

آزمون وجود انحصار طبیعی در صنعت توزیع برق ایران: یک تجزیه و تحلیل پانلی با ضرایب تصادفی

سید محمد میرهاشمی دهنوی

دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه شیراز، mohamadmirhashemi.88@gmail.com

احمد صدراپی جواهری*

دانشیار اقتصاد دانشگاه شیراز، asjavaher@gmail.com

حسین مرزبان

دانشیار اقتصاد دانشگاه شیراز، dr.marzban@gmail.com

سید مرتضی میردهقان

استادیار ریاضی دانشگاه شیراز، mirdehghan@shirazu.ac.ir

تاریخ دریافت: ۹۵/۰۳/۳۰ تاریخ پذیرش: ۹۵/۰۹/۲۸

چکیده

انحصار طبیعی در اقتصاد به شرایطی گفته می‌شود که تولید یک بنگاه در یک صنعت، سودآورتر از تولید بیش از یک بنگاه در آن صنعت باشد. این مفهوم در صنایعی مانند توزیع برق، توزیع گاز، مخابرات و توزیع آب که در کشورهای مختلف تحت تنظیم مقررات قیمتی و غیرقیمتی قرار می‌گیرند، اهمیت بیشتری دارد. در این مطالعه ساختار انحصار طبیعی در شرکت‌های توزیع برق ایران مورد بررسی قرار گرفته است. بنابراین یک تابع هزینه با فرم ترانسلوگ بکار گرفته شد. در این تابع، قیمت نسبی سرمایه و قیمت نسبی سایر نهاده‌های تولیدی به عنوان بردار قیمت نهاده‌ها، و مقدار برق توزیع شده نیز به عنوان ستاده انتخاب شد. به منظور برآورد تقریب درجه دوم از تابع هزینه ترانسلوگ، از مدل ضرایب تصادفی در داده‌های پانلی و داده‌های دوره زمانی ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۳ استفاده شد. نتایج این مطالعه نشان داد که برخی از شرکت‌های توزیع برق ایران با شرایط انحصار طبیعی مواجه بوده و برخی دیگر در سطوح مختلف تولید از این شرایط برخوردار نیستند.

واژه‌های کلیدی: انحصار طبیعی، تابع هزینه ترانسلوگ، صرفه‌های ناشی از مقیاس، مدل ضرایب تصادفی در داده‌های پانلی، شرکت‌های توزیع برق ایران.

طبقه‌بندی JEL: C13, C23, D40, L94

* نویسنده مسئول مکاتبات

۱- مقدمه

انگیزه دولت‌ها از اعمال تنظیم مقررات قیمتی متفاوت بوده ولی به طور کلی می‌توان گفت که دولت‌ها به دلایل مختلفی همچون شکست بازار^۱، فقدان بازار^۲، انحصار و انحصار طبیعی^۳، سودهای بادآورده و غیرمترقبه^۴، پیامدهای خارجی^۵، فقدان اطلاعات کافی^۶، تداوم و در دسترس بودن، رفتار ضدرقابتی و قیمت‌گذاری سلطه‌گرانه^۷، کالاهای عمومی و مخاطرات اخلاقی^۸، قدرت چانه‌زنی نابرابر، کمبود و جیره‌بندی، سیاست‌های اجتماعی و توزیع عادلانه، عقلایی کردن^۹ و هماهنگی و برنامه‌ریزی اقدام به تنظیم مقررات در بازارهای مختلف می‌کنند (بالدوین^{۱۰}، ۱۹۹۹؛ هادی‌فر^{۱۱}، ۱۳۸۹).

تنظیم مقررات مربوط به کالاهایی که ماهیت کالای عمومی را دارند، معمولاً بر روی بنگاه‌هایی انجام می‌شود که با افزایش تولید در آن صنعت، هزینه متوسط بلندمدت آنان با کاهش مواجه شود؛ تا از این طریق بتوانند از قیمت‌گذاری انحصارگرایانه آن بنگاه جلوگیری کنند؛ بنابراین اگر در صنعتی تنظیم مقررات اعمال شود، به معنی آن است که در آن صنعت فرض شده که با افزایش تولید، هزینه متوسط کاهش یافته و یا به عبارت دیگر با شرایط انحصار طبیعی و صرفه‌های ناشی از مقیاس مواجه هستند (مایو^{۱۲}، ۱۹۸۴). تا قبل از دهه ۱۹۸۰ صنعت برق در غالب کشورها در مالکیت دولت قرار داشت و بحث انحصار طبیعی صنعت برق امری طبیعی محسوب می‌شد؛ اما پس از آن و با تغییر ساختار سنتی زمینه برای تجدید ساختار فراهم شد. ساختار صنعت برق در کشورهای مختلف، متفاوت است. در برخی از کشورها همه مراحل یعنی تولید، انتقال و توزیع به‌وسیله یک

^۱ Market Failure

^۲ Market absence

^۳ Natural Monopoly

^۴ Windfall Profits

^۵ Externalities

^۶ Information Inadequacies

^۷ Predatory Pricing

^۸ Moral Hazard

^۹ Rationalization

^{۱۰} Baldwin et al.

^{۱۱} Hadifar (2010)

^{۱۲} Mayo

بنگاه ارائه می‌شود؛ که این بنگاه می‌تواند دولتی یا خصوصی باشد؛ اما در برخی از کشورهای دیگر از جمله ایران، تولید، انتقال و توزیع برق ساختاری جداگانه دارد. در ایران از اوایل دهه ۱۳۷۰، با تغییر الگوی مصرف و افزایش توقعات اجتماعی و همچنین افزایش اهمیت صنعت برق در توسعه کشور، لزوم تغییرات ساختاری در این صنعت بصورت جدی احساس شد. بحث خصوصی سازی صنعت برق در قانون برنامه سوم توسعه اقتصادی و اجتماعی مطرح شد و علی‌رغم برخی محدودیت‌ها شرکت‌های غیردولتی برای بهره‌برداری از تاسیسات توزیع و تولید تشکیل شدند (لطفعلی‌پور و همکاران^۱، ۱۳۸۹).

در بخش توزیع برق ایران، ۴۰ شرکت توزیع برق وجود دارد که بصورت اجاره به شرط تملک در اختیار پیمانکاران مختلف قرار گرفته است. این شرکت‌های خصوصی با استفاده از خطوط هوایی و زمینی فشار متوسط و فشار ضعیف و همچنین پست‌های زمینی و هوایی اقدام به توزیع برق به مصرف‌کنندگان نهایی می‌کنند. در ایران هر شرکت توزیع برق در کشور، یک نقطه جغرافیایی خاص را پوشش می‌دهد؛ بصورتی که هر استان دارای یک شرکت توزیع برق بوده و استان‌های تهران، خوزستان، فارس، کرمان، مازندران، خراسان رضوی، اصفهان و آذربایجان شرقی دو شرکت توزیع دارند. در ظاهر صنعت توزیع برق ایران از شرایط انحصار طبیعی برخوردار است؛ اما مسئله اصلی آن است که آیا ساختار هزینه در این صنعت ساختار هزینه در انحصار طبیعی است یا خیر؟ (یعنی با افزایش میزان تولید هزینه متوسط کاهش پیدا می‌کند و یا به عبارت دیگر بازدهی ناشی از مقیاس وجود دارد یا خیر؟). که در این تحقیق به دنبال پاسخ‌گویی به این سوال هستیم.

به منظور دسترسی به اهداف، این مقاله در شش بخش تنظیم شده است. در بخش بعدی مبانی نظری مربوط به بازار انحصار طبیعی ارائه شده و در قسمت سوم پیشینه تحقیق بیان می‌شود. در بخش چهارم مقاله، مدل موردنظر، روش‌ها و داده‌های مورد استفاده در این تحقیق بیان می‌شود. بخش پنجم این تحقیق به ارائه نتایج به دست آمده و تحلیل آن اختصاص یافته و در نهایت در بخش ششم به بیان نتیجه‌گیری پرداخته خواهد شد.

۲- مبانی نظری انحصار طبیعی

^۱ Lotfealipour et al. (2010)

نظریات مختلفی در مورد اولین نظریه پرداز انحصار طبیعی^۱ وجود دارد؛ آدام اسمیت^۲ در کتاب ثروت ملل خود به صورت مستقیم به انحصار طبیعی اشاره نکرده است اما توضیحاتی ارائه داده که ویژگی‌های آن را بیان می‌کند (موسکا^۳، ۲۰۰۶). اولین جایی که به صورت صریح به انحصار طبیعی اشاره شده است، مقاله مالتوس^۴ (۱۸۱۵) با نام «ماهیت رانت^۵» بوده که بین انحصار طبیعی و مصنوعی تفاوت قائل شده است. مالتوس (۱۸۱۵) در مقاله خود بیان می‌کند: «محصولات ویژه‌ای وجود دارند که ممکن است انحصارهای طبیعی و ضروری^۶ نامیده شوند» (موسکا، ۲۰۰۶). میل^۷ (۱۸۴۸) انحصار طبیعی را حالتی توصیف می‌کند که به وسیله شرایط، و نه به دلیل قانون به وجود می‌آید؛ وی تولید گاز و آب را شرایطی از انحصار طبیعی می‌داند.

بنابر تعریف، انحصار طبیعی به حالت خاصی از بازار گفته می‌شود که یک تولیدکننده به لحاظ فنی قادر به تامین همه نیازهای بازار است؛ صورتی که هزینه تولید توسط این تولیدکننده، پایین‌تر از هزینه تولید توسط بیش از یک تولیدکننده و یا ترکیبی از تولیدکنندگان است. در تعریفی دیگر به وضعیتی از بازار اطلاق می‌شود که هزینه متوسط یک تولید به طور پیوسته در یک دامنه طولانی نزولی است بنابراین به طور طبیعی بازار در انحصار یک تولیدکننده و یا ارائه کننده خدمات قرار می‌گیرد. در چنین شرایطی ورود و ادامه فعالیت سایر اشخاص به آن بازار مقدور نیست (مایو، ۱۹۸۴).

در مورد مفهوم انحصار طبیعی در متون اقتصادی گفته می‌شود که ساختار انحصار طبیعی دارای بازدهی فزاینده به مقیاس بوده و مقیاس اقتصادی این صنعت تقریباً برابر با اندازه بازار است. بنابر عقیده ساموئلسون^۸ (۱۹۸۴) و همچنین اعتقاد اقتصاددانان در اواخر دهه ۱۹۷۰، زمان که بازدهی‌های ناشی از مقیاس تولید وجود داشته باشد، انحصار طبیعی ایجاد می‌شود (موسکا، ۲۰۰۸). از لحاظ تجربی انحصار طبیعی به صنایعی مربوط می‌شود

^۱ Natural Monopoly

^۲ Adam Smith

^۳ Mosca

^۴ Malthus

^۵ Nature of Rent

^۶ Natural and Necessary monopolies

^۷ Mill

^۸ Samuelson

که مستلزم مخارج و سرمایه‌گذاری اولیه هنگفت و غیر قابل تفکیکی از سرمایه ثابت^۱ و معمولاً سرمایه برگشت‌ناپذیر^۲ است.

بر طبق مطالعه بامول و همکاران^۳ (۱۹۸۳) زمانی که همه نهاده‌ها K برابر شوند و تولید K' برابر افزایش پیدا کند، اگر $K' > K$ باشد، در این صورت بازدهی‌های ناشی از مقیاس وجود خواهد داشت. این فرضیه حتی قوی‌تر از نزولی بودن تابع هزینه متوسط است؛ به صورتی که وجود بازدهی‌های ناشی از مقیاس نزولی بودن تابع هزینه متوسط را نتیجه می‌دهد اما برعکس آن صحیح نیست (بامول و همکاران، ۱۹۸۲).

برای نشان دادن و اندازه‌گیری صرفه‌های ناشی از مقیاس روش‌های مختلفی وجود دارد. یکی از روش‌های محاسباتی، محاسبه کشش هزینه نسبت به محصول است. اگر کشش هزینه نسبت به محصول کوچکتر (بزرگتر) از واحد باشد، فایده‌های (زیان‌های) ناشی از مقیاس وجود خواهد داشت:

$$ECS = \varepsilon_{cq} = \frac{\delta \ln TC}{\delta \ln Q} \quad (1)$$

که در رابطه (۱) TC هزینه کل و Q مقدار تولید است. یکی از روش‌های دیگر ترسیم منحنی هزینه متوسط بلند مدت است. زمانی که بنگاه در قسمت نزولی (صعودی) منحنی تولید کند، فایده‌هایی (زیان‌های) ناشی از مقیاس وجود خواهد داشت و در قسمت مسطح، بازدهی ثابت نسبت به مقیاس وجود دارد (ناگس و ون دن برگ^۴، ۲۰۰۷؛ ایمی^۵، ۲۰۰۸؛ فلاحی و احمدی^۶، ۱۳۸۴؛ مرزبان و کریمی^۷، ۱۳۹۱).

۳- مطالعات پیشین

مطالعات مختلفی در مورد وجود بازار انحصار طبیعی در صنایع مختلف و مخصوصاً صناعی مانند توزیع و انتقال برق و مخابرات که ماهیت انحصار طبیعی دارند انجام شده است. البته مطالعاتی نیز در سایر صنایع مانند هواپیمایی و حمل و نقل ریلی انجام شده است.

^۱ Fixed Capital

^۲ Sunk Capital

^۳ Baumol et al.

^۴ Nauges & Van den Berg

^۵ Iimi

^۶ Falahi & Ahmadi (2005)

^۷ Marzban & Karimi (2011)

از جمله مطالعات انجام شده در صنعت مخابرات می‌توان به مطالعه دوبل و همکاران^۱ (۱۹۷۶)، وینود^۲ (۱۹۷۲)، سودیت^۳ (۱۹۷۳)، فوس و واورمن^۴ (۱۹۸۱)، سانگ و گورت^۵ (۱۹۹۷)، ویلسون و ژو^۶ (۲۰۰۱) و معمارنژاد و هادی‌فر^۷ (۱۳۸۸) اشاره کرد. در صنعت توزیع آب مطالعات نورمن و استوکر^۸ (۱۹۹۱)، تاناسولیس^۹ (۲۰۰۰)، آنواتر^{۱۰} (۲۰۰۲)، اوراکامی^{۱۱} (۲۰۰۴)، مارتینز^{۱۲} و همکاران (۲۰۰۶)، ناگس و ون‌دن برگ (۲۰۰۷)، ورتینگتون و دال^{۱۳} (۲۰۱۴) و مرزبان و همکاران (۱۳۹۰) از جمله مطالعات انجام شده است. در صنعت توزیع گاز نیز مطالعاتی از جمله مطالعه آیوازیان^{۱۴} و همکاران (۱۹۸۷)، برون و یوسل^{۱۵} (۲۰۰۸)، ییز^{۱۶} (۲۰۰۸) و عالی‌فر^{۱۷} و همکاران (۲۰۱۴) انجام شده است. آزمون مربوط به انحصار طبیعی در صنعت توزیع برق نیز مورد توجه اقتصاددانان مختلفی قرار گرفته است که از جمله آن می‌توان به مطالعات پریمیگس^{۱۸} (۱۹۷۵)، کاسک^{۱۹}

^۱ Dobell et al.

^۲ Vinod

^۳ Sudit

^۴ Fuss & Waverman

^۵ Sung & Gort

^۶ Wilson & Zhou

^۷ Memar Nejad & Hadifar (2009)

^۸ Stoker & Norman

^۹ Thanassoulis

^{۱۰} Anwandter

^{۱۱} Urakami

^{۱۲} Martins et al.

^{۱۳} Wangensteen & Dahl

^{۱۴} Aivazian et al.

^{۱۵} Brown & Yücel

^{۱۶} Yépez

^{۱۷} Alaeifar et al.

^{۱۸} Nelson & Primeaux

^{۱۹} Kask

(۱۹۸۸)، جوسکو و اشمولنزی^۱ (۱۹۸۸)، یات^۲ و همکاران (۱۹۸۹)، گیلِس^۳ (۱۹۸۹)، بلک^۴ (۱۹۹۴)، سالوانس و جوتا^۵ (۱۹۹۴)، سودرهولم و فیلیپینی^۶ (۱۹۹۹)، گان و شارپ^۷ (۱۹۹۹)، یاجف^۸ (۲۰۰۰)، دیکسیت و بالدیک^۹ (۲۰۰۳) و کومباکار^{۱۰} و همکاران (۲۰۱۵) اشاره کرد که در ادامه به مرور اجمالی برخی از آنها پرداخته می‌شود.

دوبل و همکاران (۱۹۷۱)، وینود (۱۹۷۲) و سودیت (۱۹۷۳) به منظور آزمون انحصار طبیعی در مخابرات از یک رویکرد یکسان استفاده کردند. آنان در مطالعات خود با استفاده از یک تابع تولید یک ستاده‌ای به منظور بررسی بازدهی‌های ناشی از مقیاس در صنعت ارتباطات استفاده کردند و نشان دادند که صرفه‌های ناشی از مقیاس در صنعت ارتباطات بصورت معنی‌داری وجود دارد.

فوس و واورمن (۱۹۸۱) با ذکر این نکته که توابع هزینه و تولید تحت فروض مختلف و محدودیت‌های زیاد قابلیت کاربرد دارند، به توسعه یک مدل چندنهادی و چند ستاده‌ای پرداخته و با استفاده از داده‌های دوره زمانی ۱۹۵۲ تا ۱۹۷۵ برای مخابرات کانادا، جدایی‌پذیری و بازدهی نسبت به مقیاس و یا به عبارت دیگر وجود بازار انحصار طبیعی در این صنعت را بررسی کردند. نتایج این مطالعه نشان داد که بازدهی‌های ناشی از مقیاس بصورت معنی‌داری در صنعت ارتباطات کانادا وجود دارد. گیلِس (۱۹۸۹) در مطالعه‌ای به برآورد تابع هزینه برای ۶۰ شرکت توزیع برق نیوزیلندی پرداختند. آنان در این مطالعه از تابع هزینه استفاده کرده و نتایج آنان نشان داد که در شرکت‌های توزیع برق نیوزیلند، بازدهی ثابت نسبت به مقیاس تولید وجود دارد. سالوانس و جوتا (۱۹۹۸) در مطالعه‌ای به بررسی بازدهی نسبت به مقیاس و در نتیجه آن آزمون وجود بازار انحصار طبیعی در صنعت توزیع برق نروژ پرداختند. آنان در این مطالعه از داده‌های مقطعی ۱۰۰ شرکت

^۱ Joskow & Schmalensee

^۲ Wyatt et al.

^۳ Giles

^۴ Black

^۵ Salvanes & Tjøtta

^۶ Söderholm & Filippini

^۷ Gunn & Sharp

^۸ Yatchew

^۹ Dixit & Baldick

^{۱۰} Kumbhakar et al.

توزیع برق نیروژ استفاده کردند و به این نتیجه رسیدند که شواهدی مبنی بر وجود بازار انحصار طبیعی در این صنعت وجود دارد.

فیلیپینی (۱۹۹۶) در مطالعه‌ای به بررسی بازدهی نسبت به مقیاس در صنعت توزیع برق سوئیس پرداخت. وی در این مطالعه از داده‌های ۳۹ توزیع کننده برق در دوره زمانی ۱۹۸۷ تا ۱۹۹۱ استفاده کرد و نشان داد که در سوئیس نیز صنعت توزیع برق دارای ماهیت انحصار طبیعی بوده و بنابراین دارای صرفه‌های ناشی از مقیاس است. گان و شارپ (۱۹۹۹) در مطالعه‌ای به بررسی پایداری انحصار طبیعی در صنعت توزیع برق نیوزیلند پرداختند. آنان در این مطالعه مدلی را ارائه دادند که بتواند نشان‌دهنده صنعت توزیع برق نیوزیلند باشد. نتایج آنان در این مطالعه نشان داد که مطابق با انتظار، انحصار طبیعی در صنعت توزیع برق نیوزیلند یک انحصار پایدار است. یاجف (۲۰۰۰) در مطالعه‌ای با استفاده از یک تجزیه و تحلیل نیمه پارامتری^۱ به آزمون وجود انحصار طبیعی در صنعت توزیع برق کانادا پرداخت. در این مطالعه از داده‌های دوره زمانی ۱۹۹۳ تا ۱۹۹۵ استفاده شد و نتایج وی نشان داد که شواهدی مبنی بر وجود صرفه‌های ناشی از مقیاس در این صنعت وجود دارد. نتایج این مطالعه همچنین نشان داد که حداقل مقیاس برای تولید در این صنعت ۲۰۰۰۰ مشتری است و بنگاه‌های بزرگتر از این مقدار بازدهی‌های ثابت و یا فزاینده نسبت به مقیاس دارند.

دیکسیت و بالدیک (۲۰۰۶) در مطالعه‌ای به بررسی وجود صرفه‌های ناشی از مقیاس در خطوط انتقال برق آمریکا پرداختند. آنان در این مطالعه از داده‌های هزینه‌های خطوط انتقال برق در دوره ۱۹۹۴ تا ۲۰۰۰ استفاده کردند. نتایج این مطالعه نشان داد که در خطوط انتقال برق زیر ۲۰۰ کیلووات، شواهدی مبنی بر وجود صرفه‌های ناشی از مقیاس و در نتیجه آن لزوم اعمال تنظیم مقررات وجود دارد. عالی فر و همکاران (۲۰۱۴) در مطالعه‌ای به بررسی بازدهی‌های ناشی از مقیاس و مقیاس بهینه شرکت‌های توزیع گاز سوئیس پرداختند. آنان در این مطالعه از داده‌های دوره زمانی ۱۹۹۶ تا ۲۰۰۰ استفاده کردند. در این مطالعه نتایج نشان دادند که تعداد زیادی از شرکت‌های توزیع گاز سوئیس بالاتر از حد بهینه اقدام به تولید کرده و چگالی مشتریان اثر مثبت و معنی‌داری بر اندازه بهینه شرکت‌ها داشته است.

^۱ Semi Parametric Analysis

کومباکار و همکاران (۲۰۱۴) در مطالعه‌ای به بررسی بازدهی‌های ناشی از مقیاس، کارایی و تغییرات تکنیکی در شرکت‌های توزیع برق نروژ در دوره زمانی ۱۹۹۸ تا ۲۰۱۰ پرداخت. آنان در این مطالعه از یک تابع فاصله‌ای استفاده کردند و به این نتیجه رسیدند که پتانسیل وجود بازدهی‌های ناشی از مقیاس در شرکت‌های کوچک بیشتر از شرکت‌های بزرگ است. مرزبان و کریمی (۱۳۹۰) به بررسی شاخص‌های بازدهی نسبت به مقیاس و صرفه‌های ناشی از مقیاس که دلیلی بر وجود انحصار طبیعی است، در شرکت آب و فاضلاب شیراز پرداختند. به این منظور از فرم تابع هزینه ترانسلوگ برای برآورد تابع هزینه فرایند عرضه آب در این شرکت استفاده شد. برای برآورد پارامترهای تابع هزینه از داده‌های سری زمانی فصلی طی دوره زمانی ۱۳۷۸ تا ۱۳۸۵ استفاده شد. نتایج حاصل از تحقیق حاکی از وجود بازدهی کاهنده نسبت به مقیاس و عدم صرفه جویی ناشی از مقیاس بود که وجود انحصار طبیعی در این شرکت را رد می‌کند.

همان‌طور که مطالعات پیشین نشان می‌دهد، در ایران با وجود این که فرض می‌شود برخی از صنایع مانند توزیع برق، آب و گاز دارای شرایط انحصار طبیعی هستند؛ اما شواهد کمی در مورد اثبات آن وجود دارد. از طرف دیگر بخش توزیع برق نیز به‌عنوان یکی از صنایعی که تحت تنظیم مقررات قیمتی قرار دارد، در مطالعات پیشین کمتر مورد آزمون وجود انحصار طبیعی قرار گرفته است؛ بنابراین این مطالعه به دنبال جبران این شکاف است.

۴- تصریح مدل و روش‌های مورد استفاده

۴-۱- توصیف متغیرها

در این مطالعه شکل کلی تابع هزینه ترانسلوگ برای تخمین تابع هزینه صنعت توزیع برق ایران لحاظ شده است. مزیت عمده این تابع ثابت نبودن کشش‌های جانشینی عوامل تولید بوده، بصورتی که کشش، به سطح تولید و مقدار عوامل تولید بستگی دارد (جورگنسون^۱، ۱۹۸۶؛ معمارنژاد و هادی‌فر، ۱۳۸۸). این تابع به دلیل قابلیت‌های فراوان از جمله انعطاف‌پذیری، عدم نیاز به ساختار تولید و لگاریتمی بودن متغیرها و به تبع آن خطی بودن تابع هزینه در ادبیات اقتصادی بسیار مورد استفاده قرار گرفته است. بر اساس آنچه بیان شد، تابع هزینه را به صورت زیر فرض شده است:

$$C = C(P, Q, CUD) \quad (2)$$

^۱ Jorgenson

که در رابطه بالا C هزینه کل، P بردار قیمت نهاده‌ها، CUD تعداد مشتریان (به‌عنوان شاخص نشان‌دهنده چگالی شبکه) و Q مقدار تولید است.

برای برآورد در مدل‌های اقتصادسنجی با تعداد زیادی از نهاده‌ها و ستاده‌ها روبرو بوده که به منظور کاهش تعداد پارامترها و همچنین جلوگیری از کاهش درجه آزادی، نیاز است تا از تعدادی از این نهاده‌ها و ستاده‌ها چشم‌پوشی شود. در این مطالعه بردار قیمت نهاده‌ها شامل قیمت نسبی نهاده سرمایه به قیمت نیروی کار و قیمت نسبی سایر نهاده‌ها P_0 است.^۱ در شبکه توزیع برق، طول خطوط توزیع را می‌توان به عنوان یک پراکسی از سرمایه لحاظ کرد و به طور کلی می‌توان گفت که بیشتر تجهیزات شبکه توزیع را خطوط برق به خود اختصاص داده است. از این رو در این مطالعه به منظور تعیین قیمت سرمایه، هزینه سرمایه را بر طول خطوط توزیع تقسیم کرده که این روش در مطالعه اسوانز و جوتا (۱۹۹۸) نیز به کار رفته است. به منظور محاسبه هزینه سرمایه نیز بر اساس مطالعات پیشین از جمله مطالعه مرزبان و کریمی (۱۳۹۱) و معمارنژاد و هادی‌فر (۱۳۸۸)، از نرخ تورم، نرخ استهلاک و نرخ سود بانکی استفاده شده است. بصورتی که با استفاده از رهیافت بکاربرده شده توسط معمارنژاد و هادی‌فر (۱۳۸۸) هزینه سرمایه محاسبه و سپس به منظور محاسبه قیمت سرمایه، هزینه سرمایه بر طول خطوط توزیع تقسیم شده است. قیمت سایر نهاده‌ها نیز از تقسیم تفاوت هزینه کل و هزینه دستمزد و استهلاک بر مقدار برق توزیع شده بدست آمده است. هزینه کل در این مطالعه شامل هزینه برق، هزینه حقوق و دستمزد، هزینه سرمایه و هزینه سایر خدمات (اجاره، بهره و ..) است.

به منظور تعیین متغیر مربوط به تولید در صنعت توزیع برق نیاز است تا دقت بیشتری صورت گیرد. در مطالعات پیشین ستاده‌های مختلفی به عنوان پراکسی میزان تولید بنگاه در شرکت‌های توزیع برق لحاظ شده است؛ هیوگر و لندن^۲ (۱۹۷۸)، وات^۳ (۱۹۸۹) مقدار انرژی توزیع شده را به عنوان ستاده بخش توزیع لحاظ کردند. ویز^۴ (۱۹۷۳)، وانگنستین

^۱ در این مطالعه به منظور محاسبه قیمت نیروی کار، از نسبت هزینه حقوق و دستمزد به تعداد کارکنان استفاده شده است.

^۲ Huettner & Landon

^۳ Wyatt et al.

^۴ Weiss

و دال^۱ (۱۹۸۹) تعداد مشتریان را به عنوان ستاده لحاظ کردند. و نیوبرگ^۲ (۱۹۷۷) در مطالعات خود نشان دادند که تعداد مشتریان و مقدار انرژی توزیع شده نقش مهمی در توضیح هزینه بنگاه‌های توزیع کننده برق داشته است. جالمارسن و ویدرپس^۳ (۱۹۹۲) چهار ستاده را به عنوان ستاده در شبکه توزیع برق لحاظ کردند؛ کیتلسن^۴ (۱۹۹۳)، اسوالنز و جوتا (۱۹۹۴) نیز میزان برق توزیع شده و تعداد قراردادهای منعقد شده را به عنوان ستاده در شبکه توزیع برق لحاظ کردند. حال با توجه به اینکه در مطالعات قبلی معمولاً مقدار انرژی توزیع شده به عنوان ستاده در مطالعات وارد می‌شدند، در این مطالعه با توجه به اطلاعات موجود، میزان برق توزیع شده به عنوان ستاده وارد مدل شد. داده‌های مورد استفاده در این مطالعه از صورت‌حساب سود و زیان و ترازنامه شرکت‌های توزیع برق، نشریات منتشر شده توسط سازمان توانیر و همچنین بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، در دوره زمانی ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۳ بدست آمده است.

۴-۲- ارائه مدل و روش آزمون انحصار طبیعی

حال با توضیحات داده شده تقریب ترانسوگ برای تابع هزینه را بصورت زیر فرض می‌کنیم:

$$\ln\left(\frac{TC_{it}}{P_{lit}}\right) = \alpha_0 + \alpha_Q \ln Q_{it} + \alpha_K \ln \frac{P_{Kit}}{P_{lit}} + \alpha_o \ln \frac{P_{oit}}{P_{lit}} + \alpha_{CUD} \ln CUD_{it} + \frac{1}{2} \alpha_{QQ} (\ln Q_{it})^2 + \frac{1}{2} \alpha_{CUDCUD} (\ln CUD_{it})^2 + \alpha_{QO} \ln Q_{it} \ln \frac{P_{oit}}{P_{lit}} + \alpha_{KCUD} \ln \frac{P_{Kit}}{P_{lit}} \ln CUD_{it} + \alpha_{oCUD} \ln \frac{P_{oit}}{P_{lit}} \ln CUD_{it} + \alpha_{QCUD} \ln Q_{it} \ln CUD_{it} \quad (3)$$

در مدل بالا TC نشان‌دهنده هزینه کل شرکت‌های توزیع برق، P_l قیمت نیروی کار، P_K قیمت سرمایه، P_o قیمت سایر نهاده‌ها، Q مقدار برق توزیع شده و CUD نیز تعداد مشتریان است. فرض همگنی نسبت به قیمت‌ها ایجاب می‌کند که تابع هزینه نسبت به قیمت‌ها همگن از درجه یک است؛ به این صورت که در صورت دو برابر شدن قیمت نهاده‌ها، با ثابت بودن سطح تولید، هزینه تولیدی نیز دو برابر شود؛ که فرض مربوط به همگنی تابع هزینه نیز هنگام برآورد مدل لحاظ شده است.

^۱ Wangensteen & Dahl

^۲ Neuberg

^۳ Hjalmarsson & Veiderpass

^۴ Kittelsen

حال با توجه به معادله بالا، بازدهی نسبت به مقیاس تولید را می‌توان با نسبت افزایش نسبی در میزان تولید، به افزایش نسبی در هزینه کل، تعریف کرد؛ که این به معنی معکوس کشش هزینه نسبت به تولید در میانگین نمونه مورد بررسی است؛ که این رابطه بصورت زیر نشان داده می‌شود:

$$ES = \frac{1}{\frac{\delta \ln TC}{\delta \ln Q}} \quad (4)$$

در صورتی ما با صرفه‌های ناشی از مقیاس تولید روبرو هستیم که مقدار ES بزرگتر از یک باشد، در صورتی که مقدار آن کوچکتر از یک یا یک باشد، با عدم صرفه‌های ناشی از مقیاس روبرو هستیم (عالی‌فر و همکاران، ۲۰۱۴).

با توجه به معادله (۳) و (۴) می‌توان گفت که صرفه‌های ناشی از مقیاس در هر سطح از تولید و بر اساس قیمت نهاده‌های تولیدی با استفاده از فرمول زیر قابل استخراج است:

$$ES = \frac{1}{\alpha_Q + \alpha_{QQ} \ln Q_{it} + \alpha_{QK} \ln \frac{P_{Kit}}{P_{Lit}} + \alpha_{QO} \ln \frac{P_{Oit}}{P_{Lit}} + \alpha_{QCUD} \ln CUD_{it}} \quad (5)$$

با توجه به رابطه (۵) انتظار می‌رود که کاهش در صرفه‌های ناشی از مقیاس با افزایش تولید و همچنین چگالی مشتریان در بخش صنعت توزیع برق، به ضرایب α_{QK} ، α_{QQ} ، α_Q و α_{QCUD} وابسته باشد. با توجه به روابط (۴) و (۵) برای هر شرکت توزیع برق، یا هر گروه از شرکت‌ها و برای هر بنگاه فرضی، صرفه‌های ناشی از مقیاس محاسبه می‌شود.

۴-۳- روش برآورد مدل

به منظور بررسی بازدهی‌های ناشی از مقیاس، برخی از ضرایب برای همه شرکت‌ها باید برآورد شود، از طرف دیگر محدودیت دسترسی به اطلاعات نیز در این مطالعه وجود داشته است؛ از این رو به منظور برآورد مدل (۳) از مدل ضرایب تصادفی^۱ در داده‌های پانلی استفاده شد. فرمول کلی یک مدل با ضرایب تصادفی را بصورت زیر فرض می‌شود:

$$y_{it} = \beta'_{it} X_{it} + \varepsilon_{it} \\ = \beta_{1it} X_{1it} + \dots + \beta_{kit} X_{kit} + u_{it} \quad (6)$$

که در رابطه بالا i نشان‌دهنده مقاطع و t نشان‌دهنده دوره زمانی است. معادله (۶) نشان می‌دهد که هر مقطع ضریب مربوط به خود را در هر دوره زمانی دارد. اما مدل بالا قابلیت تخمین ندارد؛ زیرا تعداد ضرایبی که بایستی برآورد شود، بیش از تعداد مشاهدات خواهد

^۱ Random Coefficients Model

بود. بنابراین باید برخی از محدودیت‌ها به پارامترهای معادله (۶) تحمیل شود (هسیائو و پسران^۱، ۲۰۰۴). سوامی^۲ (۱۹۷۰) یک مدل با ضرایب تصادفی بصورت زیر ارائه داد:

$$y_{it} = \beta_i' X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

$$= \beta_{1i} X_{1it} + \dots + \beta_{ki} X_{kit} + u_{it}$$

که در این رابطه نیز i نشان‌دهنده تعداد مقطع و t دوره زمانی را نشان می‌دهد. در رابطه فوق y یک بردار $1 \times T_i$ از مشاهدات برای مقطع i ام، x یک بردار $k \times T_i$ از متغیرهای غیرتصادفی، β_i نیز یک بردار $1 \times k$ از پارامترهای مخصوص مقطع i است. در رابطه فوق ε_{it} یک جمله خطا با میانگین صفر و واریانس $\sigma_{ii} I$ است. هر ضریب خاص β_i به بردار پارامتر β مخصوص به خود مربوط می‌شود:

$$\beta_i = \beta + v_i \quad (8)$$

در رابطه فوق برای v شرایط زیر برقرار است:

$$\begin{aligned} E(v_i) &= 0 \\ E(v_i v_i') &= \Sigma \\ E(v_i v_j') &= 0 \\ E(v_i \varepsilon_i') &= 0 \end{aligned} \quad (9)$$

با استفاده از رابطه (۷) و (۸) داریم:

$$\begin{aligned} y_i &= X_i(\beta + v_i) + \varepsilon_i \\ &= X_i\beta + u_i \end{aligned} \quad (10)$$

که در آن:

$$\begin{aligned} u_i &= X_i v_i + \varepsilon_i \\ &= E(u_i u_i') = E[(X_i v_i + \varepsilon_i)(X_i v_i + \varepsilon_i)'] \\ &= X_i \Sigma X_i' + \sigma_{it} I \\ &= \Pi_i \end{aligned} \quad (11)$$

با بدست آوردن معادله برای هر مقطع داریم:

$$y_{it} = X\beta + u_i \quad (12)$$

همچنین:

$$y_{it} = X\beta + u \quad (13)$$

$$\Pi = (uu') = \begin{bmatrix} \Pi_1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \Pi_1 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & \Pi_p \end{bmatrix} \quad (14)$$

^۱ Hsiao & Pesaran

^۲ Swamy

پارامترهای معادله (۱۲) با روش حداقل مربعات تعمیم یافته^۱ (GLS) برآورد می‌شود:

$$\begin{aligned} \beta &= (X' \Pi^{-1} X)^{-1} X' \Pi^{-1} y \\ &= \left(\sum_i X_i' \Pi_i^{-1} X_i \right)^{-1} \sum_i X_i' \Pi_i^{-1} y_i \\ &= \sum_i W_i b_i \end{aligned} \quad (15)$$

که در رابطه بالا W بصورت زیر تعریف می‌شود:

$$\begin{aligned} W_i &= \left[\sum_i \{ \Sigma + \sigma_{jj} (X_i' X_i)^{-1} \}^{-1} \right]^{-1} \{ \Sigma + \sigma_{jj} (X_i' X_i)^{-1} \}^{-1} \\ b_i &= (X_i' X_i)^{-1} X_i' y \end{aligned} \quad (16)$$

روابط (۱۵) و (۱۶) نشان می‌دهد که β میانگین وزنی مقادیر برآوردهای حداقل مربعات معمولی (OLS) برای هر مقطع است (پوی^۲، ۲۰۰۳).

۵- نتایج تجربی

۵-۱- آزمون‌های مربوط به برآورد مدل

قبل از برآورد مدل نیاز است تا آزمون‌های لازم برای برآورد انجام شده و از طرف دیگر برای استناد به نتایج، نیاز به اعتبارسنجی مدل برآوردی با استفاده از شاخص‌هایی همچون ضریب تعیین و آماره دوربین واتسون است. جدول ۱ نتایج مربوط به آزمون‌های مدل را نشان می‌دهد. معمولاً اولین آزمونی که در برآورد مدل‌های مبتنی بر داده‌های پانلی انجام می‌شود، آزمون بررسی اثرات زمانی و یا مقطعی در مدل است؛ که به این منظور از آزمون F استفاده می‌شود؛ در صورتی که آماره F از آماره بحرانی در سطح احتمال ۰/۰۵ بیشتر باشد یا به عبارت دیگر احتمال مربوط به آماره مورد نظر از ۰/۰۵ کمتر باشد، فرض صفر مبنی بر عدم وجود اثرات زمانی و یا مقطعی رد می‌شود و بایستی از این اثرات در برآورد مدل لحاظ شود؛ اما در صورتی که احتمال مربوطه از ۰/۰۵ بیشتر باشد، فرض صفر رد نشده و مدل مورد نظر بدون لحاظ کردن این آثار برآورد خواهد شد. همان‌طور که در جدول ۱ نیز مشخص است، بر اساس آزمون F اثرات زمانی در مدل وجود نداشته ولی فرض صفر مبنی بر عدم وجود اثرات مقطعی، رد می‌شود؛ بنابراین می‌توان گفت که اثرات مقطعی در مدل وجود دارد. حال پس از اثبات وجود اثرات مقطعی در مدل، لازم است که از بین روش‌های مدل‌های اثرات ثابت و اثرات تصادفی به منظور برآورد مدل، یکی انتخاب

^۱ Generalized Least Squares

^۲ Poi

شود. یکی از آزمون‌هایی که معمولاً برای انتخاب یکی از دو مدل انجام می‌شود، آزمون هاسمن^۱ بوده که فرض صفر در این آزمون، مناسب بودن اثرات تصادفی برای برآورد مدل‌های رگرسیونی داده‌های تابلویی است. نتایج مربوط به آزمون هاسمن برای مدل تحقیق در جدول ۱ نشان می‌دهد که بر اساس این آزمون، فرض صفر مبنی بر مناسب بودن اثرات تصادفی برای برآورد مدل رد شده، بنابراین برای برآورد مدل، روش اثرات ثابت انتخاب می‌شود. در جدول ۱ همچنین آماره دوربین واتسون و ضریب تعیین مدل نیز آورده شده است؛ نتایج مربوط به این آماره‌ها نشان می‌دهد که شاخص‌های لازم برای استناد به نتایج، در مدل برآورد شده وجود دارد.

جدول (۱): نتایج آزمون‌های مربوط به برآورد مدل (اعداد داخل پرانتز، سطح احتمال است)

آماره	آزمون	آماره	آزمون
۱/۳۸۳ (۰/۱۸۵)	انتخاب بین داده‌های تلفیقی و پانلی (آزمون F) برای دوره زمانی	۲/۶۱۴ (۰/۰۰۰)*	انتخاب بین داده‌های تلفیقی و پانلی (آزمون F) برای مقاطع
۰/۹۶۶	ضریب تعیین	۴۹۴/۳۷۳ (۰/۰۰۰)	آزمون انتخاب بین اثرات ثابت و تصادفی (آزمون هاسمن)
		۲/۳۶۴	آماره دوربین واتسون

منبع: محاسبات تحقیق

۵-۲- نتایج برآورد مدل

جدول ۲ نتایج مربوط به برآورد ضرایب برای متغیرهای مورد بررسی یعنی ضرایب α_Q ، α_{QQ} ، α_{QK} ، α_{QO} و α_{QCUD} برای هر شرکت توزیع برق را نشان می‌دهد. همان‌طور که در جدول نیز مشخص است، مقادیر ضرایب مورد نیاز برای بررسی صرفه‌های ناشی از مقیاس برای هر استان به تفکیک ارائه شده است. نتایج نشان می‌دهد که ضرایب بدست آمده مطابق با انتظار بوده و با نتایج بدست آمده در مطالعات پیشین مطابقت دارد. همان‌طور که در جدول ۲ نیز مشخص است، ضرایب بدست آمده برای شرکت‌های مختلف یکسان نبوده است بصورتی که برای برخی از شرکت‌ها برخی از ضرایب معنی‌دار بوده و برای برخی دیگر تفاوت معنی‌داری با صفر نداشته است. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که تابع هزینه برای شرکت‌های مختلف توزیع برق در ایران یکسان نیست.

^۱ Hausman Test

جدول (۲): برآورد ضرایب مدل با استفاده از روش ضرایب تصادفی در داده‌های پانلی

استان	ضریب	مقدار برآوردی	آماره t	سطح احتمال
تبریز	α_Q	۱/۰۰۷	۴/۰۱۰	۰/۰۰۰
	α_{QQ}	۰/۰۰۵	۰/۱۷۱	۰/۸۶۳
	α_{QO}	۰/۱۱۷	۸/۴۴۶	۰/۰۰۰
	α_{QK}	-۰/۱۵۴	-۳/۴۷۰	۰/۰۰
	α_{QCUD}	۰/۱۰۴	۳/۵۳۰	۰/۰۰۰
آذربایجان شرقی	α_Q	۱/۰۹۵	۹/۷۲۸	۰/۰۰۰
	α_{QQ}	-۰/۰۱۳	-۱/۵۳۴	۰/۱۲۶
	α_{QO}	۰/۱۱۱	۷/۲۲۳	۰/۰۰۰
	α_{QK}	-۰/۰۹۲	-۰/۴۳۵	۰/۶۶۳
	α_{QCUD}	۰/۰۶۰	۲/۲۵۶	۰/۰۲۵
آذربایجان غربی	α_Q	۱/۰۵۳	۱۳/۸۱۲	۰/۰۰۰
	α_{QQ}	-۰/۰۰۴	-۰/۵۸۵	۰/۵۵۹
	α_{QO}	۰/۱۱۴	۸/۰۹۳	۰/۰۰۰
	α_{QK}	-۰/۱۰۴	-۰/۸۰۰	۰/۴۲۴
	α_{QCUD}	۰/۰۸۶	۳/۳۹۲	۰/۰۰۰
اردبیل	α_Q	۱/۷۸۹	۱۴/۵۸۸	۰/۰۰۰
	α_{QQ}	-۰/۰۹۴	-۶/۷۲۰	۰/۰۰۰
	α_{QO}	۰/۱۰۹	۴/۸۴۱	۰/۰۰۰
	α_{QK}	۰/۰۰۵	۱/۷۵۷	۰/۰۸۰
	α_{QCUD}	۰/۰۱۰	۰/۴۴۲	۰/۶۵۸
اصفهان	α_Q	۳/۶۴۴	۳/۶۴۰	۰/۰۰۰
	α_{QQ}	-۰/۳۵۳	-۲/۹۵۵	۰/۰۰۳
	α_{QO}	۰/۰۵۳	۲/۴۲۸	۰/۰۱۶
	α_{QK}	۰/۲۷۰	۲/۴۰۹	۰/۰۱۶
	α_{QCUD}	۰/۲۸۵	۰/۸۵۹	۰/۳۹۱

ادامه جدول (۲): برآورد ضرایب مدل با استفاده از روش ضرایب تصادفی در داده‌های

پانلی

سطح احتمال	آماره t	مقدار برآوردی	ضریب	استان
۰/۰۰۰	۴/۶۸۵	۰/۷۹۶	α_Q	شهرستان اصفهان
۰/۸۳۶	۰/۲۰۶	۰/۰۰۲	α_{QQ}	
۰/۰۰۰	۹/۲۶۳	۰/۱۱۷	α_{QO}	
۰/۰۰۰	-۴/۱۵۴	-۰/۱۵۷	α_{QK}	
۰/۵۱۶	۰/۶۵۰	۰/۰۱۷	α_{QCUD}	
۰/۰۰۰	۶/۵۱۳	۰/۸۶۶	α_Q	چهارمحال و بختیاری
۰/۲۰۸	-۱/۲۶۱	-۰/۰۱۰	α_{QQ}	
۰/۰۰۰	۱۰/۶۸۰	۰/۱۲۸	α_{QO}	
۰/۰۵۲	۱/۹۵۴	۰/۱۱۲	α_{QK}	
۰/۲۴۷	۱/۱۶۱	۰/۰۱۹	α_{QCUD}	
۰/۰۰۰	۷/۱۲۶	۰/۸۹۷	α_Q	استان مرکزی
۰/۰۱۷	-۲/۳۹۳	-۰/۱۶۵	α_{QQ}	
۰/۰۰۰	۱۱/۸۹۱	۰/۱۲۱	α_{QO}	
۰/۰۰۰	-۴/۳۴۱	-۰/۰۳۲	α_{QK}	
۰/۰۰۰	۱۰/۳۹۰	۰/۰۶۰	α_{QCUD}	
۰/۰۰۰	۷/۶۸۶	۰/۵۷۸	α_Q	همدان
۰/۸۵۴	-۰/۱۸۴	-۰/۰۰۱	α_{QQ}	
۰/۰۰۰	۱۰/۸۹۶	۰/۱۱۴	α_{QO}	
۰/۰۰۰	-۵/۳۲۱	-۰/۷۰۶	α_{QK}	
۰/۰۰۰	۸/۲۲۸	۰/۰۱۶	α_{QCUD}	
۰/۰۰۰	۷/۷۸۸	۰/۸۴۴	α_Q	لرستان
۰/۱۲۷	۱/۵۳۱	۰/۰۰۸	α_{QQ}	
۰/۰۰۰	-۱۱/۳۷۶	-۰/۱۱۷	α_{QO}	
۰/۰۰۸	-۲/۶۸۰	-۰/۱۰۳	α_{QK}	
۰/۰۰۲	۳/۰۵۸	۰/۰۳۹	α_{QCUD}	

ادامه جدول (۲): نتایج برآورد ضرایب مدل با استفاده از روش ضرایب تصادفی در

داده‌های پانلی

استان	ضریب	مقدار برآوردی	آماره t	سطح احتمال
البرز	α_Q	۰/۶۹۴	۴/۸۸۸	۰/۰۰۰
	α_{QQ}	۰/۰۱۱	۱/۶۰۲	۰/۱۱۰
	α_{QO}	۰/۱۱۸	۹/۷۹۳	۰/۰۰۰
	α_{QK}	-۰/۱۳۱	-۴/۵۵۲	۰/۰۰۰
	α_{QCUD}	۰/۰۳۰	۱/۵۱۰	۰/۱۳۲
تهران	α_Q	۰/۹۷۴	۵/۶۳۹	۰/۰۰۰
	α_{QQ}	-۰/۱۰۸	-۴/۶۸۷	۰/۰۰۰
	α_{QO}	۰/۰۹۱	۸/۸۸۰	۰/۰۰۰
	α_{QK}	-۰/۱۰۹	-۱/۵۳۸	۰/۱۲۵
	α_{QCUD}	۰/۰۰۹	۰/۷۶۷	۰/۴۴۳
استان تهران	α_Q	۱/۰۴۲	۳/۹۹۴	۰/۰۰۰
	α_{QQ}	-۰/۰۱۶	-۰/۶۹۹	۰/۴۸۵
	α_{QO}	۰/۰۸۷	۳/۳۷۸	۰/۰۰۰
	α_{QK}	-۰/۱۷۵	-۴/۴۱۲	۰/۰۰۰
	α_{QCUD}	۰/۰۰۰۴	۰/۰۲۸	۰/۹۷۸
قم	α_Q	۰/۹۴۰	۱۰/۶۲۵	۰/۰۰۰
	α_{QQ}	-۰/۰۶۳	۱/۸۸۸	۰/۰۶۰
	α_{QO}	۰/۱۱۵	۱۴/۱۰۳	۰/۰۰۰
	α_{QK}	-۰/۱۰۴	-۱/۱۷۸	۰/۲۴۰
	α_{QCUD}	۰/۰۱۳	۱/۹۰۱	۰/۰۵۸
لرستان	α_Q	۰/۸۴۴	۷/۷۸۸	۰/۰۰۰
	α_{QQ}	۰/۰۰۸	۱/۵۳۱	۰/۱۲۷
	α_{QO}	-۰/۱۱۷	-۱۱/۳۷۶	۰/۰۰۰
	α_{QK}	-۰/۰۸۹	-۲/۶۸۰	۰/۰۰۸
	α_{QCUD}	۰/۰۳۹	۳/۰۵۸	۰/۰۰۲

ادامه جدول (۲): نتایج برآورد ضرایب مدل با استفاده از روش ضرایب تصادفی در

داده‌های پانلی

استان	ضریب	مقدار برآوردی	آماره t	سطح احتمال
مشهد	α_Q	۰/۷۳۲	۶/۴۰۶	۰/۰۰۰
	α_{QQ}	۰/۰۰۲	۰/۵۷۱	۰/۵۶۸
	α_{QO}	۰/۱۱۳	۰/۵۸۹	۰/۰۰۰
	α_{QK}	-۰/۱۵۲	-۲/۲۰۴	۰/۰۲۸
	α_{QCUD}	۰/۰۵۵	۵/۱۹۰	۰/۰۰۰
خراسان رضوی	α_Q	۰/۸۵۵	۸/۷۰۵	۰/۰۰۰
	α_{QQ}	-۰/۰۰۶	-۱/۴۶۹	۰/۱۴۳
	α_{QO}	۰/۱۰۸	۱۰/۵۵۱	۰/۰۰۰
	α_{QK}	-۰/۱۳۵	-۲/۳۳۵	۰/۰۲۰
	α_{QCUD}	۰/۰۳۴	۷/۸۲۵	۰/۰۰۰
خراسان شمالی	α_Q	۰/۷۶۲	۵/۱۹۵	۰/۰۰۰
	α_{QQ}	-۰/۰۳۰	-۲/۴۹۳	۰/۰۱۳
	α_{QO}	۰/۱۴۰	۱۰/۲۶۴	۰/۰۰۰
	α_{QK}	-۰/۱۰۹	-۱/۱۶۹	۰/۲۴۳
	α_{QCUD}	۰/۱۲۸	۳/۴۳۸	۰/۰۰۰
خراسان جنوبی	α_Q	۰/۹۷۷	۱۰/۳۵۰	۰/۰۰۰
	α_{QQ}	-۰/۰۱۸	-۳/۴۹۷	۰/۰۰۰
	α_{QO}	۰/۱۲۰	۱۰/۹۸۶	۰/۰۰۰
	α_{QK}	-۰/۱۳۲	-۳/۸۶۸	۰/۰۰۰
	α_{QCUD}	-۰/۰۰۰۷	-۰/۰۸۴	۰/۹۳۲
اهواز	α_Q	۰/۸۷۷	۸/۰۳۱	۰/۰۰۰
	α_{QQ}	-۰/۱۱۲	-۸/۳۶۱	۰/۰۰۰
	α_{QO}	۰/۱۱۲	۱۲/۹۲۳	۰/۰۰۰
	α_{QK}	۰/۰۰۰۶	۰/۵۳۵	۰/۵۹۳
	α_{QCUD}	-۰/۰۱۱	-۰/۴۸۴	۰/۶۲۸

ادامه جدول (۲): نتایج برآورد ضرایب مدل با استفاده از روش ضرایب تصادفی در

داده‌های پانلی

استان	ضریب	مقدار برآوردی	آماره t	سطح احتمال
استان خوزستان	α_Q	۰/۶۹۷	۷/۷۹۰	۰/۰۰۰
	α_{QQ}	۰/۰۰۲	۰/۵۵۲	۰/۵۸۱
	α_{QO}	۰/۱۱۰	۱۱/۸۵۹	۰/۰۰۰
	α_{QK}	-۰/۱۰۸	-۵/۹۳۴	۰/۰۰۰
	α_{QCUD}	۰/۰۸۲	۱۵/۰۸۸	۰/۰۰۰
گهکلیویه و بویراحمد	α_Q	۴/۶۹۳	۲/۲۴۳	۰/۰۲۶
	α_{QQ}	-۰/۱۲۹	-۱/۸۰۵	۰/۰۷۲
	α_{QO}	۰/۲۱۶	۵/۹۸۷	۰/۰۰۰
	α_{QK}	-۰/۱۵۴	-۳/۴۴۵	۰/۰۰۰
	α_{QCUD}	۱/۱۵۳	۲/۳۰۵	۰/۰۲۲
زنجان	α_Q	۰/۸۱۹	۱۱/۸۸۲	۰/۰۰۰
	α_{QQ}	-۰/۰۰۱	-۰/۵۳۸	۰/۵۹۱
	α_{QO}	۰/۱۲۳	۱۳/۵۶۶	۰/۰۰۰
	α_{QK}	-۰/۰۹۶	-۰/۶۱۲	۰/۵۴۱
	α_{QCUD}	۰/۰۱۶	۱/۳۰۴	۰/۱۹۳
قزوین	α_Q	۰/۸۳۲	۹/۶۵۶	۰/۰۰۰
	α_{QQ}	۰/۰۰۰۰۳	۰/۰۰۶	۰/۹۹۴
	α_{QO}	۰/۱۲۱	۱۲/۷۰۰	۰/۰۰۰
	α_{QK}	۰/۰۸۵	۰/۲۱۱	۰/۸۳۲
	α_{QCUD}	۰/۰۰۱	۰/۱۳۱	۰/۸۹۵
سمنان	α_Q	۰/۸۱۹	۸/۳۸۳	۰/۰۰۰
	α_{QQ}	-۰/۰۰۰۲	-۰/۰۳۹	۰/۹۶۸
	α_{QO}	۰/۱۲۵	۱۲/۰۲۱	۰/۰۰۰
	α_{QK}	-۰/۱۰۹	-۰/۸۳۱	۰/۴۰۸
	α_{QCUD}	۰/۰۰۸	۱/۰۷۰	۰/۲۸۵

ادامه جدول (۲): نتایج برآورد ضرایب مدل با استفاده از روش ضرایب تصادفی در

داده‌های پانلی

استان	ضریب	مقدار برآوردی	آماره t	سطح احتمال
سیستان و بلوچستان	α_Q	۰/۸۴۴	۸/۷۰۷	۰/۰۰۰
	α_{QQ}	-۰/۰۰۸	-۱/۴۵۹	۰/۱۴۶
	α_{QO}	۰/۱۰۷	۱۰/۹۱۶	۰/۰۰۰
	α_{QK}	۰/۱۱۴	۰/۸۰۸	۰/۴۱۹
	α_{QCUD}	۰/۰۴۶	۳/۷۷۵	۰/۰۰۰
کرمانشاه	α_Q	۰/۹۶۵	۶/۲۰۷	۰/۰۰۰
	α_{QQ}	-۰/۰۱۹	-۱/۱۷۵	۰/۲۴۱
	α_{QO}	۰/۱۱۹	۱۰/۱۵۸	۰/۰۰۰
	α_{QK}	۰/۱۱۸	۰/۹۸۳	۰/۳۲۶
	α_{QCUD}	۰/۰۱۱	۰/۰۱۲	۰/۰۴۵
کردستان	α_Q	۰/۸۶۰	۶/۶۷۵	۰/۰۰۰
	α_{QQ}	-۰/۰۰۷	-۰/۸۳۶	۰/۴۰۳
	α_{QO}	۰/۱۲۱	۱۰/۵۸۱	۰/۰۰۰
	α_{QK}	-۰/۱۳۸	-۰/۴۹۴	۰/۶۱۲
	α_{QCUD}	۰/۰۱۸	۳/۰۸۷	۰/۰۰۲
ایلام	α_Q	۱/۳۰۱	۶/۳۶۲	۰/۰۰۰
	α_{QQ}	-۰/۱۹۵	-۱/۹۱۸	۰/۰۵۶
	α_{QO}	۰/۱۱۹	۱۰/۰۰۵	۰/۰۰۰
	α_{QK}	۰/۱۴۳	۰/۴۹۳	۰/۶۲۲
	α_{QCUD}	۰/۰۶۶	۲/۲۶۷	۰/۰۱۴
شیراز	α_Q	۰/۷۸۲	۷/۸۶۲	۰/۰۰۰
	α_{QQ}	۰/۰۰۷	۰/۹۰۴	۰/۳۶۶
	α_{QO}	۰/۱۱۶	۱۲/۰۹۵	۰/۰۰۰
	α_{QK}	-۰/۱۴۴	-۳/۸۴۷	۰/۰۰۰
	α_{QCUD}	۰/۰۰۱	۰/۰۵۹	۰/۹۵۲

ادامه جدول (۲): نتایج برآورد ضرایب مدل با استفاده از روش ضرایب تصادفی در

داده‌های پانلی

استان	ضریب	مقدار برآوردی	آماره t	سطح احتمال
فارس	α_Q	۰/۷۰۵	۶/۵۱۴	۰/۰۰۰
	α_{QQ}	۰/۰۰۴	۰/۶۰۷	۰/۵۴۴
	α_{QO}	۰/۱۱۹	۱۱/۹۲۸	۰/۰۰۰
	α_{QK}	۰/۱۲۶	۴/۲۵۷	۰/۰۰۰
	α_{QCUD}	۰/۰۵۸	۴/۹۷۱	۰/۰۰۰
بوشهر	α_Q	۰/۷۸۰	۶/۳۰۲	۰/۰۰۰
	α_{QQ}	۰/۰۰۲	۰/۳۸۴	۰/۷۰۱
	α_{QO}	۰/۱۲۲	۱۱/۲۳۱	۰/۰۰۰
	α_{QK}	-۰/۱۰۴	-۰/۲۲۱	۰/۸۲۵
	α_{QCUD}	۰/۰۱۸	۰/۶۵۵	۰/۵۱۲
شمال کرمان	α_Q	۰/۷۹۶	۸/۳۸۹	۰/۰۰۰
	α_{QQ}	-۰/۰۰۶	-۱/۰۸۹	۰/۲۷۱
	α_{QK}	۰/۱۱۳	۱۰/۵۵۲	۰/۰۰۰
	α_{QO}	۰/۰۰۰۰۰۰۲	۰/۰۰۰۷	۰/۹۹۴
	α_{QCUD}	۰/۰۰۲	۱/۱۲۷	۰/۲۶۱
جنوب کرمان	α_Q	۰/۸۶۱	۸/۳۹۲	۰/۰۰۰
	α_{QQ}	-۰/۰۰۲	-۰/۳۷۰	۰/۷۱۱
	α_{QO}	۰/۱۱۵	۱۰/۸۵۷	۰/۰۰۰
	α_{QK}	-۰/۱۶۱	-۰/۵۹۹	۰/۵۴۹
	α_{QCUD}	۰/۰۰۳	۰/۱۶۵	۰/۸۶۹
گیلان	α_Q	۱/۰۰۱	۴/۲۷۸	۰/۰۰۰
	α_{QQ}	-۰/۰۱۹	-۰/۹۲۱	۰/۳۵۷
	α_{QO}	۰/۰۹۸	۴/۶۶۷	۰/۰۰۰
	α_{QK}	-۰/۱۰۳	-۰/۷۷۷	۰/۰۰۰
	α_{QCUD}	۰/۰۱۷	۰/۶۴۶	۰/۵۱۸

ادامه جدول (۲): نتایج برآورد ضرایب مدل با استفاده از روش ضرایب تصادفی در

داده‌های پانلی

سطح احتمال	آماره t	مقدار برآوردی	ضریب	استان
۰/۰۰۰	۵/۶۴۹	۰/۸۳۰	α_Q	مازندران
۰/۷۸۴	-۰/۲۷۳	-۰/۰۰۳	α_{QQ}	
۰/۰۰۰	۹/۳۴۳	۰/۱۰۳	α_{QO}	
۰/۲۴۱	-۱/۱۷۴	-۰/۱۱۲	α_{QK}	
۰/۰۰۰	۴/۴۳۵	۰/۰۳۸	α_{QCUD}	
۰/۰۰۰	۸/۵۲۴	۰/۸۷۵	α_Q	غرب استان مازندران
۰/۵۲۷	-۰/۶۳۲	-۰/۰۰۴	α_{QQ}	
۰/۰۰۰	۱۰/۹۵۸	۰/۱۲۸	α_{QO}	
۰/۰۹۴	-۱/۶۸۰	-۰/۱۶۵	α_{QK}	
۰/۵۰۷	-۰/۶۶۴	-۰/۰۰۹	α_{QCUD}	
۰/۰۰۰	۷/۱۷۳	۰/۸۰۰	α_Q	گلستان
۰/۴۹۷	۰/۶۷۹	-۰/۰۰۵	α_{QQ}	
۰/۰۰۰	۹/۴۶۷	۰/۱۲۴	α_{QO}	
۰/۲۱۷	۱/۲۳۸	۰/۰۰۲	α_{QK}	
۰/۰۰۳	۲/۹۵۷	۰/۰۳۹	α_{QCUD}	
۰/۰۰۰	۷/۲۷۲	۰/۷۳۷	α_Q	هرمزگان
۰/۸۵۳	-۰/۱۸۴	-۰/۰۰۰۸	α_{QQ}	
۰/۰۰۰	۱۱/۹۰۸	۰/۱۱۲	α_{QO}	
۰/۰۰۷	-۲/۷۲۰	-۰/۱۵۲	α_{QK}	
۰/۰۰۰	۸/۱۸۷	۰/۰۶۰	α_{QCUD}	
۰/۰۰۰	۸/۰۴۶	۰/۸۷۱	α_Q	یزد
۰/۶۹۸	-۰/۳۸۸	-۰/۰۰۱	α_{QQ}	
۰/۰۰۰	۱۰/۲۸۰	۰/۱۱۴	α_{QO}	
۰/۴۱۱	۰/۸۲۳	-۰/۰۰۳	α_{QK}	
۰/۶۱۰	-۰/۵۱۰	-۰/۰۰۵	α_{QCUD}	

منبع: محاسبات تحقیق

حال پس از برآورد مقادیر پارامترهای مورد نظر برای بررسی انحصار طبیعی در شرکت‌های توزیع برق ایران، به اندازه‌گیری شاخص ES در چارک اول، میانگین و چارک سوم متغیرها پرداخته می‌شود. نتایج مربوط به برآورد شاخص در جدول ۳ آورده شده است. همان‌طور که قبلاً نیز بیان شد اگر شاخص ES بزرگتر از یک باشد به معنی آن است که درصد تغییرات در هزینه تولید کمتر از درصد تغییرات در تولید بوده و بنابراین بنگاه با صرفه‌های ناشی از مقیاس روبرو است. با توجه به نتایج بدست آمده در قسمت قبل، از آن جایی که ضرایب غیر معنی‌دار، تفاوت معنی‌داری با صفر ندارند، در محاسبه ES حذف شدند و سپس بر اساس رابطه (۵) بازدهی نسبت به مقیاس برای شرکت‌های مختلف توزیع برق در چارک اول، میانگین و چارک سوم متغیرها بدست آمد که نتایج آن در جدول ۳ آورده شده است.

جدول (۳): شاخص ES برای شرکت‌های توزیع برق ایران

استان	مقدار برای چارک اول	مقدار برای میانگین	مقدار برای چارک سوم
اهواز	۲/۰۹۵	۱/۸۱۶	۱/۷۹۲
البرز	۱/۳۳۴	۱/۵۲۸	۲/۰۸۱
اردبیل	۰/۹۰۶	۰/۸۸۰	۰/۸۶۰
آذربایجان غربی	۰/۸۵۹	۰/۸۳۰	۰/۸۱۰
آذربایجان شرقی	۰/۸۷۵	۰/۸۵۰	۰/۸۳۰
بوشهر	۰/۶۳۹	۰/۷۳۱	۰/۷۲۳
چهارمحال و بختیاری	۰/۴۲۷	۰/۷۲۳	۰/۸۱۹
فارس	۱/۶۵۴	۱/۹۵۸	۲/۷۱۶
گیلان	۰/۵۰۴	۰/۸۰۲	۰/۹۹۲
گهکلیویه و بویر احمد	۰/۴۶۸	۱/۰۲۴	۱/۲۶۰
گلستان	۰/۱۲۲	۰/۱۱۸	۰/۱۱۵
همدان	۰/۴۲۶	۱/۹۸۹	۱/۳۸۵
هرمزگان	۱/۵۴۳	۲/۹۳۰	۲/۱۱۹
ایلام	۱/۴۲۶	۱/۲۱۶	۱/۲۷۳
اصفهان	۰/۶۲۰	۰/۵۹۲	۰/۵۷۰
جنوب استان کرمان	۱/۰۵۷	۱/۵۳۵	۲/۶۸۲
کرمانشاه	۰/۷۱۰	۰/۶۰۸	۰/۶۰۶
شمال استان کرمان	۰/۷۱۵	۰/۷۱۳	۰/۷۱۰

ادامه جدول (۳): شاخص ES برای شرکت‌های توزیع برق ایران

استان	مقدار برای چارک اول	مقدار برای میانگین	مقدار برای چارک سوم
خراسان جنوبی	۰/۸۵۶	۲/۱۴۸	۱/۷۷۴
خراسان شمالی	۰/۷۳۴	۰/۸۳۱	۰/۸۲۷
خوزستان	۱/۰۱۹	۱/۴۴۷	۱/۶۴۰
کردستان	۰/۸۲۲	۰/۸۱۸	۰/۸۱۵
لرستان	۰/۶۱۸	۰/۶۱۳	۰/۶۰۹
مرکزی	۱/۹۳۰	۲/۷۲۷	۱/۸۲۶
مشهد	۱/۶۳۲	۱/۹۸۰	۲/۷۸۱
غرب استان مازندران	۱/۲۷۱	۱/۳۷۵	۱/۸۹۷
مازندران	۰/۶۳۰	۰/۶۲۶	۰/۶۲۳
استان تهران	۱/۰۵۹	۱/۲۶۲	۱/۶۲۰
قزوین	۰/۸۴۱	۰/۸۲۶	۰/۸۲۲
قم	۱/۳۴۷	۱/۲۸۶	۱/۱۷۴
خراسان رضوی	۱/۲۵۲	۱/۴۶۱	۱/۸۱۱
سمنان	۰/۸۲۹	۰/۸۲۷	۰/۸۲۳
شهرستان اصفهان	۱/۰۷۲	۱/۴۸۰	۲/۲۶۷
شیراز	۱/۰۳۷	۱/۴۷۲	۲/۸۶۴
سیستان و بلوچستان	۰/۸۰۸	۰/۸۰۵	۰/۸۰۱
تبریز	۱/۱۷۴	۱/۳۵۵	۲/۴۲۵
تهران	۱/۷۰۶	۱/۷۷۷	۱/۶۵۸
یزد	۰/۵۲۰	۰/۵۱۶	۰/۵۱۲
زنجان	۰/۷۲۳	۰/۷۲۷	۰/۷۲۱

منبع: محاسبات تحقیق

نتایج جدول ۳ نشان می‌دهد که برخی از شرکت‌های توزیع برق با بازدهی فزاینده نسبت به مقیاس تولید مواجه بوده در صورتی که برخی دیگر بازدهی فزاینده ندارند. همان‌طور که در جدول ۳ نیز مشخص است شرکت‌های توزیع برق اهواز، البرز، فارس، گهکلیویه و بویر احمد، هرمزگان، ایلام، جنوب استان کرمان، خوزستان، مرکزی، مشهد، غرب استان مازندران، استان تهران، قم، خراسان رضوی، شهرستان اصفهان، شیراز، تبریز و تهران در هر سه سطح از متغیرها دارای بازدهی فزاینده نسبت به مقیاس تولید و یا به عبارت دیگر شرایط انحصار طبیعی را تجربه می‌کنند؛ در حالی که شرکت‌های توزیع برق اردبیل، آذربایجان غربی، آذربایجان شرقی، بوشهر، چهارمحال و بختیاری، گیلان، گلستان، اصفهان، کرمانشاه، شمال استان کرمان، خراسان شمالی، کردستان، لرستان، مازندران،

قزوین، سمنان، سیستان و بلوچستان، یزد و زنجان در هیچکدام از سطوح متغیرها بازدهی فزاینده نسبت به مقیاس تولید را تجربه نکرده‌اند؛ پس شرایط انحصار طبیعی برای این شرکت‌ها برقرار نیست. نتایج جدول همچنین نشان می‌دهد که شرکت توزیع برق همدان در میانگین و چارک سوم متغیرها دارای بازدهی فزاینده نسبت به مقیاس تولید بوده در صورتی که در چارک اول متغیرها این شرایط را تجربه نکرده است؛ برای این شرکت در صورتی که تولید بیشتر از میانگین متغیرها باشد، شرایط انحصار طبیعی برقرار است.

۶- نتیجه‌گیری

هدف این مطالعه آزمون ساختار انحصار طبیعی در شرکت‌های توزیع برق ایران بود. بنابراین یک تابع هزینه با فرم ترانسلوگ برای این مطالعه فرض شد که در این تابع قیمت نیروی کار، قیمت سرمایه و قیمت سایر نهاده‌های تولیدی به عنوان بردار قیمت نهاده‌ها و مقدار برق توزیع شده نیز به عنوان ستاده فرض شدند. به منظور برآورد تقریب درجه دوم از تابع هزینه ترانسلوگ، از مدل ضرایب تصادفی در داده‌های پانلی استفاده شد. داده‌های مورد استفاده در این مطالعه از صورت‌حساب سود و زیان و ترازنامه شرکت‌های توزیع برق و همچنین نشریات منتشر شده توسط سازمان توانیر در دوره زمانی ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۳ بدست آمد. در این مطالعه پس از برآورد تابع هزینه ترانسلوگ، بازدهی نسبت به مقیاس تولید و یا به عبارت دیگر نسبت افزایش نسبی در میزان تولید، به افزایش نسبی در هزینه به عنوان شاخص نشان‌دهنده انحصار طبیعی در سه سطح چارک اول، میانگین و چارک سوم متغیرها بدست آمده است. نتایج این مطالعه نشان داد که شرکت‌های توزیع برق اهواز، البرز، فارس، گهکلیویه و بویر احمد، هرمزگان، ایلام، جنوب استان کرمان، خوزستان، مرکزی، مشهد، غرب استان مازندران، استان تهران، قم، خراسان رضوی، شهرستان اصفهان، شیراز، تبریز و تهران در هر سه سطح از متغیرها دارای بازدهی فزاینده نسبت به مقیاس تولید و یا به عبارت دیگر شرایط انحصار طبیعی را تجربه می‌کنند؛ در حالی که شرکت‌های توزیع برق اردبیل، آذربایجان غربی، آذربایجان شرقی، بوشهر، چهارمحال و بختیاری، گیلان، گلستان، اصفهان، کرمانشاه، شمال استان کرمان، خراسان شمالی، کردستان، لرستان، مازندران، قزوین، سمنان، سیستان و بلوچستان، یزد و زنجان شرایط انحصار طبیعی را ندارند. از طرف دیگر استان همدان نیز در سطوح میانگین و بالاتر از آن در شرایط انحصار طبیعی قرار دارد.

فهرست منابع

۱. فلاحی، محمدعلی، و احمدی، وحیده (۱۳۸۴). ارزیابی کارایی شرکت‌های توزیع برق در ایران. *مجله تحقیقات اقتصادی*، ۴۰(۴)، ۳۲۰-۲۹۷.
 ۲. لطفعلی‌پور، محمدرضا، ذبیحی، اعظم، و شعبانی، محمدعلی (۱۳۸۹). تاثیر تجدید ساختار بر بهره‌وری در صنعت برق. *مجله دانش و توسعه*، ۱۷(۳۲)، ۱-۲۶.
 ۳. مرزبان، حسین، و کریمی، لیلا (۱۳۹۱). بررسی ساختار هزینه فرایند عرضه آب (مطالعه موردی شرکت آب و فاضلاب شیراز). *آب و فاضلاب*، ۵(۳): ۶۸-۷۷.
 ۴. معمارنژاد، عباس، و هادی‌فر، داوود (۱۳۸۸). بررسی وجود انحصار طبیعی در بازار مخابرات ایران. *فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی*، ۳(۷): ۲۷-۵۴.
 ۵. هادی‌فر، داوود (۱۳۸۹). *نهادهای حقوقی تنظیم مقررات، ساختار و سازوکار اجرایی*. انتشارات عترت نو.
1. Aivazian, V. A., Callen, J. L., Chan, M. L., & Mountain, D. C. (1987). Economies of scale versus technological change in the natural gas transmission industry. *The Review of Economics and Statistics*, 69(3), 556-561.
 2. Alaeifar, M., Farsi, M., & Filippini, M. (2014). Scale economies and optimal size in the Swiss gas distribution sector. *Energy Policy*, 65(1), 86-93.
 3. Anwandter, L. (2002). Can public sector reforms improve the efficiency of public water utilities? *Environment and Development Economics*, 7(4), 687-700.
 4. Baldwin, R., Cave, M., & Lodge, M. (2012). *Understanding regulation: theory, strategy, and practice*: Oxford University Press on Demand.
 5. Baumol, W. J., Panzar, J. C., & Willig, R. D. (1983). Contestable markets: An uprising in the theory of industry structure: Reply. *The American Economic Review*, 73(3), 491-496.
 6. Black, B. S. (1994). A proposal for implementing retail competition in the electricity industry. *The Electricity Journal*, 7(8), 58-72.
 7. Brown, S. P., & Yücel, M. K. (2008). What drives natural gas prices? *The Energy Journal*, 29(2), 45-60.
 8. Dixit, K., & Baldick, R. (2003). An empirical study of the economies of scale in AC transmission line construction costs. *Unpublished manuscript, December*.
 9. Dobell, A. R., Taylor, L. D., Waverman, L., Liu, T.-H., & Copeland, M. D. (1972). Telephone communications in Canada: demand, production, and investment decisions. *The Bell Journal of Economics and Management Science*, 3(1), 175-219.

10. Falahi, M. A., & Ahmadi, V. (2005). Investigating of Efficiency in electricity distribution companies in Iran. *Economic Research*, 40(4), 297-320 (In Persian).
11. Fuss, M. A., & Waverman, L. (1981). *The regulation of telecommunications in Canada* (Vol. 7): Economic Council of Canada.
12. Giles, D. E. (1989). *Economies of scale in the New Zealand electricity distribution industry*: Department of Economics, University of Canterbury.
13. Gunn, C., & Sharp, B. (1999). Electricity distribution as an unsustainable natural monopoly: a potential outcome of New Zealand's regulatory regime. *Energy Economics*, 21(4), 385-401.
14. Hadifar, D. (2010). *Legal Regulation Institutions: Structures and Executive mechanism*: Etrat No Publication (In Persian).
15. Hjalmarsson, L., & Veiderpass, A. (1992). Efficiency and ownership in Swedish electricity retail distribution. *Journal of Productivity Analysis*, 3(1-2), 7-23.
16. Hsiao, C., & Pesaran, M. H. (2004). Random coefficient panel data models.
17. Huettner, D. A., & Landon, J. H. (1978). Electric utilities: scale economies and diseconomies. *Southern Economic Journal*, 44(4), 883-912.
18. Iimi, A. (2008). (Un) bundling public-private partnership contracts in the water sector: competition in auctions and economies of scale in operation. *Policy Research Working Paper 4459*.
19. Jorgenson, D. W. (1986). Econometric methods for modeling producer behavior. *Handbook of econometrics*, 3(1), 1841-1915.
20. Joskow, P. L., & Schmalensee, R. (1988). Markets for power: an analysis of electrical utility deregulation. *MIT Press Books*, 1.
21. Kask, S. B. (1988). *Organizational Structure and Pricing: Preliminary Findings from a Review of Retail Electricity Pricing in New Zealand*: New Zealand Energy Research and Development Committee.
22. Kittelsen, S. (1993). Stepwise DEA: Choosing variables for measuring technical efficiency in Norwegian electricity distribution, memorandum 6/1993. *Frisch Centre, Oslo*.
23. Kumbhakar, S. C., Amundsvæn, R., Kvile, H. M., & Lien, G. (2015). Scale economies, technical change and efficiency in Norwegian electricity distribution, 1998–2010. *Journal of Productivity Analysis*, 43(3), 295-305.
24. Lotfealipour, M. R., Zabihi, A., & Shabani, M. A. (2010). The impact of restructuring on productivity in the electricity industry. *Knowledge and Development*, 17(32), 1-26 (In Persian).

25. Malthus, T. R. (1815). *An inquiry into the nature and progress of rent, and the principles by which it is regulated*: New York: Greenwood Press.
26. Martins, R., Fortunato, A., & Coelho, F. (2006). Cost structure of the Portuguese water industry: A cubic cost function application. *FEUC. Grupo de Estudos Monetários e Financeiros*.
27. Marzban, H., & Karimi, L. (2011). An Analysis of Cost Structure Process of Water Supply (The Case Study of Shiraz Water and Wastewater Company). *Water and Wastewater*, 5(3), 68-77 (In Persian).
28. Mayo, J. W. (1984). Multiproduct monopoly, regulation, and firm costs. *Southern Economic Journal*, 51(1), 208-218.
29. Memar Nejad, A., & Hadifar, D. (2009). Investigating of Natural Monopoly in Iranian Bell Market. *Economic Modeling*, 3(7), 27-54 (In Persian).
30. Mill, J. S. (1848). *The Principles of Political Economy: With Some of their Applications to Social Philosophy*: London: John W. Parker.
31. Mosca, M. (2006). On the origins of the concept of natural monopoly. *Working Paper*, 92/45.
32. Nauges, C., & Van den Berg, C. (2007). How natural are natural monopolies in the water supply and sewerage sector? Case studies from developing and transition economies. *World Bank Policy Research Working Paper No. 4137*.
33. Nelson, R. A., & Primeaux, W. J. (1988). The effects of competition on transmission and distribution costs in the municipal electric industry. *Land Economics*, 64(4), 338-346.
34. Neuberger, L. G. (1977). Two issues in the municipal ownership of electric power distribution systems. *The Bell Journal of Economics*, 8(1), 303-323.
35. Poi, B. P. (2003). From the help desk: Swamy's random-coefficients model. *The Stata Journal*, 3(3), 302-308.
36. Salvanes, K. G., & Tjøtta, S. (1998). A test for natural monopoly with application to Norwegian electricity distribution. *Review of Industrial Organization*, 13(6), 669-685.
37. Samuelson, P. A. (1984). *Economics*: New York-Toronto-London: McGraw-Hill.
38. Söderholm, P., & Filippini, M. (1999). Elements of the Swiss market for electricity. *The Energy Journal* 20(3), 157-159.
39. Stoker, B., & Norman, M. (1991). *Data Envelopment Analysis: The Assessment of Performance*: Wiley and Sons.
40. Sudit, E. F. (1973). *New types of nonhomogeneous production functions*. New York University.

41. Sung, N., & Gort, M. (1997). *The Sources of Natural Monopoly in the US Local Telephone Industry Telecommunication*. Paper presented at the 21st century networking communication networks.
42. Swamy, P. A. (1970). Efficient inference in a random coefficient regression model. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 38(2), 311-323.
43. Thanassoulis, E. (2000). The use of data envelopment analysis in the regulation of UK water utilities: water distribution. *European Journal of Operational Research*, 126(2), 436-453.
44. Urakami, T. (2004). The effects of subsidies on the cost structure of Japanese water supply organizations.
45. Vinod, H. D. (1976). Application of new ridge regression methods to a study of Bell system scale economies. *Journal of the American Statistical Association*, 71(356), 835-841.
46. Wangenstein, I., & Dahl, E. (1990). An investigation of distribution costs by means of regression analysis. *IEEE transactions on power delivery*, 5(1), 521-526.
47. Weiss, L. W. (1973). Antitrust in the electric power industry. *J. Reprints Antitrust L. & Econ.*, 5(1), 645.
48. Wilson, W. W., & Zhou, Y. (2001). Telecommunications deregulation and subadditive costs: Are local telephone monopolies unnatural? *International Journal of Industrial Organization*, 19(6), 909-930.
49. Wyatt, N., Brown, M., Caragata, P., Duncan, A., & Giles, D. (1989). Performance measures and economies of scale in the New Zealand electricity distribution system. *Ministry of Energy, Wellington, New Zealand*.
50. Yatchew, A. (2000). Scale economies in electricity distribution: A semiparametric analysis. *Journal of applied Econometrics*, 15(2), 187-210.
51. Yépez, R. A. (2008). A cost function for the natural gas transmission industry. *The Engineering Economist*, 53(1), 68-83.