

اثر مالکیت دولتی بر کارایی فنی شرکت‌های بورسی:

رویکرد تحلیل پوششی داده‌های بوت‌استرپ و داده‌های پانل پویا

چکیده

هدف این مقاله برآورد و ارزیابی کارایی فنی 36 شرکت دولتی بورس اوراق بهادار در دوره 1402-1396 و تخمین اثرات مالکیت دولتی و غیردولتی بر کارایی فنی است. بدین منظور، از روش تحلیل کارایی ناپارامتریک شعاعی (کارایی دبرو-فارل) و غیرشعاعی (کارایی راسل) تحت فناوری‌های بازدهی ثابت، بازدهی غیرفزاینده و بازدهی متغیر استفاده می‌شود. هم‌چنین به دلیل وجود برخی محدودیت‌ها در روش‌های شعاعی، کارایی فنی تصحیح‌شده تورش با استفاده از تحلیل پوششی داده‌های بوت‌استرپ (DEA-Bootstrap) نیز برآورد گردید. نتایج تخمین کارایی فنی نشان داد هیچ از یک 36 شرکت به طور متوسط در کل دوره از کارایی فنی برخوردار نبوده‌اند. متوسط کارایی فنی براساس فناوری بازدهی ثابت مقیاس حدود 76 درصد می‌باشد که نشان می‌دهد این شرکت‌ها 24 درصد با مرز کارایی فاصله دارند. در ادامه اثر ساختار مالکیت این شرکت‌ها به سه شکل درصد مالکیت سهامدار دولتی، درصد مالکیت سهامدار عمده و درصد مالکیت سایر سهامداران (سهامداران خرد) بر کارایی فنی با رویکرد داده‌های پانل پویا در قالب دو سناریو برآورد شد. نتایج سناریو نخست بیان داشت متغیر درصد مالکیت سهامداران دولتی بر کارایی فنی اثر منفی و معنادار در سطح معنای 10 درصد دارد. اما متغیرهای درصد مالکیت سهامداران عمده و درصد مالکیت سایر سهامداران (سهامداران خرد) اثر غیرمعنادار بر کارایی فنی شرکت‌ها دارند. نتایج سناریو دوم نیز بیان داشت متغیر درصد مالکیت سهامداران دولتی و متغیر درصد مالکیت سهامداران عمده اثر منفی اما غیرمعنادار بر کارایی فنی دارند. اما متغیر درصد مالکیت سایر سهامداران (سهامداران خرد) اثر مثبت و معنادار در سطح معنای 10 درصد بر کارایی فنی دارد.

طبقه‌بندی JEL: G21, C14, C61.

واژگان کلیدی: مالکیت دولت، کارایی فنی، بوت‌استرپ، تحلیل پوششی داده‌ها، پانل پویا.

1. مقدمه

اسمیت^۱ (1937) درخصوص اینکه آیا ساختار مالکیت در تضاد منافع سهامداران و مدیران مهم است یا خیر، نتیجه گرفت که این موضوع وجود دارد، و نگران بود که ساختار مالکیت پراکنده ممکن است به دلیل عدم تقارن اطلاعاتی و عدم وجود انگیزه‌های نظارتی برای سهامداران، باعث تضاد منافع بین سهامداران و مدیران شده و این موضوع بر عملکرد شرکت تأثیر بگذارد. نگرانی بازار سرمایه اسمیت جنبه دیگری از پیشنهاد مودیگلیانی و میلر^۲ (1958) است که بیان داشتند اگر بازارهای مالی کامل باشند، ساختار مالکیت نباید مهم باشد. با پیوند این معیارها، یسن و مک‌لینگ^۳ (1976) و فاما^۴ (1980) پیش‌بینی کردند که نظم ایجاد شده توسط بازارهای سرمایه و بازارهای مدیران کارآمدتر، مخاطرات اخلاقی مدیران و سهامداران عمده را از بین می‌برد. به عبارت دیگر، این امکان وجود دارد مدیران انگیزه‌هایی برای بهره‌برداری از منابع شرکت در راستای منافع شخصی خود به جای سهامداران داشته باشند (یسن^۵، 1986). در عین حال، انگیزه‌های مالکان بیرونی در نظارت بر مدیران به دلیل «مساله سواری مجانی»^۶ ضعیف شده است.

انتظار می‌رود یک ساختار مالکیت بسیار متمرکز هم مشکل تضاد منافع و هم مشکل سواری مجانی را کاهش دهد؛ زیرا منافع مدیران و سهامداران بیرونی را همسو می‌کند (فرضیه همگرایی منفعت^۷)، و همچنین کارایی شرکت را افزایش می‌دهد. از آنجا که سهامداران عمده می‌توانند استراتژی‌ها و فعالیت‌های شرکت را از طریق حق رای قابل توجه و قدرت کنترل خود تحت تأثیر قرار دهند، بنابراین مالکیت عمده بیانگر توانایی و انگیزه سهامداران برای نظارت بر فعالیت‌های مدیران است (فشار بیرونی)؛ در حالی که مالکیت مدیریتی بازتاب انگیزه‌های درونی خود مدیران در داخل شرکت است (انگیزه درونی). تمرکز بالای مالکیت هم فشار بیرونی و هم انگیزه درونی را افزایش می‌دهد، بنابراین می‌تواند بر عملکرد و کارایی شرکت تأثیر بگذارد (هوانگ و همکاران^۸، 2017).

در خصوص رابطه بین مالکیت دولتی و کارایی شرکت نیز معمولاً اعتقاد بر این است که شرکت‌های دولتی عملکرد بدتری نسبت به هم‌تایان خصوصی خود دارند. در واقع مدیران شرکت‌های دولتی، کارگزاران دولت هستند که به نوبه خود کارگزار مالکان واقعی دارایی‌های عمومی یعنی جمعیت رای‌دهنده هستند (یاروو^۹، 1986). از آنجا که این مالکان بسیار پراکنده هستند، مشکل سواری مجانی به طور قابل توجهی تشدید خواهد شد که منجر به کاهش کارایی شرکت‌های دولتی در مقایسه با شرکت‌های خصوصی می‌شود. با این حال، شرکت‌های دولتی ممکن است از مزیت دریافت کمک‌های دولتی برخوردار باشند (شلیفر و ویشنی^{۱۰}، 2002). این اثرات متضاد باعث می‌شود که رابطه بین مالکیت دولتی و عملکرد شرکت غیرقابل پیش‌بینی باشد. گرچه وجود بازار سرمایه با قابلیت نقدینگی بالا در یک اقتصاد، ترجیحات مربوط به مصرف و پس‌انداز را در جهت سرمایه‌گذاری موفق هدایت می‌نماید؛ اما باید توجه داشت که حتی در صورت وجود یک بازار سرمایه با قابلیت نقدینگی بالا، این امکان وجود دارد که توزیع نامناسب مالکیت، امکان سرمایه‌گذاری بلندمدت را که لازمه افزایش بهره‌وری و کارایی ظرفیت‌های موجود است، از اقتصاد سلب نماید.

1. Smith

2. Modigliani and Miller

3. Jensen and Meckling

4. Fama

5. Jensen

6. free riding problem

7. convergence-of-interest hypothesis

8. Hoang et al

9. Yarrow et al

10. Shleifer & Vishny

فارل^۱ (1957) نخستین بار تحلیل کارایی فنی را براساس مفهوم کارایی معرفی شده توسط کوپمنز^۲ (1951) و دبرو^۳ (1951) ارائه نمود. در ادامه مطالعاتی هم‌چون فار^۴ (1988)؛ فار و همکاران (1994) و فار و پریمونت^۵ (1994) بینش‌های زیادی درخصوص اندازه‌گیری کارایی فنی ارائه نمودند. تحلیل پوششی داده‌ها^۶ (DEA)، به عنوان یک تکنیک تحلیلی پیشرو برای اندازه‌گیری کارایی فنی، به طور گسترده توسط محققان دانشگاهی و متخصصان در ارزیابی کارایی واحدهای تصمیم‌گیری از نظر تبدیل نهاده‌ها به ستانده استفاده شده است. انتخاب این تکنیک توسط محققان به این دلیل است که فرم تابعی پیشینی را تحمیل نمی‌کند و امکان فناوری‌های متعدد را فراهم می‌کند. اگرچه روش DEA معمولاً قطعی در نظر گرفته می‌شود، اما کارایی فنی هم‌چنان نسبت به مرز تخمینی و نه مرز واقعی محاسبه می‌شود. نمرات کارایی به‌دست‌آمده از یک نمونه محدود، منوط به تغییرپذیری نمونه‌گیری از مرز برآوردی است. در این راستا برای حل مشکلات روش‌های متداول DEA، سیمار و ویلسون^۷ (1998، 2000، 2002) یک مدل آماری ارائه کرده و در آن فرآیندهای بوت‌استرپ سازگار را برای ارائه استنتاج آماری درخصوص معیارهای کارایی فنی در مدل‌های مرزی ناپارامتریک پیشنهاد نموده‌اند.

هدف اصلی این مقاله، برآورد و ارزیابی کارایی شرکت‌های دولتی بورس اوراق بهادار و هم‌چنین تخمین اثر مالکیت دولتی بر کارایی فنی این شرکت‌ها می‌باشد. بدین منظور از روش تحلیل کارایی شعاعی و غیرشعاعی برای 36 شرکت بورسی ایران در دوره 1396-1402 استفاده می‌شود. جهت برآورد کارایی فنی از فناوری‌های بازدهی ثابت، غیرفزاينده و متغیر و هم‌چنین روش بوت‌استرپ بهره گرفته می‌شود.

ادامه مقاله به صورت زیر سازماندهی شده است. بخش دوم به مرور ادبیات می‌پردازد. بخش سوم به روش‌شناسی و داده‌ها اختصاص دارد. در بخش چهارم نتایج مقاله بیان می‌شود و در نهایت در بخش پنجم به جمع‌بندی و بحث پرداخته می‌شود.

2. مرور ادبیات

مفهوم کارایی فنی که نخستین بار توسط کوپمنز (1951) معرفی شد به حداکثر تولید ستانده با زمان و منابع محدود اشاره دارد و معمولاً برای ارزیابی سازمان‌ها استفاده می‌شود. کارایی فنی زمانی مفید است که چندین نهاده و ستانده در نظر گرفته شود. کارایی فنی نیز ارتباط تنگاتنگی با تلاش‌های مدیریتی دارد. براساس نظریه تولید، کارایی فنی ارزیابی بردار منابع (نهاده‌ها) بکار رفته برای دستیابی به بردار ستانده‌ها است. روگوا و بلینوا^۸ (2018) ادعا کردند کارایی فنی بیانگر میزان خوبی کیفیت تصمیمات مدیریتی است. عثمان و همکاران^۹ (2016) بیان نمودند کارایی فنی به عنوان کارایی جهانی نیز شناخته می‌شود. آنها باور دارند کارایی فنی توانایی شرکت‌ها برای تولید ستانده‌های واقعی با نهاده‌ها یا منابع کمتر را اندازه‌گیری می‌کند که نشان‌دهنده کارایی بالاتر است.

در این راستا، ساختار مالکیت یک شرکت محرک مهمی برای کارایی فنی و سودآوری آن است (چرچ و وور^{۱۰}، 2000). شرکتی که در سطح کارایی فنی بالا فعالیت می‌کند، معمولاً می‌تواند با عملکرد یا سودآوری بالاتر همراه باشد. مورک و همکاران^{۱۱} (1988)

¹ . Farrell

² . Koopmans

³ . Debreu

⁴ . Fare

⁵ . Primont

⁶ . Data envelopment analysis

⁷ . Simar and Wilson

⁸ . Rogova and Blinova

⁹ . Othman et al

¹⁰ . Church & Ware

بیان کردند که ساختار مالکیت یک شرکت می‌تواند در دو بعد اصلی متفاوت باشد. نخست، درجه تمرکز مالکیت، که به این موضوع اشاره دارد که میزان پراکندگی مالکیت یک شرکت چه اندازه است. دوم، ماهیت مالکان، که به مالکیت اکثریت سهام شرکت اشاره دارد. ساختار مالکیت شرکت‌ها می‌تواند به طور قابل توجهی بر کارایی فنی شرکت‌ها تأثیر بگذارد، که مهمترین کانال آن از طریق تأثیر آن بر فرآیند تصمیم‌گیری است. به طور خاص، ساختار مالکیت یک شرکت ساختار سرمایه آن را تعیین می‌کند. علاوه بر این، ساختار سرمایه یک شرکت بر رفتار سرمایه‌گذاری و رشد آن تأثیر می‌گذارد. سپس هر دو عامل به نیروی محرکه اصلی بازده آتی یک شرکت تبدیل می‌شوند و در نهایت بر کارایی شرکت تأثیر می‌گذارند (موسکوویکس و همکاران^۱، 2024).

علاوه بر این، محققان مختلفی استدلال کرده‌اند که ساختار مالکیت پیامدهای مهمی برای کارایی فنی و توسعه استراتژیک شرکت دارد (ماریس^۲، 1964؛ گالبریت^۳، 1967؛ ففر و سالانجیک^۴، 1978؛ سلامی^۵، 2011؛ سو و هی^۶، 2012؛ بیجان و بیدیان^۷، 2012؛ ال‌اراسی^۸، 2021؛ موسکوویکس و همکاران، 2024). سلامی (2011) دو یافته مهم را بیان نمود. نخست اینکه بیشتر شرکت‌های بورسی دارای تمرکز مالکیت بالایی در ساختار هستند و دوم اینکه ساختار حاکمیت شرکتی عامل مهمی در استراتژی‌های سرمایه‌گذاری شرکت‌ها است. به نظر می‌رسد این دو یافته رابطه مثبتی را با کارایی فنی شرکت نشان می‌دهند. بنابراین، این مطالعه نشان می‌دهد که یک رابطه مثبت بین ساختار مالکیت سهام، ساختار حاکمیت شرکتی و کارایی فنی شرکت وجود دارد. در مقابل، مورک و همکاران (1988) معتقد بودند که مالکیت متمرکز ممکن است به طور منفی با کارایی شرکت مرتبط باشد. به طور مشابه، سو و هی (2012) با مطالعه روی 744 شرکت تولیدی بورسی چین برای دوره 1999 تا 2006 نشان دادند که کارایی شرکت، که با استفاده از تحلیل مرز تصادفی و تحلیل پوششی داده‌ها تخمین زده شد، رابطه منفی با مالکیت دولتی دارد. آنها همچنین نشان دادند رابطه بین تمرکز مالکیت و کارایی شرکت U شکل است، و اینکه اگر مالکیت بزرگترین سهامدار (مانند دولت یا سایر نهادهای حقوقی تحت کنترل دولت) به سایر انواع اشخاص حقوقی انتقال یابد، کارایی شرکت به طور قابل توجهی بهبود می‌یابد. این نشان می‌دهد شرکت‌های با هیئت مدیره مستقل‌تر کارآمدتر هستند.

در سوی دیگر، برخی از محققین مانند ینسن و مک‌لینگ (1976)، دمستز^۹ (1983)، فاما و ینسن (1983) و دمستز و لن^{۱۰} (1985) ادعا کردند که بین ساختار مالکیت و کارایی شرکت هیچ ارتباطی وجود ندارد. به عنوان مثال، دمستز (1983) استدلال کرد که نباید هیچ رابطه سیستماتیکی بین تغییرات در ساختار مالکیت و تغییرات در کارایی شرکت وجود داشته باشد. تامسن و پدرسن^{۱۱} (2000) بیان نمودند که پیش‌بینی اثر مالکیت متمرکز یا پراکنده بر کارایی شرکت دشوار خواهد بود؛ مگر اینکه یکی انتخاب ساختار سرمایه شرکت را کنترل کند. به عبارت دیگر، رابطه بین تمرکز مالکیت و کارایی شرکت نیز به هویت سهامداران عمده بستگی دارد. انواع مختلف سهامداران، ترجیحات و اولویت‌های سرمایه‌گذاری متفاوتی دارند. حتی اگر این اختلافات در

¹¹ . Morck et al

¹ . Moskovich et al

² . Marris

³ . Galbraith

⁴ . Pfeffer and Salancik

⁵ . Salami

⁶ . Su and He

⁷ . Bejan and Bidian

⁸ . Alarussi

⁹ . Demsetz

¹⁰ . Demsetz and Lehn

¹¹ . Thomsen & Pedersen

جلسات هیئت مدیره در صورت ایجاد اجماع قابل حل باشد، اجرای آن توسط مدیرانی که ممکن است اهداف متفاوتی با سهامداران داشته باشند، اجرا خواهد شد. در حالی که هدف سهامداران کسب سود بالا است، اهداف مدیران ممکن است کسب سود بالا، محیط کاری خوب، حقوق خوب و بهبود رفاه کارگران باشد.

مطالعاتی بسیاری در این خصوص انجام یافته است. موسکوویکس و همکاران (2024) با استفاده داده‌های شرکت‌های بورس کشور برزیلی به ارزیابی رابطه علت و معلولی بین ساختار مالکیت و کارایی شرکت با یک مدل برنامه‌ریزی رابطه ساختاری تصادفی پرداختند. آنها دریافتند هر چه ساختار مالکیت متمرکزتر باشد سطح کارایی شرکت بالاتر است. ایوازاکی و موزوباتا¹ (2022) با استفاده رویکرد فراتحلیل و از مجموع 4425 برآورد جمع آوری شده از 204 مطالعه قبلی برای مقایسه کشورهای عضو اتحادیه اروپای شرق اروپا، روسیه و چین از نظر رابطه بین ساختار مالکیت و عملکرد شرکت دریافتند مالکیت دولتی بر عملکرد شرکت‌هایی که دولت در آنها سرمایه‌گذاری می‌کند تأثیر منفی می‌گذارد، در حالی که حضور سرمایه‌گذاران بیرونی داخلی و سرمایه‌گذاران خارجی به‌عنوان مالک شرکت‌ها بر عملکرد شرکت تأثیر مثبت می‌گذارد. پاندا و باگ² (2019) به بررسی تأثیر ساختار مالکیت بر عملکرد 100 شرکت بورسی هند در دوره 2009-2014 با استفاده از داده‌های پانل ایستا و پویا پرداختند. آنها دریافتند تمرکز مالکیت و سهامداران عمده هیچ ارتباطی با عملکرد شرکت ندارند. ناکاباشی³ (2019) تأثیر ساختار مالکیت بر کارایی شرکت و بازار را در شرکت‌های بورسی ژاپن تخمین زد. وی نشان داد تمرکز بالاتر مالکیت دولت، ناکارایی بازار را جبران می‌کند. یاسر و مامون⁴ (2017) به ارتباط بین ساختار مالکیت و عملکرد شرکت در پاکستان پرداختند. یافته‌های مقاله نشان داد بین ساختار مالکیت و عملکرد شرکت و همچنین سود اقتصادی رابطه مثبت معناداری وجود دارد. نسبت مالکیت سهام نهادی و سهام خارجی نیز به طور مثبت با عملکرد شرکت مرتبط است.

در ایران نیز مطالعاتی انجام یافته است. بدیعی و همکاران (1402) به بررسی اثر مالکیت نهادی و دولتی بر عملکرد مالی 146 شرکت بورسی در دوره 1392-1400 و با استفاده از روش پانل پویا پرداختند. نتایج پژوهش حاکی از اثر مثبت مالکیت نهادی بر عملکرد شرکت‌های نمونه بود. همچنین سنج‌های عملکردی مبتنی بر اطلاعات حسابداری، رابطه معنادار و منفی مالکیت دولتی بر عملکرد شرکت را نشان دادند. خوشکار و همکاران (1399) تأثیر ساختار مالکیت بر رابطه کیفیت اطلاعات مالی و کارایی سرمایه‌گذاری در 146 شرکت‌های بورسی در دوره 1390-1397 ارزیابی نمودند. آنها دریافتند مالکیت مدیریتی و تمرکز مالکیت بر رابطه بین کیفیت اطلاعات مالی و کارایی سرمایه‌گذاری تأثیر مثبت و معناداری ندارد. عبداللهی و حمیدی (1398) برای 104 شرکت بورسی در دوره 1389 تا به این نتیجه رسیدند، قادر به تحکیم و تقویت تأثیر مثبت ساختار مالکیت بر عملکرد شرکت اثر مثبت دارد که این از طریق محافظه‌کاری حسابداری تقویت می‌شود. جامعی و نجفی (1398) با استفاده از داده‌های 129 شرکت بورسی در دوره 1390-1395 دریافتند بین مالکیت دولتی و مالکیت خارجی با نسبت کیوتوبین رابطه معنادار و منفی وجود دارد. اما بین مالکیت خانوادگی با نسبت کیوتوبین ارتباط معناداری وجود ندارد. همچنین، بین مالکیت دولتی و مالکیت خارجی با بازده دارایی‌ها ارتباط منفی و معنادار و بین مالکیت خانوادگی با بازده دارایی‌ها ارتباط مثبت و معناداری وجود دارد. خواجوی و همکاران (1393) رابطه بین ساختار سرمایه، ساختار مالکیت و عملکرد 128 شرکت بورسی را در دوره 1386-1388 با رویکرد تحلیل پوششی داده‌ها (DEA) برآورد نمودند. نتایج نشان داد که ساختار سرمایه (نسبت بدهی) و ساختار مالکیت (تمرکز مالکیت)

¹. Iwasaki & Mizobata

². Panda & Bag

³. Nakabayashi

⁴. Yasser & Mamun

اثر مثبت و معنادار بر کارایی دارد. نمازی و ابراهیمی (1392) به بررسی تاثیر ساختار مالکیت و ترکیب هیات مدیره بر کارایی فنی 82 شرکت بورسی در دوره 1381-1388 با استفاده از تکنیک تحلیل پوششی داده‌ها (DEA) پرداختند. آنها دریافتند بین مالکیت نهادی با کارایی فنی رابطه مثبت معناداری وجود دارد. اما بین تمرکز مالکیت و ترکیب هیات مدیره با کارایی فنی رابطه مثبت و غیرمعنادار وجود دارد.

مطالعاتی که به ارزیابی کارایی فنی شرکت‌های بورسی و تاثیر ساختار مالکیت بر آن پرداخته‌اند، محدود بوده و اینکه آنها از روش تحلیل پوششی داده‌ها (DEA) استفاده کرده‌اند. روش DEA فرض می‌کند که پارامترهای ورودی و خروجی استفاده شده در تخمین مدل به اندازه‌گیری کامل کارایی ختم می‌شوند. از اینرو روش DEA یک روش تحلیلی کاملاً جبری است و در رویکرد برنامه‌ریزی خطی بهینه آن، جمله تصادفی وجود ندارد (مارینو و آرائوخو¹، 2021). با توجه به این مسئله امکان تورش‌دار بودن نتایج روش DEA وجود دارد. در حالی که روش تحلیل پوششی داده‌های بوت‌استرپ این نقیصه را برطرف می‌سازد. در واقع در این مقاله از روش تحلیل پوششی داده‌های بوت‌استرپ برای اندازه‌گیری کارایی فنی شرکت‌های دولتی بورسی بهره گرفته می‌شود که مزایای زیادی دارد. بهترین مزیت آن تصحیح نمرات کارایی روش DEA است. در واقع از نظر عملی، رویکرد تحلیل پوششی داده‌های بوت‌استرپ امکان خالص‌سازی نمرات کارایی روش DEA را فراهم می‌کند، بنابراین مشکلات تخمین در اندازه‌گیری جبری را به حداقل می‌رساند.

3. روش‌شناسی و داده‌ها

در این بخش، دو نوع معیار کارایی ناپارامتریک شعاعی و غیرشعاعی بیان می‌شود.

3-1. تحلیل کارایی شعاعی

معیارهای کارایی فنی برای نقاط داده‌های تولید، بر مبنای معیارهای شعاعی قراردادی دبرو-فارل هستند (دبرو، 1951؛ فارل، 1957). برای هر نقطه داده k ($k = 1, \dots, K$)، بردار $x_k(x_{k1}, \dots, x_{kN}) \in \mathbb{R}^N$ نشان‌دهنده N نهاد و بردار $y_k(y_{k1}, \dots, y_{kM}) \in \mathbb{R}^M$ بیانگر M ستانده می‌باشد. فرض می‌گردد تحت فناوری T ، داده‌ها (x, y) به گونه‌ای هستند که ستانده‌ها توسط نهاده‌ها تولید می‌شوند.

$$T = \{(x, y) : x \text{ قابل تولید هستند} : y\} \quad (1)$$

فناوری تولید به طور کامل توسط مجموعه امکانات تولید آن مشخص می‌شود؛

$$P(x) \equiv \{y : (x, y) \in T\} \quad (2)$$

یا مجموعه نهاده‌های مورد نیاز،

$$L(y) \equiv \{x : (x, y) \in T\} \quad (3)$$

شرایط (2) و (3) نشان می‌دهند ستانده‌ها و نهاده‌های در دسترس شدنی هستند. حد بالایی مجموعه امکانات تولید و حد پایینی مجموعه مورد نیاز نهاده‌ها، مرز را مشخص می‌کنند. اینکه یک نقطه داده مشخص چقدر از مرز فاصله دارد نشان‌دهنده کارایی آن است. در اندازه‌گیری کارایی شعاعی ستانده‌محور، میزان توسعه (نسبی) لازم ستانده‌ها برای جابجایی یک نقطه داده به مرز مجموعه امکانات تولید $P(x)$ به عنوان معیاری برای کارایی فنی عمل می‌کند. در مقابل، در اندازه‌گیری کارایی شعاعی نهاده‌محور، مقدار

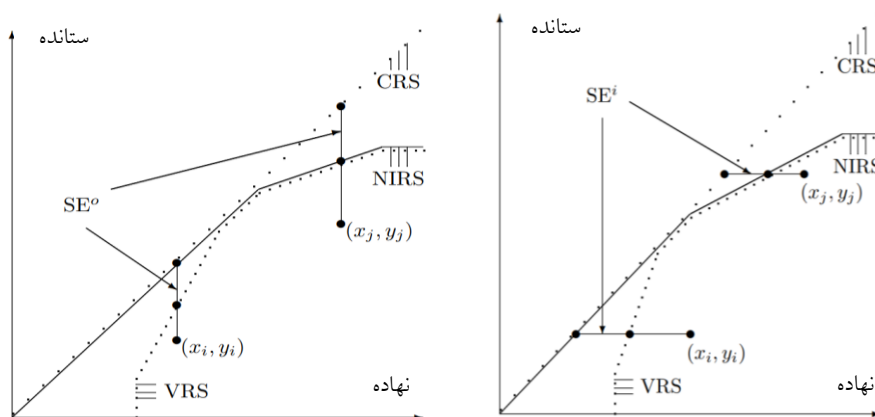
¹ . Marinho & Araújo

کاهش ضروری (نسبی) نهاده‌ها برای انتقال یک نقطه داده به مرز مجموعه مورد نیاز نهاده‌ها $L(y)$ است. از نظر تجربی، کارایی‌های فنی از طریق مدل‌های تحلیل فعالیت، که به عنوان مدل‌های DEA شناخته می‌شوند، اندازه‌گیری می‌شوند. برای K نقاط داده، M ستانده و N نهاده، برآورد معیار کارایی فنی شعاعی ستانده‌محور دبرو-فارل را می‌توان با حل یک مسئله برنامه‌ریزی خطی برای هر نقطه داده k ($k = 1, \dots, K$) محاسبه کرد؛

$$\begin{aligned} \hat{F}_k^O(y_k, x_k, y, x | CRS) = \max_{\theta, z} \theta \\ \text{s.t. } \sum_{k=1}^K z_k y_{km} \geq y_{km} \theta, \quad m = 1, \dots, M \\ \sum_{k=1}^K z_k x_{kn} \leq x_{kn}, \quad n = 1, \dots, N \\ z_k \geq 0 \end{aligned} \quad (4)$$

y یک ماتریس $K \times M$ از داده‌های موجود در ستانده‌ها و x یک ماتریس $K \times N$ از داده‌های موجود در نهاده‌ها است. تخمین $P(x)$ کوچک‌ترین مدل FDH¹ است که داده‌های مشاهده‌شده را شامل می‌شود، و حد بالایی آن، تخمین خطی تکه‌ای از مرز بهترین عملکرد واقعی $P(x)$ است.

شکل 1: کارایی فنی و مقیاس ستانده‌محور و نهاده‌محور



معادله (4) با فرض بازدهی مقیاس ثابت (CRS) است. سایر بازدهی‌های مقیاس با تعدیل سطوح عملیاتی فرآیند z_k مدل‌سازی می‌شوند؛ به طوری که برای بازدهی مقیاس متغیر (VRS)، یک قید تحدب‌پذیری اضافه می‌شود $\sum_{k=1}^K z_k = 1$ ، در حالی که برای بازدهی مقیاس غیرفزاینده (NIRS) نابرابری $\sum_{k=1}^K z_k \leq 1$ به مجموعه قیود مسئله برنامه‌ریزی خطی (4) اضافه می‌شود. برای روشن شدن بحث، شکل‌های 1 فرآیندهای تولید با یک نهاده و یک ستانده را با سه فناوری CRS، VRS و NIRS نشان می‌دهند.

¹. free-disposal hull

². این برابری تضمین می‌کند که نقطه داده k فقط با نقاط داده با اندازه مشابه مقایسه می‌شود. براساس فرض CRS، نقاط داده با اندازه‌های مختلف ممکن است با یکدیگر مقایسه شوند.

³. این نابرابری تضمین می‌کند که نقطه داده k با سایر نقاط داده که به طور قابل توجهی بزرگتر هستند مقایسه نمی‌شود. اما ممکن است با نقاط داده کوچکتر مقایسه شود.

در سمت چپ شکل 1 (سمت راست) فاصله عمودی (افقی) از یک نقطه داده (x_i, y_i) یا (x_j, y_j) تا مرز بهترین عملکرد CRS، VRS و NIRS بیانگر کارایی فنی ستاندهمحور (نهادمحور) تحت فرض فناوری CRS، VRS و NIRS است. در حالت چند بعدی، فاصله لازم مسیر شعاعی از یک نقطه داده است که موازی با محورهایی است که در امتداد آن همه ستاندهها (نهادها) اندازهگیری شدهاند.

3-2. تحلیل کارایی غیرشعاعی

برای نقطه داده (x_k, y_k) ، اندازه شعاعی تمامی M ستانده $(y_k = y_{k1}, \dots, y_{kM})$ و N نهاد $(x_k = x_{k1}, \dots, x_{kN})$ را به طور متناسب افزایش می‌دهد تا زمانی که به مرز برسد. در نقطه مرزی، برخی از ستاندهها (نهادها) اما نه همه آنها را می‌توان افزایش داد، در حالی که هم‌چنان شدنی باشد. اگر چنین امکانی برای یک نقطه داده معین مانند k برای ستانده m (نهاد n) وجود داشته باشد، آنگاه گفته می‌شود که نقطه مرجع $F_k^0(y_k, x_k) \times y_{mk} [F_k^i(y_k, x_k) \times x_{nk}]$ در ستانده y_m (نهاد x_n) متغیر کمکی دارد. اندازه غیرشعاعی کارایی فنی، معیار راسل¹ (RM)، این متغیرهای کمکی را در خود جای می‌دهد (فار و لاول، 1978؛ فار و همکاران، 1994). اندازهگیری غیرشعاعی ستاندهمحور برای نقطه داده j به صورت زیر تعریف می‌شود؛

$$RM_k^0(y_k, x_k, y, x | CRS) = \max \left\{ M^{-1} \sum_{m=1}^M \theta_m : \begin{array}{l} (\theta_1 y_{k1}, \dots, \theta_M y_{kM}) \in P(x) \\ \theta_m \geq 0, m = 1, \dots, M \end{array} \right\}$$

و اندازهگیری غیرشعاعی نهادمحور به قرار زیر است؛

$$RM_k^i(y_k, x_k, y, x | CRS) = \min \left\{ N^{-1} \sum_{n=1}^N \lambda_n : \begin{array}{l} (\lambda_1 x_{k1}, \dots, \lambda_N x_{kN}) \in L(y) \\ \lambda_n \geq 0, n = 1, \dots, N \end{array} \right\}$$

معیار راسل (RM) ستاندهمحور را می‌توان برای ستاندههای مثبت به عنوان راه‌حلی برای مسئله برنامه‌ریزی خطی محاسبه کرد؛

$$\begin{aligned} RM_k^0(y_k, x_k, y, x | CRS) &= M^{-1} \max_{\theta, z} \sum_{m=1}^M \theta_m \\ \text{s.t. } \sum_{k=1}^K z_k y_{km} &\geq y_{km} \theta_m, \quad m = 1, \dots, M \\ \sum_{k=1}^K z_k x_{kn} &\leq x_{kn}, \quad n = 1, \dots, N \\ z_k &\geq 0 \end{aligned} \quad (5)$$

و معیار راسل (RM) داده‌محور را می‌توان برای نهادهای مثبت به عنوان راه‌حلی برای مسئله برنامه‌ریزی خطی محاسبه کرد؛

$$\begin{aligned} \widehat{RM}_k^i(y_k, x_k, y, x | CRS) &= N^{-1} \min_{\theta, z} \sum_{n=1}^N \lambda_n \\ \text{s.t. } \sum_{k=1}^K z_k y_{km} &\geq y_{km}, \quad m = 1, \dots, M \end{aligned} \quad (6)$$

¹. Russell measure

$$\sum_{k=1}^K z_k x_{kn} \leq x_{kn} \lambda_n, \quad n = 1, \dots, N$$

$$z_k \geq 0$$

اگر ستانده $y_{km} = 0$ باشد، آنگاه مسئله برنامه‌ریزی خطی (5) و (6) اصلاح شده و θ_m (λ_n) برابر یک قرار می‌گیرد. فناوری‌ها را تحت VRS و NIRS می‌توان با اعمال قیود مربوطه بر بردار شدت، z ، در فناوری خطی تکه‌ای، یعنی در (5) و (6) مدل‌سازی کرد. سپس معیار راسل (RM) را می‌توان نسبت به این فناوری‌ها محاسبه کرد. وقتی فقط یک نهاده (ستانده) وجود دارد، معیار راسل (RM) نهاده‌محور (ستانده‌محور) برابر با معیار کارایی فنی شعاعی دبرو-فارل است.

3-3. استنتاج آماری در مدل مرزی شعاعی

اگرچه روش DEA معمولاً جبری در نظر گرفته می‌شود، اما کارایی هم‌چنان هنوز نسبت به مرز تخمینی و نه مرز واقعی محاسبه می‌شود. نمرات کارایی به‌دست‌آمده از یک نمونه محدود منوط به تغییرپذیری نمونه‌گیری مرز تخمینی است. معیارهای کارایی فنی تخمینی بسیار خوش‌بینانه هستند، زیرا برآورد DEA از مجموعه تولید لزوماً زیرمجموعه ضعیفی از مجموعه تولید واقعی تحت فروض استاندارد زیربنایی DEA است. استنتاج آماری درخصوص برآوردهای DEA شعاعی را می‌توان از طریق تکنیک بوت‌استرپ ارائه نمود (سیمار و ویلسون، 1998، 2000؛ نیپ و همکاران¹، 2008). فرآیند بوت‌استرپ امکان تخمین تورش و فاصله اطمینان برآورد اولیه را فراهم می‌کند². بادونکو و همکاران (2012) ویژگی‌های آماری برآوردگر تصحیح‌شده تورش را در نمونه‌های محدود مطالعه کردند.

تکنیک بوت‌استرپ مبتنی بر چند فرض است. در مدل کارایی ستانده‌محور، فرض اصلی به این بستگی دارد که آیا معیارهای کارایی فنی تخمینی ستانده‌محور مستقل از ترکیب ستانده‌ها هستند یا خیر. در مدل کارایی نهاده‌محور، فرض اصلی وابسته به این است آیا معیارهای کارایی فنی تخمینی نهاده‌محور مستقل از ترکیب نهاده‌ها هستند یا خیر. این وابستگی را می‌توان با توجه به فرض بازدهی مقیاس فناوری جهانی آزمون نمود (ویلسون، 2003). اگر معیارهای کارایی فنی ستانده‌محور مستقل از ترکیب ستانده‌ها باشد، می‌توان از بوت‌استرپ همگن هموار استفاده کرد. در مقابل اگر، معیارهای کارایی فنی ستانده‌محور مستقل از ترکیب ستانده‌ها نباشند، باید از بوت‌استرپ ناهمگن برای ارائه استنتاج آماری معتبر استفاده شود. نوع دوم بوت‌استرپ از نظر محاسباتی بسیار سخت است و ممکن است برای مجموعه داده‌های بزرگ مدت زمان زیادی طول بکشد.

3-4. داده‌ها

با توجه به محدودیت‌های موجود، داده‌های 36 شرکت بورسی که دولت در آنها سهامدار است در دوره 1396-1402 به صورت سالانه جمع‌آوری شد. از این 36 شرکت، 5 بانک وجود دارد که با توجه ماهیت فعالیت آنها، متغیرهای ورودی و خروجی آنها متفاوت از 31 شرکت دیگر است که در جدول 1 متغیرهای ورودی و خروجی این شرکت ارائه شده است. داده‌های موردنظر از سامانه جامع اطلاع‌رسانی ناشران اوراق بهادار (کدال) استخراج شده است.

¹. Kneip et al

². برای جزئیات بیشتر به مقاله سیمار و ویلسون (2007) رجوع کنید.

جدول ۱: متغیرهای ورودی، خروجی و نحوه اندازه‌گیری آنها

متغیرها	شاخص	نحوه اندازه‌گیری
31 شرکت تولیدی		
خروجی	تولید	ارزش کل محصولات تولید شده (میلیون ریال)
ورودی	موجودی سرمایه	خالص دارایی‌های ثابت (میلیون ریال)
	اشتغال	تعداد کارکنان تولیدی (نفر)
	انرژی	هزینه انرژی شامل آب، برق، گاز و سوخت (میلیون ریال)
5 بانک		
خروجی	مجموع درآمدهای بهره‌ای	سود تسهیلات اعطایی (میلیون ریال)
(مجموع درآمدها)	و سایر درآمدها	مجموع سود مشاع و خالص کارمزد (میلیون ریال)
ورودی	هزینه بهره‌ای	سود پرداختی بابت سپرده‌های سرمایه‌گذاری (میلیون ریال)
	هزینه عمومی و اداری	پرداخت‌ها بابت هزینه‌های اداری و حقوق و دستمزد کارمندان (میلیون ریال)
	هزینه مطالبات مشکوک الوصول	هزینه مطالبات مشکوک اختصاصی و مطالبات مشکوک عمومی و مطالبات سوخت شده (میلیون ریال)
	هزینه‌های مالی	پرداخت‌ها بابت حسابداری و حسابرسی، سود اقساط بانکی، مشاوره‌های مالی، هزینه‌های مالی اوراق بدهی و غیره (میلیون ریال)

4. نتایج تجربی

4-1. تخمین کارایی فنی

در این بخش، ابتدا کارایی فنی شرکت‌ها تحت فروض فناوری CRS، VRS و NIRS با دو رویکرد شعاعی (کارایی دبرو- فارل) و غیرشعاعی (کارایی راسل) برآورد شده است. نتایج در جدول 3 نمایش داده شده است. نتایج حاکی از آن است که در دوره مورد بررسی، هیچ از شرکت‌ها از کارایی برخوردار نیستند. در میان این 36 شرکت، 3 شرکت برتر از نظر کارایی فنی تحت بازدهی ثابت عبارتند از نیروترانس، پتروشیمی خلیج فارس و مهندسی حمل و نقل پتروشیمی؛ و بدترین وضعیت تحت بازدهی متغیر متعلق به شرکت‌های ایران خودرو و بانک صادرات به ترتیب با نمرات کارایی فنی 0/54 و 0/57 می‌باشد؛ که بیان می‌دارد این شرکت‌ها به ترتیب 46 و 43 درصد تا مرز کارایی فاصله دارند. نکته قابل توجه این است که معیارهای شعاعی مشابه معیارهای غیرشعاعی در هر سه نوع بازدهی مقیاس هستند.

جدول 3: متوسط کارایی فنی شعاعی و غیرشعاعی شرکت‌های بورسی، 1396-1402

کارایی غیرشعاعی (کارایی راسل)			کارایی شعاعی (کارایی دبرو- فارل)			شرکت
VRS	NIRS	CRS	VRS	NIRS	CRS	
0/667	0/537	0/537	0/667	0/537	0/537	ایران خودرو
0/688	0/666	0/666	0/688	0/666	0/666	سایپا
0/778	0/774	0/774	0/778	0/774	0/774	بیمه دانا
0/752	0/750	0/750	0/752	0/750	0/750	بیمه البرز
0/789	0/788	0/721	0/789	0/788	0/721	پالایش نفت بندر عباس
0/796	0/796	0/702	0/796	0/796	0/702	پالایش نفت اصفهان

جدول 3: متوسط کارایی فنی شعاعی و غیرشعاعی شرکت‌های بورسی، 1396-1402

0/782	0/782	0/756	0/782	0/782	0/756	پالایش نفت تبریز
0/756	0/756	0/756	0/756	0/756	0/756	پالایش نفت لاوان
0/796	0/795	0/793	0/796	0/795	0/793	پالایش نفت شیراز
0/782	0/781	0/752	0/782	0/781	0/752	پالایش نفت تهران
0/708	0/707	0/707	0/708	0/707	0/707	فولاد خوزستان
0/820	0/819	0/734	0/820	0/819	0/734	فولاد مبارکه اصفهان
0/724	0/723	0/723	0/724	0/723	0/723	فولاد آلیاژی ایران
0/793	0/793	0/704	0/793	0/793	0/704	ملی صنایع مس ایران
0/658	0/652	0/652	0/658	0/652	0/652	ذوب آهن اصفهان
0/785	0/784	0/717	0/785	0/784	0/717	معدنی و صنعتی گل گهر
0/920	0/919	0/919	0/920	0/919	0/919	سیمان داراب
0/852	0/852	0/722	0/852	0/852	0/722	معدنی و صنعتی چادرملو
0/986	0/986	0/986	0/986	0/986	0/986	نیروترانس
0/812	0/810	0/810	0/812	0/810	0/810	ایران ترانسفو
0/779	0/779	0/764	0/779	0/779	0/764	پتروشیمی مارون
0/785	0/785	0/777	0/785	0/785	0/777	پتروشیمی جم
0/949	0/946	0/944	0/949	0/946	0/944	پتروشیمی خلیج فارس
0/711	0/710	0/710	0/711	0/710	0/710	پتروشیمی تندگویان
0/788	0/788	0/750	0/788	0/788	0/750	پتروشیمی پردیس
0/863	0/863	0/810	0/863	0/863	0/810	پتروشیمی پارس
0/810	0/810	0/777	0/810	0/810	0/777	پتروشیمی بوعلی سینا
0/786	0/786	0/756	0/786	0/786	0/756	پتروشیمی نوری
0/654	0/650	0/650	0/654	0/650	0/650	مخابرات ایران
0/937	0/936	0/936	0/937	0/936	0/936	مهندسی حمل و نقل پتروشیمی
0/790	0/787	0/787	0/790	0/787	0/787	کشتیرانی ایران
0/488	0/488	0/362	0/668	0/668	0/569	صادرات
0/705	0/655	0/638	0/927	0/858	0/858	پست بانک
0/681	0/681	0/483	0/842	0/842	0/723	تجارت
0/716	0/716	0/538	0/919	0/919	0/818	ملت
0/818	0/818	0/666	0/931	0/931	0/889	پاسارگاد
0/775	0/769	0/729	0/800	0/793	0/761	متوسط

منبع: یافته‌های مقاله

در جدول 4 نتایج کارایی شرکت‌ها در سال‌های 1396 تا 1402 آمده است. همانطور که ملاحظه می‌شود بیشترین نمره کارایی فنی تحت بازدهی متغیر مربوط به سال‌های 1400 و 1401 است که متوسط کارایی حدود 80 درصد می‌باشد. هم‌چنین بدترین وضعیت کارایی نیز به سال 1398 تعلق دارد که متوسط کارایی فنی حدود 78 درصد است.

جدول 4: متوسط کارایی شعاعی و غیرشعاعی شرکت های بورسی، 1396-1402

کارایی غیرشعاعی (کارایی راسل)			کارایی شعاعی (کارایی دبرو- فارل)			سال
VRS	NIRS	CRS	VRS	NIRS	CRS	
0/783	0/782	0/781	0/783	0/782	0/781	1396
0/783	0/780	0/779	0/783	0/780	0/779	1397
0/773	0/771	0/769	0/773	0/771	0/769	1398
0/793	0/790	0/767	0/793	0/790	0/767	1399
0/806	0/804	0/761	0/806	0/804	0/761	1400
0/803	0/791	0/741	0/803	0/791	0/741	1401
0/791	0/774	0/719	0/791	0/774	0/719	1402

منبع: یافته‌های مقاله

همانگونه که در روش‌شناسی بیان شد، به دلیل اشکالاتی که در برآوردهای DEA شعاعی، استنتاج آماری را می‌توان از طریق تکنیک بوت‌استرپ انجام داد. پیش از اجرای روش بوت‌استرپ، ابتدا باید بدانیم از کدام نوع بوت‌استرپ استفاده کنیم. بنابراین آزمون ناپارامتریک استقلال را انجام می‌دهیم. بدین منظور، این آزمون برای همه فروض بازدهی مقیاس برای هر دو مدل مرزی ستانده‌محور و نهاده‌محور انجام گرفت که نتایج در جدول 4 آمده است. نتایج آزمون‌ها نشان می‌دهد در مدل کارایی ستانده‌محور، فرض استقلال در سطح معناداری 5 درصد برای هیچ یک از فناوری‌ها رد نمی‌شود و فقط در سطح 10 درصد برای فناوری بازدهی ثابت رد می‌شود. در مدل کارایی نهاده‌محور نیز، فرض استقلال در سطح معناداری 5 درصد برای فناوری بازدهی متغیر و ثابت رد می‌شود. باتوجه به نتایج آزمون استقلال، در ادامه نتایج بوت‌استرپ برای هر سه حالت همگن هموار، ناهمگن هموار و زیرنمونه‌گیری (ناهمگن) برای فناوری CRS ارائه شده است.

جدول 4: مقادیر احتمال آزمون‌های ناپارامتریک استقلال

نوع بازدهی			مدل مرزی
ثابت (CRS)	غیرفزاینده (NIRS)	متغیر (VRS)	
0/067	0/200	0/225	ستانده‌محور
0/042	0/203	0/003	نهاده‌محور

منبع: یافته‌های مقاله

علاوه بر نتایج نمرات کارایی فنی نهاده‌محور، هم‌چنین معیارهای کارایی فنی تصحیح‌شده تورش، آماره‌ای که تورش و واریانس بوت‌استرپ را مقایسه می‌کند و کرانه‌های پایین و بالای فاصله اطمینان 95 درصد برای هر یک از سه نوع بوت‌استرپ نیز برآورد شده‌اند که در جدول 5 این نتایج ارائه شده است. لازم به ذکر است تمامی بوت‌استرپ‌ها با 1000 بار تکرار انجام یافته‌اند.

جدول 5: استنتاج آماری درخصوص کارایی فنی ستانده‌محور شعاعی با فرض CRS

بوت‌استرپ زیرنمونه‌گیری (ناهمگن)				بوت‌استرپ ناهمگن هموار				بوت‌استرپ همگن هموار				نمره کارایی*	شرکت
UB	LB	BV	BC	UB	LB	BV	BC	UB	LB	BV	BC		
0/54	0/52	0/48	0/53	0/54	0/53	5/57	0/53	0/54	0/53	7/04	0/53	0/54	ایران خودرو
0/67	0/64	0/47	0/66	0/67	0/66	4/91	0/66	0/67	0/66	6/07	0/66	0/67	سایپا
0/77	0/74	0/46	0/77	0/77	0/77	4/59	0/77	0/77	0/76	5/74	0/77	0/77	بیمه دانا
0/75	0/72	0/43	0/74	0/75	0/74	3/69	0/75	0/75	0/74	5/14	0/75	0/75	بیمه البرز
0/72	0/68	0/42	0/71	0/72	0/71	2/60	0/72	0/72	0/71	4/66	0/72	0/72	پالایش نفت بندر عباس
0/70	0/65	0/45	0/68	0/70	0/69	0/82	0/70	0/70	0/68	4/20	0/69	0/70	پالایش نفت اصفهان

جدول 5: استنتاج آماری درخصوص کارایی فنی ستاندهمحور شعاعی با فرض CRS

0/76	0/69	0/47	0/73	0/76	0/75	0/44	0/75	0/76	0/73	4/18	0/75	0/76	پالایش نفت تبریز
0/76	0/71	0/45	0/74	0/76	0/75	1/61	0/75	0/76	0/74	4/47	0/75	0/76	پالایش نفت لاوان
0/79	0/74	0/44	0/78	0/79	0/78	1/41	0/79	0/79	0/77	4/44	0/79	0/8	پالایش نفت شیراز
0/75	0/72	0/43	0/74	0/75	0/74	3/38	0/75	0/75	0/74	5/02	0/75	0/75	پالایش نفت تهران
0/71	0/68	0/46	0/70	0/71	0/70	4/39	0/70	0/71	0/70	5/60	0/70	0/71	فولاد خوزستان
0/73	0/71	0/47	0/73	0/73	0/73	5/05	0/73	0/73	0/72	6/07	0/73	0/73	فولاد مبارکه اصفهان
0/72	0/69	0/43	0/71	0/72	0/72	2/68	0/72	0/72	0/71	4/73	0/72	0/72	فولاد آلیاژی ایران
0/70	0/68	0/45	0/70	0/70	0/70	3/98	0/70	0/70	0/69	5/35	0/70	0/70	ملی صنایع مس ایران
0/65	0/63	0/47	0/65	0/65	0/65	5/01	0/65	0/65	0/64	6/01	0/65	0/65	ذوب آهن اصفهان
0/72	0/66	0/47	0/70	0/72	0/71	0/48	0/71	0/72	0/69	4/19	0/71	0/72	معدنی و صنعتی گل گهر
0/92	0/87	0/44	0/91	0/92	0/91	1/66	0/92	0/92	0/90	4/45	0/91	0/92	سیمان داراب
0/72	0/62	0/67	0/68	0/72	0/68	1/49	0/71	0/72	0/64	6/70	0/68	0/72	معدنی و صنعتی چادرملو
0/99	0/82	0/61	0/91	0/99	0/91	0/95	0/97	0/98	0/84	10/18	0/90	0/99	نیروترانس
0/81	0/77	0/45	0/80	0/81	0/80	3/72	0/81	0/81	0/80	5/46	0/81	0/81	ایران ترانسفو
0/76	0/71	0/46	0/75	0/76	0/76	0/98	0/76	0/76	0/74	4/28	0/76	0/76	پتروشیمی مارون
0/78	0/73	0/46	0/76	0/78	0/77	1/09	0/77	0/78	0/76	4/37	0/77	0/78	پتروشیمی جم
0/94	0/91	0/38	0/94	0/94	0/93	5/24	0/94	0/94	0/93	14/95	0/94	0/94	پتروشیمی خلیج فارس
0/71	0/68	0/42	0/70	0/71	0/70	3/37	0/71	0/71	0/70	4/94	0/71	0/71	پتروشیمی تندگویان
0/75	0/71	0/46	0/74	0/75	0/74	1/12	0/75	0/75	0/73	4/40	0/74	0/75	پتروشیمی پردیس
0/81	0/73	0/47	0/78	0/81	0/80	0/37	0/81	0/81	0/76	4/47	0/79	0/81	پتروشیمی پارس
0/78	0/69	0/54	0/74	0/78	0/75	0/79	0/77	0/78	0/71	5/16	0/75	0/78	پتروشیمی بوعلی سینا
0/76	0/71	0/45	0/74	0/76	0/75	1/23	0/75	0/76	0/74	4/35	0/75	0/76	پتروشیمی نوری
0/65	0/63	0/48	0/64	0/65	0/64	5/45	0/65	0/65	0/64	6/38	0/65	0/65	مخابرات ایران
0/94	0/88	0/44	0/92	0/94	0/93	1/50	0/93	0/94	0/92	4/39	0/93	0/94	مهندسی حمل و نقل پتروشیمی
0/79	0/76	0/48	0/78	0/79	0/78	6/23	0/78	0/79	0/78	7/85	0/78	0/79	کشتیرانی ایران
2/38	1/96	5/04	2/13	0/55	0/46	8/30	0/51	0/55	0/50	8/93	0/53	0/57	صادرات
1/65	1/28	3/41	1/43	0/83	0/60	5/26	0/71	0/84	0/64	6/48	0/73	0/86	پست بانک
1/86	1/52	4/65	1/65	0/76	0/59	6/69	0/67	0/78	0/63	7/27	0/70	0/72	تجارت
1/79	1/40	3/96	1/55	0/78	0/58	6/90	0/67	0/79	0/65	7/63	0/72	0/82	ملت
1/41	1/19	2/73	1/26	0/91	0/68	6/74	0/79	0/94	0/72	5/61	0/83	0/89	پاسارگاد

* نمره کارایی فنی ابتدایی نهادهمحور با فرض بازدهی مقیاس ثابت؛ BC معیار کارایی فنی شعاعی تصحیح شده تورش، BV سه برابر نسبت مجذور تورش به واریانس برای معیارهای کارایی فنی شعاعی، LB و UB به ترتیب کرانه‌های پایین و بالا برای معیارهای کارایی فنی شعاعی

آماره BV در جدول 5 بیانگر سه برابر نسبت مجذور تورش به واریانس مقادیر بوت‌استرپ برای معیارهای کارایی فنی شعاعی است. تصحیح تورش و استنتاج آماری تنها در صورتی باید انجام شود که این آماره بیشتر از یک باشد. برای بوت‌استرپ‌های همگن هموار، مقادیر BV بسیار کوچکتر از بوت‌استرپ ناهمگن هموار و زیرنمونه‌گیری هستند. اگر مقدار BV کوچک باشد، یعنی واریانس مقادیر بوت‌استرپ نسبتاً زیاد است و میانگین مجذور خطای برآورد تصحیح شده تورش معیار کارایی فنی بسیار بیشتر از نمره کارایی

ابتدایی خواهد بود. در این وضعیت معیارهای تصحیح شده تورش به طور دقیق برآورد نمی شوند و لذا نباید آن نتایج را تحلیل نمود. نتایج جدول 5 نشان می دهد آماره BV تنها در بوت استرپ همگن هموار برای تمامی شرکت ها بزرگتر از یک است و بنابراین می توان استنتاج آماری قابل اعتمادی داشت. به عبارت دیگر، در این بوت استرپ تخمین های معیارهای کارایی تصحیح شده تورش بزرگتر هستند؛ و این بدان معناست که بوت استرپ همگن هموار تخمین های خوش بینانه تری از مرز بوت استرپ ارائه می دهد. نمرات کارایی فنی شعاعی تصحیح شده تورش در بوت استرپ همگن هموار بیان می دارد هیچ یک از این 36 شرکت بورسی از کارایی فنی برخوردار نیستند. مشابه نتایج مرحله قبل، شرکت های پتروشیمی خلیج فارس، مهندسی حمل و نقل پتروشیمی و سیمان داراب وضعیت بهتری نسبت به سایر شرکت ها دارند. در سوی دیگر شرکت های ایران خودرو و بانک صادرات بدترین وضعیت را از نظر کارایی فنی دارا هستند.

4-2. برآورد اثرات ساختار مالکیت بر کارایی فنی

با فرض ثابت بودن سایر عوامل موثر بر کارایی فنی، انتظار بر این است که ساختار مالکیت بر کارایی فنی اثرگذار باشد. بدین صورت که هر چه ترکیب سهامداران یک شرکت به سمت دولتی شدن سوق پیدا کند، انتظار می رود که کارایی شرکت ها کاهش پیدا کند و بالعکس. واقعیت این است که سهامداران خرد تمایل دارند سود شرکت حداکثر گردد، در حالی که ممکن است مدیران حداکثرسازی اهدافی غیر از سود را ترجیح دهند (رایت و همکاران¹، 2002). به طور کلی برخی بر این باورند که شرکت هایی که مالکیت دولت در آنها کمتر است، عملکرد بهتری نسبت به شرکت های تحت کنترل مدیران دولتی از خود نشان می دهند (سیاتاک²، 2011؛ پدرسون و تامسون³، 2003؛ رایت و همکاران، 2002؛ ویگاند و لمان⁴، 1999). برای ارزیابی این موضوع، این مقاله از روش داده های پانل پویا برای برآورد اثر ساختار مالکیت بر کارایی فنی شرکت های بورسی بهره می گیرد. در ادبیات اقتصادسنجی، مدل پانل پویا به قرار زیر است؛

$$y_{it} = \alpha y_{i,t-1} + \beta X_{it} + \tau_t + \mu_i + \epsilon_{it} \quad (7)$$

که در آن، y_{it} بیانگر متغیر وابسته، X_{it} بردار متغیرهای مستقل از جمله ساختار مالکیت، β بردار ضرایب، τ_t نشان دهنده اثرات ثابت زمان، μ_i بیانگر اثرات ثابت مقاطع و ϵ_{it} عبارت خطا است. متغیرهای مهم در تجزیه و تحلیل داده های تابلویی τ_t و μ_i هستند که به ترتیب عوامل مشاهده نشده ای را که در طول زمان و مقاطع ثابت هستند، کنترل می کنند. این عوامل مشاهده نشده، که به عنوان اثرات ثابت شناخته می شوند، تنها در مدل های داده های تابلویی قابل کنترل هستند و با حذف تورش از عوامل، درک دقیق تری از روابط ارائه می دهند. متغیر ساختار مالکیت به سه حالت خواهد بود، درصد مالکیت سهامدار دولتی، درصد مالکیت سهامدار عمده و درصد مالکیت سایر سهامداران. همچنین سایر متغیرهای کنترل شامل بازدهی دارایی ها (ROA) و بازدهی سرمایه (ROE) می باشد. لازم به ذکر است با توجه به ماهیت کارایی فنی که برگرفته از ساختار تولید شرکت ها است، تمامی مدل ها به صورت پویا برآورد می گردد. بدین منظور متغیر کارایی فنی (متغیر وابسته) با یک وقفه به عنوان متغیر مستقل سمت راست قرار می گیرد. اطلاعات تمامی متغیرها از سایت کدال استخراج شده است. معادله 7 با دو سناریو برآورد می شود. در سناریو نخست، متغیر μ_i کنترل می شود، اما متغیر τ_t کنترل نمی شود که به آن رگرسیون یک سویه گفته می شود (جدول 6). در سناریوی دوم، هر

¹. Wright et al

². Citak

³. Pedersen & Thomsen

⁴. Weigand & Lehmann

دو گروه عوامل μ_i و τ_t کنترل می‌شوند که به عنوان اثر ثابت کامل یا رگرسیون دوسویه شناخته می‌شود (جدول 7). در هر دو سناریو، متغیرهای ساختار مالکیت به ترتیب وارد مدل می‌شوند.

جدول 6: اثر ساختار مالکیت بر کارایی فنی؛ اثرات ثابت مقاطع: کنترل شده؛ اثرات ثابت زمان: کنترل نشده

متغیرهای مستقل	مدل (1)	مدل (2)	مدل (3)
عرض از میدا	0/04 (0/05)	0/07 (0/05)	0/07 (0/05)
کارایی با یک وقفه	0/87*** (0/06)	0/89*** (0/06)	0/89*** (0/06)
درصد مالکیت سهامدار دولتی	-0/05* (0/03)	-	-
درصد مالکیت سهامدار عمده	-	-0/04 (0/06)	-
درصد مالکیت سایر سهامداران	-	-	0/03 (0/03)
بازدهی دارایی‌ها (ROA)	0/0005** (0/0002)	0/0004* (0/0002)	0/0005** (0/0002)
بازدهی سرمایه (ROE)	0/0001 (0/0001)	0/0001 (0/0001)	0/0001 (0/0001)
آماره F	38/4	37/9	38/0
(سطح معناداری)	(0/000)	(0/000)	(0/000)
ضریب تعیین (R^2)	0/89	0/89	0/89
آماره دوربین واتسون (D.W)	1/93	1/91	1/91
تعداد مشاهدات	216	216	216

***، **، * به ترتیب معنادار در سطح 10، 5 و 1 درصد؛ اعداد داخل پرانتز خطای استاندارد هستند.

منبع: یافته‌های مقاله

نتایج سناریو نخست حاکی از آن است که متغیر کارایی فنی با یک وقفه با ضریب حدود 0/89 بیشترین اثر را بر کارایی فنی دوره جاری دارد. هم‌چنین مدل (1) نشان داد که متغیر درصد مالکیت سهامداران دولتی بر کارایی فنی اثر منفی و معنادار در سطح معنای 10 درصد دارد. به عبارت دیگر با افزایش درصد مالکیت دولتی در این شرکت‌ها انتظار می‌رود که کارایی فنی آنها کاهش یابد. در مدل (2) متغیر درصد مالکیت سهامداران عمده اثر منفی اما غیرمعنادار بر کارایی فنی شرکت‌ها دارد که با نتایج پدرسون و تامسون (1999) همسو است. در نهایت در مدل (3) درصد مالکیت سایر سهامداران (سهامداران خرد) اثر مثبت اما غیرمعنادار بر کارایی فنی شرکت‌ها دارد. هم‌چنین در تمامی مدل‌ها متغیر بازدهی دارایی‌ها (ROA) اثر مثبت و معنادار در سطح معنای 5 درصد بر کارایی فنی دارد. متغیر بازدهی سرمایه (ROE) اثر مثبت اما غیرمعنادار بر کارایی فنی دارد.

نتایج سناریو دوم که در آن هم اثرات ثابت مقاطع و هم اثرات ثابت زمان کنترل شده است، در جدول 7 آمده است. همانند نتایج سناریو نخست، متغیر کارایی فنی با یک وقفه اثر مثبت و معنادار در سطح معنای 1 درصد بر کارایی فنی دارد. در مدل (1) متغیر درصد مالکیت سهامداران دولتی و در مدل (2) متغیر درصد مالکیت سهامداران عمده اثر منفی اما غیرمعنادار بر کارایی فنی شرکت‌ها مورد بررسی دارند. اما در مدل (3) متغیر درصد مالکیت سایر سهامداران (سهامداران خرد) اثر مثبت و معنادار در سطح معنای 10 درصد بر کارایی فنی دارد که مطابق انتظار نیز است (سیاتاک، 2011؛ پدرسون و تامسون، 2003؛ رایت و همکاران،

2002). همچنین همانند سناریو نخست، در تمامی مدل‌ها متغیر بازدهی دارایی‌ها (ROA) اثر مثبت و معنادار در سطح معنای 5 درصد بر کارایی فنی دارد. متغیر بازدهی سرمایه (ROE) اثر مثبت اما غیرمعنادار بر کارایی فنی دارد.

جدول 7: اثر ساختار مالکیت بر کارایی فنی؛ اثرات ثابت مقاطع: کنترل شده؛ اثرات ثابت زمان: کنترل شده

متغیرهای مستقل	مدل (1)	مدل (2)	مدل (3)
عرض از میداء	0/14*** (0/05)	0/14*** (0/05)	0/12*** (0/05)
کارایی با یک وقفه	0/79*** (0/06)	0/79*** (0/06)	0/79*** (0/06)
درصد مالکیت سهامدار دولتی	-0/03 (0/03)	-	-
درصد مالکیت سهامدار عمده	-	-0/04 (0/05)	-
درصد مالکیت سایر سهامداران	-	-	0/05* (0/03)
بازدهی دارایی‌ها (ROA)	0/001*** (0/0002)	0/0005*** (0/0002)	0/0005*** (0/0002)
بازدهی سرمایه (ROE)	0/0001 (0/0001)	0/0001 (0/0001)	0/0001 (0/0001)
آماره F	36/4 (0/000)	36/3 (0/000)	36/7 (0/000)
ضریب تعیین (R^2)	0/91	0/91	0/91
آماره دوربین واتسون (D.W)	1/92	1/94	1/94
تعداد مشاهدات	216	216	216

***، **، * به ترتیب معنادار در سطح 10، 5 و 1 درصد؛ اعداد داخل پرانتز خطای استاندارد هستند.

منبع: یافته‌های مقاله

5. جمع‌بندی و بحث

کارایی فنی به معنای کارایی «عملیاتی» استفاده از نهاده‌ها برای ایجاد هرچه بیشتر ستانده است که می‌تواند به عنوان شاخصی برای اندازه‌گیری عملکرد فرآیند تولید در نظر گرفته شود. ادبیات اخیر رابطه معنادار بین نوع مالکیت و کارایی فنی را تأیید کرده است. از سوی دیگر، مطالعات اخیر نیز تأکید دارند حاکمیت شرکتی می‌تواند تأثیر زیادی بر کارایی فنی داشته باشد. در واقع این باور وجود دارد که شرکت‌هایی که بهتر اداره می‌شوند در مقایسه با سایر شرکت‌ها از کارایی فنی بالاتری برخوردارند (بوزک و همکاران¹، 2009) و از این منظر، مالکیت شرکت در توضیح کارایی فنی ضروری است (والهیر و هی²، 2020).

هدف این مقاله برآورد و ارزیابی کارایی فنی 36 شرکت دولتی بورس اوراق بهادار در دوره 1396-1402 و تخمین اثرات مالکیت دولتی و غیردولتی بر کارایی فنی در این شرکت‌ها بود. برای برآورد کارایی فنی از روش تحلیل پوششی داده‌های بوت‌استرپ (DEA-Bootstrap) با رویکرد نهاده‌محور بهره گرفته شد. نتایج این تخمین نشان داد هیچ از یک از این 36 شرکت مورد بررسی به طور

¹. Bozec et al

². Walheer and He

متوسط در کل دوره از کارایی فنی برخوردار نبوده‌اند. متوسط کارایی فنی در دوره مورد بررسی براساس فناوری بازدهی ثابت مقیاس حدود 76 درصد می‌باشد که بیان می‌دارد این شرکت‌ها 24 درصد با مرز کارایی فاصله دارند. در میان این 36 شرکت، شرکت‌های پتروشیمی خلیج فارس، مهندسی حمل و نقل پتروشیمی و سیمان داراب وضعیت بهتری نسبت به سایر شرکت‌ها دارند. در سوی دیگر شرکت‌های ایران خودرو و بانک صادرات بدترین وضعیت را از نظر کارایی فنی دارا بودند. هم‌چنین در بخش دوم مقاله، ساختار مالکیت این شرکت‌ها به سه شکل درصد مالکیت سهامدار دولتی، درصد مالکیت سهامدار عمده و درصد مالکیت سایر سهامداران (سهامدارن خرد) تفکیک شد. نتایج تخمین اثرات این سه نوع مالکیت در قالب دو سناریو برآورد شد. در سناریو نخست، متغیر اثرات ثابت مقاطع کنترل شد، اما متغیر اثرات ثابت زمان کنترل نگردید. در سناریوی دوم، هر دو گروه عوامل اثرات ثابت مقاطع و اثرات ثابت زمان کنترل شدند. در هر دو سناریو، متغیرهای ساختار مالکیت به ترتیب وارد مدل گردیدند. نتایج سناریو نخست بیان داشت متغیر درصد مالکیت سهامداران دولتی بر کارایی فنی اثر منفی و معنادار در سطح معنای 10 درصد دارد. این نتیجه با مقالات والهیر و هی (2020)، یاسر و مامون (2017) و سو و هی (2012) مطابقت دارد. هم‌چنین متغیر درصد مالکیت سهامداران عمده اثر منفی اما غیرمعنادار بر کارایی فنی شرکت‌ها دارد که با نتایج پدرسون و تامسون (1999) همسو است. در نهایت درصد مالکیت سایر سهامداران (سهامداران خرد) اثر مثبت اما غیرمعنادار بر کارایی فنی شرکت‌ها دارد. هم‌چنین نتایج سناریو دوم بیان داشت متغیر درصد مالکیت سهامداران دولتی و متغیر درصد مالکیت سهامداران عمده اثر منفی اما غیرمعنادار بر کارایی فنی شرکت‌ها مورد بررسی دارند. اما متغیر درصد مالکیت سایر سهامداران (سهامداران خرد) اثر مثبت و معنادار در سطح معنای 10 درصد بر کارایی فنی دارد که مطابق انتظار نیز است (سیاتاک، 2011؛ پدرسون و تامسون، 2003؛ رایت و همکاران، 2002).

باتوجه به نتایج مقاله، توصیه می‌گردد مدیران این شرکت‌ها بایستی به بهبود عملکرد شرکت از طریق افزایش کارایی فنی شرکت‌ها اقدام نمایند، زیرا کارایی فنی تأثیر مثبت قابل توجهی بر عملکرد کلی شرکت دارد، به‌ویژه برای شرکت‌های دولتی مورد بررسی در این مقاله که از کارایی فنی برخوردار نبودند. از این نظر، مدیران باید وضعیت و کیفیت کارکنان خود را بهبود بخشند، تخصیص نهاده‌ها را بین بخش‌های مختلف بهینه کنند، نسبت مدیران مستقل در هیئت مدیره را افزایش دهند، و اهرم شرکت را کاهش دهند، زیرا این موارد به طور قابل توجهی بر کارایی فنی شرکت تأثیر می‌گذارند. علاوه بر این، شرکت‌ها نباید به سرعت از الگوی حاکمیتی که از اقتصادهای دیگر سرچشمه گرفته است، الگوبرداری کنند؛ بلکه باید دقیقاً پیشرفت حاکمیتی را در فرهنگ و زمینه تجاری ایران قرار دهند.

مهمترین محدودیت این مقاله در جمع‌آوری داده‌ها بود. اطلاعات شرکت‌های بورسی بجز قیمت و حجم و ارزش معاملات که به صورت سری زمانی در سامانه سازمان بورس در دسترس هستند، سایر اطلاعات شرکت‌ها در قالب صورت مالی در سایت کدال بارگذاری می‌گردد. بنابراین ما مجبور بودیم با دانلود صورت‌های مالی حسابرسی شده تمامی این 36 شرکت در دوره مورد بررسی، تک تک داده‌ها را استخراج نماییم که زمان بسیار زیادی صرف این کار شد. بنابراین به نظر می‌رسد اگر شرکت‌ها اطلاعات خود را به صورت سری زمانی نیز منتشر کنند، در وقت محققان بسیار صرفه‌جویی خواهد شد.

با توجه به اینکه در فرآیندهای تولید اکثر این شرکت‌ها، تولید محصولات مطلوب می‌تواند با تولید و انتشار محصولات نامطلوب یا محصولات بد، مانند گازهای گلخانه‌ای، فاضلاب و پسماندهای جامد و مایع همراه باشد؛ بنابراین برای تحقیقات آتی به محققان پیشنهاد می‌شود برای اندازه‌گیری دقیق‌تر کارایی و بهره‌وری، این محصولات نامطلوب یا بد را مدنظر قرار دهند. بدین منظور آنها می‌توانند از شاخص بهره‌وری جهانی مالم کوئیست- لیونبرگر که مبتنی بر روش تحلیل پوششی داده‌ها است، استفاده کرده و به

کمک آن کارایی و بهره‌وری محیط‌زیستی را برآورد و با کارایی و بهره‌وری متداول مقایسه نمایند تا اثرات محصولات منفی بهتر نمایان شود.

منابع

- بدیعی، میلاد، ابراهیمی سروعلیا، محمد حسن و سرگلزایی، مصطفی. (1402). اثر ساختار مالکیت بر عملکرد مالی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق و بهادار تهران: رویکرد پانل پویا. چشم‌انداز مدیریت مالی. 13(42)، 63-90.
- جامعی، رضا و نجفی، قاسم. (1398). بررسی رابطه بین ساختار مالکیت و عملکرد مالی با تأکید بر مخارج تحقیق و توسعه در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. حسابداری و منافع اجتماعی. 9(1)، 81-100.
- خواجوی، شکراله، داداش، ناصر، و رضایی، غلامرضا. (1393). رابطه ساختار سرمایه، ساختار مالکیت و عملکرد با استفاده از رویکرد تحلیل پوششی داده‌ها. پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی (پژوهشنامه حسابداری مالی و حسابرسی)، 6(23)، 55-74.
- خوشکار، فرزین، صفری‌خواه، محمدرضا و رنجبری شره جینی، سجاد. (1399). تأثیر ساختار مالکیت بر رابطه کیفیت اطلاعات مالی و کارایی سرمایه‌گذاری. چشم‌انداز حسابداری و مدیریت، 3(33)، 162-175.
- عبداللهی، فاطمه و حمیدی، الهام. (1398). نقش محافظه‌کاری حسابداری در رابطه بین ساختار مالکیت و عملکرد شرکت. پژوهش‌های کاربردی در گزارشگری مالی. 2(8)، 235-257.
- نمازی، محمد، و ابراهیمی، شهلا. (1392). بررسی تاثیر ساختار مالکیت و ترکیب هیات مدیره بر کارایی فنی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. دانش حسابداری، 4(12)، 35-57.
- Alarussi, A. S. A. (2021). Financial ratios and efficiency in Malaysian listed companies. *Asian Journal of Economics and Banking*, 5(2), 116-135.
- Badunenko, O., Henderson, D. J., & Kumbhakar, S. C. (2012). When, where and how to perform efficiency estimation. *Journal of the Royal Statistical Society Series A: Statistics in Society*, 175(4), 863-892.
- Bejan, C., & Bidian, F. (2012). Ownership structure and efficiency in large economies. *Economic Theory*, 50(3), 571-602.
- Bozec, R., Dia, M., & Bozec, Y. (2009). Governance-performance relationship: A re-examination using technical efficiency measures. *British Journal of Management*, 21 (3), 684-700.
- Church, J. R., & Ware, R. (2000). *Industrial organization: a strategic approach*. Homewood, IL: Irwin McGraw Hill.
- Citak, L. (2011). The Impact of Ownership Structure on Company Performance; A Panel Data Analysis on Istanbul Stock Exchange Listed (ISE-100) Companies. *International Research Journal of Finance and Economics*, 9, 231-245.
- Debreu, G. (1951). The coefficient of resource utilization. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 273-292.
- Demsetz, H. (1983). The structure of ownership structure and the theory of the firm. *Journal of Law and Economics*, 26, 375-390.

- Demsetz, H., & Lehn, K. (1985). The structure of corporate ownership structure: Causes and consequences. *Journal of Political Economy*, 93, 1155-1177.
- Fama, E. F. (1980). Agency problems and the theory of the firm. *Journal of political economy*, 88(2), 288-307.
- Fama, E. F., & Jensen, M.C. (1983). Separation of ownership and control. *Journal of Law and Economics*, 26, 301-325.
- Färe, R. (1988). *Fundamentals of production theory* (Vol. 22). Berlin: Springer-Verlag.
- Färe, R., Grosskopf, S., & Lovell, C. K. (1994). *Production frontiers*. Cambridge university press.
- Färe, R., & Lovell, C. K. (1978). Measuring the technical efficiency of production. *Journal of Economic theory*, 19(1), 150-162.
- Färe, R., & Primont, D. (1994). *Multi-Output Production and Duality: Theory and Applications: Theory and Applications*. Springer Science & Business Media.
- Farrell, M. J. (1957). The measurement of productive efficiency. *Journal of the Royal Statistical Society Series A: Statistics in Society*, 120(3), 253-281.
- Galbraith, J. K. (1967). *The New Industrial State*. New York: New American Library.
- Hoang, L. T., Nguyen, C. C., & Hu, B. (2017). Ownership structure and firm performance improvement: does it matter in the Vietnamese stock market?. *Economic Papers: A journal of applied economics and policy*, 36(4), 416-428.
- Iwasaki, I., Ma, X., & Mizobata, S. (2022). Ownership structure and firm performance in emerging markets: A comparative meta-analysis of East European EU member states, Russia and China. *Economic Systems*, 46(2), 100945.
- Jensen, M.C. (1986). Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance, and Takeovers. *The American Economic Review*, 76 (2), 323-349.
- Jensen, M. C., & Meckling, W. H. (1976). Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure. In *Corporate governance* (pp. 77-132). Gower.
- Koopmans, T. C. (1951). An analysis of production as an efficient combination of activities. *Activity analysis of production and allocation*.
- Kneip, A., Simar, L., & Wilson, P. W. (2008). Asymptotics and consistent bootstraps for DEA estimators in nonparametric frontier models. *Econometric Theory*, 24(6), 1663-1697.
- Marinho, A., & Araújo, C. A. S. (2021). Using data envelopment analysis and the bootstrap method to evaluate organ transplantation efficiency in Brazil. *Health Care Management Science*, 24(3), 569-581.
- Marris, R. (1964). *The economic theory of managerial capitalism*. London: Macmillan.
- Modigliani, F., & Miller, M. H. (1958). The cost of capital, corporation finance and the theory of investment. *The American economic review*, 48(3), 261-297.
- Morck, R., Shleifer, A., & Vishny, R. W. (1988). Management ownership and market valuation: An empirical analysis. *Journal of financial economics*, 20, 293-315.
- Moskovics, P., Wanke, P., Tan, Y., & Gerged, A. M. (2024). Market structure, ESG performance, and corporate efficiency: Insights from Brazilian publicly traded companies. *Business Strategy and the environment*, 33(2), 241-262.

- Nakabayashi, M. (2019). Ownership structure and market efficiency: Stockholder/manager conflicts at the dawn of Japanese capitalism. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 61, 189-212.
- Othman, F. M., Mohd-Zamil, N. A., Rasid, S. Z. A., Vakilbashi, A., & Mokhber, M. (2016). Data envelopment analysis: A tool of measuring efficiency in banking sector. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 6(3), 911-916.
- Panda, B., & Bag, D. (2019). Does ownership structure affect firm performance in an emerging market? The Case of India. *B Panda, D Bag*.
- Pedersen, T., & Thomsen, S. (1999). Economic and systemic explanations of ownership concentration among Europe's largest companies. *International Journal of the Economics of Business*, 6(3), 367-381.
- Pedersen, T., & Thomsen, S. (2003). Ownership structure and value of the largest European firms: The importance of owner identity. *Journal of Management and Governance*, 7, 27-55.
- Pfeffer, J., & Salancik, G. R. (1978). *The external control of organizations: A resource dependence perspective*. New York: Harper and Row.
- Rogova, E., & Blinova, A. (2018). The technical efficiency of Russian retail companies: an empirical analysis. *Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie*, (5 (977)), 171-185.
- Salami, K. A. (2011). Analysis of the relationship between share ownership structure, corporate governance structure, and corporate investment efficiency, using GSE, market data (2005-9). *Journal of Accounting and Finance*, 11(4), 111-117.
- Shleifer, A., & Vishny, R. W. (2002). *The grabbing hand: Government pathologies and their cures*. Harvard University Press, Cambridge, MA.
- Simar, L. & Wilson, P.W. (1998). Sensitivity analysis of efficiency scores: how to bootstrap in nonparametric frontier models. *Manage. Sci.*, 44, 49-61.
- Simar, L. & Wilson, P.W. (2000). A general methodology for bootstrapping in non-parametric frontier models. *J. Appl. Stat.*, 27, 779-802.
- Simar, L. & Wilson, P.W. (2002). Nonparametric tests of returns to scale. *Eur. J. Oper. Res.*, 139, 115-132.
- Smith, A. (1937). *The wealth of nations: An inquiry into the nature and causes*. New York: Modern Library.
- Su, D., & He, X. (2012). Ownership structure, corporate governance and productive efficiency in China. *Journal of Productivity Analysis*, 38(3), 303-318.
- Thomsen, S., & Pedersen, T. (2000). Ownership structure and economic performance in the largest European companies. *Strategic Management Journal*, 21(6), 689-705.
- Walheer, B., & He, M. (2020). Technical efficiency and technology gap of the manufacturing industry in China: Does firm ownership matter? *World Development*, 127, 104769.
- Weigand, J., & Lehmann, E. (1999). *Does Ownership Structure Matter? Governance Structures and the Market for Corporate Control in Germany*. working paper, Institute for Development Strategies, Indiana University.
- Wilson, P.W., (2003). Testing independence in models of productive efficiency. *Journal of Productivity Analysis* 20, 361-390.

Wright, P., Kroll, M., Lado, A., & Van Ness, B. (2002). The structure of ownership and corporate acquisition strategies. *Strategic Management Journal*, 23(1), 41-53.

Yarrow, G. (1986). Privatization in theory and practice. *Economic policy*, 1(2), 323-364.

Yasser, Q. R., & Mamun, A. A. (2017). The impact of ownership concentration on firm performance: Evidence from an emerging market. *Emerging Economy Studies*, 3(1), 34-53.

The Effect of State Ownership on the Technical Efficiency of Listed Companies: DEA-Bootstrap and Radial and Non-radial Non-parametric Approach

Abstract

The purpose of this article is to estimate and evaluate the technical efficiency of 36 state-owned stock exchange companies in the period of 2017-2023 and to estimate the effects of state and non-state ownership on technical efficiency. For this purpose, non-parametric radial (Debro-Farrell efficiency) and non-radial (Russell efficiency) efficiency analysis methods are used under constant, non-increasing and variable return to scale technologies. Also, due to the existence of some limitations in radial methods, bias corrected technical efficiency was also estimated using bootstrap data envelopment analysis (DEA-Bootstrap). The results of technical efficiency estimation showed that none of the 36 companies had average technical efficiency in the entire period. The average technical efficiency based on constant return to scale technology is about 76%, which shows that these companies are 24% away from the efficient frontier. In the following, the effect of the ownership structure of these companies in three forms include the percentage of ownership by the state shareholder, the percentage of ownership by the major shareholder and the percentage of ownership by other shareholders on technical efficiency was estimated with the dynamic panel data approach in two scenarios. The results of the first scenario showed that the variable of ownership percentage of state shareholders has a negative and significant effect on technical efficiency at the 10% level. But the variables of ownership percentage of major shareholders and ownership percentage of other shareholders have an insignificant effect on the technical efficiency of companies. The results of the second scenario also stated that the variable percentage ownership of state shareholders and the variable percentage ownership of major shareholders have a negative but insignificant effect on technical efficiency. But the ownership percentage variable of other shareholders has a positive and significant effect at the 10% significance level on technical efficiency.

JEL Classification: G21, C14, C61.

Keywords: DEA, Bootstrap, State Ownership, Technical Efficiency, Dynamic Panel.