسیون معمولی با متغیر اجرایی دوبعدی (جغرافیایی) بهتر و دقیق‌تر ارزیابی و تحلیل می‌شوند.

۷-۵. تداخل[1]

تا به اینجا، فرض کردیم که قسمت عدم تداخل فرض مقدار درمان پایدار واحد مشاهده برقرار است که بدین معناست که واحدهای درمان شده هیچ‌گونه تداخلی با واحدهای کنترل ندارند و درمان از هیچ طریقی به گروه‌های کنترل نمی‌رسد. در پژوهش‌هایی که مربوط به ناپیوستگی رگرسیون غیرجغرافیایی است، این مسئله به‌ندرت دیده می‌شود ولی در تخصیص درمان ناپیوسته بر اساس مرز جغرافیایی این موضوع رایج است و می‌تواند مشکل‌ساز شود. علت این امر این است که روش تجربی

1. Interference

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.99.7]

بر اساس مقایسه‌ی مشاهداتی است که ازنظر فاصله نزدیک به یکدیگر می‌باشند و می‌توانند از راه‌های مختلف با یکدیگر در ارتباط باشند. بنابراین، ارزیابی شکل‌های گوناگون تداخل یک بخش کلیدی تمام پژوهش‌هایی است که بر اساس تخصیص ناپیوسته‌ی درمان در یک مرز جغرافیایی هستند.

البته ذکر این نکته ضروری است که احتمال وجود تداخل در پژوهش‌های مختلف با یکدیگر متفاوت است؛ به‌عنوان‌مثال در مقاله‌ی سالازار و همکاران (۲۰۱۶)[1]، که اثرات برنامه‌ی از بین بردن حشرات مربوط به میوه‌ها در مناطق ساحلی پرو بر بخش کشاورزی موردبررسی قرارگرفته است، درمان شامل دو بخش آزاد کردن حشرات استریل میوه[2] و استفاده از سم‌پاشی است. درمان در مناطق مشخصی صورت گرفته است و روش تجربی بر پایه‌ی مقایسه‌ی مناطق جغرافیایی مجاور است. در این حالت، اثرگذاری راه‌حل‌های از بین بردن حشرات میوه مانند سم‌پاشی بر مناطق کنترل به‌راحتی قابل‌تصور است. بنا براین هنگامی‌که تداخل مناطق درمان شده و مناطق کنترل وجود دارد، پژوهشگران باید نسبت به آن با دقت بیشتری عمل کنند.

۸-۵. طبیعت محلی بودن اثرات

تخمین اثرات درمان درروش ناپیوستگی رگرسیون استاندارد محلی قلمداد می‌شوند، زیرا این تخمین‌ها اثر درمان در مرز را نشان می‌دهد. این مسئله در مورد روش‌های مبتنی بر ناپیوستگی جغرافیایی نیز صدق می‌کند؛ زیرا چنین روش‌هایی بر اثرات درمان برای واحدهای مشاهده‌ای که در محدوده‌ی اندکی پیرامون مرز موردنظر قرارگرفته‌اند، تمرکز می‌کنند. این جمعیت ممکن است نماینده‌ی خوبی برای جمعیت بزرگ‌تر جامعه نباشد.

تخمین اثرات درمان در تخصیص ناپیوسته‌ی درمان بر اساس مرز جغرافیایی در بعد دیگر نیز محلی است؛ معمولاً در تخمین اثر درمان از کل طول مرز ناپیوستگی استفاده نمی‌کنیم. این موضوع از به دو دلیل درست است: اول، بیشتر قسمت‌های مرز از مناطق روستایی که چگالی اطلاعات اندک

1. Salazar et al.
2. Sterile male fruit flies

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]
[DOI: 10.52547/qjerp.29.99.7]

دارند یا اصلاً اطلاعاتی ندارند، تشکیل‌شده است. دوم، معمولاً روش تجربی بر اساس آزمون‌های ساختگی که با توجه به قسمت‌های دیگر مرز انجام می‌شوند، تأیید می‌شود.

البته باید توجه داشت که در پژوهش‌هایی که از شبه آزمایش جغرافیایی استفاده می‌کنند و چنین روشی درست به نظر می‌رسد و مرز ناپیوستگی طولانی است، ناهمگنی در جمعیت در طول مرز می‌تواند این امکان را فراهم کند که اثرات درمان را برای زیرگروه‌هایی بر اساس ویژگی‌های جمعیتی، اقتصادی-اجتماعی و سایر ویژگی‌ها تخمین زد. این موضوع می‌تواند در شناخت بهتر و پیش‌بینی اثرات احتمالی سیاست موردبررسی در جمعیت‌های جدید کمک‌کننده باشد.

۹-۵. اثرات درمان فاصله‌ای[1]

آخرین بحث در مورد ویژگی‌های روش‌های تجربی که بر پایه‌ی درمان ناپیوسته در یک مرز جغرافیایی هستند مربوط به این است که در هر دو روش ناپیوستگی رگرسیون جغرافیایی و روش شبه آزمایش جغرافیایی، اثرات تخمین زده‌شده می‌توانند بر اساس فاصله تعیین شوند. این مسئله به‌وضوح در ناپیوستگی رگرسیون جغرافیایی مشهود است که در آن روش تجربی منجر به ایجاد یک منحنی یا مجموعه‌ای از اثرات درمان در طول مرزی که گروه کنترل و درمان شده را جدا می‌کند، می‌شود. این مسئله منجر به ایجاد اثرات تخمینی فاصله‌ای می‌شود که درنتیجه یک ناهمگنی در اثرات درمان به وجود می‌آید.

اثرات درمان فاصله‌ای درروش‌های تجربی مبتنی بر شبه آزمایش جغرافیایی نیز رایج است؛ در این روش‌ها تمرکز بر محدوده‌ی مشخصی پیرامون مرز ناپیوستگی است و درصورتی‌که مرز به چند قسمت مختلف تقسیم‌بندی شود و هر قسمت به‌طور جداگانه تحلیل شود، اثرات درمان به‌صورت فاصله‌ای پدید خواهد آمد. بنابراین، با توجه به آنچه در مورد روش‌های تخمین اثرات درمان هنگامی‌که درمان به‌صورت ناپیوسته در مرز جغرافیایی اتفاق می‌افتد، گفته شد، اثرات درمان را می‌توان به مناطق جغرافیایی مشخص نگاشت و مشاهده کرد که آیا اثر درمان در طول مرز جغرافیایی موردنظر تغییر می‌کند یا خیر؟

1. Spatial Treatment Effects

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.99.7]

٦. تصریح و نتایج

در این بخش روش شناسایی علّی و تصریح مرتبط با آن و نتایج را ارائه می‌دهیم. در ابتدا توضیحی بر روش مدنظر و تصریحی که قصد تخمین آن راداریم مطرح می‌کنیم و سپس نتایج آن را بررسی خواهیم کرد. همان‌طور که در بخش روش تجربی بیان شد روش اصلی شناسایی علّی استفاده از تفاوت تعرفه‌های گرمسیری در شهرستان‌های استان فارس می‌باشد. بدین منظور ابتدا با توجه به درون‌زایی قیمت متوسط و قیمت حاشیه‌ای تصریح اولیه را به شکل زیر بررسی می‌کنیم و سپس با توجه به تعیین تعرفه‌ها از سوی دولت، از روش دومرحله‌ای زیر استفاده می‌کنیم.

٦-١. تصریح اولیه

تصریح اولیه که در آن متغیر وابسته لگاریتم متوسط مصرف روزانه و متغیر توضیحی آن لگاریتم قیمت متوسط یا لگاریتم قیمت حاشیه‌ای است، به شکل زیر تعریف می‌شود:

$$\log(q_{i,t}) = \alpha_0 + \alpha \log(p_{i,t}) + \gamma CDD_{i,t} + HH_i + City_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \qquad (۱۳)$$

در این تصریح متغیر $CDD_{i,t}$ تعداد روزهای گرم دوره‌ی t برای مشترک i ام محاسبه‌شده است، متغیر HH_i اثرات ثابت خانوار می‌باشد که به صورت متغیر مجازی برای هر خانوار است، متغیر $City_{i,t}$ متغیرهای ثابت زمان شهر را کنترل می‌کند که برای هر شهر یک متغیر مجازی متفاوت است، $p_{i,t}$ نیز قیمت مشترک i در زمان t است. همان‌طور که در این تصریح مشاهده می‌شود، رگرسیون حداقل مربعات به‌عنوان مدل اصلی در نظر گرفته‌شده است. در بخش‌های قبلی گفتیم، چنین تصریحی از مشکل درون‌زایی برخوردار است زیرا تعرفه‌های قیمتی به شکل پلکانی می‌باشند و مصرف‌کننده‌ای که در پله‌ی بالاتر قرارگرفته است، قیمت حاشیه‌ای بالاتری هم تجربه می‌کند که ازاین‌رو می‌توان گفت علیت معکوس برقرار است و ضرایب تخمین زده‌شده دارای اریب می‌باشند. به هر ترتیب، به‌عنوان مدل اولیه نتایج اولیه را بر اساس آن گزارش می‌کنیم.

در ستون اول جدول شماره‌ی ۶ هیچ‌یک از متغیرهای تعداد روزهای گرم دوره، اثرات ثابت خانوار و اثرات ثابت شهر–دوره در رگرسیون قرار داده نشده است و صرفاً مقدار متوسط مصرف

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.99.7]

روزانه بر روی لگاریتم قیمت متوسط رگرس شده است. در ستون دوم جدول شماره‌ی ۶ متغیر تعداد روزهای گرم دوره قرار داده‌شده است و ضریب کشش قیمتی کاهش پیداکرده است. در ستون سوم متغیرهای تعداد روزهای گرم دوره و اثرات ثابت خانوار در مدل رگرسیون قرار داده‌شده است. در ستون چهارم متغیرهای گفته‌شده به همراه اثرات ثابت شهرستان در هر دوره در رگرسیون در نظر گرفته‌شده است. به‌منظور کاهش اریب ناشی از تعرفه‌های پلکانی می‌توان متغیر حاصل‌ضرب متوسط کل مصرف خانوار در دوره‌ی قبض را به‌عنوان کنترل‌کننده‌ی الگوی مصرفی خانوار در مدل در نظر گرفت. نتایج حاصل از این مدل در ستون پنجم جدول نشان داده‌شده است. نتایج رگرسیون شماره‌ی ۲۰ در جدول شماره‌ی ۶ نشان داده‌شده است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.99.7]

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.99.7]

جدول ۶. تصریح اولیه تخمین کشش قیمتی تقاضای برق خانگی بر اساس قیمت متوسط

متغیر وابسته: لگاریتم متوسط مصرف روزانه					
لگاریتم قیمت متوسط	-۱/۲۵۳***	-۰/۹۰۷***	-۰/۸۶۴***	-۱/۰۹۸***	-۰/۷۷۱***
	(۰/۰۰۹۲۸)	(۰/۰۱۶۲)	(۰/۰۱۰۷)	(۰/۰۱۴۴)	(۰/۰۱۲۸)
تعداد مشاهدات	۸۸۳۱۵	۸۸۳۱۵	۸۸۳۱۵	۸۸۳۱۵	۸۸۳۱۵

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۷. تصریح اولیه‌ی تخمین کشش قیمتی تقاضای برق خانگی بر اساس قیمت حاشیه‌ای

متغیر وابسته: لگاریتم متوسط مصرف روزانه					
لگاریتم قیمت حاشیه‌ای	-۰/۴۲۹***	۰/۰۲۱۷***	-۰/۰۰۲۶۳	۰/۵۶۴***	۰/۱۹۸***
	(۰/۰۰۷۰۸)	(۰/۰۰۵۹۲)	(۰/۰۰۴۵)	(۰/۰۰۶۵۹)	(۰/۰۰۴۳)
تعداد مشاهدات	۸۸۳۰۲	۸۸۳۰۲	۸۸۳۰۲	۸۸۳۰۲	۸۸۳۰۲
تعداد روزهای گرم	خیر	بله	بله	بله	بله
اثرات ثابت خانوار	خیر	خیر	بله	بله	بله
اثرات ثابت شهرستان-دوره	خیر	خیر	خیر	بله	بله
متوسط کل مصرف-دوره	خیر	خیر	خیر	خیر	بله

مأخذ: یافته‌های پژوهش

توضیحات : در رگرسیون اول هیچ‌یک از اثرات ثابت در نظر گرفته نشده است. در رگرسیون دوم متغیر تعداد روزهای گرم که در بخش‌های قبلی تعریف شد، به‌عنوان متغیر کنترلی قرار داده‌شده است. در رگرسیون سوم اثرات ثابت خانوار اضافه‌شده است و در رگرسیون چهارم اثرات ثابت شهرستان دوره نیز اضافه گردیده است و در انتها متغیر دیگری که برهم‌کنش متوسط کل مصرف مشترک در طول دو سال و دوره‌ی مصرفی وی است قرار داده‌شده است. مقادیر خطای استاندارد در داخل پرانتز نوشته‌شده است.

جدول شماره‌ی ۷ مشابه جدول شماره‌ی ۶ می‌باشد با این تفاوت که در این جدول متغیر مستقل لگاریتم قیمت حاشیه‌ای می‌باشد.

همان‌طور که مشاهده می‌شود به‌وضوح درون‌زایی قیمت حاشیه‌ای و قیمت متوسط مشخص است لذا جهت تخمین درست و علّی کشش قیمتی تقاضای برق نیاز به استفاده از تفاوت تعرفه‌های گرمسیری است و تصریح‌های شماره‌ی (۱۲) و (۱۳) پیشنهاد می‌شود. همان‌طور که مشخص است در صورت استفاده از تصریح فوق و بدون در نظر گرفتن تفاوت تعرفه‌های گرمسیری کشش قیمتی تقاضای برق خانگی بین ۰/۷۷- تا۱/۲۵۳- قرار می‌گیرد. چنین مقدار کشش قیمتی بیانگر یک نسبت یک‌به‌یک بین قیمت و مصرف برق است بدین معنی که به ازای افزایش یک‌درصدی قیمت برق مصرف آن به میزان یک درصد کاهش می‌یابد.

۲-٦. استفاده از تفاوت تعرفه‌های گرمسیری

در این روش ابتدا در تصریح اول از قیمت متوسط یا قیمت حاشیه‌ای به‌عنوان متغیر وابسته و تعرفه‌های گرمسیری به‌عنوان متغیر ابزاری استفاده کرده و در مرحله‌ی دوم از متوسط مصرف روزانه به‌عنوان متغیر وابسته و از مقادیر پیش‌بینی‌شده‌ی رگرسیون اول به‌عنوان متغیر توضیحی استفاده می‌کنیم. در مرحله‌ی اول متغیر قیمت $p_{i,t}$ را به صورت لگاریتمی بر روی متغیرهای مجازی تعرفه‌های گرمسیری (به ترتیب برای گرمسیری ۱ تا ۴ داریم $Tariff1_{i,t}$ و $Tariff2_{i,t}$ و $Tariff3_{i,t}$ و $Tariff4_{i,t}$)و سایر متغیرهای استفاده‌شده در تصریح‌های قبلی رگرس می‌کنیم و سپس در مرحله‌ی دوم متغیرهای پیش‌بینی‌شده‌ی قیمت را در رگرسیون اصلی قرار می‌دهیم. توجه کنید که نرخ تعرفه هر مشترک مجدد منحصر به آن فرد اعم از میزان مصرف و منطقه جغرافیایی وی و همچنین زمان مصرف است. در این رگرسیون متغیر مقدار برق مصرف‌شده را روی متغیر قیمت و سایر متغیرهای گفته‌شده رگرس می‌کنیم. مرحله‌ی اول:

$$\log(p_{i,t}) = \alpha_0 + \alpha_1 Tariff1_{i,t} + \alpha_2 Tariff2_{i,t} + \alpha_3 Tariff3_{i,t} + \alpha_4 Tariff4_{i,t} + \alpha_5 NoTariff_{i,t} + \gamma CDD_{i,t} + HH_i + City_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (۱۴)$$

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.99.7]

مرحله‌ی دوم:

$$\log(q_{i,t}) = \alpha_0 + \alpha \widehat{\log(p_{i,t})} + \gamma CDD_{i,t} + HH_i + City_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \qquad (۱۵)$$

در مرحله‌ی اول مطابق معادله‌ی (۱۴) لگاریتم قیمت را در دوره‌ی t و برای مصرف‌کننده‌ی i روی مقدار تعرفه‌ای که در همین دوره مصرف‌کننده با آن مواجه است (هر یک از تعرفه‌های گرمسیری با توجه به شهرستان و ماهی که مصرف‌کننده در آن قرارگرفته است تغییر می‌کند لذا برای هرکدام از متغیرهای تعرفه‌ای اندیس i و t قرار داده‌ایم.) و سایر متغیرهای توضیحی جهت کنترل متغیرهای غیرقابل مشاهده در سطح خانوار و شهرستان شامل تعداد روزهای گرم در دوره‌ی t که مصرف‌کننده‌ی i تجربه کرده است و همین‌طور اثرات ثابت مصرف‌کننده‌ی i و اثرات ثابت شهرستان در دوره‌ی t رگرس کرده‌ایم.

همانند قسمت قبل، اثرات ثابت زمان، خانوار، شهر و حاصل‌ضرب متوسط مصرف در کل دوره و دوره را در ستون‌های مختلف جدول شماره‌ی ۸ در نظر گرفته‌ایم که همگی به صورت متغیر مجازی می‌باشد. با توجه به مشکلات درون‌زایی گفته‌شده به نظر می‌رسد بهترین تصریح رگرسیونی استفاده از تغییرات تعرفه‌ها در شهرستان‌های مجاور و قرار دادن اثرات ثابت مربوط به شهرستان در هر دوره و مربوط به خانوار می‌باشد. ازاین‌رو، کشش قیمتی تقاضای برق برحسب این مدل رگرسیون قابل‌شناسایی است.

ضمن اینکه، بسته به اینکه مصرف‌کنندگان به کدام‌یک از قیمت‌های حاشیه‌ای یا متوسط پاسخ می‌دهند هرکدام از مدل‌های زیر را می‌توان در نظر گرفت. بیاد بیاورید که ایتو (۲۰۱۴) نشان داد که خانوار به متوسط قیمت و نه قیمت حاشیه‌ای حساس بوده و به همین دلیل هر دو تصریح لحاظ شده است. با توجه به اینکه تعرفه‌های قیمتی برق ازنظر نوع تعرفه مدت‌ها در استان فارس دست‌نخورده باقی‌مانده است، به نظر می‌رسد مشترکین خانگی از این تعرفه‌ها به‌خوبی آگاهی دارند و فرض پاسخ مشترکین به قیمت‌های حاشیه‌ای فرض قابل قبولی هست. ازاین‌رو بسته به در نظر گرفتن ملاحظات فوق کشش قیمتی تقاضای برق بیم حدود ۰/۴- تا ۰/۷- برآورد می‌شود و این بدین معناست که با افزایش یک‌درصدی قیمت برق بین ۰/۴ تا۰/۷ درصد مصرف برق کاهش پیدا می‌کند.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.99.7]

جداول شماره‌ی ۸ و شماره‌ی ۹ به ترتیب نتایج حاصل از رگرسیون‌های معادلات شماره‌ی (۱۴) و (۱۵) را نشان می‌دهند. نتایج نشان می‌دهد که ضرایب کشش قیمتی تقاضای برق در مرحله‌ی دوم همگی در سطح یک درصد معنی‌دار هستند. همچنین نتایج مراحل اول و مراحل دوم با توجه به‌تصریح رگرسیونی در ستون‌های مختلف جداول شماره‌ی ۸ و شماره‌ی ۹ نشان داده‌شده‌اند.

جدول ۸. تخمین کشش قیمتی تقاضای برق با استفاده از تفاوت تعرفه (قیمت متوسط به‌عنوان متغیر توضیحی)

	(۱)	(۲)	(۳)	(۴)
	مرحله اول	**مرحله اول**	**مرحله اول**	**مرحله اول**
تعرفه ۱	-۰/۷۱۲***	-۰/۵۷۴***	-۰/۵۷۱***	-۰/۲۲۹***
	(۰/۰۰۳۴۱)	(۰/۰۰۳۸۵)	(۰/۰۰۳۹۴)	(۰/۰۱۲۵)
تعرفه ۲	۰/۰۶۳۶***	۰/۱۳***	۰/۱۳۳***	۰/۰۵۰۱***
	(۰/۰۰۳۱۶)	(۰/۰۰۳۲۱)	(۰/۰۰۳۲۸)	(۰/۰۱۵۶)
تعرفه ۳	-۰/۱۲۱***	-۰/۰۵۲***	-۰/۰۴۶۸***	۰/۰۰۸۸۲
	(۰/۰۰۹۷۳)	(۰/۰۰۹۵۱)	(۰/۰۰۹۷۲)	(۰/۰۸۰۱)
تعرفه ۴	۰/۰۷۷***	۰/۲۶۲***	۰/۲۶۷***	۰/۰۵۷۱***
	(۰/۰۰۵۴۶)	(۰/۰۰۵۹۳)	(۰/۰۰۶۱۲)	(۰/۰۱۸۲)
تعرفه عادی	۰/۲۷***	۰/۱۳۶***	۰،۱۳۴***	۰/۰۳۵۸***
	(۰/۰۰۳۴۳)	(۰/۰۰۳۸۴)	(۰/۰۰۳۸۸)	(۰/۰۱۲۵)
	مرحله دوم	**مرحله دوم**	**مرحله دوم**	**مرحله دوم**
لگاریتم قیمت متوسط	-۱/۳۴۸***	-۰/۶۴***	-۰/۵۹۵***	-۰/۶۷***
	(۰/۰۰۸۷۴)	(۰/۰۱۲۲)	(۰/۰۱۲۵)	(۰/۱۱۱)
تعداد مشاهدات	۸۸۳۱۵	۸۸۳۱۵	۸۸۳۱۵	۸۸۳۱۵
تعداد روزهای گرم سال	**خیر**	**بله**	**بله**	**بله**
اثرات ثابت خانوار	**خیر**	**خیر**	**بله**	**بله**
اثرات ثابت شهر-دوره	**خیر**	**خیر**	**خیر**	**بله**
متوسط کل مصرف-دوره	**خیر**	**خیر**	**خیر**	**بله**

مأخذ: یافته‌های پژوهش

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.99.7]

توضیحات: در مرحله اول، قیمت متوسط به‌عنوان متغیر وابسته و تعرفه‌های پنج‌گانه به‌عنوان متغیرهای ابزاری استفاده‌شده است و در مرحله دوم مقادیر پیش‌بینی‌شده از این رگرسیون به‌عنوان متغیر توضیحی و متغیر لگاریتم متوسط مصرف روزانه به‌عنوان متغیر وابسته استفاده‌شده است. رگرسیون اول بدون اثرات ثابت است. رگرسیون دوم متغیر تعداد روزهای گرم، به‌عنوان متغیر کنترلی قرار داده‌شده است و در رگرسیون سوم اثرات ثابت شهرستان دوره نیز اضافه گردیده است و در انتها متغیر دیگری که برهم‌کنش متوسط کل مصرف مشترک در طول دو سال و دوره‌ی مصرفی وی است قرار داده‌شده است.

جدول ۹. تخمین کشش قیمتی تقاضای برق با استفاده از تفاوت تعرفه (قیمت حاشیه‌ای به‌عنوان متغیر توضیحی)

	(۱)	(۲)	(۳)	(۴)
	مرحله اول	مرحله اول	مرحله اول	مرحله دوم
تعرفه ۱	-۰/۵۸۷***	-۰/۵۲۶***	-۰/۵۳۸***	-۰/۱۶۲***
	(۰/۰۰۴۳۸)	(۰/۰۰۵۰۷)	(۰/۰۰۵۲۲)	(۰/۰۱۵۱)
تعرفه ۲	۰/۱۴۸***	۰/۱۷۷***	۰/۱۹***	۰/۰۶۶۲***
	(۰/۰۰۴۰۶)	(۰/۰۰۴۲۳)	(۰/۰۰۴۳۴)	(۰/۰۱۸۹)
تعرفه ۳	-۰/۱۲۳***	-۰/۰۹۲۳***	--۰/۰۷۵۷***	۰/۰۲۹۵
	(۰/۰۱۲۵)	(۰/۰۱۲۵)	(۰/۰۱۲۹)	(۰/۰۹۷)
تعرفه ۴	۰/۴۲۷***	۰/۵۰۹***	۰/۵۳۲***	۰/۱۴***
	(۰/۰۰۶۹۶)	(۰/۰۰۷۷۵)	(۰/۰۰۸۰۹)	(۰/۰۲۲)
تعرفه عادی	۰/۶۲***	۰/۵۶***	۰/۵۵۹***	۰/۳۰۹***
	(۰/۰۰۴۴۵)	(۰/۰۰۵۱۱)	(۰/۰۰۵۱۳)	(۰/۰۱۵۲)
	مرحله دوم	مرحله دوم	مرحله دوم	مرحله دوم
لگاریتم قیمت حاشیه‌ای	-۱/۰۵۹***	-۰/۴۴۱***	-۰/۴۲۳***	-۰/۲۹۴***
	(۰،۰۱۰۲)	(۰/۰۱۰۲)	(۰/۰۱۰۲)	(۰/۰۷۶۹)
تعداد مشاهدات	۸۸۳۰۲	۸۸۳۰۲	۸۸۳۰۲	۸۸۳۰۲
تعداد روزهای گرم سال	خیر	بله	بله	بله
اثرات ثابت خانوار	خیر	خیر	بله	بله
اثرات ثابت شهر-دوره	خیر	خیر	خیر	بله
متوسط کل مصرف-دوره	خیر	خیر	خیر	بله

مأخذ: یافته‌های پژوهش

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.99.7]

توضیحات : در مرحله اول، قیمت متوسط به‌عنوان متغیر وابسته و تعرفه‌های پنج‌گانه به‌عنوان متغیرهای ابزاری استفاده‌شده است و در مرحله دوم مقادیر پیش‌بینی‌شده از این رگرسیون به‌عنوان متغیر توضیحی و متغیر لگاریتم متوسط مصرف روزانه به‌عنوان متغیر وابسته استفاده‌شده است. در رگرسیون اول هیچ‌یک از اثرات ثابت در نظر گرفته نشده است. در رگرسیون دوم متغیر تعداد روزهای گرم که در بخش‌های قبلی تعریف شد، به‌عنوان متغیر کنترلی قرار داده‌شده است و در رگرسیون سوم اثرات ثابت شهرستان دوره نیز اضافه گردیده است و در انتها متغیر دیگری که برهم‌کنش متوسط کل مصرف مشترک در طول دو سال و دوره‌ی مصرفی وی است قرار داده‌شده است. مقادیر خطای استاندارد در داخل پرانتز نوشته‌شده است.

نتایج جدول (۸) و (۹) بسیار آموزنده است. تصریح مورد نظر همواره ستون آخر می‌باشد که اثرات ثابت خانوار، شهر-دوره، کل مصرف-دوره را لحاظ کرده است و در نتیجه توانسته درون‌زایی که از محل رفتار مصرفی متفاوت خانوار (مانند درآمد)، درون‌زایی از روندهای متفاوت مصرف شهری (مثلا دسترسی به برق) و همچنین روندهای متفاوت مصرف را نیز کنترل کند. زمانی‌که متوسط قیمت لحاظ می‌شود کشش قیمت ۰/۶۷- بوده که بسیار پرکشش‌تر از زمانی است که قیمت پله آخر مصرف خانوار با کشش ۰/۲۹- لحاظ شده است. گرچه این نتیجه نمی‌تواند بین تمیز متوسط قیمت و قیمت حاشیه‌ای معیار باشد ولی آنچه مشخص است بخش مهمی از اثرات قیمتی در خصوص پله‌های اول قیمتی است که در متوسط قیمتی آمده است.

۷. جمع‌بندی

تخمین کشش قیمتی برق در حوزه‌ی اقتصاد انرژی از اهمیت بالایی برخوردار است که می‌تواند در برنامه‌های سیاستی دولت مورد استفاده قرار گیرد. در این پژوهش با استفاده از تفاوت تعرفه‌های گرمسیری در شهرستان‌های مجاور استان فارس، اثر تعرفه‌های قیمتی را بر مصرف مشترکین برق خانگی بررسی کرده‌ایم.

با توجه به نتایج این پژوهش می‌توان گفت کشش قیمتی تقاضای برق با توجه به مدل‌های رگرسیونی استفاده‌شده در این پژوهش بین ۰/۴- تا ۰/۷- برآورد شده است. این بدین معنی است که با افزایش ۱درصدی قیمت‌های برق به‌طور متوسط، حدود ۰/۴ درصد تا ۰/۷ درصد مصرف برق کاهش می‌یابد. لازم به ذکر است، نتایج تحقیق با نتایج پژوهش‌های مشابه در سایر کشورها،

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.99.7]

به‌خصوص کشورهای درحال‌توسعه مطابقت دارد. البته این نتایج به مقادیر کشش قیمت که با استفاده از داده‌های کلان بدست می‌آید اختلاف داشته و نشان از تورش تخمین‌های مذکور دارد.

به‌عنوان پیشنهاد پژوهشی آتی چند مورد را می‌توان برجسته کرد؛ اول اینکه ناهمگنی درکشش قیمتی تقاضا همواره موردتوجه بوده است، به‌عنوان‌مثال در ماه‌های مختلف کشش قیمتی تقاضا می‌تواند تفاوت داشته باشد یا در گروه‌های درآمدی مختلف کشش قیمتی تقاضا متفاوت است. ضمن اینکه به‌طور سنتی هرساله افزایش قیمت تعرفه‌های برق در کشور ایران بدین‌صورت است که تمامی پله‌ها با یک نرخ ثابت (مثلاً ۱۰ درصد) افزایش پیدا می‌کند درحالی‌که با شناسایی مصرف‌کنندگان در پله‌های قیمتی مختلف می‌توان کشش قیمتی را برای هریک تخمین زد. دومین نکته این است که ناپیوستگی تعرفه‌های برق در شهرستان‌های مجاور در سراسر ایران امری رایج است، ازاین‌رو با در اختیار داشتن متوسط مصرف و متوسط درآمد شهرستان‌های این‌چنینی می‌توان کشش درآمدی را نیز هم‌زمان با کشش قیمتی تخمین زد.

به عنوان پیشنهاد پژوهشی آتی و در صورت دسترسی به اطلاعات کلیه قبوض کشوری، با توجه به گستردگی کشور ایران و تنوع آب و هوایی در نقاط مختلف ایران می‌توان به تخمین درست‌تری از کشش قیمتی با در نظر گرفتن کلیه‌ی شهرستان‌های واجد شرایط (شهرستان‌هایی که در مجاورت یکدیگر قرار دارند ولی تعرفه‌ی برق در آن‌ها متفاوت است) به دست آورد. به‌طور خاص چنین مطالعه‌ای می‌تواند اثرات فناوری‌های مختلف در سرمایش و اثرات غیرخطی کشش قیمتی به عنوان تابعی از دما و یا قیمت را پاسخ دهد.

منابع

Andersen F. M., Gunkel P. A., Jacobsen H.K. and L. Kitzing (2021). "Residential Electricity Consumption and Household Characteristics: An Econometric Analysis of Danish smart-meter data". *Energy Economics*.

Bushnell J.B. and E.T. Mansur (2005). "Consumption under Noisy Price Signals: a Study of Electricity Retail rate Deregulation in San Diego". *The Journal of Industrial Economics*.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.99.7]

Borenstein S. (2009). "To what Electricity Price do Consumers Respond? Residential Demand Elasticity under Increasing-block Pricing". *Preliminary manuscript*, Berkeley University

Borenstein S. and J. Bushnell (2019). "Do Two Electricity Pricing Wrongs Make a Right? Cost Recovery, Externalities, and Efficiency." Working paper, NBER

Galiani S., P. J. McEwan and B. Quistorff (2017). "External and Internal Validity of a Geographic Quasi-experiment Embedded in a Cluster-randomized Experiment." Advances in Econometrics

Holland S.P., Mansur E.T., Muller N.Z. & A.J. Yates (2020). "Decompositions and Policy Consequences of an Extraordinary decline in air Pollution from Electricity Generation". *American Economic Journal*: Economic Policy,

Houthakker H. S. (1951). "Some Calculations on Electricity Consumption in Great Britain." *Journal of the Royal Statistical Society*. Series A (General)

Ito K. (2014). *Do Consumers respond to Marginal or Average price? Evidence from nonlinear Electricity pricing.* American Economic Review.

Keele L.J. and R. Titiunik (2015). "Geographic Boundaries as Regression discontinuities." Political Analysis

Keefer Q. and G. Rustamov (2018). "Limited Attention in Residential Energy markets: a Regression Discontinuity Approach". Empirical Economics

Khanna M. and N.D. Rao. (2009). "Supply and Demand of Electricity in the Developing World". Annual Review of Resource Econonomics

Lee D. S. (2008). "Randomized Experiments from non-random Selection in US House elections". *Journal of Econometrics.*

Lee D. S. and T. Lemieux (2010). "Regression Discontinuity designs in Economics". *Journal of Economic Literature*.

Liddle B. and H. Huntington (2021). "How Prices, Income and Weather shape household Electricity Demand in high-income and middle-income countries". *Energy Economics*.

Salazar V.S., Gamer L.W. and V. Rosen (2016). "BMP Signalling in Skeletal Development, Disease and Repair". *Nature Reviews Endocrinology*.

Shaffer B. (2020). "Misunderstanding Nonlinear Prices: Evidence from a Natural Experiment on Residential Electricity Demand". *American Economic Journal*: Economic Policy.

Ye Y., Koch S.F. and J. Zhang (2018). "Determinants of Household Electricity Consumption in South Africa". *Energy Economics*.

Zhang Z., Cai W. and X. Feng (2017). "How do urban Households in China Respond to Increasing Block Pricing in Electricity? Evidence from a fuzzy regression discontinuity approach". *Energy Policy*.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.99.7]