

Economic Strategy for Improving the Efficiency (Cost) of Iranian Water and Sewerage Companies: An Application of Stochastic Frontier Methods Based on Panel Data

Alireza Ebrahimi Nurali

PhD student in Economics, Faculty of Management and Economics, Islamic Azad University, Science and Research Branch, Tehran, Iran. alireza.ebrahimi@srbiau.ac.ir

Karim Emami

Corresponding Author, Assistant Professor, Faculty of Management and Economics, Islamic Azad University, Science and Research Branch, Tehran, Iran.

k_emami@yahoo.com

Teymour Mohammadi

Associate Professor, Faculty of Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran. atmahmadi@gmail.com

Abstract

In the study several different stochastic frontier methods were considered to estimate a translog cost frontier function for the sample of Iranian water distribution utilities over the 2012-2017 period. The inefficiency scores obtained from the different methods are not found to be robust in their levels and rankings of the companies. A possible explanation for this lack of robustness can be found in the different ability of stochastic frontier methods to account for unobservable heterogeneity. From the methodological point of view the empirical results show that conventional random effects models tend to overestimate cost inefficiency since the inefficiency estimates also contain unobserved heterogeneity. The true fixed effects model proposed by Greene (2005a, b) seems to be able to distinguish between unobserved heterogeneity and inefficiency but it may underestimate the inefficiency since all time-invariant effects are treated as unobserved heterogeneity. Therefore, this model seems to

contribute, at least partially, to the solution of the problem of time invariant unobserved heterogeneity in the estimation of cost inefficiency.

The results show that the average inefficiency obtained from the integrated data model is 11%, panel data models by random effects method (RE) is close to 30% and real fixed effects method (TFE) is equal to 10.3%. Therefore, the results obtained from the TFE model, due to the separation of the unobserved fixed effects of each company from inefficiency, can be considered a good approximation of the overall picture of inefficiency of the real cost of Iranian water and wastewater companies.

Keywords: SFA, cost frontier function, cost inefficiency, water distribution utilities, true fixed & random effects, price regulation

JEL Classification: D4, H4, K23, L1, L43, L5, L95

راهبرد اقتصادی برای بهبود کارایی (هزینه) شرکت‌های آب و فاضلاب ایران: کاربرد روش‌های مرزی تصادفی مبتنی بر داده‌های تابلویی^۱

علیرضا ابراهیمی نورعلی

دانشجوی دکتری، دانشکده مدیریت و اقتصاد واحد علوم و تحقیقات دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران
alireza.ebrahimi@srbiau.ac.ir

کریم امامی

نویسنده مسئول، استادیار، دانشکده مدیریت و اقتصاد واحد علوم و تحقیقات دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران
k_emami@yahoo.com

تیمور محمدی

دانشیار، دانشکده علوم اقتصادی دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران atmahmadi@gmail.com

چکیده

بر اساس ادبیات نظری و تجربی موجود، جدیدترین دستاوردهای پژوهشگران در حوزه مقررات گذاری صنایع ارائه دهنده خدمات عمومی نظیر آب، برق و گاز، تنظیم‌گری مبتنی بر عملکرد به طور عام و تنظیم قیمت مبتنی بر عملکرد به طور خاص بوده است. تنظیم قیمت آب شرب شهری استان‌های کشور مبتنی بر کارایی و عملکرد شرکت‌های توزیع آب، ضمن ایجاد انگیزه در شرکت‌های آب و فاضلاب شهری ایران، به منظور بهبود کارایی و بهره‌وری، زمینه کاهش قیمت آب برای مصرف‌کنندگان در نتیجه رقابت را نیز فراهم خواهد آورد. در این مقاله با استفاده از چندین روش مرزی تصادفی مختلف، عدم کارایی هزینه سی‌وپنج شرکت آب و فاضلاب ایران با استفاده از داده‌های تابلویی دوره ۱۳۹۱-۱۳۹۶ برآورد می‌شود. هر چند رتبه‌های عدم کارایی به دست آمده از مدل‌های مختلف هزینه مرزی، استحکام ثابت و منطقی ندارند، سطح تخمین‌های عدم کارایی و همچنین رتبه‌ها، بستگی به تصریح اقتصادسنجی مدل دارند. فقدان استحکام ثابت، حداقل می‌تواند تا حدودی با توانایی متفاوت مدل‌ها در جدا کردن ناهمگونی مشاهده نشده از عدم کارایی توضیح داده شود. مدل اثرات ثابت واقعی گرین، با تمایز گذاشتن بین

۱. این یک مقاله دسترسی آزاد تحت مجوز CC BY-NC-ND (<http://creativecommons.org/licenses/by-nd/4.0/>) است.

«ناهمگونی مشاهده نشده» و «عدم کارایی»، بهتر از مدل‌های داده تابلویی معمولی عمل می‌کند.

واژه‌های کلیدی: تحلیل مرزی تصادفی، تابع هزینه مرزی، عدم کارایی هزینه، شرکت‌های توزیع آب، داده‌های تابلویی، تنظیم قیمت
طبقه‌بندی JEL: L95, K23, H4, D4

تاریخ دریافت: ۹۹/۱۱/۱۰ تاریخ بازبینی: ۰۰/۰۲/۰۲ تاریخ پذیرش: ۰۰/۰۶/۲۲

فصلنامه راهبرد اقتصادی، سال ۱۰، شماره ۲، تابستان ۱۴۰۰، صص ۳۲۰-۳۲۹

مقدمه

در طول دهه‌های اخیر، تشویق کارایی و بهبود عملکرد انحصارات طبیعی به‌طور فزاینده‌ای اهمیت یافته و در صنایع شبکه‌ای عملیاتی شده است. در این راستا طرح‌های مقررات گذاری مبتنی بر انگیزه^۱ به مقررات گذاری سنتی نرخ بازدهی^۲ ارجحیت یافته است. از جمله طرح‌های مقررات گذاری مبتنی بر انگیزه که به‌طور گستردگی در بخش توزیع آب به کار گرفته شده‌اند شامل مدل‌های مقررات گذاری سقف قیمت^۳، سقف درآمد^۴ و معیار مطلوب^۵ می‌باشند. اکثر این طرح‌های مقررات گذاری که در عمل استفاده می‌شوند، مبتنی بر معیارسنجی^۶، یعنی اندازه‌گیری کارایی تولیدی یک شرکت در مقابل یک عملکرد مرجع، می‌باشند. در کاربردهای معیارسنجی، مقررات گذار^۷ به‌طور کلی علاقه‌مند به دستیابی به یک معیاری از کارایی بنگاه‌ها به‌منظور اعطای پاداش (مجازات) شرکت‌ها بر اساس آن است. از این‌رو، رابطه نزدیکی بین اندازه‌گیری‌های کارایی و مقررات گذاری قیمت مبتنی بر انگیزه وجود دارد.

پایایی رتبه‌های کارایی برای اجرای مؤثر مقررات گذاری قیمتی مبتنی بر انگیزه، بسیار مهم است. متأسفانه شواهد حاصل از مطالعات تجربی نشان می‌دهد

-
1. Incentive Regulation Schemes
 2. Rate of return Regulation
 3. Price-cap
 4. Revenue-cap
 5. Yardstick
 6. Benchmarking
 7. Regulator

که روش های مختلف معیارسنجی - رویکرد پارامتریک و رویکرد ناپارامتریک - اغلب نتایج مختلفی را در رابطه با رتبه های کارایی و رتبه بندی بنگاه ها ارائه می دهند. یک توضیح محتمل برای این موضوع، مسئله فقدان قابلیت اطمینان مربوط به سختی روش های معیارسنجی در اعمال ناهمگونی قابل مشاهده و غیرقابل مشاهده در ویژگی های محیطی و شبکه ای شرکت ها است. این موضوع به طور خاص چنانچه نتایج در سیاست گذاری اقتصادی استفاده شوند، نامطلوب است. با وجود تحقیقات گسترده انجام شده در زمینه اندازه گیری کارایی تا کنون هیچ توافقی در مورد این که روش (پارامتریک یا ناپارامتریک) به بهترین نحو انجام شده باشد، وجود ندارد.

در این مقاله از روش های معیارسنجی مرزی پارامتریک برای بررسی عملکرد شرکت های آب و فاضلاب ایران استفاده شده است. این مطالعه جزو محدود مطالعات انجام شده در خصوص عملکرد شرکت های توزیع آب از کشورهای در حال گذار آسیا است. چندین روش مختلف مرزی تصادفی برای داده های تابلویی^۱ برای تخمین تابع مرزی هزینه برای نمونه ای از شرکت های آب و فاضلاب ایران طی سال های ۱۳۹۱ لغایت ۱۳۹۶، استفاده می شود. تحلیل مرزی تصادفی^۲ در ابتدا توسط آیگنر، لاول و اشمیت (۱۹۷۷)^۳ و میوسن و ون دن بروک (۱۹۷۷)^۴ معرفی شد. در مقالات بعدی، پیت و لی (۱۹۸۱)^۵ و اشمیت و سیکلز (۱۹۸۴)^۶ مدل های مرزی تصادفی را برای داده های تابلویی ارائه دادند. با گذشت سال ها، بسیاری از الحالات به مدل های مرزی تصادفی پیشنهادی اولیه، ارائه شده است. از آنجا که شرکت های توزیع آب، در مناطق مختلف با خصوصیات متفاوت محیطی و شبکه ای که فقط تا حدی مشاهده می شوند فعالیت می کنند لازم است که بین عدم

1. Panel data

2. Stochastic frontier analysis (SFA)

3. Aigner, D., K. Lovell and P. Schmidt. (1977)

4. Meeusen, W., and J. van den Broeck. (1977)

5. Pitt, M. and L. Lee. (1981)

6. Schmidt, P., and R. Sikles. 1984

کارایی^۱ و ناهمگونی مشاهده نشده^۲ که بر تأثیر می‌گذارد تمایز قائل شویم. تا همین اواخر این موضوع در کارهای تجربی مورد غفلت واقع شده است زیرا مدل‌های مرزی تصادفی قادر به تفکیک این دو اثر نبودند. در نتیجه ناهمگونی مشاهده نشده غالب با عدم کارایی اشتباہ گرفته می‌شد. از آنجا که این موضوع ممکن است عواقب مالی جدی برای بنگاه‌های تحت مقررات گذاری داشته باشد بسیار مهم است که بتوان تفاوت‌های هزینه‌ای را که ناشی از ناهمگونی و عدم کارایی است به صراحت مدل کرد. تحولات جدید در زمینه تحلیل تصادفی مرزی، یعنی مدل‌های اثرات ثابت واقعی و اثرات تصادفی واقعی پیشنهاد شده توسط گرین (۲۰۰۵-ب)^۳ می‌تواند به ما در پرداختن به این موضوع کمک کند. این مدل‌ها با اضافه کردن یک جزء خطای تصادفی دیگر برای ناهمگونی، مدل‌های قبلی را گسترش می‌دهند.

بهمنظور درک اینکه آیا اعمال ناهمگونی مشاهده نشده در مدل به‌طور قابل توجیهی بر نتایج تأثیر می‌گذارد، برآوردهای عدم کارایی هزینه به دست آمده از هر دو مدل‌های داده تابلویی معمولی و مدل‌های گسترش یافته، با یکدیگر مقایسه می‌شوند. مقاله به صورت زیر مرتب شده است. بخش ۲ به اختصار مطالعات برآورده تابع هزینه شرکت‌های توزیع آب را بررسی می‌کند. بخش ۳ تصریح مدل و روش استفاده شده را ارائه می‌دهد. توصیف داده‌ها در بخش ۴ ارائه شده است. بخش ۵ نتایج تخمین را ارائه می‌دهد و بخش ۶ نتیجه مقاله را تشریح می‌نماید.

۱. مرواری بر مطالعات مرتبط

در ارتباط با کارایی شرکت‌های ارائه دهنده خدمات آب در منابع لاتین، مطالعات مختلفی انجام شده است. عمدۀ این مطالعات، مبتنی بر روش ناپارامتریک تحلیل پوششی داده‌ها^۴ (مبنی بر برنامه‌ریزی خطی و ریاضی) هستند. اما در زمینه تحلیل

1. Inefficiency
2. unobserved heterogeneity
3. Greene, W.H. (2005b)
4. Data Envelopment Analysis (DEA)

مرزی تصادفی که یک روش پارامتریک مبتنی بر اقتصادستنجی است، تعداد مطالعات کمتر و معدهودتر است زیرا متکی به تصریح مدل تابع هزینه به روش اقتصادستنجی هستند.

در زمینه تحلیل کارایی شرکت‌های آب و فاضلاب، مرتبط‌ترین مطالعه با مطالعه حاضر، آن است که توسط فیلیپینی و همکاران^۱ در خارج کشور و مطالعه مهرآرا و همکاران^(۲) (۱۳۹۳) در داخل کشور انجام شده است.

جدول ۱ شامل خلاصه مطالعات خارجی انجام شده به روش تحلیل مرزی تصادفی است.

جدول ۱. خلاصه یافته‌های حاصل از مرور ادبیات

کارایی هزینه برآورد شده	روش برآورد یا محاسبه	مدل و فرم تابعی	نمونه داده‌ها	نویسنده / نویسنده‌گان مقاله
۰/۹۰۱ (متوجه: شرکت‌های دولتی کارائی)	تحلیل مرزی تصادفی (رگرسیون به ظاهر نامرتبه و برآورد دومرحله‌ای)	تابع هزینه متغیر ترانسلوگ	۲۲۱ شرکت آب از یک ۱۹۹۲ بررسی در سال	بهاتاچایا و همکاران ^۲ (۱۹۹۵)
عدم کارایی هزینه‌های عملیاتی در طول زمان با اختلاف عدم کارایی بین محدوده بنگاه‌ها کاهش می‌یابد. الزامات فنی و ساختاری بر کارایی هزینه تأثیر می‌گذارد.	تحلیل مرزی تصادفی	تابع هزینه متغیر	۱۰ شرکت آب و فاضلاب و ۱۲ شرکت آب در انگلستان و ولز (۱۹۹۵-۲۰۰۵)	بوتاسو و کنتی ^۳ (۲۰۰۳)
رنیه‌های کارایی شرکت‌ها تا حدی به وسیله چارچوب مقررات گذاری قابل توضیح هستند.	تحلیل مرزی تصادفی	تابع هزینه متغیر	۲۱۱ شرکت آب در -۲۰۰۰ ویسکانسون امریکا (۱۹۹۸)	اوبرت و ری نو ^۴ (۲۰۰۵)
عدم کارایی تا حدی به وسیله ویژگی‌های شبکه توضیح داده شدند.	تحلیل مرزی تصادفی	تابع هزینه کل	۱۸ منطقه سرزمینی در ایتالیا (۱۹۷۵-۲۰۰۵)	فراکوئلی و موئیزو ^۵ (۲۰۰۵)
پس از خصوصی‌سازی، تغییر فنی بهبودیافته لیکن رشد بهره‌وری خیر. اندازه شرکت‌ها تأثیر منفی بر رشد بهره‌وری داشته است.	تحلیل مرزی تصادفی	تابع هزینه کل	۱۰ شرکت آب و فاضلاب در انگلستان و ولز (-۲۰۰۰) (۱۹۸۵)	سال و همکاران ^۶ (۲۰۰۷)

1. Filippini, M., Hrovatin, N., Zoric, J. (2008)

2. Bhattacharyya, A., Harris, T., Narayanan, R., and Raffiee, K. (1995)

3. Bottasso, A. and Conti, M. (2003)

4. Aubert, C. and Reynaud, A. (2005)

5. Fraquelli, G. and Moiso, V. (2005)

6. Saal, D.S., Parker, D., and Weyman-Jones, T. (2007)

نویسنده / نویسنده‌گان مقاله	نمونه داده‌ها	مدل و فرم تابعی	روش برآورد با محاسبه	کارایی هزینه برآورد شده
فیلیپینی و همکاران (۲۰۰۸)	۵۲ شرکت آب در اسلونی (۱۹۹۷-۲۰۰۳)	تابع هزینه کل	تحلیل مرزی تصادفی	برآوردهای عدم کارایی بستگی به تصریح اقتصادستخی دارند. عدم صفاتی مقايسه دشکت‌های
موروبیاپاچنا و همکاران ^۱ (۲۰۱۹)	۱۰۲ شرکت آب در افریقا ^۲ جنوبی (۲۰۱۳/۱۴)	تابع هزینه کل	SFA, DEA, StoNED	نتایج حاصله حاکی از سازگاری سه روش است.

در ایران در سایر حوزه‌های صنایع ارائه دهنده خدمات عمومی، نظیر آب و برق، مطالعاتی انجام شده است. به نظر می‌رسد تعداد مطالعات در سایر حوزه‌ها به‌ویژه برق، به طور نسبی در مقایسه با بخش آب، بیشتر باشد. در این خصوص، می‌توان به مطالعات حیدری (۱۳۸۱)، زیبا (۱۳۸۷)، دودابی نژاد (۱۳۹۰) و اوشنی (۱۳۹۶) اشاره کرد.

در حوزه آب و فاضلاب نیز می‌توان به مطالعات کمالی انارکی (۱۳۸۴)، ابراهیمی نورعلی و همکاران (۲۰۱۴)^۲ و جایدری (۱۳۹۹)^۳ اشاره نمود. در مطالعات اخیر، علاوه بر اندازه‌گیری کارایی به روش‌های DEA و یا SFA، از رتبه‌های کارایی به‌دست آمده در مقررات‌گذاری و تنظیم سقف قیمت برای صنعت آب و فاضلاب کشور استفاده و پیشنهاد شده است.

در مطالعه جایدری (۱۳۹۹) که مرتبط با مطالعه حاضر است، رتبه‌های کارایی شرکت‌های آب و فاضلاب با استفاده از داده‌های تابلویی و به‌کارگیری تابع مرز تصادفی، در دو حالت با و بدون نظر گرفتن کیفیت، محاسبه و ارائه شده است. در این مطالعه، بین عدم کارایی و ناهمگونی مشاهده نشده^۳ که بر هزینه‌ها تأثیر می‌گذارد، تمایزی قائل نشده و دو اثر از یکدیگر تفکیک نشده‌اند. از این رو ملاحظه می‌شود که برای شرکت‌های آب و فاضلاب ایران، پژوهشی که در آن این دو اثر از یکدیگر تفکیک شده باشند، انجام نشده است که در این پژوهش این

1. Murwirapachena and et al. (2019)

2. Ebrahimi Nourali, A.; Davoodabadi, M., & Pashazadeh (2014)

3. unobserved heterogeneity

کلاستی بر طرف شده است. لذا این پژوهش نسبت به مطالعات داخلی در حوزه صنعت آب و فاصلاب از این حیث دارای نوآوری است. شایان ذکر است، تفکیک دو اثر فوق با استفاده از روش گرین، در حوزه صنعت بانکداری ایران و در مطالعه مهر آرا و همکاران (۱۳۹۳) انجام شده است.

۲. تصريح مدل و متداول‌لوژی

هدف اصلی شرکت‌های تأمین آب، تولید آب آشامیدنی با کیفیت کافی از یک منبعی (آب زیرزمینی یا آب‌های سطحی) است که ممکن است نیاز به پیش‌تصفیه داشته باشد تا آب آشامیدنی، سالم و تمیز شود و آب با تطبیق مداوم عرضه با تقاضای روزانه توزیع شود ضمن این‌که کیفیت آب در هنگام انتقال آن از طریق شبکه انتقال و توزیع حفظ شود. شرکت‌های تأمین آب معمولاً کلیه عملیات از استخراج منابع گرفته تا شیرهای مصرف‌کننده را پوشش می‌دهند (گارسیا و توماس، ۲۰۰۱). بر این اساس، فرایند تولید آب شامل فعالیت‌هایی نظیر الف. استخراج آب (تولید) از آب‌های زیرزمینی یا سطحی و تصفیه آب. ب. انتقال آب از طریق خطوط انتقال. ج. ذخیره آب. د. فشار لوله‌های انتقال آب و هـ. توزیع آب به مشتریان نهایی از طریق شبکه‌های توزیع همچنین شامل پایش و اندازه‌گیری کیفیت نیز می‌شود (فابری و فراکوئلی، ۲۰۰۰، گارسیا و توماس ۲۰۰۱).

هزینه‌های عملیاتی (بهره‌برداری) یک سیستم توزیع آب مشتمل بر هزینه‌های ساخت و نگهداری سیستم آب (چاه‌ها و چشم‌های پمپ، تجهیزات تصفیه، تأسیسات ذخیره‌سازی، خطوط انتقال و توزیع و سایر تأسیسات)، حجم سنجی و اندازه‌گیری و صدور صورتحساب برای آب است. به منظور تصريح مدل هزینه، ما یک شرکت توزیع آب را در نظر می‌گیریم که از دو نهاده نیروی کار و سرمایه استفاده می‌کند تا بتواند یک محصول واحد را برای تعدادی از مشتریان در محدوده خدماتی خود توزیع نماید. تعداد مشتری و اندازه شبکه را می‌توان

1. Garcia, S. and Thomas, A. (2001)

2. Fabbri, P. and Fraquelli, G (2000)

3. Garcia, S. and Thomas, A. (2001)

به عنوان متغیرهای ویژگی محصول در نظر گرفت. ویژگی‌های محصول به عنوان متغیرهای توضیحی در نظر گرفته شده است تا اختلافات قیمت را که صرفاً به دلیل ناهمگونی (مشاهده شده) محصول حاصل می‌شود، کنترل نماید. اگر فرض شود که بنگاه‌ها با توجه به کلیه نهاده‌ها یا عوامل تولید به کار رفته، در تعادل ایستای بلندمدت هستند و آن‌ها هزینه کل را به حداقل می‌رسانند، می‌توان یک تابع هزینه را به شرح زیر نوشت^(۱):

$$C = C(Q, PL, PK, CU, AS, DLOSL, T) \quad (1)$$

به طوری که C نمایانگر هزینه کل و Q تولید (محصول) که توسط کل مترمکعب آب تحویل داده شده، نشان داده شده است. PL و PK به ترتیب قیمت نیروی کار و قیمت سرمایه هستند. CU مخفف تعداد مشتریان تحت پوشش خدمات است در حالی که AS اندازه ناحیه خدماتی تحت پوشش است. اگر شرکت دارای هدر رفت، کم آب باشد و در غیر این صورت مقدار صفر دارد، $DLOSL$ یک متغیر مجازی از هدر رفت آب است که دارای مقدار ۱ است. در نهایت T یک متغیر زمانی است که تغییر فناوری را نشان می‌دهد.^۱

برآورد تابع هزینه نیاز به تصریح فرم تابعی دارد. عموماً تابع هزینه ترانسلوگ که یک فرم تابعی انعطاف‌پذیرتر است، یک فرم تابعی مناسب است. به همین دلیل فرم تابعی ترانسلوگ اعمال می‌شود^(۲)؛ اما باید توجه داشت که تابع ترانسلوگ نیز بدون نقص نیست. از آنجا که فرم تابعی ترانسلوگ یک تقریب همسایگی است نتایج تخمین نزدیک به نقطه تقریب قابل اعتماد هستند. در حالی که مشخصات جهانی آن رضایت‌بخش نیست. فرم ترانسلوگ معادله شماره ۱ را می‌توان به روش زیر نوشت:

$$\begin{aligned} \ln \frac{C_{it}}{PK_{it}} &= \ln \alpha_{(i)} + \beta_Q \ln Y_{it} + \beta_{CU} \ln CU_{it} + \beta_{AS} \ln AS_{it} + \beta_{PL} \ln \frac{PL_{it}}{PK_{it}} + \\ &\frac{1}{2} \beta_{Q,Q} \ln Y_{it} \ln Y_{it} + \frac{1}{2} \beta_{CU,CU} \ln CU_{it} \ln CU_{it} + \frac{1}{2} \beta_{AS,AS} \ln AS_{it} \ln AS_{it} + \\ &\beta_{Q,CU} \ln Y_{it} \ln CU_{it} + \beta_{Q,AS} \ln Y_{it} \ln AS_{it} + \beta_{CU,AS} \ln CU_{it} \ln AS_{it} + \\ &\frac{1}{2} \beta_{PL,PL} \ln \frac{PL_{it}}{PK_{it}} \ln \frac{PL_{it}}{PK_{it}} + \beta_{PL,Q} \ln \frac{PL_{it}}{PK_{it}} \ln Y_{it} + \beta_{PL,CU} \ln \frac{PL_{it}}{PK_{it}} \ln CU_{it} + \\ &\beta_{PL,AS} \ln \frac{PL_{it}}{PK_{it}} \ln AS_{it} + \gamma_T T + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (2)$$

که در آن ϵ_{it} عجمله خطا و $i=1, \dots, N$ و $t=1, \dots, T_i$ و i ویژگی های تابع هزینه عبارت اند از اینکه مقعر و در قیمت های نهاده ها همگن خطی و غیر نزولی و در قیمت های نهاده و ستانده نیز غیر نزولی هستند. نکته قابل توجه اینکه نرمال سازی هزینه و قیمت های نهاده توسط یکی از قیمت های نهاده، جهت همگن و خطی کردن در قیمت های نهاده انجام می شود. از این رو هزینه کل و قیمت نیروی کار بر قیمت سرمایه تقسیم می شوند. سایر ویژگی ها پس از برآورد تابع هزینه ترانسلوگ بررسی می شوند.

با توجه به اینکه برآورد هم زمان معادله تابع هزینه ترانسلوگ و معادلات سهم هزینه منجر به افزایش کارایی ضرایب تابع هزینه ترانسلوگ از طریق افزایش درجه آزادی خواهد شد با به کارگیری لم شفارد (مشتق تابع هزینه نسبت به قیمت نهاده ها)، معادلات سهم هزینه به صورت زیر محاسبه می شود:

$$S_i = \alpha_i + \sum_j \beta_{P_i P_j} \ln P_j + 0.5 \beta_{P_i y} \ln y \quad (3)$$

که در آن $S_i = \frac{\partial \ln C}{\partial \ln P_i} = \frac{P_i x_i}{c}$ سهم نهاده i در مقدار هزینه است.

تابع هزینه ترانسلوگ بایستی واجد شرایط بخصوصی باشد تا با تابع تولید خوش رفتار متناظر باشد و به عنوان تابع هزینه خوش رفتار شناخته شود. در صورت عدم خوش رفتاری تابع هزینه، نمی توان از نتایج آن جهت شناخت و درک درست ساختار تولید یک بنگاه استفاده کرد. شرایط خوش رفتاری تابع مذکور عبارت اند از جمع پذیری، همگن خطی نسبت به قیمت نهاده های تولیدی و تقارن. بنابراین سیستم معادلات مذکور باید با اعمال قیود زیر برآورد شوند:

شرط همگن خطی نسبت به قیمت نهاده های تولیدی:

$$\begin{aligned} \sum_{i=1}^2 \alpha_i &= 1 \\ \sum_{i=1}^2 \beta_{P_i j} &= 0 \end{aligned}$$

$$\sum_{i=1}^2 \beta_{y_i} = 0 \quad (3)$$

شرط تقارن:

$$\beta_{P_i j} = \beta_{P_j i} \quad (4)$$

و در نهایت، شرط جمع پذیری به صورت زیر باید برقرار باشد:

$$\sum_{i=1}^2 S_i = 1 \quad (5)$$

ضرایب تابع هزینه ترانسلوگ از طریق برآورده مزمان معادله تابع هزینه ترانسلوگ و معادلات سهم هزینه برآورده می‌شوند.

جهت اعمال قید جمع‌پذیری، یکی از معادلات سهم نهاده در هزینه حذف شده و پارامترهای آن پس از برآورده از روی سایر پارامترها، محاسبه خواهد شد. تابع هزینه مرزی تصادفی در معادله شماره ۲ با استفاده از چهار روش تحلیل مرزی تصادفی مختلف برآورده شده است. جدول شماره ۲ مدل‌های به‌کاررفته در تحلیل را جمع‌بندی می‌کند.

جدول ۲. تصریح اقتصادسنجی مدل‌های اعمال شده

عدم کارایی	خطای تصادفی	مؤلفه خاص هر شرکت	مدل
$E(u_{it} \varepsilon_{it})$	$\varepsilon_{it} = v_{it} + u_{it}$ $v_{it} \sim iidN^+(0, \sigma_v^2)$ $u_{it} \sim iidN(0, \sigma_u^2)$	-	(ML) (۱) ادغام شده
$u_i = \hat{\alpha}_i - \min\{\hat{\alpha}_i\}$	$\varepsilon_{it} = v_{it} + \alpha_i$ $v_{it} \sim iid(0, \sigma_v^2)$	$\alpha_i \sim iid(0, \sigma_\alpha^2)$	(GLS) (۲) اثرات تصادفی
$E(u_i \varepsilon_i)$	$\varepsilon_{it} = v_{it} + u_i$ $v_{it} \sim iidN(0, \sigma_v^2)$ $u_i \sim iidN^+(0, \sigma_u^2)$	$u_i \sim iidN^+(0, \sigma_u^2)$	(ML) (۳) اثرات تصادفی
$E(u_{it} \varepsilon_{it})$	$\varepsilon_{it} = v_{it} + u_{it}$ $v_{it} \sim iidN^+(0, \sigma_v^2)$ $u_{it} \sim iidN(0, \sigma_u^2)$	ثابت (مجازی‌های گروهی α_i)	(ML) (۴) اثرات ثابت واقعی

*تفاوت میان مدل‌ها، به فروض اعمال شده بر جمله خطای ε_{it} درج شده در معادله شماره ۲ و برآورده عدم کارایی هزینه و اثرات خاص هر بنگاه^۱ مربوط می‌شود.

مدل شماره ۱ در جدول ۲، یک مدل مرزی ادغام شده^۲ با روش حداقل درست-نمایی^۳ است که توسط آیگنر، لاول و اشمیت (۱۹۷۷)^۴ پیشنهاد شده است. از آنجا که تمرکز SFA، برآورده تابع هزینه مرزی نیست بلکه بیشتر بر روی جمله خطای به ویژه مؤلفه عدم کارایی است، تابع مرزی هزینه به شرح معادله شماره ۲ را به روش زیر بازنویسی می‌کنیم:

-
1. Firm – specific effects
 2. Pooled
 3. Maximum Likelihood (ML)
 4. Aigner, D.J., Lovell, C.A.K. and Schmidt, P. (1977)

$$\ln C_{it}^* = \alpha + c(X_{it}; \beta) + v_{it} + u_{it} \quad (6)$$

به طوری که C^* بیانگر هزینه‌های نرمالایز شده است X مخفف بردار متغیرهای توضیحی است، β بردار ضرایب و α ثابت رگرسیون است. جمله خطای u_{it} در مدل شماره ۱ از دو بخش تشکیل شده است: یک خطای تصادفی (v_{it}) جهت آشکار کردن اثر نویز^۱ و یک جمله اختلال غیرمنفی با توزیع یک‌طرفه که اثر عدم کارایی را نمایان می‌کند ($u_{it} \geq 0$).

به منظور برآورد هزینه مرزی تصادفی با استفاده از روش حداقل درست-نمایی، فروض توزیعی که باستی در نظر گرفته شوند عبارت‌اند از: $v_{it} \sim iidN(0, \sigma_v^2)$ و $u_{it} \sim iidN^+(0, \sigma_u^2)$ و به‌طور مستقل از یکدیگر و همچنین مستقل از رگرسورها توزیع شده‌اند. از این مدل به عنوان یک مدل نرمال نیمه نرمال استفاده می‌شود. عدم کارایی هزینه معمولاً بر حسب عدم کارایی هزینه بیان می‌شود:

$$EFF_{it} = \frac{c_{it}}{c_{it}^F} = \exp(\hat{u}_{it}) \quad (7)$$

که در آن c_{it} هزینه کل مشاهده شده است و c_{it}^F مرز یا حداقل هزینه بنگاه t در زمان t است. رتبه عدم کارایی هزینه معادل عدد یک، بیانگر این است که بنگاه روی مرزی است در حالی که بنگاه‌های غیر مرزی رتبه‌های بالاتر از یک را دریافت می‌کنند. از طرف دیگر، رتبه کارایی هزینه می‌تواند از طریق تقسیم عدد یک بر رتبه عدم کارایی هزینه که در معادله شماره ۷ تعریف شد، محاسبه شود.

از آنجا که مدل شماره ۱ اثرات خاص هر شرکت را در نظر نمی‌گیرد، توانایی تمایز بین عدم کارایی هزینه و ناهمگونی مشاهده نشده شرکت‌ها را ندارد؛ بنابراین ما به مدل‌های مرزی تصادفی داده‌های تابلویی روی می‌آوریم. در مدل شماره ۲، مدل اثرات تصادفی (RE) که توسط اشمیت و سیکلز^۲ (۱۹۸۴) پیشنهاد شده است را در نظر می‌گیریم:

$$\ln C_{it}^* = \alpha_0 + c(X_{it}; \beta) + \alpha_i + v_{it} \quad (8)$$

1. Capturing the effect of noise

2. Schmidt, P. and Sickles, R.C. (1984)

رابطه شماره ۸ با روش حداقل مربعات تعیین یافته^۱ برآورده شده است. اگر اجازه دهیم فروض با توزیع قوی‌تری بر روی جمله عدم کارایی وجود داشته باشد می‌توانیم از روش حداکثر درست‌نمایی برای تخمین مدل RE استفاده کنیم که در مدل شماره ۳ انجام شده است:

$$\ln C_{it}^* = \alpha_0 + c(X_{it}; \beta) + v_{it} + \mu_i \quad (9)$$

روش فوق توسط پیت و لی (1981)^۲ معرفی شد. در هر دو مدل مرسوم اثرات تصادفی (RE) عدم کارایی هزینه، فرض بر این است که مستقل از زمان است که می‌تواند فرض محدودکننده‌ای باشد؛ بهخصوص در داده‌های تابلویی طولانی. با این وجود ممکن است یک فرض مناسب در محیط عملیاتی غیررقابتی باشد. از برآوردهای عدم کارایی هزینه_i یا α_i ، رتبه‌های عدم کارایی هزینه نیز با استفاده از معادله شماره ۷ به دست می‌آیند. مدل اثرات ثابت (FE) مناسب نیستند زیرا دقیق بودن آن به تغییرات درونی^۳ متکی است که در مطالعه ما بسیار کم است. همچنین متغیرهای مستقل از زمان که غالب در صنایع شبکه‌ای موجود هستند، نمی‌توانند در مدل اثرات ثابت وارد شوند. با این وجود، جذایت مدل FE برخلاف برآوردهای GLS این است که مدل GLS برآوردهای طرفانه‌ای از ضرایب رگرسیون را انجام می‌دهد حتی اگر اثرات خاص هر شرکت با رگرسورها همبستگی داشته باشد. از طرف دیگر مدل FE به دلیل مشکل پارامترهای جزئی، تخمین‌های عدم کارایی را تولید می‌کند. بر اساس استدلال‌های فوق، تصمیم گرفتیم از این مدل استفاده نکنیم.

ضعف اصلی مدل‌های شماره (۲) و (۳) این است که ناهمگونی خاص هر شرکت را به همان روشی که گرین (۲۰۰۵-الف^۴) برای جداسازی عدم کارایی از ناهمگونی‌های مشاهده نشده استفاده می‌نماید، در نظر نمی‌گیرند. در نتیجه این مدل‌ها قادر به تفکیک بین ناهمگونی مشاهده نشده ثابت در طی زمان و عدم

1. Generalized Least Squares (GLS)

2. Pitt, M. and Lee, L.F. (1981)

3. Within variation

4. Greene, W.H. (2005a)

کارایی هزینه نیستند. هرگونه اثر خاص هر شرکت ثابت در طی زمان به عنوان عدم کارایی تلقی می‌شود. با معرفی عوامل محیطی و بروزنزا در مدل، می‌توان ناهمگونی مشاهده شده را کنترل کرد. این نتیجه ناهمگونی مشاهده نشده است که خارج از کنترل بنگاه‌ها است اما ممکن است هزینه‌های آن‌ها را به میزان قابل توجهی تحت تأثیر قرار دهد.

مدل‌های اثرات ثابت و تصادفی واقعی (گرین ۲۰۰۵ - الف)

مشخصه بارز همه مدل‌های مرزی تصادفی که به آن‌ها اشاره شد، این بود که مقدار عرض از مبدأ برای همه بنگاه‌ها یکسان در نظر گرفته می‌شود. گرین (۲۰۰۵ - الف^۱) از تصریح ذیل استفاده می‌کند:

$$\ln C_{it}^* = \alpha_i + c(X_{it}; \beta) + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

که در آن جمله عرض از مبدأ (α_i) ثابت نبوده و در بین بنگاه‌ها به صورت اثرات ثابت یا تصادفی تغییر می‌کند، برای مقابله با ناهمگونی مشاهده نشده، مدل‌های اثرات ثابت «واقعی» و اثرات تصادفی «واقعی» را در نظر گرفته است. بدین ترتیب ناهمگنی‌های غیر قابل مشاهده ثابت در طول زمان در بین بنگاه‌ها از عدم کارایی تفکیک می‌شوند. به همین دلیل گرین این مدل‌ها را طبق فرض در نظر گرفته شده برای ناهمگنی غیر قابل مشاهده بنگاه‌ها، مدل‌های اثرات ثابت واقعی (TFE) و اثرات تصادفی واقعی (TRE) می‌نامد. این تفاوت و ناهمگنی ممکن است ناشی از «ویژگی‌های خاص» هر یک از بنگاه‌ها از قبیل سبک مدیریت و مهارت کارکنان باشد. در این پژوهش از مدل اثرات ثابت واقعی (TFE) استفاده می‌کنیم (بلوتوی و همکاران، ۲۰۱۲).

در مدل شماره (۴)، تابع هزینه مرزی تصادفی را با استفاده از مدل اثرات ثابت واقعی (TFE) فرموله شده به روش ذیل تخمین می‌زنیم:

$$\ln C_{it}^* = \alpha_i + c(X_{it}; \beta) + v_{it} + \mu_{it} \quad (11)$$

1. Greene, W.H. (2005a)

2. Belotti Federico, Daidone Silvio, Ilardi Giuseppe and Atell Vincenzo (2012)

مدل TFE، اثرات ثابت خاص هر شرکت و مستقل از زمان (α_i) و عدم کارایی متغیر با زمان (U_{it}) را به طور جداگانه مورد عمل قرار می‌دهد و بنابراین قادر به تفکیک ناهمگونی مشاهده شده و عدم کارایی است. به این ترتیب سعی می‌شود بر برخی از محدودیت‌های مدل داده‌های تابلویی معمولی غلبه نماید. روش پیشنهادی گرین (2005) برای برآورد این مدل، استفاده از برآوردهای حداکثر راستنمایی (ML) است. لذا این مدل با ایجاد متغیرهای مجازی برای هر شرکت به وسیله روش حداکثر درستنمایی، برآورده شود. ضمن اینکه این مدل با اعمال فروض گوناگونی قابل برآورد است که در کل با تغییر نوع فرض توزیع جملات اختلال، نتایج به دست آمده خیلی کم تغییر می‌کنند.

۳. مبانی نظری

در این بخش به ارزیابی عملکرد بنگاه که با استفاده از عوامل مختلف تولید به امر تولید یا تدارک کالاها و خدمات اشتغال دارند پرداخته می‌شود. یکی از رایج‌ترین روش‌های ارزیابی عملکرد، استفاده از شاخص‌های بهره‌وری جزئی و کلی است. بهره‌وری جزئی (کلی) یک بنگاه به صورت نسبت محصول تولید شده به عامل تولید (عوامل تولید) آن گذشته، بنگاه نه تنها به بپسود کارایی نیاز دارد بلکه ممکن است به نسبت به سال گذشته، بنگاه نه تنها به بپسود کارایی نیاز دارد. تغییر تکنولوژیکی، استفاده از صرفه‌های ناشی از مقیاس و یا ترکیبی از هر سه مورد، نیاز داشته باشد^(۳).

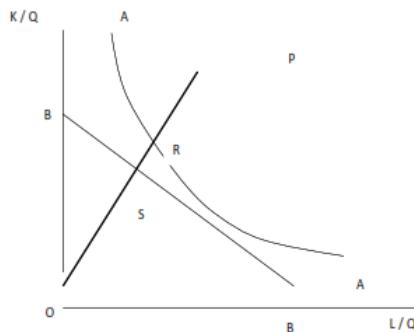
کارایی بیانگر این مفهوم است که یک بنگاه تا چه حد از منابع خود در راستای تولید، نسبت به بهترین عملکرد در مقطع زمان، استفاده کرده است. کارایی انواع مختلف دارد که در ادامه به طور مختصر تشریح می‌گردد^(۴).

برای محاسبه بهره‌وری و کارایی، نیاز به تابع تولید (مرزی) داریم. تابع تولید (مرزی) عبارت است از حداکثر ممکن محصولی که از مقادیر مشخصی از مجموعه عوامل تولید به دست می‌آید. در تئوری تولید می‌توان فرض نمود که بعضی از تولیدکنندگان غیر کارا هستند؛ یعنی بر روی تابع تولید قرار ندارند. اقتصاددانان این امکان عدم کارایی در تولید را با تأکید بر مبانی و ساختار نظری

اندازه‌گیری کارایی، مدنظر قرار داده‌اند.

برای تعیین میزان عدم کارایی یک بنگاه بایستی از شاخصی به عنوان ملاک مقایسه استفاده نمود. اصولاً معرفی انواع و روش اندازه‌گیری کارایی از طریق عملی، بر اساس روش فارل (۱۹۵۷)^۱ صورت می‌گیرد. فارل پیشنهاد نمود مناسب‌تر است که عملکرد یک بنگاه با عملکرد بهترین بنگاه‌های موجود در آن صنعت، مورد مقایسه قرار گیرد. این روش دربردارنده مفاهیم تابع تولید مرزی است که به عنوان شاخصی برای اندازه‌گیری کارایی به کار می‌رود. فارل نظریاتش را در اندازه‌گیری کارایی بر مبنای کارهای انجام شده توسط دبرو (۱۹۵۱)^۲ و کوپمانز (۱۹۵۱)^۳ آغاز نمود.^(۴)

فارل با یک مثال ساده از بنگاه‌هایی که تنها از دو عامل تولید نیروی کار (L) و سرمایه (K) برای تولید یک محصول (Q) استفاده می‌کنند، تئوری خود را مطرح نمود. منحنی هم مقداری تولید بنگاه‌های به‌طور کامل کارا به وسیله منحنی AA با فرض بازده ثابت نسبت به مقیاس تولید در شکل شماره ۱ نشان داده شده است. این منحنی ترکیبات مختلفی از عوامل تولید که سطح مشخصی از محصول را (در اینجا یک واحد از محصول) عرضه می‌نمایند، نشان می‌دهد.



1. Farrell, M.J. (1957)

2. Debreu, G. (1951)

3. Koopmans, T.C. (1951)

شکل ۱: توصیف انواع کارایی به روش فارل

چنانچه نقطه P بیانگر یکی از بنگاه‌ها باشد کارایی این بنگاه به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\text{کارایی فنی} = \text{OR} / \text{OP}$$

کارایی فنی، توانایی یک بنگاه در به دست آوردن حداکثر محصول مشخص از عوامل تولید را بیان می‌کند.

کارایی تخصیصی به ترکیب بهینه عوامل تولید با توجه به قیمت آن‌ها مرتبط می‌شود.

$$\text{کارایی تخصیصی} = \text{OS} / \text{OR}$$

ترکیبی از کارایی فنی و کارایی تخصیصی را کارایی اقتصادی گویند.

$$\text{کارایی اقتصادی} = \text{کارایی فنی} \times \text{کارایی تخصیصی}$$

$$\text{کارایی اقتصادی} = \text{OR} / \text{OP} = \text{OS} / \text{OR}$$

کارایی اقتصادی به معنای کارایی در نحوه تولید و تخصیص عوامل تولید است. کارایی اقتصادی را کارایی هزینه نیز می‌گویند زیرا هرگاه بنگاه‌ها از لحاظ هزینه‌ای کارا عمل کنند بهترین تخصیص و بهترین شیوه تولید نیز به وجود می‌آید.

۴. تشریح داده‌ها

این مطالعه مبتنی بر مجموعه داده‌های تابلویی از شرکت‌های آب و فاضلاب ایران در دوره ۱۳۹۶-۱۳۹۱ است. نمونه، یک مجموعه داده‌های تابلویی متوازن است که از مجموع دویست و پانزده (۲۱۵) مشاهده تشکیل شده است. شرکت‌های موجود در نمونه شامل سی و پنج (۳۵) شرکت آب و فاضلاب شهری در ایران است که سی و یک شرکت در سطح استانی و چهار شرکت دیگر به صورت مستقل (از استان‌های مریبوطه) فعالیت می‌نمایند. تمام مناطق شهری توسط شرکت‌های ارائه دهنده خدمات در نمونه پوشش داده شده است. شرکت‌های آب و فاضلاب در اندازه و در بعضی از شرایط محیطی متفاوت هستند. اکثر شرکت‌ها، سایر خدمات دیگر مانند جمع آوری و دفع فاضلاب و همچنین تصفیه فاضلاب را نیز ارائه می‌دهند.

از آنجایی که در اکثر شهرهای کشور طرح‌های فاضلاب در حال مطالعه و اجرا است و هنوز به صورت عملیاتی بهره‌برداری نشده‌اند بنابراین داده‌های مربوط به فاضلاب در دسترس نیست. به همین دلیل برآورد تابع هزینه چند محصول نیز امکان‌پذیر نیست. بنابراین در این مطالعه، جمع‌آوری داده‌ها تنها به عرضه آب شرب (آشامیدنی) شهری محدود می‌شود.

مجموعه داده‌های موردنیاز در حوزه خدمات توزیع آب شرب شهری در ایران از صورت‌های مالی شرکت‌های آب و فاضلاب استخراج شده‌اند. آمار توصیفی متغیرهای موجود در مدل، در جدول شماره ۳ ارائه شده است:

جدول ۳. آمارهای توصیفی

نام متغیر	شرح متغیر	میانگین	انحراف معیار	می نیم	ماکریم
C	هزینه کل سالانه (ریال)	۱,۰۱۳,۵۸۶,۳۹۵,۷۳۹	۱,۴۶۷,۴۴۸,۷۴۳,۰۱۸	۱۶۱,۰۰۹,۱۵۱,۸۹۲	۱۱,۲۸۴,۳۲۱,۰۹۳,۹۲۹
PL	قیمت نیروی کار (حقوق و مزایای سالانه/ تعداد نیروی کار)	۴۶۶,۲۳۳,۳۳۳	۲۱۹,۵۴۹,۷۷۴	۱۲۰,۰۰۰,۰۰۰	۹۵۰,۰۰۰,۰۰۰
PK	قیمت سرمایه (هزینه استهلاک سالانه آب / طول شبکه آب)	۹۵,۰۹۹,۳۳۳	۴۶,۴۹۲,۵۹۵	۲۸,۱۹۸,۰۲۴	۲۹۱,۸۲۳,۲۴۶
Y	حجم فروش آب (متمنکب)	۱۲۴,۳۴۳,۲۰۳	۱۶۸,۹۷۳,۸۱۴	۲۴,۷۸۷,۰۳۷	۱,۰۹۱,۱۶۵,۰۸۶
Consu m	تعداد مشترکین آب	۶۲۰,۷۰۰	۵۰۷,۱۷۷	۱۳۳,۵۹۷	۲,۸۵۹,۷۸۵
Size	اندازه ناحیه خدماتی (کیلومتر مربع)	۳۹,۹۶۸	۳۹,۸۷۶	۵,۱۴۶	۲۱۳,۱۰۳
Loss	هدرفت آب (درصد)	۲۵	۶	۸	۵۴
Net I	طول شبکه توزیع آب (کیلومتر)	۴,۱۶۱	۲,۱۰۶	۱,۰۵۱	۱۵,۸۸۳

هزینه کل توزیع آب (C) برابر با هزینه‌های عملیاتی و سرمایه‌ای است. قیمت نیروی کار (P_L) برابر با متوسط دستمزد سالانه است که حاصل هزینه‌های نیروی کار تقسیم بر تعداد متوسط کارکنان برای یک سال معین است. قیمت سرمایه (P_K) با فرض

صفر بودن نرخ حقیقی بازگشت سرمایه، به صورت نسبت هزینه استهلاک سرمایه‌های شرکت‌های آب و فاضلاب به طول شبکه توزیع آب محاسبه شده است. محصول خروجی (Y) به عنوان میزان فروش آب به مشترکین نهایی است. تعداد مشترکین نهایی (Consum) مجموع مشترکین خانگی و غیر خانگی است.

۵. برآوردهای پارامتری تابع مرزی هزینه

در بخش (۲) بیان شد که جهت محاسبه عدم کارایی شرکت‌های آب و فاضلاب، نیاز به برآورد ضرایب تابع هزینه است. از بین شکل‌های تابعی مختلف، تابع هزینه ترانسلوگ به دلیل مزیت و انعطاف‌پذیری بیشتر نسبت به سایر توابع هزینه، انتخاب شده است. با عنایت به ماهیت تابلویی داده‌ها (۳۵ شرکت طی ۶ سال) لازم است که از مدل‌های مبتنی بر داده‌های تابلویی استفاده شود.

به منظور برآورد تابع هزینه ترانسلوگ (رابطه شماره ۲) ابتدا آزمون F لیمر برای تشخیص اینکه کدام‌یک از مدل‌های داده‌های ادغام شده یا تابلویی برای آزمون فرضیه‌های پژوهش و تخمین مدل مناسب‌تر است، انجام شد. نتایج در جدول ۴ آمده است که نشان می‌دهد مقدار آماره F از F جدول بزرگ‌تر است؛ بنابراین مدل داده‌های تابلویی برای برآورد مدل‌ها انتخاب می‌شود.

پس از انتخاب مدل داده‌های تابلویی بایستی آزمون هاسمن برای انتخاب بین برآورد مدل با اثرات ثابت و تصادفی انجام گیرد. نتایج آزمون هاسمن پس از تخمین مدل با اثرات ثابت و تصادفی برای رابطه شماره ۲، در جدول ۴ آمده است که نشان می‌دهد فرضیه صفر مبنی بر وجود اثرات تصادفی، رد نمی‌شود؛ بنابراین بایستی مدل با اثرات تصادفی تخمین زده شود.

جدول ۴. نتایج آزمون F لیمر و هاسمن

Prob	مقدار آماره	آماره
...	۲۲۱,۲۱	F
۰,۰۰۰۳	۲۱,۰۶	χ^2

مأخذ: محاسبات تحقیق

هرچند آزمون ها برآورد رگرسیون تابع هزینه ترانسلوگ را با استفاده از مدل اثرات

ثابت تأیید می کنند اما در این قسمت ضرایب برآورده شده تابع هزینه ترانسلوگ با استفاده از انواع مدل‌های مبتنی بر داده‌های تابلویی جهت شهود و اطمینان بیشتر در جدول ۵ آورده شده است.

جدول ۵. ضرایب برآورده شده تابع هزینه ترانسلوگ با استفاده از انواع مدل‌های مبتنی بر داده‌های تابلویی

متغیر	مدل /		مدل //		مدل ///		مدل /V
	TFE(No-SUR)	RE(ML)	RE(GLS)	Pooled(ML)	ضريب	P-Value	
ln a							
Ly							
Lpl_pk							
Lpl_pk_2							
Ly_2							
Lpl_pk_y							
L_net_1							
DV_Loss							
ضريب	P-Value	ضريب	P-Value	ضريب	P-Value	ضريب	P-Value
-۰/۸۶۵	-۰/۲۴۱	-۰/۶۸۷	-۰/۵۱۷	-۰/۷۰۲	-۰/۱۴۲	-۰/۱۷۲	-۰/۲۹۶
(-۰/۱۱۷)	(-۰/۱۱۷)	(-۰/۲۵۸)	(-۰/۲۵۸)	(-۰/۵۶۰)	(-۰/۱۴۴)	(-۰/۱۴۴)	
۰/۰۶۱	۱/۱	۰/۷۴۱	-۰/۲۲۳	-۰/۷۲۴	-۰/۲۱۵	-۰/۱۴۰	-۰/۴۹۰
(۰/۵۷)	(۰/۵۷)	(۰/۶۷۴)	(۰/۶۷۴)	(۰/۶۰۹)	(۰/۶۰۹)	(۰/۳۳۲)	
۰/۶۳۷	-۰/۲۴۹	-۰/۲۸۹	-۰/۳۲۸	-۰/۱۳۵	-۰/۳۳۹	-۰/۰۹۳	-۰/۵۳۸
(-۰/۵۲۶)	(-۰/۵۲۶)	(-۰/۳۰۹)	(-۰/۳۰۹)	(-۰/۲۳۰)	(-۰/۲۳۰)	(-۰/۳۲۰)	
-۰/۱۲۱	-۰/۰۲۵	-۰/۲۸۹	-۰/۰۱۶	-۰/۳۴۵	-۰/۰۱۴	-۰/۰۱۵	-۰/۰۳۲
(-۰/۰۱۶)	(-۰/۰۱۶)	(-۰/۰۱۵)	(-۰/۰۱۵)	(-۰/۰۱۵)	(-۰/۰۱۵)	(-۰/۰۳۴)	
-۰/۰۰۱	-۰/۰۱۱	-۰/۴۰۱	-۰/۰۱۵	-۰/۳۳۲	-۰/۰۱۵۲	-۰/۰۱۲	-۰/۰۲۲
(-۰/۱۵۹)	(-۰/۱۵۹)	(-۰/۰۱۸)	(-۰/۰۱۸)	(-۰/۰۱۵۶)	(-۰/۰۱۵۶)	(-۰/۰۰۸)	
-۰/۰۹۹	-۰/۰۰۰۸	-۰/۸۴۴	-۰/۰۰۳	-۰/۸۱۲	-۰/۰۰۲۸	-۰/۳۵۳	-۰/۰۱۵
(-۰/۰۲۷)	(-۰/۰۲۷)	(-۰/۰۱۶)	(-۰/۰۱۶)	(-۰/۰۱۲)	(-۰/۰۱۲)	(-۰/۰۱۷)	
-۰/۰۰۹	-۰/۳۴۹	-۰/۰۰۰	-۰/۵۷	-۰/۰۰۰	-۰/۵۴۴	-۰/۰۰۰	-۰/۷۰۱
(-۰/۱۲۷)	(-۰/۱۲۷)	(-۰/۰۵۵)	(-۰/۰۵۵)	(-۰/۰۸۰)	(-۰/۰۸۰)	(-۰/۰۴۴)	
-۰/۰۲۸	-۰/۰۹۳	-۰/۰۰۷	-۰/۰۸۹	-۰/۰۱۳	-۰/۰۹۱	-۰/۰۰۰	-۰/۰۸۹
(-۰/۰۴)	(-۰/۰۴)	(-۰/۰۳۳)	(-۰/۰۳۳)	(-۰/۰۳۶)	(-۰/۰۳۶)	(-۰/۰۲۲)	

نکته مهم این است که انتخاب مدل به باور محقق در مورد موقتی یا دائمی بودن عدم کارایی و ثابت یا متغیر بودن در طی زمان مشخصات خاص شرکت‌های آب و فاضلاب بستگی دارد.

با برآورده ضرایب تابع هزینه ترانسلوگ با استفاده از مدل‌های مختلف اقتصادسنجی مبتنی بر داده‌های تابلویی (نظیر مدل با اثرات تصادفی، مدل با اثرات ثابت و مدل با اثرات مشترک یا ادغام شده) به صورت شهودی نشان داده شده

است که مدل «اثرات ثابت حقیقی^۱» (TFE) نتایج بهتری ارائه خواهد کرد.

جدول ۶. نتایج برآورد تابع هزینه موزی

P-Value	ضریب	علامت	نام متغیر
		$\ln a$	عرض از مبدأ
.۰۰۰	۳/۱۸۸	Ly	حجم فروش آب
	(۰/۰۰۰)		
.۰۰۰	-۰/۲۲۴	Lpl_pk	نسبت قیمت نیروی کار به سرمایه
	(۰/۰۰۰)		
.۰۰۰	-۰/۰۲۵	Lpl_pk_2	مجدور نسبت قیمت نیروی کار به سرمایه
	(۰/۰۰۰)		
.۰۰۰	-۰/۰۵۶	Ly_2	مجدور حجم فروش آب
	(۰/۰۰۰)		
.۰۰۰	-۰/۰۲۴	Lpl_pk_y	حاصل ضرب حجم فروش آب در نسبت قیمت نیروی کار به سرمایه
	(۰/۰۰۰)		
.۰۰۰	-۰/۳۹۳	L_net_1	طول شبکه توزیع آب
	(۰/۰۰۰)		
.۰۰۰	-۰/۱۶۵	DV_Loss	میزان تلفات شبکه آب
	(۰/۰۰۰)		
.۰۳۲	-۰/۰۰۵	Time (t)	سال
	(۰/۰۰۶)		

ضرایب در سطح ۵٪ درصد معنی دار بوده و ضرایبی که در این سطح معنی دار نیستند، در سطح ۱۰٪ درصد معنی دار هستند.

همان‌طور که ملاحظه می‌شود در نهایت مدل «اثرات ثابت واقعی» (TFE)، بهترین برآورد را از ضرایب به دست می‌دهد. اولاً ضرایب در سطح ۹۰٪ معنی دار بوده و ثانیاً متغیرهای مشخصات خاص شرکت‌های آب و فاضلاب (طول و تلفات شبکه توزیع آب) که معنی دار بودند نیز در رگرسیون گزارش شده‌اند. مدل TFE مسئله ناهمگونی پنهان و ثابت طی زمان و عدم کارایی متغیر طی زمان را مورد بررسی قرار می‌دهد؛ بنابراین با توجه به اینکه یافته‌های پژوهش بر اساس

1. True Fixed Effect

ماهیت داده‌ها که در بخش ۴ توضیح داده شد، حاکی از آن است که عدم کارایی و ویژگی‌های خاص شرکت‌های آب و فاضلاب به ترتیب طی زمان، متغیر و ثابت هستند. لذا مدل TFE به لحاظ شهردی مورد تأیید مجدد قرار می‌گیرد.

نکته مهم و قابل ذکر اینکه جهت خالص کردن اثرات ویژگی‌های خاص شرکت‌های آب و فاضلاب و تفکیک آن‌ها از عدم کارایی شرکت‌ها، ویژگی‌های خاص شرکت‌های آب و فاضلاب به مدل اضافه شدند. مانند طول شبکه توزیع، هدررفت یا تلفات شبکه، تعداد مشترکین و تلفات شبکه توزیع آب، معنی‌دار شدند. با صرفاً ضرایب متغیرهای طول شبکه و تلفات شبکه توزیع آب، معنی‌دار شدند. با توجه به اینکه مدل TFE اجازه تغییر ویژگی‌های شرکت‌ها در طی زمان را می‌دهد، می‌تواند ویژگی‌های ثابت طی زمان شرکت‌ها را از عدم کارایی متغیر طی زمان شرکت‌ها تفکیک کند که این قابلیت را مدل‌های «اثرات تصادفی» (RE) و «ادغام شده» (Pooled) ندارند. انتظار می‌رود که عدم کارایی برآورده شده توسط مدل‌های Pooled به طور متوسط بزرگ‌تر از عدم کارایی برآورده شده توسط مدل TFE باشند. نتایج عدم کارایی برآورده شده شرکت‌ها با استفاده از مدل‌های مختلف در جدول ۷ آمده است.

برای اعتبار بیشتر ضرایب برآورده شده مدل نهایی (TFE) آزمون برقراری فروض کلاسیک در مورد جملات اختلال و رگرسیون انجام شد که به شرح ذیل ارائه می‌گردد:

۱-۵. آزمون نرمال بودن جملات اختلال

یکی از آزمون‌هایی که روی اجزای اختلال معادله هزینه ترانسلوگ صورت می‌گیرد، آزمون نرمال بودن جملات اختلال است. با توجه به نتایج به دست آمده در مورد مقدار آماره جارک – برا، مقدار احتمالات مربوطه، مقدار کشیدگی و چولگی، فرض نرمال بودن جملات خطأ در سطح معناداری پنج (۵) درصد را نمی‌توان رد کرد.

۲-۵. آزمون کشف و رفع خودهمبستگی سریالی و واریانس ناهمسانی جملات اختلال

با استفاده از آزمون وولدریچ و مقدار آماره F به دست آمده، وجود خودهمبستگی سریالی تأیید شد. همچنین به منظور بررسی وجود یا عدم وجود ناهمسانی واریانس در معادله هزینه ترانسلوگ از آزمون والد استفاده شد. با توجه به نتایج آزمون دو آماره F و χ^2 و احتمالات مربوطه، فرض ناهمسان بودن جملات اختلال در سطح معناداری پنج (5) درصد نیز پذیرفته شد.

با اجرای دستور ROBUST در نرم افزار Stata از طریق بلوکی تعریف کردن جملات اختلال، هم-زمان هر دو مشکل خودهمبستگی سریالی و واریانس ناهمسانی جملات اختلال بربط گردید.

۳-۵. آزمون کشف و رفع همخطی متغیرهای توضیحی

با استفاده از آزمون فارا - گلوبر، وجود همخطی بین متغیرهای y و Lpl_{pk} و بین Lpl_{pk} و توان دوم آن و بین ly و توان دوم آن کشف گردید. لازم به ذکر است وجود همخطی بین هر متغیری و توان دوم آن امری طبیعی و واضح است. فلذا با توجه به شکل تابع هزینه ترانسلوگ به نظر می رسد وجود همخطی از این نوع، نگرانی خاصی نداشته باشد. علی ای حال جهت رفع همخطی، متغیرهای عامل همخطی، شناسایی و با رگرس کردن متغیرهای موردنظر روی متغیرهای وابسته و توضیحی و استفاده از باقیمانده به عنوان متغیر جدید در رگرسیون اصلی، همخطی، رفع گردید.

ضریب برآورد شده فروش آب (b_2) نشان می‌دهد که به طور متوسط، افزایش یک درصدی میزان فروش آب، هزینه کل خدمات آب را $3,18$ برابر افزایش خواهد داد. این نتیجه نشان می‌دهد که شرکت‌های آب و فاضلاب در بخش صعودی، تابع هزینه هستند و نسبت به مقیاس بازدهی نزولی دارند.

ضریب طول شبکه توزیع آب، نشان می دهد که به طور متوسط به ازای هر یک درصد افزایش در طول شبکه آب، هزینه تمام شده فروش آب شرکت های آب و فاضلاب، ۰/۳۹ درصد افزایش پیدا می کند. ضریب هدر رفت پا تلفات آب

نیز بیانگر این است که برای شرکت‌های دارای تلفات بیشتر از ۲۰ درصد به ازای هر یک درصد کاهش در تلفات، هزینه تمام شده فروش آب شرکت‌های آب و فاضلاب ۰/۱۶,۵ درصد افزایش پیدا می‌کند و برای شرکت‌های دارای تلفات کمتر از ۲۰ درصد به ازای هر یک درصد کاهش تلفات، هزینه تمام شده عرضه آب شرکت‌های آب و فاضلاب هیچ تغییری پیدا نمی‌کند. ضریب متغیر α یا سال، در سطح ۹۰٪ معنی‌دار است که عدم کارایی شرکت‌های آب و فاضلاب در طی زمان (سالیانه) تغییر می‌کند.

در جدول ۷ آمار توصیفی مربوط به برآوردهای عدم کارایی هزینه شرکت‌های آب و فاضلاب ایران به دست آمده از مدل‌های (۱) تا (۴) ارائه شده است. می‌توان برخی از تفاوت‌های قابل توجه در سطوح عدم کارایی تخمین زده شده را مشاهده کرد.

جدول ۷. رتبه‌های عدم کارایی هزینه برآورد شده

نمره عدم کارایی (EFFI)	مدل (۱) Pooled(ML)	مدل (۲) RE(GLS)	مدل (۳) RE(ML)	مدل (۴) TFE
میانگین	۱/۱۱۲	۱/۲۴۲	۱/۲۹۶	۱/۱۰۳
میانه	۱/۰۷۶	۱/۲۴۲	۱/۳۰۴	۱/۰۷۱
انحراف معیار	۰/۰۹۷	۰/۰۸۳	۰/۰۹۰	۰/۱۱۶
مینیمم	۱/۰۳۳	۱/۰۰۰	۱/۰۶۷	۱/۰۰۰
ماکریمم	۱/۶۳۱	۱/۶۶۴	۱/۴۷۱	۱/۶۲۵

با استفاده از مدل مرزی تصادفی ادغام شده (مدل ۱) متوسط عدم کارایی هزینه ۱۱/۲ درصد برآورد شده است. در مقابل در مورد مدل‌های مرزی تصادفی مبتنی بر داده‌های تابلویی به روش اثرات تصادفی (RE) متوسط عدم کارایی هزینه برآورد شده، ارقام بالاتر است. مقادیر عدم کارایی معادل ۲۴/۲ درصد در مدل RE (مدل ۲) و در مدل RE ML (مدل ۳) به ۲۹/۶ درصد می‌رسد. سطوح عدم کارایی نسبتاً بالای مدل‌های RE ممکن است تا حدی به اثرات مشاهده نشده مستقل از زمان و بنگاه – خاص نسبت داده شود. مدل‌های RE این اثرات را به عنوان عدم کارایی هزینه بی‌ثبات در نظر می‌گیرند؛ بنابراین برآوردهای عدم

کارایی هزینه به دست آمده از این مدل‌ها به احتمال زیاد بیشتر از حد معمول برآورده می‌شوند. این موضوع در مدل ادغام شده موضوعیت ندارد چون هر مشاهده به صورت مستقل رفتار می‌کند و بر این اساس عدم کارایی در بین شرکت‌ها و در طول زمان در نظر گرفته می‌شود. در نهایت متوسط عدم کارایی هزینه مبتنی بر مدل اثرات ثابت واقعی (مدل ۴) معادل $10/3$ درصد تخمین زده شده است. سطوح عدم کارایی پایین‌تر در مقایسه با سایر مدل‌ها مورد انتظار است چون مدل اثرات ثابت واقعی قادر به تشخیص اثرات ثابت شرکت مشاهده نشده از عدم کارایی است و قادر است دو اثر را به طور جداگانه بررسی کند. نتایج به دست آمده توسط مدل TFE می‌تواند تقریب خوبی از تصویر کلی عدم کارایی هزینه واقعی شرکت‌های آب و فاضلاب ایران در نظر گرفته شود.

نتیجه‌گیری

در این مطالعه چندین روش مرزی تصادفی مختلف برای برآورد تابع هزینه مرزی ترانسلوگ برای نمونه خدمات توزیع آب ایران در طی دوره ۱۳۹۶-۱۳۹۱ در نظر گرفته شد. رتبه‌های عدم کارایی حاصل از روش‌های مختلف به نظر نمی‌رسد که در سطح و رتبه‌بندی شرکت‌ها قوی باشند. توضیح احتمالی این عدم استحکام را می‌توان در توانایی متفاوت روش‌های مرزی تصادفی برای ناهمگونی مشاهده نشده دانست. از نظر روش شناختی نتایج تجربی نشان می‌دهد که مدل‌های اثرات تصادفی معمولی تمایل به بالا بردن عدم کارایی هزینه دارند زیرا برآورده عدم کارایی حاوی ناهمگونی غیر قابل کنترل نیز است. به نظر می‌رسد مدل اثرات ثابت واقعی که توسط گرین (۲۰۰۵) ارائه شده است قادر به تفکیک ناهمگونی مشاهده نشده و عدم کارایی است اما ممکن است عدم کارایی را کمتر از حد معمول برآورده نماید؛ زیرا همه اثرات ثابت مستقل از زمان، به عنوان ناهمگونی مشاهده نشده رفتار می‌کنند. به نظر می‌رسد این مدل حداقل تا حدی در حل مسئله ناهمگونی مشاهده نشده متغیر در طی زمان، در برآورده عدم کارایی هزینه کمک کند.

از آنجا که از منظر سیاست‌گذاری و مقررات‌گذاری، رتبه‌های عدم کارایی SFA می‌توانند به عنوان یک راهبرد در یک فرآیند تنظیم قیمت مورد استفاده قرار

گیرند استحکام نتایج پراهمیت است؛ بنابراین توصیه می‌شود نتایج حاصله فقط به عنوان نقطه شروعی برای ارائه اطلاعات در مورد دامنه‌ای که رتبه‌های عدم کاری در آن قرار دارند استفاده گردد. همچنین با توجه به نتایج چشمگیری که اعمال سیستم مقررات گذاری سقف قیمت با هدف ایجاد انگیزه در صنایع خدمات عمومی خواهد داشت و با توجه به تجربیاتی که سایر کشورها در زمینه اثربخشی این نوع مقررات گذاری در بهبود عملکردی صنایع خدمات عمومی خود در سال‌های اخیر به دست آورده‌اند انتظار می‌رود که برای صنعت آب و فاضلاب ایران نیز در بخش شبکه‌ای آن، که ماهیتاً از نوع انحصار طبیعی است اقدامات لازم برای اجرای چنین مقررات گذاری‌هایی صورت گیرد. در این راستا لازم است نهاد تنظیم کننده بخشی آب که ظرفیت قانونی شکل گیری آن در ماده ۵۷ قانون اجرای سیاست‌های کلی اصل ۴۴ قانون اساسی وجود دارد تشکیل شود تا بتواند مستقل از دولت به انجام تصمیم‌گیری لازم در خصوص سرمایه‌گذاری‌ها و تنظیم قیمت‌ها در جهت بهبود عملکرد شرکت‌های آب و فاضلاب کشور بپردازد.

پی‌نوشت‌ها

۱. طی چند دهه گذشته، ما شاهد تغییر قابل توجه تقاضای آب در ایران نبودیم بنابراین می‌توان تقاضای آب را نسبتاً پایدار دانست. بنابراین دلیلی بر این باور نیست که خدمات شهری به طور قابل توجهی از سطح بهینه سرمایه به کار رفته در حال انحراف هستند. پس اتخاذ یک مفهوم بلندمدت گرینه مناسبی به نظر می‌رسد.
۲. در حقیقت تصویر فرم ترانسلوگ معمولی در مقابل کاب - داگلاس و ترانسلوگ با تصویر هدانیک ستانده مورد آزمون قرار گرفته و مشخص شده است که ترانسلوگ معمولی همان‌طور که در معادله شماره (۲) مشخص شده است، فرم تابعی مطلوبی است.
۳. امامی مبیدی، علی (۱۳۸۹).
۴. برای اطلاع بیشتر از مفاهیم کارایی و انواع آن می‌توان به کتاب تألیف شده آقای دکتر امامی مبیدی (۱۳۸۹)، مراجعه نمود.
۵. همان منبع

منابع

- امامی میدی، علی (۱۳۸۹). «اصول اندازه‌گیری کارایی و بهره‌وری». تهران. موسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی.
- اوشنی، محمد (۱۳۹۶). «پویایی کارایی در تنظیم شرکت‌های توزیع برق ایران (رویکرد بیزین)». فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی. ۵۵(۱۳). ص ۱۵۹-۱۳۳.
- جایدری، فرزانه (۱۳۹۸). «رویکرد تنظیم سقف قیمت در راستای ارتقای بهره‌وری در شرکت‌های آب و فاضلاب شهری ایران». فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار). ۲۰(۲). ص ۵۲-۲۹.
- حیدری، کیومرث (۱۳۸۱). «استفاده از تحلیل پوششی داده‌ها (DEA) در ارزیابی کارایی نیروگاه‌های حرارتی تولید برق کشور». نشریه مدرس علوم انسانی. ۶(۱). ص ۵۴-۳۵.
- دوتابی نژاد، امیر (۱۳۹۰). «انتخاب مدل بهینه تنظیم قیمت انگیزشی با در نظر گرفتن آثار خارجی برای توزیع برق ایران»، فصلنامه اقتصاد محیط زیست و انرژی. ۱(۱). ص ۱۷۲-۱۳۳.
- زیبا، فاطمه (۱۳۸۷). «نظم‌بخشی و وضع مقررات اقتصادی و ارزیابی کارایی و بهره‌وری در شرکت‌های توزیع برق ایران». فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران. ۴(۳). ص ۲۰۰-۱۷۹.
- کمالی انارکی، سارا (۱۳۸۴). «مقررات گذاری و نظم‌بخشی اقتصادی و اندازه‌گیری کارایی در شرکت‌های توزیع آب شهری ایران». دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی دانشگاه الزهرا. پایان‌نامه کارشناسی ارشد.
- مرزبان، حسین (۱۳۹۷). «اندازه‌گیری فاکتور X در تنظیم مقررات انگیزشی: مطالعه موردي صنعت توزیع برق ایران». فصلنامه پژوهش‌های سیاست‌گذاری و برنامه‌ریزی انرژی. ۴(۱۲). ص ۲۶۳-۲۳۱.
- مهرآرا، محسن و عبدالی، رامین (۱۳۹۳). «ارزیابی کارایی فنی صنعت بانکداری ایران و تعیین عوامل مؤثر بر آن (رهیافت مدل‌های مرزی تصادفی)». فصلنامه علوم اقتصادی. ۲۸(۸). ص ۱۰۵-۸۳.
- یوسفی، محمدقلی (۱۳۸۲). «اقتصاد صنعتی (دوجلدی)». تهران. انتشارات دانشگاه علامه طباطبائی.

- Aigner, D., K. Lovell and P. Schmidt. (1977). "Formulation and Stimation of Stochastic Frontier Function Models" *Journal of Econometrics* 6, 21 – 37.
- Aubert, C. and Reynaud, A., 2005. The impact of regulation on cost efficiency: An empirical analysis of Wisconsin water utilities. *Journal of Productivity Analysis*, 23 (3), 383-409.
- Belotti Federico, Daidone Silvio, Ilardi Giuseppe and Atell Vincenzo (2012): "Stochastic frontier analysis using Stata", CEIS Tor Vergata, RESEARCH PAPER SERIES, Vol. 10, Issue 12, No. 251.
- Bhattacharyya, A., Harris, T., Narayanan, R., and Raffiee, K., 1995. Specification and estimation of the effect of ownership on the economic efficiency of the water utilities. *Regional Science and Urban Economics*, 25 (6), 759- 784.
- Bottasso, A. and Conti, M., 2003. Cost inefficiency in the English and Welsh water industry: An heteroskedastic stochastic cost frontier approach, Department of Economics Discussion Paper No. 575, University of Essex. Available from: <http://www.essex.ac.uk/economics/discussion-papers/papers-text/dp573.pdf> [Accessed 15 September 2010].
- Belotti F., Daidone S., Ilardi G., Atella V., 2013. "Stochastic frontier analysis using Stata" *Stata Journal*, 13(4), pp. 719-758.
- Debreu, G. (1951). The Coefficient of Resource Utilisation. *Econometrica* 19, 225-234.
- Ebrahimi Nourali, A.; Davoodabadi, M., & Pashazadeh (2014). Regulation and efficiency & productivity considerations in water and wastewater industry: Case of Iran. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, Vol. 109: 281-289.
- Fabbri, P. and Fraquelli, G (2000). Costs and Structure of Technology in the Italian Water Industry. *Empirica* 27, 65-82.
- Farrel, M. J (1957) "The Measurment of Productive Efficiency" *Journal of Royal Statistical Society, Series A*, 120, Part 3, pp 81-253.
- Filippini, M., Hrovatin, N., Zoric, J. (2008) "Cost Efficiency and Economies of Scale of Slovenian Water Distribution Utilities: An Application of Stochastic Frontier Methods", *Journal of Productivity Analysis*, 29(2), pp. 169-182.
- Fraquelli, G. and Moiso, V., 2005. Cost efficiency and economies of scale in the Italian water industry, Societa Italiana di Economia Pubblica (SIEP).

- Dipartimento di Economia Pubblica e Territoriale - Università di Pavia.
Available from: <http://www-3.unipv.it/websiep/wp/420.pdf> [Accessed 7 May 2010].
- Garcia, S. and Thomas, A. (2001). The Structure of Municipal Water Supply Costs: Application to a Panel of French Local Communities. *Journal of Productivity Analysis* 16, 5-29.
- Greene, W.H. (2005a) "Reconsidering heterogeneity in panel data estimators of the stochastic frontier model", *Journal of Econometrics*, 126, pp. 269-303.
- Greene, W.H. (2005b) "Fixed and Random Effects in Stochastic Frontier Models", *Journal of Productivity Analysis*, 23(1), pp. 7-32.
- Koopmans, T.C. (1951). An Analysis of Production as an Efficient Combination of Activities. In Koopmans, T.C. (ed.). *Activity Analysis of Production and Allocation*. Cowles Commission for Research in Economics, Monograph 13. New York, Wiley.
- Kumbhakar, S. C., Lovell, C.A.K. (2000) *Stochastic Frontier Analysis*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Meeusen, W., and J. van den Broeck. 1977. "Efficiency estimation from Cobb-Douglas production function with composed errors" *International Economic Review* 18(2): 435-444.
- Murwirapachena G. Mahabir J. Mulwa R. Dikgang J. (2019). *Efficiency in South African Water Utilities: A Comparison of Estimates From DEA, SFA and StoNED*. Available at: http://www.academia.edu/download/59324507/working_paper_78020190520-23982-1t5h0qv.pdf
- Pitt, M. and L. Lee. (1981). "The Measurement and Sources of Technical Inefficiency in Indonesian Weaving Industry" *Journal of Development Economics* 9, 43-64.
- Parmeter, Christopher F. & Kumbhakar, Subal C., 2014. "Efficiency Analysis: A Primer on Recent Advances," *Foundations and Trends(R) in Econometrics*.
- Saal, D.S., Parker, D., and Weyman-Jones, T., 2007. Determining the contribution of technical change, efficiency change and scale change to productivity growth in the privatized English and Welsh water and sewerage industry: 1985-2000. *Journal of Productivity Analysis*, 28 (1), 127-139.
- Schmidt, P., and R. Sikles. 1984."Production frontiers and panel data" *Journal of Business Economics and Statistics* 2(4): 367-374.