

Dynamic Efficiency in Regulation of Urban Water and Wastewater Companies of Iran

Farzaneh Jaidary^{*1}, Farhad Khodadad Kashi², Asghar Abolhasani³,
Bagher Darvishi⁴

1. Ph.D. Student of Economics, Department of Economics, Payam-e-Noor University, Tehran, farzaneh.jaidary66@yahoo.com
2. Professor, Department of Economics, Payam-e-Noor University, Tehran, khodadad@pnu.ac.ir
3. Associate Professor, Department of Economics, Payam-e-Noor University, Tehran, abolhasani2003@yahoo.com
4. Associate Professor, Department of Economics, Ilam University, darvishi_b@yahoo.com

Received: 2019/08/17 Accepted: 2020/05/13

Abstract

The purpose of this study is to apply dynamic efficiency in regulation of urban water and wastewater companies in Iran. To this end, a dynamic stochastic frontier model that considers the heterogeneity in the long-term technical efficiency of the companies has been used to estimate the dynamic efficiency of 35 urban water and wastewater companies for the period of 2011-16 using the Bayesian approach. The research findings show that, in the absence of heterogeneity among companies, the inefficiency persistence is greater than the time when this heterogeneity is considered.

JEL Classification: D24, D21, L95, L43, L51

Keywords: dynamic efficiency, regulation, urban water and wastewater companies, the inefficiency persistence

*. Corresponding Author, Tel: 09187476546

کارایی پویا در تنظیم شرکت‌های آب و فاضلاب شهری ایران

فرزانه جایداری^{۱*}، فرهاد خداداد کاشی^۲، اصغر ابوالحسنی^۳، باقر درویشی^۴

۱. دانشجوی دکترای علوم اقتصادی، گروه اقتصاد، دانشگاه پیام نور، تهران،

farzaneh.jaidary66@yahoo.com

۲. استاد گروه اقتصاد، دانشگاه پیام نور، تهران، pnudad@pnu.ac.ir

۳. دانشیار گروه اقتصاد، دانشگاه پیام نور، تهران، abolhasani2003@yahoo.com

۴. دانشیار گروه اقتصاد، دانشگاه ایلام، ایلام، darvishi_b@yahoo.com

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۰۵/۲۶ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۰۲/۲۴

چکیده

یکی از مسائل مطرح در تنظیم، پویایی محیط تصمیم‌گیری و عدم تعدیل پایا به سمت شرایط بهینه است که سبب می‌شود ناکارایی در طی زمان پایا باشد. از این‌رو در تنظیم به جای هدف قرار دادن کارایی ایستا باید کارایی پویا مورد هدف قرار داده شود. هدف از این مطالعه به‌کارگیری کارایی پویا در تنظیم شرکت‌های آب و فاضلاب شهری ایران است. برای این منظور، از یک مدل مرز تصادفی پویا که ناهمگونی در کارایی تکنیکی بلندمدت شرکت‌ها را در نظر گرفته است، به‌منظور تخمین کارایی پویای ۳۵ شرکت آب و فاضلاب شهری، برای دوره ۹۵-۱۳۸۹ با به‌کارگیری رویکرد بیزین استفاده شده است. یافته‌های تحقیق نشان می‌دهند که در حالت در نظر نگرفتن ناهمگونی در بین شرکت‌ها، پایایی ناکارایی بیشتر از زمانی است که این ناهمگونی در نظر گرفته می‌شود. نتایج مربوط به بررسی اثر ویژگی‌های خاص شرکت‌ها بر ناکارایی بخش توزیع آب شرکت‌های آب و فاضلاب، نشان می‌دهند که میزان بارندگی، نسبت آب زیرزمینی به کل حجم آب خام، طول توسعه شبکه توزیع و طول اصلاح شبکه توزیع، سبب کاهش ناکارایی می‌شوند و تعداد حوادث آب و تعداد کنتورهای معیوب، آن را افزایش می‌دهند.

طبقه‌بندی JEL: D21, D24, L95, L43, L51

واژه‌های کلیدی: کارایی پویا، تنظیم، شرکت‌های آب و فاضلاب شهری، پایایی ناکارایی

*. نویسنده مسئول، شماره تماس ۰۹۱۸۷۴۷۶۵۴۶

۱- مقدمه

شرکت‌های آب و فاضلاب به‌عنوان ارائه‌دهندگان خدمات آب شرب، نقش حیاتی در جامعه ایفا می‌کنند. این شرکت‌ها به‌دلیل وجود صرفه‌های به مقیاس و هزینه‌های زیرساختی، دارای ساختار انحصار طبیعی هستند. در حالت انحصار به‌دلیل نبود رقابت، انگیزه‌ای برای افزایش کارایی و بهره‌وری، ارائه خدمات با کیفیت و همچنین سرمایه‌گذاری و نوآوری وجود ندارد. این در حالی است که سرمایه‌گذاری و نوآوری عوامل کلیدی در مواجهه با چالش‌های آتی در صنایع زیرساختی مانند آب و فاضلاب هستند (سرا و همکاران^۱، ۲۰۱۱). برای مقابله با این چالش‌ها، این شرکت‌ها باید تحت تنظیم^۲ قرار گیرند. تنظیم به‌کارگیری ابزارهای قانونی برای اجرای اهداف سیاسی اقتصادی - اجتماعی است. یک ویژگی ابزارهای قانونی این است که افراد یا سازمان‌ها می‌توانند شرکت‌ها را مجبور کنند که قیمت خاصی را وضع کنند، کالای خاصی را عرضه کنند، خارج از بازار خاصی بمانند، تکنیک‌های خاصی را در فرآیند تولید به‌کار گیرند، یا حداقل دستمزد قانونی را بپردازند (هرتوگ^۳، ۱۹۹۹).

یکی از اهداف تنظیم ارتقای بهبود کارایی در غیاب مکانیسم بازار است. از این‌رو، یکی از مسائل مهم در تنظیم، اندازه‌گیری کارایی است. از آنجا که فرآیند تصمیم‌گیری به‌وسیله شرکت‌ها، دارای ماهیت پویاست، باید به جای اندازه‌گیری کارایی ایستا، کارایی پویا که علاوه بر تعریف بهینگی دوره جاری، هدف بلندمدت شرکت را نیز در نظر می‌گیرد، اندازه گرفته شود. از این‌رو، تنظیم‌کنندگان به جای هدف قرار دادن کارایی ایستا، باید کارایی پویا را مورد هدف قرار دهند. این در حالی است که با وجود اینکه خصوصی‌سازی و تنظیم بازار انحصار طبیعی از دهه ۱۹۸۰ در جهان آغاز شده، (ابراهیمی نورعلی و همکاران^۴، ۲۰۱۴: ۲۸۱)، در ادبیات تنظیم شرکت‌ها، جنبه پویایی کارایی مورد توجه قرار نگرفته است (سرا و همکاران، ۲۰۱۱). در ایران نیز به‌دلیل دولتی ماندن بیشتر صنایع شبکه‌ای، بحث تنظیم و کارایی پویا مورد توجه نبوده است. شرکت‌های آب و فاضلاب شهری نیز به‌عنوان صنایع شبکه‌ای، اگرچه به‌عنوان شرکت‌های سهامی خاص اداره می‌شوند، اما به‌دلیل این که سهامداران آنها شرکت‌های

1. Serra et al.

2. regulation

3. Hertog

4. Ebrahimi Nourali et al.

دولتی و نیمه دولتی هستند، خصوصی‌سازی آنها در دستور کار متولیان امر قرار گرفته و از سال ۱۳۹۴ در فهرست بنگاه‌های دولتی یا عمومی در اولویت واگذاری به بخش خصوصی که توسط سازمان خصوصی‌سازی منتشر می‌شود، قرار داده شده‌اند، اما به دلیل برخی از مشکلات از جمله واقعی نبودن قیمت آب و به وجود آمدن زیان‌های انباشته این شرکت‌ها در سال‌های اخیر، به طوری که این شرکت‌ها هر ساله کمک زیان از دولت دریافت کرده‌اند، تاکنون واگذاری انجام نگرفته است (پایگاه اطلاع‌رسانی دولت، چهارشنبه ۶ بهمن ۱۳۸۹-۵۸:۱۹).

با توجه به اهمیت مسئله تنظیم شرکت‌های آب و فاضلاب، در این مطالعه به منظور فراهم آوردن مقدمات تنظیم این شرکت‌ها، کارایی پویا اندازه‌گیری می‌شود و عوامل مؤثر بر آن نیز مورد بررسی قرار می‌گیرند. از این رو، هدف از این مطالعه بررسی بحث بر انگیزترین مسئله در تنظیم، یعنی کارایی پویای شرکت‌های آب و فاضلاب شهری ایران و عوامل مؤثر بر پایایی ناکارایی این شرکت‌ها می‌باشد.

این مقاله در شش بخش مقدمه، پیشینه تحقیق، چارچوب نظری، مواد و روش‌ها، یافته‌های تحقیق، بحث و نتیجه‌گیری ارائه شده است. همچنین، منابع و مأخذ در انتهای مقاله آمده است.

۲- پیشینه تحقیق

مطالعاتی در زمینه اندازه‌گیری کارایی ایستا برای شرکت‌های آب و فاضلاب در ایران و برای کارایی ایستا، پویا و سرمایه‌گذاری بهینه در خارج از کشور انجام شده است که در برخی از این مطالعات از روش تحلیل پوششی داده‌ها و در برخی دیگر از روش تابع مرز تصادفی و در مواردی دیگر، از هر دو روش استفاده شده است. در ادامه به شرح برخی این مطالعات پرداخته می‌شود. استیج و روسی^۲ (۲۰۰۲)، به بررسی تفاوت بین کارایی شرکت‌های آب خصوصی و دولتی در آسیا پرداخته‌اند. برای اندازه‌گیری کارایی از روش تحلیل مرز تصادفی استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهند که کارایی هزینه به طور قابل توجهی در بخش خدمات همگانی خصوصی و دولتی متفاوت نیست. بوتاسو و کانتی^۳ (۲۰۰۳)، به بررسی عدم کارایی هزینه در بخش صنعت آب انگلیس و ولز

1. <http://dolat.ir/detail/198085>

2. Estache & Rossi

3. Bottasso & Conti

پرداخته‌اند. برای اندازه‌گیری کارایی هزینه از روش تابع مرزی تصادفی استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهند که هزینه‌های عملیاتی ناکارآمد در طول زمان با دیفرانسیل ناکارآمدی بین شرکت‌های محدود کاهش یافته است و الزامات فنی و ساختاری بر کارایی هزینه اثر می‌گذارند. گارسیا سانچز^۱ (۲۰۰۶)، در یک تحقیق به اندازه‌گیری کارایی خدمات آب شهرداری در دولت محلی اسپانیا با استفاده از روش تحلیل پوششی داده‌ها پرداخته است. نتایج نشان می‌دهند که تراکم جمعیت و شبکه، تأثیر قابل توجهی بر کارایی دارند. اوبرت و رینود^۲ (۲۰۰۵)، در یک تحقیق، به بررسی اثر تنظیم بر کارایی هزینه برای خدمات آب ویسکانسین^۳ پرداخته‌اند. آنها برای سنجش اثر تنظیم بر کارایی، از یک رویکرد مرز هزینه تصادفی که کارایی غیرقابل مشاهده خدمات آب را به‌صورت تابعی از متغیرهای برون‌زا تعریف می‌کند، استفاده کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهند که ناکارترین آنها، مواردی هستند که از یک طرح ترکیبی به‌صورت ترکیب تنظیم نرخ بازدهی با اطلاعات کمتر، همراه با یک کران بالایی برای افزایش قیمت آب، عمل می‌کنند.

اربتا و کیو^۴ (۲۰۰۷)، در یک مطالعه به بررسی اثر تنظیم سقف قیمت به‌وسیله OFWAT^۵ بر کارایی، با استفاده از دو رویکرد تحلیل پوششی داده‌ها و تابع مرز تصادفی برای دوره ۱۹۹۴ تا ۲۰۰۴، پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهند که سیستم تنظیم‌کننده معرفی شده در خصوصی‌سازی سهل‌انگارانه بوده است.

در زمینه اندازه‌گیری کارایی پویا نیز می‌توان به مطالعه پوینتون و متزوس^۶ (۲۰۱۴) اشاره کرد. در این مطالعه کارایی پویا برای شرکت‌های آب و فاضلاب انگلیس با در نظر گرفتن سرمایه به‌عنوان یک نهاد شبه ثابت با استفاده از رویکرد تحلیل پوششی داده‌های پویا برای دوره زمانی ۲۰۱۱-۱۹۹۷ اندازه گرفته شده است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که تخصیص نامناسب میان دوره‌ای نهاد شبه ثابت سرمایه، مهم‌ترین عامل ناکارایی است.

-
1. García-Sánchez
 2. Aubert & Reynaud
 3. Wisconsin
 4. Erbetta and Cave
 5. Office of Water Services (UK government)
 6. Pointon and Matthews

در زمینه سرمایه‌گذاری بهینه نیز یک مطالعه توسط کاوالیری و همکاران^۱ (۲۰۱۷)، انجام گرفته است که در آن به بررسی سرمایه‌گذاری بهینه برای کاهش تلفات آب در یک صنعت تنظیم شده آب با تقاضای کاملاً بی‌کشش و اطلاعات خصوصی در مورد کارایی سرمایه‌گذاری محلی پرداخته شده است. در این مطالعه حالت‌های مالکیت خصوصی و عمومی در حالت مکانیسم سقف درآمد نیز، مقایسه شده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که تفاوت‌های قیمتی ناشی از تفاوت‌ها در مالکیت و ساختار مالی است.

در ایران نیز در یک مطالعه رضایی و همکاران (۱۳۸۹)، به اندازه‌گیری کارایی شرکت‌های آب و فاضلاب شهری در بخش آب در استان‌های کشور با استفاده از روش ناپارامتری تحلیل پوششی داده‌ها با دو فرض بازدهی ثابت نسبت به مقیاس و بازدهی متغیر نسبت به مقیاس پرداخته‌اند.

ابراهیمی و همکاران (۱۳۹۳)، در یک مطالعه به اندازه‌گیری کارایی شرکت‌های آب و فاضلاب به‌عنوان یک ابزار محرک تنظیم برای تحریک کارایی تولید و عرضه از طریق کاهش هزینه و بهبود کیفیت خدمات ارائه شده به‌وسیله توزیع‌کنندگان آب، پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که بهره‌وری صنعت آب و فاضلاب ایران در طول دوره ۲۰۰۸ تا ۲۰۱۱ کاهش یافته است.

رضائیان و عسگری‌نژاد (۱۳۹۳)، با استفاده از روش تحلیل پوششی داده‌ها و شبکه عصبی مصنوعی، به ارزیابی عملکرد شرکت‌های آب و فاضلاب استان مازندران برای سال‌های ۱۳۸۹ و ۱۳۹۰ پرداخته است. نتایج نشان می‌دهد که با ترکیب وزنی رتبه و کارایی با بهترین مقادیر تنظیم شده رتبه‌های محاسبه شده برای هر دو تکنیک مقادیری برابر به دست آورده‌اند. سجادی فر و همکاران (۱۳۹۷)، به تحلیل شاخص‌های بهره‌وری شرکت‌های آب و فاضلاب شهری، برای ۳۴ شرکت آب و فاضلاب، طی بازه زمانی ۱۳۸۵-۱۳۹۵، پرداخته‌اند. در این تحقیق از روش پارامتریک برای تخمین بهره‌وری عوامل تولید استفاده شده است. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد که بهره‌وری سرمایه، انرژی و کل عامل‌های تولید در سال‌های ۱۳۹۴ و ۱۳۹۵ کاهش یافته و بهره‌وری نیروی کار تقریباً ثابت مانده است. ملاحظه می‌شود در این مطالعه از داده‌های کیفیت خدمات شرکت‌های آب و فاضلاب و متغیرهای محیطی در محاسبه بهره‌وری استفاده نشده است.

1. Cavaliere et al

از این‌رو ملاحظه می‌شود که برای شرکت‌های آب و فاضلاب شهری، مطالعاتی که در آن کارایی پویا با استفاده از رویکرد بیزین اندازه‌گیری شود، محدود هستند. در مجموع، این مطالعه نسبت به مطالعات دیگر دارای جنبه‌های نوآوری به شرح زیر است: اول اینکه، در مطالعات داخل کشور، شاخص کیفیت خدمات در محاسبه کارایی شرکت‌ها لحاظ نشده‌اند در حالی که در مطالعه حاضر شاخص‌های کیفیت ارائه خدمات آب مورد توجه قرار گرفته‌اند. ثانیاً، مدل کارایی پویا گسترش داده شده است تا ناهمگونی در کارایی تکنیکی بلندمدت شرکت‌ها امکان‌پذیر شود. کارایی تکنیکی بلندمدت در این حالت، تفاوت در بین شرکت‌ها را نه تنها براساس درجه‌های مختلف پایداری ناکارایی، بلکه به دلیل تفاوت در ویژگی‌های خاص هر شرکت، ممکن می‌سازد. افزون بر این، از یک روش جایگزین برای مدل‌سازی پایداری ناکارایی استفاده شده است.

۳- چارچوب نظری

کارایی را می‌توان میزان دستیابی یک واحد اقتصادی به سطح تولید بهینه تعریف کرد و میزان کمی آن را از نسبت میزان تولید جاری به تولید بالقوه به دست آورد (ایزیدی، ۱۳۸۸: ۱۶). کارایی را می‌توان از جنبه‌های مختلف به دسته‌های مختلفی تقسیم کرد. از جنبه دوره زمانی، دو نوع کارایی وجود دارد، کارایی ایستا و پویا. در کارایی ایستا به اندازه‌گیری کارایی یک شرکت در یک نقطه از زمان پرداخته می‌شود ولی در کارایی پویا کارایی شرکت در طی زمان اندازه‌گیری می‌شود (اسکواس^۱، ۲۰۱۶). مباحث کارایی به صورت مدون و نظام یافته توسط بررسی‌ها و مطالعات دبرو^۲ (۱۹۵۹) و و کوپمنز^۳ (۱۹۵۱) آغاز شده و توسط فارل^۴ (۱۹۵۷) ادامه یافته، ولی امکان عملی اندازه‌گیری کارایی در سال ۱۹۷۷ با روش اقتصادسنجی (SFA) و در سال ۱۹۷۸ با روش برنامه‌ریزی خطی (DEA)، فراهم شده است (امامی میبیدی، ۱۳۷۹: ۱۲۷). پس از آن محققان بسیاری در این زمینه شروع به فعالیت کرده‌اند، اما تمام تلاش‌ها معطوف به اندازه‌گیری کارایی ایستا بوده است. برای فرمول‌بندی کارایی پویا دو مدل فرم خلاصه

1. Skevas
2. Debreu
3. Copmans
4. Farrell

شده^۱ و مدل‌های ساختاری^۲ معرفی شده‌اند. مدل‌های فرم خلاصه شده از قابلیت سهولت در برآورد اقتصادسنجی برخوردارند و مدل‌های ساختاری به صورت شفاف ساختار پویای مسئله تصمیم‌گیری بنگاه را معرفی می‌کنند. برآورد مستقیم مدل‌های ساختاری یا به دلیل در دسترس نبودن داده‌ها و یا به دلیل محدودیت‌های محاسباتی در بسیاری از موارد مقدور نیست، بنابراین، بسیاری از روش‌های تخمین این مدل‌ها بر نظریه دوگانگی پویا تکیه می‌کنند (اموالوماتیس^۳، ۲۰۰۶).

بحث کارایی و اندازه‌گیری آن یکی از مباحث مهم در تنظیم است. تنظیم، یک ابزار سیاسی در دست دولت برای حمایت از منافع مشتریان و تضمین حداقل بازدهی قابل قبول برای سرمایه‌گذاران در بخش‌ها با ساختار انحصاری است. تنظیم، اثر مهمی بر کارایی پویا به شکل اثر بر انگیزه برای سرمایه‌گذاری در تحقیق و توسعه و اتخاذ نوآوری‌های جدید دارد (ویسکوزی و همکاران^۴، ۱۹۹۵). ویسکوزی، ورنون و هارینگتون^۵ (۱۹۹۵: ۵-۵۳۴)، چهار اثر تنظیم قیمت را بر نوآوری به صورت زیر مطرح کرده‌اند: ۱. تنظیمی که با پایین نگه داشتن قیمت سبب غیرسود آور شدن صنعت و مانع ورود رقبا شود، کاهش نوآوری را در پی دارد. ۲. اگر تنظیم، قیمت را زیر هزینه نگه دارد و موجب زیان شرکت‌ها شود ممکن است که تنظیم، یک کاهش در نرخ نوآوری را نتیجه دهد. ۳. اگر تنظیم به صورتی باشد که قیمت‌های محصولات مختلف را بیش از حد بالا نگه دارد، نرخ بالاتری از نوآوری را نتیجه می‌دهد. ۴. وقفه‌ها در فرآیند نظارتی به نوآوری توسط شرکت‌های تنظیم شده، منجر می‌شود.

ملاحظه می‌شود که تنظیم بر میزان سرمایه‌گذاری شرکت در تحقیق و توسعه و نوآوری اثر می‌گذارد. به منظور درک بهتر شیوه تأثیرگذاری تنظیم بر فرآیند تصمیم‌گیری شرکت در زمینه سرمایه‌گذاری و تعیین سطح ذخیره سرمایه، از تابع زیان پیرا^۶ (۲۰۰۱) که توسط پودینه و همکاران^۷ (۲۰۱۴)، به کار گرفته شده، استفاده می‌شود. براین اساس، شرکت مجموع انتظاری تنزیل شده هزینه‌های تعدیل آینده و هزینه‌های

-
1. Reduced-form models
 2. Structural models
 3. Emvalomatis
 4. Viscusi et al.
 5. Viscusi, Vernon and Harrington
 6. Pereira
 7. Poudinehet al.

انحراف از مسیر بهینه ذخیره سرمایه را با توجه به قید فرآیند انباشت سرمایه، به صورت زیر مینیمم می‌کند:

$$\text{Min} E_t \sum_{i=0}^{\infty} \eta^i [(K_{t+i} - K_{t+i}^*)^2 + b(\text{In}_{t+i})^2] \quad (1)$$

$$\text{s.t.} : K_{t+i+1} - K_{t+i} = I_{t+i} - \phi K_{t+i}$$

که $0 < \eta < 1$ عامل تنزیل است و $b(\text{In}_{t+i})^2$ ، یک تابع درجه دوم است که ارائه‌دهنده هزینه تعدیل است و b نشان‌دهنده اهمیت هزینه تعدیل در هزینه عدم تعادل می‌باشد و E_t ، عملگر انتظار شرطی در مجموع اطلاعات در دسترس برای شرکت در زمان t است. با استفاده از حساب تغییرات زمان گسسته، شرط مرتبه اول برای مسئله بهینه‌سازی پویا در (۱)، منجر به معادله اولر در رابطه (۲)، می‌شود، که مسیر بهینه برای ذخیره سرمایه را نشان می‌دهد:

$$E_t K_{t+1} - \frac{[(1-\phi)^2 + b^{-1} + \eta^{-1}]}{(1-\phi)} K_t + \frac{1}{\eta} K_{t-1} = -\frac{b^{-1}}{(1-\phi)} K_t^* \quad (2)$$

با استفاده از این فرض ساده‌سازی که نرخ استهلاک صفر است ($\phi = 0$) و یک عملگر انتظارات شرطی، رابطه بالا به رابطه زیر تبدیل می‌شود:

$$B^2 + \zeta B^{-1} + \frac{1}{\eta} E_t K_{t-1} = -b^{-1} E_t K_t^* \quad (3)$$

که $\zeta = -[1 + b^{-1} + \eta^{-1}] < 0$ ، B ، یک عملگر است که به صورت $B^{-j} E_t x_t = E_t x_{t+j}$ ، تعریف می‌شود. معادله (۴)، می‌تواند به عوامل آن به صورت زیر تجزیه شود:

$$(\theta_1 - B^{-1})(\theta_2 - B^{-1}) E_t K_{t-1} = -b^{-1} E_t K_t^* \quad (4)$$

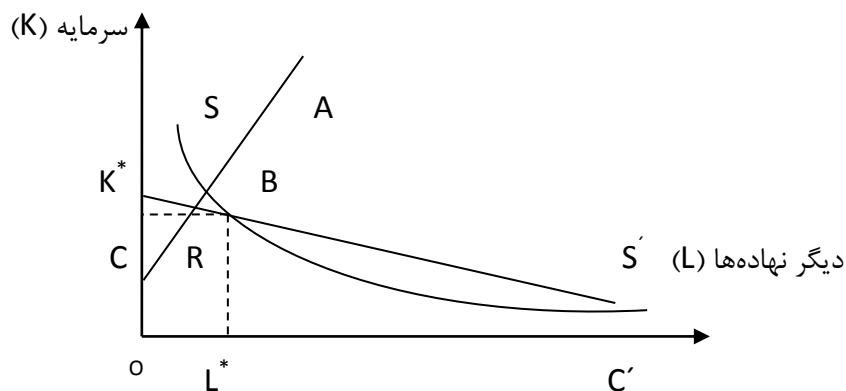
که $\theta_1 + \theta_2 = -\zeta$ و $\theta_1 + \theta_2 = -\zeta$. که می‌توان نتیجه گرفت که هر دو ریشه مثبت هستند. رابطه (۴)، با توجه به ریشه ناپایدار θ_2 ، منجر به معادله حرکت ذخیره سرمایه به صورت زیر می‌شود:

$$K_t = \theta_1 K_{t-1} + \theta_2 \eta b^{-1} \sum_{i=0}^{\infty} (\theta_1 \eta)^i E_t K_{t+i}^* \quad (5)$$

اگر هر دو طرف رابطه (۵)، در $(B^{-1} - 1)$ ، ضرب شود، یک معادله مشابه برای حرکت سرمایه‌گذاری به صورت معادله (۶) به دست می‌آید:

$$I_t = \theta_1 I_{t-1} + \theta_2 \eta b^{-1} \sum_{i=0}^{\infty} (\theta_1 \eta)^i E_t I_{t+i}^* \quad (6)$$

که $I_t = K_{t+1} - K_t$ و $I_t^* = K_{t+1}^* - K_t^*$. از این رو، سطح سرمایه (یا سرمایه‌گذاری)، در دوره جاری به‌طور مستقیم از مقدار آن در دوره قبل و همچنین مقدار سرمایه (یا سرمایه‌گذاری) بهینه جاری و انتظاری آن در آینده، تأثیر می‌پذیرد. وجود یک فرآیند خودرگرسیو برای سرمایه‌گذاری، یک رابطه همانند را برای ناکارایی تکنیکی نتیجه می‌دهد. شکل ۱، کارایی تکنیکی، تخصیصی و اقتصادی یک شرکت را به‌صورت نموداری نشان می‌دهد. فرض می‌شود که شرکت از دو نهاد (سرمایه (K) و دیگر نهاده‌ها (L))، برای تولید یک ستانده واحد استفاده می‌کند. منحنی هم‌مقداری SS' نشان دهنده مرز تولید است. خط CC' ، در سوی دیگر، نشان‌دهنده مینیمم هزینه ترکیبات نهاده‌ها می‌باشد.



نمودار ۱. کارایی تکنیکی، تخصیصی و اقتصادی

منبع: پودینه و همکاران (۲۰۱۴)

فرض کنید که نقطه A عملکرد مشاهده شده یک شرکت باشد، کارایی تکنیکی را می‌توان به‌صورت $TE = OB/OA$ و کارایی تخصیصی را به‌صورت $AE = OR/OB$ تعریف کرد. در سوی دیگر کارایی اقتصادی از حاصل ضرب کارایی تکنیکی و اقتصادی به‌صورت زیر ایجاد می‌شود:

$$EE = TE \times AE = OR/OA \quad (7)$$

همان‌طور که قبلاً هم ذکر شد یک فرآیند خودرگرسیو برای سرمایه، یک رابطه همانند را برای ناکارایی شرکت را نتیجه می‌دهد.

روشن است که در شکل (۱)، $OB = \sqrt{K^{*2} + L^{*2}}$ است که K^* و L^* نشان دهنده سطوح کارای سرمایه و سایر نهاده‌ها هستند. به‌طور مشابه، $OA = \sqrt{K^2 + L^2}$ است که K از فرآیند رابطه (۵) پیروی می‌کند. با تعریف کارایی تکنیکی به‌صورت $TE = \exp(-u_t)$ که u_t سطح ناکارایی است، داریم:

$$u_t = -\log(TE) = -\log(OB/OA) = -\log(\sqrt{K^{*2} + L^{*2}} / \sqrt{K^2 + L^2}) = \frac{1}{2} \log(K^2 + L^2) / (K^{*2} + L^{*2}) \quad (۸)$$

که می‌توان آن را بیشتر ساده‌سازی کرد:

$$u_t = 1/2 \log[(K/K^*)^2 \times KS + LS] \quad (۹)$$

$$KS = L^2 / (K^{*2} + L^{*2}) \quad \text{و} \quad KS = 1 / (1 + (L^2 / K^{*2}))$$

اگر رابطه (۵) در رابطه (۹) جایگذاری کنیم، داریم:

$$u_t = \frac{1}{2} \log\left[\left(\frac{\theta_1 K_{t-1} + \theta_1 \eta b^{-1} \sum_{i=0}^{\infty} (\theta_1 \eta)^i E_t K_{t+i}^*}{K^*}\right)^2 KS + LS\right] \quad (۱۰)$$

که می‌تواند به‌صورت زیر دوباره بازنویسی شود:

$$u_t = \frac{1}{2} \log\left\{\left(\frac{\theta_1 K_{t-1}}{K^*}\right)^2 KS + LS + \frac{(\theta_1 \eta b^{-1} \sum_{i=0}^{\infty} (\theta_1 \eta)^i E_t K_{t+i}^*)^2 + 2(\theta_1 K_{t-1})(\theta_1 \eta b^{-1} \sum_{i=0}^{\infty} (\theta_1 \eta)^i E_t K_{t+i}^*)}{K^{*2}} KS\right\} \quad (۱۱)$$

به‌طوری‌که، $u_{t-1} = \frac{1}{2} \log\left[\left(\frac{K_{t-1}}{K^*}\right)^2 KS + LS\right]$ ، رابطه (۱۱) به روشنی نشان می‌دهد که ناکارایی در دوره جاری با ناکارایی در دوره‌های قبل همبسته است. نسخه اقتصادسنجی این رابطه برای u_t به‌صورت زیر است:

$$u_t = \alpha + (1 - \psi)u_{t-1} + \varepsilon_t \quad (۱۲)$$

که α ، یک ثابت است، ε_t ، یک شوک تصادفی برای سطح ناکارایی در دوره جاری و $1 - \psi$ ، پایایی ناکارایی را نشان می‌دهد (یعنی ψ ، سرعت تعدیل ناکارایی می‌باشد).

عبارت $\alpha + (1-\psi)u_{t-1}$ در رابطه (۱۶)، مقدار انتظاری u_t با فرض u_{t-1} است. به عبارت دیگر، با فرض سطح قبلی ناکارایی و حضور یک فرآیند خودرگرسیون، انتظار می‌رود که ناکارایی شرکت، ترکیبی از یک عبارت ثابت (α) و ناکارایی آن در دوره قبل (u_{t-1}) باشد که با $(-\psi)u_{t-1}$ اندکی تعدیل شده است. به هر حال در عمل، به دلیل شوک‌های خاص (ε_t)، یعنی مشاهده شده ناکارایی می‌تواند کمتر یا بیشتر از مقدار انتظاری باشد. این شوک‌ها امید ریاضی صفر دارند و سبب می‌شوند ناکارایی شرکت از مسیر انتظاری آن، انحراف داشته باشد. آن و سیکلس^۱، این شوک‌ها را ناشی از ظهور تکنولوژی‌های جدی، تنظیم یا عدم تنظیم و تغییرات در رفتار رقبا، نسبت داده‌اند. سرمایه‌گذاری نیز یک عامل مهم در ایجاد شوک دوره‌ای خاص برای سطح جاری ناکارایی است که برای دوره‌های متوالی باقی می‌ماند.

از رابطه (۱۲) فهمیده می‌شود که انتقال ناکارایی در بین دوره‌ها تنها زمانی که $\psi \neq 1$ باشد، وجود دارد. اگر $0 < \psi < 1$ باشد، به این معنی است که نرخ انتقال ناکارایی به مرور زمان کاهنده می‌شود. که تحت این شرایط، یک ψ بزرگ‌تر دلالت بر یک تعدیل سریع‌تر به سمت تعادل بلندمدت و یک سطح پایین‌تر پایایی ناکارایی دارد. برعکس، یک ψ کمتر، به تأخیر افتادن پایایی ناکارایی و از این‌رو ناتوانایی تولیدکننده در بهینه کردن سریع هزینه‌اش را نشان می‌دهد. در سوی دیگر اگر ψ مساوی صفر باشد، دلالت بر عدم تمایل ناکارایی برای برگشت به یک نقطه تعادل دارد.

اگرچه در کوتاه‌مدت، ناکارایی شرکت به مقدار گذشته آن وابسته است، در بلندمدت تنها به مقدار α و ψ بستگی دارد. اگر $0 < \psi < 1$ و ε_t یک فرآیند نوفه سفید باشد، ناکارایی بلندمدت انتظاری $\frac{\alpha}{\psi}$ خواهد بود.

از این‌رو در هر دوره مفروض، ناکارایی تکنیکی دو جزء دارد. یک جزء مربوط به اثرات دوره خاص (ε_t) است و جزء دیگر ناکارایی از دوره قبل ($\alpha + (1-\psi)z_{t-1}$) می‌باشد. این نشان می‌دهد که ناکارایی‌هایی که مربوط به تعدیل آهسته سرمایه هستند و هزینه‌های تعدیل وابسته در طول زمان باقی می‌مانند بدون اینکه شرکت‌ها کنترل زیادی بر آنها در کوتاه‌مدت داشته باشند.

۴- مواد و روش‌ها

در این مطالعه برای محاسبه کارایی پویا، از مدلی که توسط گالن و همکاران^۱ (۲۰۱۵)، معرفی شده، استفاده می‌شود. این مدل نسبت به مدل‌هایی که در مطالعات قبلی^۲ به کار گرفته شده‌اند، امکان جداسازی اجزای پایا و ناپایایی در ناکارایی را فراهم کرده است، همچنین شامل ویژگی‌های ویژه ذاتی برای شرکت‌ها می‌باشد. همچنین، این مدل امکان وارد کردن جزء پایایی ناکارایی را برای تغییر بین شرکت‌ها را فراهم می‌کند. در ادامه، این مدل پویای کلی که همه ویژگی‌های فوق را دارد، آورده شده است.

$$y_{it} = X_{it}\beta + v_{it} - u_{it}, v_{it} \sim N(0, \sigma_v^2) \quad (13)$$

$$\log u_{it} = \theta_{it} + z_{it}Y + \xi_{it}, \xi_{it} \sim N(0, \sigma_\xi^2) \quad (14)$$

$$\theta_{it} = \omega + \rho_i \theta_{i,t-1} + \eta_{it}, \eta_{it} \sim N(0, \sigma_\eta^2), t = 2, \dots, T \quad (15)$$

$$\theta_{it} = \frac{\omega}{1 - \rho_i} + \eta_{it}, \eta_{it} \sim N(0, \frac{\sigma_\eta^2}{1 - \rho_i^2}), t = 1. \quad (16)$$

مرز تصادفی ارائه شده در روابط (۱۳) و (۱۴)، تصریح پویایی برای ناکارایی است که θ_{it} ، ارائه‌دهنده جزء پایایی می‌باشد که وابسته به ویژگی‌های شرکت نیست، z_{it} ، یک بردار سطری از متغیرهای ناهمگنی ویژه شرکت‌ها است، γ ، یک بردار از پارامترها و ξ_{it} ، یک فرآیند نویز سفید با واریانس ثابت σ_ξ^2 است که ارائه‌دهنده شوک‌های تصادفی می‌باشد که ناپایایی در زمان را ممکن می‌سازد. جزء پایایی θ_{it} ، از یک فرآیند خودرگرسیون که در رابطه (۱۵)، ارائه شده است، پیروی می‌کند که ω ، یک ثابت می‌باشد، ρ_i پارامتر پایایی ویژه شرکت است که نسبت بخش پویای ناکارایی که از یک دوره به دوره بعد منتقل می‌شود، را اندازه می‌گیرد. سرانجام، η_{it} ، شوک‌های تصادفی را ارائه می‌دهد که از یک توزیع نرمال با واریانس، σ_η^2 پیروی می‌کند. فرض می‌شود این فرآیند پایا و رابطه (۱۶)، مقدار اولیه آن است.

پایایی تضمین می‌کند که پویایی‌های لگاریتم ناکارایی به سمت مثبت یا منفی بی‌نهایت میل نکنند. برای پارامترهای پایا لازم است شرط $|\rho_i| < 1$ ، برقرار باشد. این

1. Galan et al.

2. Tsionas and Kumbhakar (2014), Filippini and Hunt(2015), Filippini and Greene (2016), Badunenko and Kumbhakar (2016), Tsionas (2006), Emvalomatis et al. (2011), Emvalomatis (2012a), Galfian et al.(2015).

مدل به شرکت‌ها این امکان را می‌دهد که برخی از ویژگی‌های مشترک را به اشتراک بگذارند. آنها یک جزء پویایی بلندمدت کلی به صورت ω ، کشش‌های مشترک برای متغیرهای محیطی و یک نسبت مشترک بخش پویای ناکارایی که در زمان پایا هست، دارند. سرانجام، عبارت پایایی ویژه شرکت ρ_i فرض می‌شود که حول یک میانگین پایایی بخشی با قابلیت تغییر ویژه، تغییر می‌کند.

مشخصات پویای پیشنهاد شده در سیستم معادلات (۱۴) تا (۱۶)، دیگر مدل‌ها در ادبیات پویایی را در برمی‌گیرد و اجازه می‌دهد که برخی فرضیه‌ها با در نظر گرفتن محدودیت‌ها، مقایسه شوند. هزینه‌های همگن تعدیل برای همه شرکت‌ها را می‌توان با تحمیل شرط، بررسی کرد.

در این مطالعه از استنتاج بیزین برای تخمین کارایی پویا استفاده می‌شود. استنتاج بیزین برای مدل‌های مرز تصادفی به وسیله ون دن بروک و همکاران^۱ (۱۹۹۴)، معرفی شده است. در میان مزایای اصلی این روش، می‌توان به جا دادن پارامتر عدم قطعیت و استخراج تراکم اولیه کارایی‌ها برای هر شرکت اشاره کرد. همه معادلات (۱۴) تا (۱۶)، به وسیله روش بیزین برازش می‌شوند. در این روش، برای پارامترها توزیع‌های اولیه حقیقی فرض می‌شود. برای به دست آوردن این توزیع‌های اولیه و مقادیر اولیه از مطالعات قبلی استفاده می‌شود^۲. به طور ویژه، فرض می‌شود توزیع‌ها برای پارامترها در تابع مسافت به صورت $\beta \sim N(0, \sum \beta)$ هستند که $\sum \beta - 1$ یک ماتریس قطری با در نظر گرفتن مقدار 0.001 به عنوان دقت برای همه ضرایب است. معکوس واریانس عبارت خطای ویژه، دارای توزیع گاما است که معادل $\sigma_v^{-2} \sim G(a, b)$ است که a و b ، 0.1 در نظر گرفته می‌شوند.

در معادله (۱۴)، ناکارایی که از یک توزیع نرمال لگاریتمی پیروی می‌کند، از این رو $u_{it} | \theta_{it}, z_{it}, \gamma, \sigma_\xi^2 \sim LN(\theta_{it} + z_{it}\gamma, \sigma_\xi^2)$ جزء میانگین به دو جزء پارامتر پویای مشاهده نشده و جزء ناهمگنی مشاهده شده تقسیم می‌شود.

توزیع برای پارامترهای مشاهده نشده که پویایی‌ها را مدل‌سازی می‌کنند، به صورت $\theta_{it} | \theta_{i,t-1}, \omega, s_{it}, \psi, \rho_i, \sigma_\eta^2 \sim N(\omega + s_{it}\psi + \rho_i\theta_{i,t-1}, \sigma_\eta^2)$ برای $t=2, \dots, T$ هستند. با فرض پایایی، داریم که:

1. van den Broeck et al.

2. Galán et al. (2015) و Skevas(2016).

$$\theta_{i1} | \omega, s_{i1}, \psi, \rho_i, \sigma_\eta^2 \sim N\left(\frac{\omega + s_{i1}\psi}{1 - \rho_i}, \frac{\sigma_\eta^2}{1 - \rho_i^2}\right)$$

توزیع برای جمله مشترک ω نرمال است که میانگین و دقت آن به ترتیب $1/5$ و 1 در نظر گرفته شده است. توزیع برای پارامترهای شوک‌های مشاهده شده پایدار به صورت $\psi \sim N(0, \sum \psi)$ هستند که $\sum \psi - 1$ ، یک ماتریس قطری می‌باشد و برای دقت توزیع مقدار 0.1 در نظر گرفته شده است. سرانجام، توزیع برای پارامترهای مشخصه شرکت در ناکارایی عبارتند از: $\gamma \sim N(0, \sum \gamma)$ که $\sum \gamma - 1$ ، یک ماتریس قطری است که برای دقت هر ضریب، مقدار 0.1 در نظر گرفته می‌شود. با توجه به پارامترهای پایداری، فرض می‌شود $|\rho_i| < 1$ ، پایایی را تضمین می‌کند. از آنجا که، پارامترهای پایداری، اجازه دارند در بین شرکت‌ها تغییر کنند، یک سلسله مراتبی را به صورت زیر برای آنها تعریف می‌کنیم:

در حالی که قید پایداری همگنی $\rho_i = \rho$ ، تحمیل می‌شود، $\rho = 2h - 1$ با h که از قبل تعریف شده است، تعریف می‌شود. در این حالت فرض می‌شود معکوس واریانس از یک توزیع گاما پیروی می‌کند که $\sigma_\eta^{-2}, \sigma_\varepsilon^{-2} \sim G(n, d)$ ، با مقادیر از قبل تنظیم شده به ترتیب به صورت: n مساوی 10 ، d مساوی 0.1 و n مساوی 1 و d مساوی 0.05 می‌باشد.

پیچیدگی این مدل‌ها استفاده از روش‌های ترکیب عددی مانند زنجیره مونت کارلو مارکوف (MCMC) و به طور ویژه الگوریتم نمونه‌گیری گیبس^۲ را با افزایش داده‌ها، همان‌گونه که توسط کوپ و همکاران^۳ (۱۹۹۵)، معرفی شده است، الزامی می‌کند. برای مدل‌های این مطالعه، از نرم‌افزار WinBUGS به پیروی از روش عمومی ارائه شده توسط گریفین و استیل^۴ (۲۰۰۷)، استفاده می‌شود. از آنجا که اگر مقدار اولیه داده شده به هر پارامتر خیلی از میانگین توزیع آن پارامتر دور باشد، همگرایی تنها بعد از 50000 بار تکرار حاصل می‌شود از این رو، در اینجا از 88000 بار تکرار برای زنجیره مارکوف استفاده می‌شود که هر 25 بار تکرار یک وقفه بین تکرارها در نظر گرفته می‌شود.

-
1. Markov Chain Monte Carlo
 2. the Gibbs Sampling algorithm
 3. Koop et al.
 4. Griffin and Steel

داده‌های مورد نیاز برای این مطالعه از سالنامه آماری آب کشور، شرکت مهندسی آب و فاضلاب کشور و گزارش‌های وزارت نیرو برای ۳۵ شرکت آب و فاضلاب شهری ایران^۱ جمع‌آوری شده‌اند. متغیرهای این مطالعه به شرح زیر می‌باشند:

ستانده‌ها عبارتند از: تعداد مشترکان و آب فروش رفته و نهاده‌ها شامل تعداد نیروی کار، سرمایه و شاخص‌های کیفیت. برای بررسی عوامل مؤثر بر ناکارایی شرکت‌ها، علاوه بر در نظر گرفتن متغیرهای محیطی (میزان بارش و نسبت آب زیرزمینی به کل حجم آب خام)، متغیرهای تعداد حوادث در شبکه توزیع آب، تعداد کنتورهای معیوب در بخش توزیع آب، طول اصلاح شبکه توزیع و طول توسعه شبکه توزیع در نظر گرفته شده است. برای موجودی سرمایه اطلاعاتی موجود نبود و از این رو با تخمین ارزش مخازن، تصفیه‌خانه‌های آب، شبکه توزیع آب، ارزش کلرزن‌ها و پمپ‌ها، به‌طور تقریبی موجودی سرمایه برای هر شرکت محاسبه شده است. برای شاخص‌های کیفیت ارائه خدمات، با توجه به اطلاعات موجود از شاخص‌های تعداد روزهای استمرار عرضه آب در سال و میانگین مدت زمان نصب انشعاب جدید از زمان درخواست استفاده شده است. از آنجا که افزایش شاخص میانگین مدت زمان نصب انشعاب جدید از زمان درخواست به معنای کاهش سطح کیفیت ارائه خدمات است لذا همانند کار وودباری و دولری^۲ (۲۰۰۴)، برای هماهنگ کردن دو شاخص کیفیت، به جای در نظر گرفتن میانگین مدت زمان نصب انشعاب جدید از زمان درخواست، معکوس آن در نظر گرفته می‌شود. مدلی که در این مطالعه باید تخمین زده شود یک تابع ترانسلوگ نهاده محور است که با در نظر گرفتن مشخصه‌های پویا در معادلات (۱۴) تا (۱۶) برای توزیع ناکارایی، به‌صورت زیر است:

$$\begin{aligned}
 -\ln x_{4_{it}} = & \beta_0 + \sum_{m=1}^2 \beta_m \ln y_{m_{it}} + \sum_{r=1}^3 \sigma_r \ln \left(\frac{x_{r_{it}}}{x_{4_{it}}} \right) + \\
 & 1/2 \sum_{m=1}^2 \sum_{n=1}^2 \beta_{mn} \ln y_{m_{it}} \ln y_{n_{it}} + 1/2 \sum_{r=1}^3 \sum_{s=1}^3 \sigma_{rs} \ln \left(\frac{x_{r_{it}}}{x_{4_{it}}} \right) \ln \left(\frac{x_{s_{it}}}{x_{4_{it}}} \right) + \\
 & \sum_{m=1}^2 \sum_{r=1}^3 \eta_{mr} \ln y_{m_{it}} \ln \left(\frac{x_{r_{it}}}{x_{4_{it}}} \right) + \kappa_1 t + 1/2 \kappa_2 t^2 + \sum_{m=1}^2 \phi_m t \ln y_{m_{it}} +
 \end{aligned}$$

۱. شرکت‌های آب و فاضلاب شهری آذربایجان شرقی، آذربایجان غربی، اردبیل، اصفهان، کاشان، البرز، ایلام، بوشهر، تهران، چهارمحال و بختیاری، خراسان جنوبی، خراسان رضوی، مشهد، خراسان شمالی، خوزستان، اهواز، زنجان، سمنان، سیستان و بلوچستان، فارس، شیراز، قزوین، قم، کردستان، کرمان، کرمانشاه، کهگیلویه و بویر احمد، گلستان، گیلان، لرستان، مازندران، مرکزی، هرمزگان، همدان و یزد

2. Woodbury and Dollery

$$\sum_{r=1}^3 \varphi_r t \ln\left(\frac{x_{rit}}{x_{rit}}\right) - u_{it} + v_{it} \quad (17)$$

$$\log u_{it} = \theta_{it} + \sum_{p=1}^6 \gamma_p z_{p_i} + \xi_{it}; \xi_{it} \sim N(0, \sigma_\xi^2)$$

$$\theta_{it} = \omega + \rho_i \theta_{i,t-1} + \eta_{it}; \eta_{it} \sim N(0, \sigma_\eta^2), t = 2, \dots, T,$$

$$\theta_{i1} = \frac{\omega}{1 - \rho_i} + \eta_{i1}; \eta_{i1} \sim N(0, \frac{\sigma_\eta^2}{1 - \rho_i^2}), t = 1,$$

در این مدل علاوه بر شرط همگنی خطی در نهاده‌ها، تقارن اثرات مقطعی با الزام شرایط، $\beta_{mn} = \beta_{nm}, \delta_{rs} = \delta_{sr}$ در نظر گرفته می‌شود. همچنین در این مدل y_2, y_1 به ترتیب آب فروش رفته و تعداد مشترکان می‌باشند، x_4, x_3, x_2, x_1 به ترتیب عبارتند از تعداد نیروی کار، استمرار عرضه آب، معکوس مدت زمان نصب انشعاب جدید و سرمایه، $z_6, z_5, z_4, z_3, z_2, z_1$ نیز به ترتیب میزان بارندگی، نسبت آب زیرزمینی به کل حجم آب خام، تعداد حوادث آب، طول توسعه شبکه توزیع، طول اصلاح شبکه توزیع و تعداد کنتورهای معیوب هستند.

۲- یافته‌های تحقیق

با استفاده از مدل تصریح شده در رابطه (۱۷)، در اینجا ۲ مدل تخمین زده می‌شود. مدل ۱، پایداری در بین شرکت‌ها را ثابت در نظر می‌گیرد، یعنی برای همه شرکت‌ها، $\rho_i = \rho$ مدل ۲ نیز مدل معرفی شده در رابطه (۱۷)، به منظور ارزیابی میزان تداوم ناکارایی در شرکت‌ها در غیاب نیروهای خارجی مثل نهاد تنظیم‌گر است. در واقع در مدل ۲، پایداری در بین شرکت‌ها ثابت در نظر گرفته نشده است و به جای ρ ، ρ_i دارد یعنی در مدل ۲، نسبت بخش پویای ناکارایی که از یک دوره به دوره بعد منتقل می‌شود، برای هر شرکت و برای هر دوره مورد مطالعه به صورت جداگانه محاسبه می‌شود حال آن‌که در مدل ۱، این نسبت به صورت یک مقدار عمومی برای همه شرکت‌ها محاسبه می‌شود. نتایج مربوط به محاسبه میانگین پیشین توزیع پارامترها با رویکرد بیزین برای دو مدل در جدول ۲، آورده شده است. همان‌طور که نتایج نشان می‌دهند جزء پویایی بلندمدت کلی (w)، در مدل ۱، نسبت به مدل ۲، کمتر است که نشان‌دهنده تعدیل آهسته‌تر شرکت‌ها در بلندمدت به سمت شرایط بهینه می‌باشد. همچنین نتایج نشان می‌دهند که ضریب پارامتر پایداری عمومی، ρ در مدل ۱، دارای

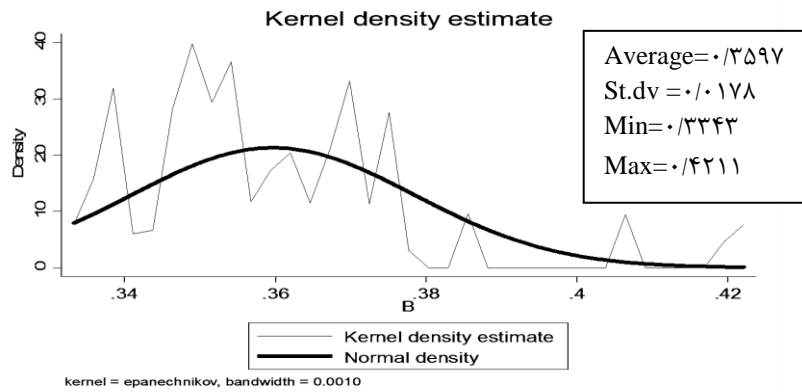
مقدار $0/5112$ است که بیانگر پایداری تا حدودی نسبتاً بالای ناکارایی در بخش توزیع آب شرکت‌های آب و فاضلاب شهری کشور می‌باشد که پایداری نسبتاً بالا در ناکارایی به دلیل حضور هزینه‌های نسبتاً بالای تعدیل است. شکل ۱، تراکم پیشین و خلاصه آماری متغیر پایایی ناکارایی، p_i ، برای مدل ۲ را نشان می‌دهد. میانگین پایایی ناکارایی در بین شرکت‌ها در دوره مورد مطالعه $0/3597$ ، است که یک مقدار نسبتاً پایینی دارد. تغییرات این متغیر حول میانگین، نسبتاً پایین است. این امر نشان می‌دهد که براساس مدل ۲، شرکت‌ها با هزینه‌های تعدیل نسبتاً پایینی، مواجه هستند که منجر به از بین رفتن ناکارایی در آینده می‌شود. از این‌رو در مدل ۲، نسبت بخش پویای ناکارایی که از یک دوره به دوره بعد منتقل می‌شود، نسبت به مدل ۱، کمتر است. نتایج جدول ۳، در ضمیمه نشان می‌دهند که بیشترین ناپایداری در ناکارایی مربوط به شرکت آب و فاضلاب مازندران و کمترین آن مربوط به استان همدان است.

جدول ۲. نتایج محاسبه میانگین پیشین توزیع پارامترها با رویکرد بیزین برای هر دو مدل

ضریب	مدل ۱			مدل ۲		
	میانگین	انحراف معیار	خطای مونت کارلو	میانگین	انحراف معیار	خطای مونت کارلو
β_0	۱/۲۴۶	۵/۲۶۸	۰/۲۷	۰/۱۷۳۱	۵/۳۰۲	۰/۳۷۲
β_1	۰/۰۰۶۸	۰/۳۵۲۶	۰/۰۱۵۶۶	۰/۰۳۷۰۸	۰/۳۵۱۲	۰/۰۱۷۵۹
β_2	۰/۲۰۷۷	۰/۳۳۸۷	۰/۰۱۳۹۶	۰/۱۶۳۸	۰/۳۵۵۶	۰/۰۲۰۹۰
β_{11}	-۰/۰۴۷۱۱	۰/۱۹۳۱	۰/۰۱۱۲۹	-۰/۰۱۴۶۸	۰/۱۸۰۳	۰/۰۱۰۴۹
β_{12}	-۰/۰۷۵۰۲	۰/۱۵۴۳	۰/۰۰۸۲۸۶	-۰/۰۹۶۹۹	۰/۱۵۳۵	۰/۰۰۸۹۴
β_{22}	۰/۰۶۷۰۸	۰/۲۱۱۲	۰/۰۱۰۳۷	۰/۰۵۶۵۲	۰/۲۱۹۶	۰/۰۱۱۴۷
δ_1	۰/۴۶۲	۰/۳۳۴۱	۰/۰۱۵۱۱	۰/۴۵۸	۰/۳۵۰۹	۰/۰۲۱۶۱
δ_2	-۰/۲۳۱۷	۰/۳۵۴	۰/۰۱۶۹۲	-۰/۳۰۶۷	۰/۳۵۶۴	۰/۰۲۳۲۳
δ_{11}	۰/۰۲۲۶۲	۰/۰۴۴۶۳	۰/۰۰۲۴۰۹	۰/۰۳۱۸۸	۰/۰۵۵۲۱	۰/۰۰۶۰۹
δ_{21}	۰/۰۰۰۰۳۲	۰/۰۰۲۶۴	۰/۰۰۰۱۲۵	۰/۰۰۰۰۷۸	۰/۰۰۲۵۸	۰/۰۰۰۱۳۳۳
δ_{22}	-۰/۰۱۶۳۱	۰/۰۲۷۵۶	۰/۰۰۱۱۴۱	-۰/۱۶۰۸	۰/۰۲۹۰۱	۰/۰۰۱۶۴۷
δ_{23}	۰/۲۳۹۳	۰/۰۴۸۵۱	۰/۰۰۲۲۳	۰/۲۲۷۸	۰/۰۴۸۰۳	۰/۰۰۲۶۸۳
δ_{12}	-۰/۰۱۶۶	۰/۰۲۶۳۴	۰/۰۰۱۴۲۴	۰/۰۱۰۶۵	۰/۰۳۲۰۱	۰/۰۰۳۰۵
δ_{13}	-۰/۰۰۰۲۳	۰/۰۰۱۳۹	۰/۰۰۰۰۵۲۳	-۰/۰۰۰۰۳	۰/۰۰۱۴	۰/۰۰۰۰۸
δ_{33}	-۰/۳۵۸۳	۰/۰۸۴۲۶	۰/۰۰۴۰۰۵	-۰/۳۴۵۸	۰/۰۸۱۲۶	۰/۰۰۴۵۴۶

مدل ۲			مدل ۱			
خطای مونت کارلو	انحراف معیار	میانگین	خطای مونت کارلو	انحراف معیار	میانگین	ضریب
۰/۰۰۴۷۵۳	۰/۰۷۹۴۹	-۰/۲۱۲۳	۰/۰۰۴۴۹	۰/۰۷۵۹۲	-۰/۲۲۰۹	η_{11}
۰/۰۰۴۳۷۹	۰/۰۸۳۸۴	۰/۰۹۸۱۳	۰/۰۰۴۳۶۳	۰/۰۸۵۸۶	۰/۱۲۱۸	η_{12}
۰/۰۰۶۰۹	۰/۱۰۵۲	-۰/۱۴۸۲	۰/۰۰۵۷۱۸	۰/۱۱۰۵	-۰/۱۷۵۵	η_{13}
۰/۰۰۷۴۴	۰/۱۰۱۵	۰/۱۵۰۸	۰/۰۰۵۹۵۶	۰/۰۹۶۱۷	۰/۱۴۶۸	η_{21}
۰/۰۰۴۰۸	۰/۰۹۳۴۸	۰/۱۳۱۸	۰/۰۰۵۶۸۲	۰/۰۹۸۰۹	۰/۱۲۵۶	η_{22}
۰/۰۰۶۴۳	۰/۱۲۵۱	-۰/۱۲۶	۰/۰۰۷۵۳	۰/۱۳۶۹	-۰/۱۰۴۴	η_{23}
۰/۰۱۲۶۲	۰/۲۳۶۶	-۰/۴۲	۰/۰۰۸۱۷۷	۰/۲۳۴	-۰/۳۸۸۶	κ_1
۰/۰۰۰۷۰۹	۰/۰۰۷۸	-۰/۰۱۱۹	۰/۰۰۰۲۷۸	۰/۰۰۶۵۱۶	-۰/۰۱۴۱	κ_2
			۰/۰۰۰۱۱۷۶	۰/۰۱۹۰۳	-۰/۰۳۷۲	ϕ_1
			۰/۰۰۰۱۳۶۲	۰/۰۲۲۲۴	-۰/۰۱۸۶۱	ϕ_2
۰/۰۰۱۰۲	۰/۰۲۰۵	-۰/۰۵۸۹۱	۰/۰۰۰۸۴۱۱	۰/۰۲۱۱	-۰/۰۵۸۵۶	φ_1
۰/۰۰۰۰۷۲۴۵	۰/۰۱۱۱۵	-۰/۰۳۸۶	۰/۰۰۰۰۴۱۲	۰/۰۱۱۰۶	-۰/۰۱۶۴۸	φ_2
۰/۰۰۰۰۳۱۵	۰/۰۰۰۰۴۰۳۹	۰/۰۰۰۰۸۶۹	۰/۰۰۰۰۱۳۸	۰/۰۰۰۰۴	۰/۰۰۰۰۳	φ_3
۰/۰۴۳	۰/۰۰۶۶	۰/۰۰۸۵	۰/۰۱۱۹	۰/۰۰۱۷۴	۰/۰۰۲۵	σ_v^2
۰/۰۳۰۵	۰/۰۰۵۲	۰/۰۰۵۵	۰/۰۴۴	۰/۰۰۶۸	۰/۰۰۴۸	σ_u^2
۰/۰۳۴۶۲	۰/۲۰۹۵	۰/۱۳۸۸	۰/۰۱۴۵۲	۰/۰۸۷۴۸	-۰/۱۱۶	γ_1
۰/۲۰۸	۱/۱۷۷	-۲/۷۹۳	۰/۰۳۰۴۱	۰/۱۷۶۷	-۱/۰۱۱	γ_2
۰/۰۳۹۸۵	۰/۲۴۵۷	۰/۳۵۹۳	۰/۰۱۹۰۴	۰/۱۱۳۳	۰/۹۸۴۲	γ_3
۰/۰۰۰۰۶۴	۰/۰۰۳۶۹	-۰/۰۳۳۱	۰/۰۰۰۲۱۹۵	۰/۰۰۱۳	-۰/۰۴۸	γ_4
۰/۰۰۱۳۴	۰/۰۰۷۶	۰/۰۱۴۲	۰/۰۰۰۳۴۹	۰/۰۰۲	-۰/۰۰۵	γ_5
۰/۰۰۰۰۰۹	۰/۰۰۰۰۵۲	-۰/۰۰۰۰۲	۰/۰۰۰۰۰۱۱	۰/۰۰۰۰۱	-۰/۰۰۰۰۱	γ_6
۰/۳۴۷۸	۰/۳۷۱۵	-۰/۳۹۴۹	۰/۰۰۰۱۵۲	۰/۰۱۲۰	-۰/۳۷۲	ω
۰/۰۲۹۰۵	۰/۳۰۹۷	۰/۳۵۹۷				$\bar{\rho}_1$
			۰/۰۴۳۹۹	۰/۲۵۳۸	۰/۵۱۱۲	ρ
۰/۰۳۰۵	۰/۰۰۵۲	۰/۰۰۵۵	۰/۰۴۴	۰/۰۰۶۸	۰/۰۰۴۸	σ_ξ^2
۰/۰۳۰۶	۰/۰۰۳۳	۰/۰۰۰۰۹۲۲	۰/۰۲۸۵	۰/۰۰۳۴	۰/۰۰۰۰۹۱	σ_η^2
۰/۰۳۵۲	۰/۰۰۳۸	۰/۰۰۱۰۶	۰/۰۳۸۶	۰/۰۰۴۶	۰/۰۰۱۲۳	$\sigma_{\eta_1}^2$

منبع: یافته‌های پژوهش



شکل ۱. چگالی پسین و خلاصه آماری پایایی ناکارایی ρ_i

منبع: یافته‌های پژوهش

میانگین نتایج مربوط به محاسبه کارایی تکنیکی پویا، تغییرات تکنیکی و بازده به مقیاس، برای دو مدل در جدول ۳، آورده شده است. براساس این نتایج، میانگین کارایی تکنیکی در بین شرکت‌ها و دوره مورد مطالعه برای مدل ۱، ۰/۹۷۱۶ و برای مدل ۲، ۰/۹۷۳۰ است که نشان می‌دهد، به‌طور متوسط شرکت‌های آب و فاضلاب در حال ارائه خدمات به ترتیب در مدل‌های ۱ و ۲ به اندازه ۹۷/۱۶ و ۹۷/۳۰ درصد، آنچه که با استفاده از نهاده‌ها و امکانات موجود، می‌توان ارائه داد، هستند. ملاحظه می‌شود، سطح کارایی تکنیکی شرکت‌های آب و فاضلاب بالاست. نتایج مربوط به تغییرات تکنیکی که در هر دو مدل منفی هستند و بازده به مقیاس که در هر دو مدل کاهش یافته است، نشان می‌دهد که شرکت‌های آب و فاضلاب شهری باید مقیاس عملکرد خود را کاهش دهند.

جدول ۳. نتایج محاسبه بازده به مقیاس شرکت‌ها در دو مدل

شاخص	مدل ۱	مدل ۲
کارایی تکنیکی	۰/۹۷۱۶	۰/۹۷۳۰
تغییرات تکنیکی	-۰/۰۳۳۱۵	-۰/۰۳۳۵۲
بازده به مقیاس	۰/۱۵۱	۰/۲۰۳

منبع: یافته‌های پژوهش

به منظور بررسی اثر ویژگی‌های خاص شرکت‌ها بر ناکارایی تکنیکی بخش توزیع آب شرکت‌های آب و فاضلاب، اثرات نهایی متغیرها با مشتق‌گیری از معادله دوم در رابطه (۱۷)، نسبت به متغیرهای در نظر گرفته شده در بردار z ، محاسبه شده است.^۱ نتایج این محاسبات برای دو مدل در جدول ۸، آورده شده است. ملاحظه می‌شود در هر دو طول توسعه شبکه توزیع و طول اصلاح شبکه توزیع، منفی است، که نشان‌دهنده اثر مثبت این عوامل بر کارایی تکنیکی بخش توزیع آب شرکت‌های آب و فاضلاب می‌باشد و اثر نهایی با توجه به تعداد حوادث آب و تعداد کنتورهای معیوب، در هر دو مدل مثبت است که نشان‌دهنده اثر منفی این دو عامل بر کارایی تکنیکی شرکت‌هاست. در هر دو مدل بیشترین اثر مثبت بر کارایی تکنیکی، مربوط به نسبت آب زیرزمینی به کل حجم آب خام است که به ترتیب هر یک درصد افزایش در این نسبت، به میزان ۲/۲۷ و ۴/۷۳ درصد به ترتیب در مدل‌های ۱ و ۲، سبب افزایش در کارایی تکنیکی می‌شود. که این اثر کاملاً منطقی می‌باشد، زیرا با میزان افزایش آب زیرزمینی، هزینه تصفیه آب برای شرکت‌ها کاهش می‌یابد و نیاز به تاسیسات پیچیده تصفیه آب ندارد. کمترین اثر در هر دو مدل مربوط به تعداد کنتورهای معیوب در شبکه توزیع آب است.

جدول ۴. اثرات نهایی متغیرها در z بر ناکارایی بلندمدت در مدل ۲

مدل ۲		مدل ۱		متغیرها
انحراف استاندارد	میانگین	انحراف استاندارد	میانگین	
۰/۰۰۶۳۱	-۰/۰۰۸۶۱	۰/۰۰۲۰۶	-۰/۰۰۲۶۵	میزان بارندگی
۰/۰۱۳۰	-۰/۰۴۷۳	۰/۰۰۴۲۶	-۰/۰۲۲۷	نسبت آب زیرزمینی به کل حجم آب خام
۰/۰۰۶۴۷	۰/۰۱۸۸	۰/۰۰۳۲۱	۰/۰۲۲۲	تعداد حوادث آب
۰/۰۰۰۲۴۳	-۰/۰۰۰۸۶	۰/۰۰۰۱۴۵	-۰/۰۰۱۰۹	طول توسعه شبکه توزیع
۰/۰۰۰۰۸۴	۰/۰۰۰۲۱۹	۰/۰۰۰۰۴۷	-۰/۰۰۰۱۰۸	طول اصلاح شبکه توزیع
۰/۰۰۰۰۰۲۳۲	۰/۰۰۰۰۰۷۷۸	۰/۰۰۰۰۰۳۴۲	۰/۰۰۰۰۰۲۷	تعداد کنتورهای معیوب

منبع: یافته‌های پژوهش

۱. مشتق ناکارایی تکنیکی با توجه به $\hat{\alpha}$ امین متغیر توضیحی در بردار z ، به صورت زیر است:

$$\frac{\partial \log u_{it}}{\partial z_i} = \frac{\gamma_i * \exp\{z_i \gamma\}}{(1 + \exp\{z_i \gamma\})^2}$$

۳- بحث و نتیجه‌گیری

با توجه به ساختار انحصار طبیعی بخش توزیع آب شرکت‌های آب و فاضلاب شهری و شکست این ساختار در بازار، این شرکت‌ها نیاز دارند که به‌وسیله دولت اداره شوند و در صورت خصوصی‌سازی نیازمند این‌که به‌وسیله دولت تحت تنظیم قرار گیرند. یکی از اهداف تنظیم‌کننده، ارتقای کارایی است. از آنجا که محیط تصمیم‌گیری و عملیاتی، یک محیط پویا است، تنظیم‌کننده به جای هدف قرار دادن کارایی ایستا، باید کارایی پویا را مورد هدف قرار دهد، لذا در این مطالعه به اندازه‌گیری کارایی پویای این شرکت‌ها برای فراهم آوردن مقدمات تنظیم با هدف قرار دادن کارایی پویا، پرداخته شده است. برای این منظور از یک مدل مرز تصادفی پویا که به‌منظور امکان وارد کردن ناهمگونی در کارایی تکنیکی بلندمدت شرکت‌ها، گسترش داده شده است، استفاده شده است. مدل به‌کار رفته در این پژوهش، اجازه می‌دهد که علاوه بر بررسی فرضیه خودهمبستگی بالای ناکارایی در طی زمان، به آزمون اثر برخی از ویژگی‌های خاص شرکت، بر ناکارایی پرداخته شود. در این تحقیق با استفاده از داده‌های ۳۵ شرکت آب و فاضلاب شهری ایران برای دوره ۱۳۸۹-۱۳۹۵، به اندازه‌گیری کارایی پویا و اثرات ویژگی‌های خاص شرکت بر ناکارایی با استفاده از دو مدل جداگانه به این صورت که در مدل ۱، پایایی ناکارایی در بین شرکت‌ها ثابت در نظر گرفته شده است، یعنی $\rho_i = \rho$ و در مدل ۲، این پایایی برای هر شرکت به‌صورت جداگانه محاسبه و پرداخته شده است. نتایج تجربی این تحقیق نشان می‌دهد که جزء پویایی بلندمدت کلی (O)، در مدل اول نسبت به مدل دوم، کمتر است که نشان دهنده تعدیل آهسته‌تر شرکت‌ها در بلندمدت به سمت شرایط بهینه است. همچنین نتایج نشان می‌دهند که در مدل دوم، نسبت بخش پویای ناکارایی که از یک دوره به دوره بعد منتقل می‌شود، نسبت به مدل اول، کمتر است. از این‌رو در مدل اول نسبت به مدل دوم، بر اثر تنظیم دولت و یا اثرات تغییرات پیش‌بینی نشده در شرایط اقتصادی، شرکت‌ها در طی زمان بیشتر ناکارا باقی می‌مانند. در سوی دیگر، براساس مدل دوم، بیشترین ناپایداری در ناکارایی مربوط به شرکت آب و فاضلاب مازندران و کمترین آن مربوط به استان همدان است. نتایج مربوط به تغییرات تکنیکی در هر دو مدل منفی هستند و بازده به مقیاس نیز در هر دو مدل کاهشدهنده است، که این دو با هم نشان می‌دهند که شرکت‌های آب و فاضلاب شهری باید مقیاس عملکرد خود را کاهش دهند. نتایج بررسی اثر ویژگی‌های خاص شرکت‌ها بر ناکارایی تکنیکی بخش توزیع آب شرکت‌های آب و فاضلاب با استفاده از محاسبه اثرات نهایی متغیرها نشان می‌دهد که در هر دو مدل، اثر نهایی با توجه

به میزان بارندگی، نسبت آب زیرزمینی به کل حجم آب خام، طول توسعه شبکه توزیع و طول اصلاح شبکه توزیع، منفی است، که نشان دهنده اثر مثبت این عوامل بر کارایی تکنیکی بخش توزیع آب شرکت‌های آب و فاضلاب می‌باشد و اثر نهایی با توجه به تعداد حوادث آب و تعداد کنتورهای معیوب، در هر دو مدل مثبت است که نشان می‌دهد این دو عامل بر کارایی تکنیکی شرکت‌ها منفی است.

بر اساس نتایج این تحقیق، پیشنهادها زیر به شرکت‌های آب و فاضلاب شهری کشور داده می‌شود: ایجاد زمینه برای ورود بخش خصوصی از طریق استراتژی‌های افزایش راندمان و کاهش هزینه‌ها، تأمین اعتبار برای بازسازی و اصلاح شبکه توزیع آب و جلوگیری از هدر رفت آب، انجام سرمایه‌گذاری در زمینه به کارگیری تکنولوژی‌های برتر و کاهش هزینه‌ها از این طریق، تعویض سریع و به موقع کنتورهای معیوب، ایجاد مخازن مناسب برای جمع‌آوری آب‌های زیر زمینی و جلوگیری از هدر رفت این آب‌ها و به کارگیری هر چه بیشتر این منابع به دلیل هزینه‌های پایین تصفیه آنها، کاهش مقیاس عملکرد شرکت‌ها با ایجاد واحدهای جدید در استان‌ها به دلیل بازدهی به مقیاس نزولی این شرکت‌ها.

ضمیمه

جدول ۱. نتایج محاسبه میانگین کارایی تکنیکی پویا برای مدل ۱ و ۲ برای دوره ۱۳۸۹-۱۳۹۵

شرکت‌ها	مدل ۱	مدل ۲	شرکت‌ها	مدل ۱	مدل ۲
آذربایجان شرقی	۰/۹۵۲۲	۰/۹۷۶۹	مشهد	۰/۹۳۶۹	۰/۹۵۲۱
آذربایجان غربی	۰/۹۹۴۲	۰/۹۸۶۷	خراسان شمالی	۰/۹۶۹۹	۰/۹۷۶۲
اردبیل	۰/۹۹۴۷	۰/۹۹۱۲	خوزستان	۰/۹۶۷۴	۰/۹۵۶۶
اصفهان	۰/۹۹۱۶	۰/۹۹۴۳	اهواز	۰/۹۶۱۵	۹۷۰۳
کاشان	۰/۹۹۸۹	۰/۹۹۶۸	زنجان	۰/۹۶۵۸	۰/۹۳۵۳
البرز	۰/۹۷۰۶	۰/۹۷۲۹	سمنان	۰/۹۹۴	۰/۹۶۸۶
ایلام	۰/۹۷۳۴	۰/۹۸۳۷	سیستان و بلوچستان	۰/۹۸۰۷	۰/۹۸۱۲
بوشهر	۰/۹۸۷۰	۰/۹۸۹۳	فارس	۰/۹۷۴۶	۰/۹۸۲
تهران	۰/۹۷۸	۰/۹۸۳۸	شیراز	۰/۹۵۹۷	۰/۹۷۷۸
چهارمحال و بختیاری	۰/۹۸۱۱	۰/۹۷۷۲	قزوین	۰/۹۴۵۲	۰/۹۵۶۳
خراسان جنوبی	۰/۹۵۹۳	۰/۹۷۱۱	قم	۰/۹۷۶۷	۰/۹۸۱۸
خراسان رضوی	۰/۹۴۷۹	۰/۹۴۱۷	کردستان	۰/۹۶۰۹	۰/۹۸۳۱

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۲. نتایج مربوط به محاسبه میانگین ρ_j در مدل ۲ برای دوره ۱۳۸۹-۱۳۹۵

شرکت‌ها	میانگین	شرکت‌ها	میانگین	شرکت‌ها	میانگین	شرکت‌ها	میانگین
آذربایجان شرقی	۰/۳۶۹۷	چهارمحال و بختیاری	۰/۳۴۹۷	سیستان و بلوچستان	۰/۳۴۸۴	گلستان	۰/۳۵۳۸
آذربایجان غربی	۰/۳۶۷۹	خراسان جنوبی	۰/۳۳۸۶	فارس	۰/۳۳۷۷	گیلان	۰/۳۳۸۷
اردبیل	۰/۳۷۱۲	خراسان رضوی	۰/۳۸۵۶	شیراز	۰/۳۴۲۵	لرستان	۰/۳۵۰۸
اصفهان	۰/۳۷۵۷	مشهد	۰/۴۰۶۷	قزوین	۰/۳۶۲۶	مازندران	۰/۴۲۱۱
کاشان	۰/۳۴۷۲	خراسان شمالی	۰/۳۵۹۳	قم	۰/۳۶۸۹	مرکزی	۰/۳۵۶۰
البرز	۰/۳۳۶۹	خوزستان	۰/۳۴۶۲	کردستان	۰/۳۶۶۳	هرمزگان	۰/۳۷۵۶
ایلام	۰/۳۴۷۹	اهواز	۰/۳۵۱۵	کرمان	۰/۳۴۸۱	همدان	۰/۳۳۴۳
بوشهر	۰/۳۵۵	زنجان	۰/۳۵۳۴	کرمانشاه	۰/۳۷۵۱	یزد	۰/۳۶۳۲
تهران	۰/۳۵۳۱	سمنان	۰/۳۷۰۹	کهگیلویه و بویراحمد	۰/۳۶۰۴		

منبع: یافته‌های پژوهش

منابع

- رضایی، جواد، عید محمدزاده، حسن، فقیه نصیری، مرجان و گرشاسبی، علیرضا (۱۳۸۹). *ارزیابی کارایی شرکت‌های آب و فاضلاب شهری در بخش آب در استان‌های کشور با استفاده از مدل برنامه‌ریزی خطی*، تحقیقات منابع آب ایران، ۶ (۱): ۷۴-۸۲.
- رضائیان، جواد و عسگری‌نژاد، عباس (۱۳۹۳). *ارزیابی عملکرد شرکت‌های آب و فاضلاب استان مازندران به کمک مدل ترکیبی تحلیل پوششی داده‌ها و شبکه عصبی مصنوعی*، نشریه مهندسی صنایع، ۴۸ (۲): ۲۱۳-۲۰۱.
- Ahn, S. C., & Sickles, R. C. (2000). *Estimation of long-run inefficiency levels: a dynamic frontier approach*, *Econometric Reviews*, 19 (4): 461-492.
- Ai, C., & Sappington, D.E.M. (2002). *The Impact of State Incentive Regulation on the U.S. Telecommunications Industry*, *Journal of Regulatory Economics*, 22(2): 107-132.
- Aigner, D., Lovel, C. A. K., & Schmidt, P. (1977). *Formulation & estimation of stochastic frontier production function models*. *Journal of Econometrics*, 6 (1): 21-37.
- Aubert, C., & Reynaud, A. (2005). *The impact of regulation on cost efficiency: an empirical analysis of Wisconsin water utilities*, *Journal of Productivity Analysis*, 23: 383-409.
- Badunenko, O., & Kumbhakar, S. C. (2016). *When, where & how to estimate persistent & transient efficiency in stochastic frontier panel data models*, *European Journal of Operational Research*, 255 (1): 272-287.

8. Battese, G., & Coelli, T. (1995). *A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production model for panel data*, Empirical Economics 20: 325-332.
9. Bottasso, A., & Conti, M., (2009). *Scale economies, technology & technical change: evidence from the English Water only sector*, Regional Sci. Urban Econ, 39 (2): 138-147.
10. Crew, M.A., & Kleindorfer, P.R. (1996). *Incentive Regulation in the United Kingdom & the United States: Some Lessons*, Journal of Regulatory Economics, 9(3): 211-225.
11. Ebrahimi Nourali, A., Davoodabadi, M., & Pashazadeh, H. (2014). *Regulation & Efficiency & Productivity Considerations in Water & Wastewater Industry: Case of Iran*, Procedia - Social & Behavioral Sciences, 109: 281 – 289.
12. Emvalomatis, G. (2012a). *Adjustment & unobserved heterogeneity in dynamic stochastic frontier models*, Journal of Productivity Analysis, 37 (1): 7-16.
13. Emvalomatis, G., Stefanou, S. E., & Oude Lansink, A. (2011). *A Reduced-Form Model for Dynamic Efficiency Measurement: Application to Dairy Farms in Germany & The Netherlands*, American Journal of Agricultural Economics, 93 (1): 161-174.
14. Erbetta, F., & Cave, M. (2007). *Regulation & efficiency incentives: evidence from the England & Wales water & sewerage industry*, Rev. Netw. Econ., 6 (4): 425-452.
15. Estache, A., & Rossi, M. (2002). *How different is the efficiency of public & private water companies in Asia?*, World Bank Economic Review, 16(1): 139-148.
16. Fare, R., & Primont, D. (1995). *Multi-Output Production & Duality: Theory & Applications*, Netherlands: Kluwer Academic Publishers.
17. Filippini, M., & Greene, W. (2016). *Persistent & transient productive inefficiency: a maximum simulated likelihood approach*, Journal of Productivity Analysis, 45 (2): 187-196.
18. Filippini, M., & Hunt, L. C. (2015). *Measurement of energy efficiency based on economic foundations*, Energy Economics, 52: S5-S16.
19. Filippini, M., Hrovatin, N., & Zoric', J. (2008). *Cost efficiency of Slovenian water distribution utilities: An application of stochastic frontier methods*, Journal of Productivity Analysis, 29(2): 169-182.
20. Galan, S. E., Veiga, H., & Wiper, M. P. (2015). *Dynamic effects in inefficiency: Evidence from the Colombian banking sector*, European Journal of Operational Research, 240 (2): 562-571.
21. Garcia-Sanchez, I. (2006). *Efficiency measurement in Spanish local government: the case of municipal water services*, Review of Policy Research, 23(2) : 355-371.

22. Giannakis, D., Jamasb, T., & M., Pollitt (2005). *Benchmarking & incentive regulation of quality of service: an application to the UK electricity distribution networks*, Energy Policy, 33: 2256–2271.
23. Greenstein, S., McMaster, S., & Spiller, P. (1995). *The effect of Incentive Regulation on Infrastructure Modernization: Local Exchange Companies' Deployment of Digital Technology*, Journal of Economics & Management Strategy, 4(2): 187–236.
24. Griffin, J., & Steel, M. (2007). *Bayesian stochastic frontier analysis using WinBUGS*, Journal of Productivity Analysis, 27, 163-176.
25. Hertog, Johan den (1999). *5000 GENERAL THEORIES OF REGULATION*, Economic Institute/ CLAV, Utrecht University.
26. Jamasb, T., & Pollitt, M., (2001). *Benchmarking & regulation: international electricity experience*, Utilities Policy, 9: 107–130.
27. Jamasb, T., & Pollitt, M., (2007). *Incentive regulation of electricity distribution networks: Lessons of experience from Britain*, Energy Policy, 35: 6163–6187.
28. Joskow, P. L. (2008). *Incentive Regulation & Its Application to Electricity Networks*, Review of Network Economics, 7 (4): 547–560.
29. Koop, G., Steel, M. F. J., & Osiewalski, J. (1995). *Posterior analysis of stochastic frontier models using Gibbs sampling*, Computational Statistics, 10: 353-373.
30. Markou, E., & Waddams Price, C. (1999). *UK Utilities: Past Reform & Current Proposals*, Annals of Public & Co-operative Economics, 70: 371–416
31. Meeusen, W., & van den Broeck, J. (1977). *Efficiency Estimation from Cobb-Douglas Production Functions with Composed Error*, International Economic Review, 18 (2): 435-444.
32. Rovizzi, L., & Thompson, D. (1995). *The Regulation of Product Quality in the Public Utilities*, In: Bishop, M., Kay, J., & Mayer, C. (Eds.), *The Regulatory Challenge*, Oxford University Press.
33. Skevas, I. (2016). *A bayesian approach to dynamic efficiency & productivity measurement*, thesis, at the Faculty of Agricultural Sciences, Georg-August-University Gottingen, Germany
34. Tsionas, E. G. (2006). *Inference in dynamic stochastic frontier models*, Journal of Applied Econometrics, 21 (5): 669-676.
35. Tsionas, E. G., & Kumbhakar, S. C. (2014). *Firm heterogeneity, persistent & transient technical inefficiency: a generalized true random-effects model*, Journal of Applied Econometrics, 29 (1): 110-132.
36. van den Broeck, J., Koop G., Osiewalski J., & Steel M. (1994). *Stochastic frontier models: A Bayesian perspective*, Journal of Econometrics, 61, 273-303.
37. Viscusi W.K., Vernon, J.M., & Harrington, J.E. (1995). *The Economics of Regulation & Antitrust Second Edition*, Cambridge & London, MIT Press.

38. Vogelsang, I. (2002). *Incentive Regulation & Competition in Public Utility Markets: A 20-Year Perspective*, Journal of Regulatory Economics, 22(1): 5–27.
39. von Hirschhausen, C. (2008). *Infrastructure, Regulation, Investment & Security of Supply: A Case Study of the Restructured US Natural Gas Market*, Utilities Policy, 16: 1-10.
40. Waddams Price, C., Brigham, B., & Fitzgerald, L. (2002). *Service Quality in Regulated Monopolies*, CCR Working Paper CCR 02-4, Centre for Competition & Regulation, University of East Anglia, Norwich.
41. Woodbury, K., & Dollery, B. (2004). *Efficiency Measurement in Australian Local Government: The Case of New South Wales Municipal Water Services*, Review of Policy Research, 21: 615-636.