



اثر ساختار مالکیت بر کارایی فنی شرکت‌های دولتی:

رویکرد تحلیل پوششی داده‌های بوت‌استرپ و داده‌های پانل پویا

معصومه عظیمی^۱، مهدی فتح‌آبادی^۲، عبدالرضا تالانه^۳، حیدر فروغ‌نژاد^۴، امیر غلام‌ابری^۵

تاریخ دریافت مقاله: ۱۴۰۳/۱۱/۱۲ تاریخ پذیرش مقاله: ۱۴۰۴/۰۱/۱۸

چکیده

هدف این مقاله برآورد و ارزیابی کارایی فنی ۳۶ شرکت بورسی که دولت در آن‌ها سهامدار است و تخمین اثرات ساختار مالکیت بر کارایی فنی در دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۴۰۲ می‌باشد. بدین منظور، برای اندازه‌گیری کارایی فنی از دو روش ناپارامتریک شعاعی (کارایی دبرو-فارل) و غیر شعاعی (کارایی راسل) تحت فناوری‌های بازدهی ثابت، غیر فزاینده و متغیر استفاده شد. 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 هیچ‌یک از ۳۶ شرکت موردبررسی در کل دوره از کارایی فنی برخوردار نبوده‌اند. متوسط کارایی فنی بر اساس فناوری بازدهی ثابت مقیاس حدود ۷۶ درصد می‌باشد که نشان می‌دهد این شرکت‌ها ۲۴ 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 سهامداران خرد بر کارایی فنی با رویکرد داده‌های پانل پویا و در قالب دو سناریو برآورد شد. نتایج سناریوی نخست بیان داشت متغیر درصد مالکیت سهامداران دولتی بر کارایی فنی اثر منفی و معنادار در سطح معنای ۱۰ درصد دارد اما متغیرهای درصد مالکیت سهامداران عمده و درصد مالکیت سهامداران خرد اثر غیر معنادار بر کارایی فنی شرکت‌ها دارند. نتایج سناریوی دوم نیز بیان داشت متغیر درصد مالکیت سهامداران دولتی و متغیر درصد مالکیت سهامداران عمده اثر منفی اما غیر معنادار بر کارایی فنی دارند درحالی‌که متغیر درصد مالکیت سهامداران خرد اثر مثبت و معنادار در سطح معنای ۱۰ درصد بر کارایی فنی دارد. با توجه به نتایج، پیشنهاد می‌شود دولت به تدریج درصد مالکیت خود را کاهش داده و امکان مدیریت خصوصی‌تر و مستقل‌تر را برای شرکت‌ها فراهم کند.

کلمات کلیدی:

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

طبقه‌بندی JEL: G21, C14, C61.

۱- دانشجوی دکتری، گروه مهندسی مالی، واحد فیروزکوه، دانشگاه آزاد اسلامی، فیروزکوه، ایران. masi_azimi1@yahoo.com

۲- استادیار، گروه اقتصاد، واحد فیروزکوه، دانشگاه آزاد اسلامی، فیروزکوه، ایران (نویسنده مسئول). mehdi_fa88@yahoo.com

۳- دانشیار، گروه حسابداری، واحد فیروزکوه، دانشگاه آزاد اسلامی، فیروزکوه، ایران. unistpapers@yahoo.com

۴- استادیار، گروه مدیریت، واحد تهران شمال، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. foroughnejad@yahoo.com

۵- دانشیار، گروه ریاضی، واحد فیروزکوه، دانشگاه آزاد اسلامی، فیروزکوه، ایران. amir.gholamabri@iau.ac.ir

مقدمه

اسمیت^۱ (۱۹۳۷) در خصوص 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 (۱۹۵۸) است که بیان داشتند اگر بازارهای مالی کامل باشند، ساختار مالکیت نباید مهم باشد. با پیوند این معیارها، ینسن و مک‌لینگ^۳ (۱۹۷۶) و فاما^۴ (۱۹۸۰) پیش‌بینی کردند که نظم ایجادشده 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 (ینسن^۵، ۱۹۸۶). درعین حال، انگیزه‌های مالکان بیرونی در نظارت بر مدیران به دلیل «مسأله 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 (تین و همکاران^۸، ۲۰۲۴). از آنجاکه سهامداران عمده می‌توانند استراتژی‌ها و فعالیت‌های شرکت را از طریق حق رأی 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)؛ درحالی 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^۹، ۲۰۱۷؛ پنگ و ژو^{۱۰}، ۲۰۲۴). 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. از آنجاکه 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. باین حال، شرکت‌های دولتی ممکن است از مزیت دریافت کمک‌های دولتی برخوردار باشند (شلیفر و ویشنی^{۱۱}، ۲۰۰۲). 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

اثر ساختار مالکیت بر کارایی فنی.../ عظیمی، فتح‌آبادی، تالانه، فروغ‌نژاد و غلام‌ابری

جهت سرمایه‌گذاری موفق هدایت می‌نماید.

فارل^{۱۲} (۱۹۵۷) نخستین بار تحلیل کارایی فنی را بر اساس مفهوم کارایی معرفی شده توسط کوپمنز^{۱۳} (۱۹۵۱) و دبرو^{۱۴} (۱۹۵۱) ارائه نمود. در ادامه مطالعاتی همچون فار^{۱۵} (۱۹۸۸)؛ فار و همکاران (۱۹۹۴) و فار و پریمونت^{۱۶} (۱۹۹۴) بینش‌های زیادی در خصوص اندازه‌گیری کارایی فنی ارائه نمودند. تحلیل پوششی داده‌ها^{۱۷} (DEA)، به‌عنوان یک تکنیک تحلیلی پیشرو برای اندازه‌گیری کارایی فنی، به‌طور 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^{۱۸} (۱۹۹۸، ۲۰۰۰، ۲۰۰۲) یک مدل آماری ارائه کرده و در آن فرآیندهای بوت‌استرپ سازگار را برای ارائه استنتاج آماری در خصوص معیارهای کارایی فنی در مدل‌های مرزی ناپارامتریک پیشنهاد نموده‌اند.

اهمیت و ضرورت تحقیق

در بسیاری از کشورهای در حال توسعه، از جمله ایران، ساختار مالکیت به‌ویژه مالکیت دولتی نقش بسزایی در عملکرد و کارایی شرکت‌ها ایفا می‌کند. مالکیت دولتی می‌تواند به‌عنوان عاملی برای مداخله در تصمیم‌گیری‌های اقتصادی و تخصیص منابع عمل کرده و تأثیرات متفاوتی بر بهره‌وری، رقابت‌پذیری و اثربخشی فعالیت‌های اقتصادی داشته باشد. در ایران که بخش قابل توجهی از شرکت‌ها تحت مالکیت دولت یا نهادهای عمومی هستند، بررسی اثرات این ساختار مالکیتی می‌تواند به درک بهتر چالش‌ها و فرصت‌های موجود در فرآیندهای اقتصادی و مدیریت منابع کمک کند. هدف اصلی این مقاله، برآورد و ارزیابی کارایی فنی شرکت‌های دولتی و همچنین تخمین اثر مالکیت دولتی بر کارایی فنی این شرکت‌ها می‌باشد. بدین منظور از روش تحلیل کارایی شعاعی و غیر شعاعی برای ۳۶ شرکت ایران در دوره ۱۴۰۲-۱۳۹۶ استفاده می‌شود. جهت برآورد کارایی فنی از فناوری‌های بازدهی ثابت، غیر فزاینده و متغیر و همچنین روش بوت‌استرپ بهره گرفته می‌شود.

مبانی نظری پژوهش

مفهوم کارایی فنی که نخستین بار توسط کوپمنز (۱۹۵۱) 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. روگوا و بلینوا^{۱۹} (۲۰۱۸) ادعا کردند کارایی فنی بیانگر میزان خوبی کیفیت تصمیمات مدیریتی است. عثمان و همکاران^{۲۰} (۲۰۱۶) بیان نمودند کارایی فنی به‌عنوان 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 ور^{۲۱}، ۲۰۰۰؛ تین و همکاران، ۲۰۲۴). شرکتی که در سطح کارایی فنی بالا فعالیت می‌کند، معمولاً می‌تواند با عملکرد یا سودآوری بالاتر همراه باشد. مورک و همکاران^{۲۲} (۱۹۸۸) 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 به‌طور قابل‌توجهی بر کارایی فنی شرکت‌ها تأثیر بگذارد که مهم‌ترین کانال آن از طریق تأثیر آن بر فرآیند تصمیم‌گیری است. به‌طور 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 درنهایت بر کارایی شرکت تأثیر می‌گذارند (موسکوویکس و همکاران^{۲۳}، ۲۰۲۴).

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 (۱۹۸۸) معتقد بودند که مالکیت متمرکز ممکن است به‌طور منفی با کارایی شرکت مرتبط باشد. در سوی دیگر، برخی از محققین مانند ینسن و مک‌لینگ (۱۹۷۶)، دمستز^{۲۴} (۱۹۸۳)، فاما و ینسن (۱۹۸۳) و دمستز و لن^{۲۵} (۱۹۸۵) ادعا کردند که بین ساختار مالکیت و کارایی شرکت هیچ ارتباطی وجود ندارد.

پیشینه پژوهش

مطالعاتی بسیاری در این خصوص انجام‌یافته است. موسکوویکس و همکاران (۲۰۲۴) با استفاده داده‌های شرکت‌های بورسی کشور برزیل 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 موزوباتا^{۲۶} (۲۰۲۲) با استفاده

اثر ساختار مالکیت بر کارایی فنی.../عظیمی، فتح‌آبادی، تالانه، فروغ‌نژاد و غلام‌ابری

رویکرد فرا تحلیل و از مجموع ۴۴۲۵ برآورد جمع‌آوری شده از ۲۰۴ 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، درحالی‌که حضور سرمایه‌گذاران بیرونی داخلی و سرمایه‌گذاران خارجی به‌عنوان مالک شرکت‌ها بر عملکرد شرکت تأثیر مثبت می‌گذارد. پاندا و باگ^{۲۷} (۲۰۱۹) به بررسی تأثیر ساختار مالکیت بر عملکرد ۱۰۰ شرکت بورسی هند در دوره ۲۰۱۴-۲۰۰۹ با استفاده از داده‌های پانل ایستا و پویا پرداختند. آن‌ها دریافتند تمرکز مالکیت و سهامداران عمده هیچ ارتباطی با عملکرد شرکت ندارند.

در ایران نیز مطالعاتی انجام‌یافته است. بدیعی و همکاران (۱۴۰۲) به بررسی اثر مالکیت نهادی و دولتی بر عملکرد مالی ۱۴۶ شرکت بورسی در دوره ۱۳۹۲-۱۴۰۰ و با استفاده از روش پانل پویا پرداختند. نتایج پژوهش حاکی از اثر مثبت مالکیت نهادی بر عملکرد شرکت‌های نمونه بود. خوشکار و همکاران (۱۳۹۹) تأثیر ساختار مالکیت بر رابطه کیفیت اطلاعات مالی و کارایی سرمایه‌گذاری در ۱۴۶ شرکت‌های بورسی در دوره ۱۳۹۷-۱۳۹۰ 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 (۱۳۹۸) برای ۱۰۴ شرکت بورسی در دوره ۱۳۸۹ 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 (۱۳۹۸) با استفاده از داده‌های ۱۲۹ شرکت بورسی در دوره ۱۳۹۵-۱۳۹۰ 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.

مطالعاتی که به ارزیابی کارایی فنی شرکت‌های بورسی و تأثیر 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 استفاده‌شده 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 آراؤخو^{۲۸}، ۲۰۲۱). با توجه به این مسئله امکان تورش‌دار بودن نتایج روش DEA وجود دارد. در حالی‌که روش تحلیل پوششی داده‌های بوت‌استرپ این نقیصه را برطرف می‌سازد. درواقع در این مقاله از روش تحلیل پوششی داده‌های بوت‌استرپ برای

اندازه‌گیری کارایی فنی شرکت‌های دولتی بهره گرفته می‌شود که مزایای زیادی دارد. مهم‌ترین مزیت آن تصحیح نمرات کارایی روش DEA است. درواقع 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.

روش‌شناسی پژوهش

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

تحلیل کارایی شعاعی

معیارهای کارایی فنی برای نقاط داده‌های تولید، بر مبنای معیارهای شعاعی قراردادی دبرو-فارل هستند (دبرو، ۱۹۵۱؛ فارل، ۱۹۵۷). برای هر نقطه داده k ($k = 1, \dots, K$)، بردار $x_k(x_{k1}, \dots, x_{kN}) \in \mathbb{R}^N$ نشان‌دهنده N نهاده 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) به‌گونه‌ای هستند که ستانده‌ها توسط نهاده‌ها تولید می‌شوند.

$$T = \{(x, y) : y \text{ توسط } x \text{ قابل تولید هستند}\} \quad \text{رابطه (۱)}$$

فناوری تولید به‌طور کامل توسط مجموعه امکانات تولید آن مشخص می‌شود؛

$$P(x) \equiv \{y : (x, y) \in T\} \quad \text{رابطه (۲)}$$

یا مجموعه نهاده‌های موردنیاز،

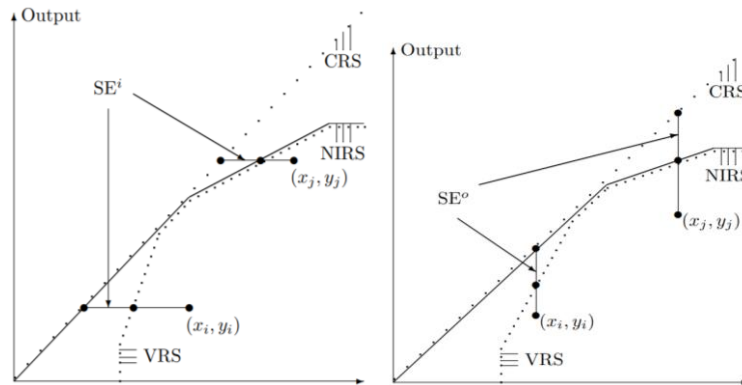
$$L(y) \equiv \{x : (x, y) \in T\} \quad \text{رابطه (۳)}$$

روابط (۲) و (۳) نشان می‌دهند ستانده‌ها و نهاده‌های در دسترس شدنی هستند. حد بالایی مجموعه امکانات تولید و حد پایینی مجموعه موردنیاز نهاده‌ها، مرز را مشخص می‌کنند. اینکه یک نقطه داده مشخص چقدر از مرز فاصله دارد نشان‌دهنده کارایی آن است. در اندازه‌گیری کارایی شعاعی ستانده محور، میزان توسعه (نسبی) لازم ستانده‌ها برای جابجایی یک نقطه داده به مرز مجموعه امکانات تولید $P(x)$ به‌عنوان معیاری برای کارایی فنی عمل می‌کند. در مقابل، در اندازه‌گیری کارایی شعاعی نهاده محور، مقدار کاهش ضروری (نسبی) نهاده‌ها برای انتقال یک نقطه داده به مرز مجموعه موردنیاز نهاده‌ها $L(y)$ است. از نظر تجربی، کارایی‌های فنی از طریق مدل‌های تحلیل فعالیت که به‌عنوان مدل‌های DEA شناخته می‌شوند، اندازه‌گیری می‌شوند. برای K نقاط داده، M ستانده و N نهاده، برآورد معیار کارایی فنی شعاعی ستانده محور دبرو-فارل را می‌توان با حل یک مسئله برنامه‌ریزی خطی برای هر نقطه داده k ($k = 1, \dots, K$) محاسبه کرد؛

اثر ساختار مالکیت بر کارایی فنی... / عظیمی، فتح آبادی، تالانه، فروغ نژاد و غلام ابری

$$\begin{aligned} \hat{F}_k^0(y_k, x_k, y, x | CRS) &= \max_{\theta, z} \theta \\ \text{s.t. } \sum_{k=1}^K z_k y_{km} &\geq y_{km} \theta_m, \quad m = 1, \dots, M \\ \sum_{k=1}^K z_k x_{kn} &\leq x_{kn}, \quad n = 1, \dots, N \\ z_k &\geq 0 \end{aligned} \quad \text{رابطه (۴)}$$

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 FDH^{29} است که داده‌های مشاهده‌شده را شامل می‌شود و حد بالایی آن، تخمین خطی تکه‌ای از مرز بهترین عملکرد واقعی $P(x)$ است.



شکل ۱- کارایی فنی و مقیاس ستانده محور و نهاده محور

معادله (۴) با فرض بازدهی مقیاس ثابت (CRS) است. سایر بازدهی‌های مقیاس با تعدیل سطوح عملیاتی فرآیند z_k مدل‌سازی می‌شوند؛ به‌طوری‌که برای بازدهی مقیاس متغیر (VRS)، یک قید تحدب‌پذیری اضافه می‌شود $\sum_{k=1}^K z_k = 1$ ، درحالی‌که برای بازدهی مقیاس غیر فزاینده (NIRS) نابرابری $\sum_{k=1}^K z_k \leq 1$ به مجموعه قیود مسئله برنامه‌ریزی خطی (۴) اضافه می‌شود. برای روشن شدن بحث، شکل‌های ۱ فرآیندهای تولید با یک نهاده و یک ستانده را با سه فناوری CRS، VRS و NIRS نشان می‌دهند. در سمت چپ شکل ۱ (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 ستانده محور (نهاده محور) تحت فرض فناوری CRS، VRS و NIRS است. در حالت چندبعدی، فاصله لازم مسیر شعاعی از یک نقطه داده است که موازی با محورهایی است که در امتداد آن همه ستانده‌ها (نهاده‌ها) اندازه‌گیری شده‌اند.

تحلیل کارایی غیر شعاعی

برای نقطه داده (x_k, y_k) ، اندازه شعاعی تمامی M ستانده $(y_k = y_{k1}, \dots, y_{kM})$ و N نهاده $(x_k = x_{k1}, \dots, x_{kN})$ را به طور متناسب افزایش می دهد تا زمانی که به مرز برسد. در نقطه مرزی، برخی از ستانده ها (نهاده ها) اما نه همه آن ها را می توان افزایش داد، در حالی که همچنان شدنی باشد. اگر چنین امکانی برای یک نقطه داده معین مانند k برای ستانده m (نهاده n) وجود داشته باشد، آنگاه گفته می شود که نقطه مرجع $F_k^O(y_k, x_k) \times y_{mk} [F_k^I(y_k, x_k) \times x_{nk}]$ در ستانده y_m (نهاده x_n) متغیر کمکی دارد. اندازه غیر شعاعی کارایی فنی، معیار راسل $^{32}(RM)$ ، این متغیرهای کمکی را در خود جای می دهد (فار و لاول، ۱۹۷۸؛ فار و همکاران، ۱۹۹۴). اندازه گیری غیر شعاعی ستانده محور برای نقطه داده j به صورت زیر تعریف می شود؛

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

و اندازه گیری غیر شعاعی نهاده محور به قرار زیر است؛

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

معیار راسل (RM) ستانده محور را می توان برای ستانده های مثبت به عنوان راه حلی برای مسئله برنامه ریزی خطی محاسبه کرد؛

$$RM_k^O(y_k, x_k, y, x | CRS) = M^{-1} \max_{\theta, z} \sum_{m=1}^M \theta_m$$

$$\text{s. t. } \sum_{k=1}^K z_k y_{km} \geq y_{km} \theta_m, \quad m = 1, \dots, M$$

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

$$z_k \geq 0$$

رابطه ۵)

و معیار راسل (RM) داده محور را می توان برای نهاده های مثبت به عنوان راه حلی برای مسئله برنامه ریزی خطی محاسبه کرد؛

$$\widehat{RM}_k^I(y_k, x_k, y, x | CRS) = N^{-1} \min_{\theta, z} \sum_{n=1}^N \lambda_n$$

رابطه ۶)

اثر ساختار مالکیت بر کارایی فنی... / عظیمی، فتح آبادی، تالانه، فروغ نژاد و غلام ابری

$$s. t. \sum_{k=1}^K z_k y_{km} \geq y_{km}, \quad m = 1, \dots, M$$

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

$$z_k \geq 0$$

اگر ستانده $y_{km} = 0$ باشد، آنگاه مسئله برنامه ریزی خطی (۵) و (۶) اصلاح شده و θ_m (λ_n) برابر یک قرار می گیرد. فناوری ها را تحت VRS و NIRS می توان با اعمال قیود مربوطه بر بردار شدت، z ، در فناوری خطی تکه ای، یعنی در (۵) و (۶) مدل سازی کرد. سپس معیار راسل (RM) را می توان نسبت به این فناوری ها محاسبه کرد. وقتی فقط یک نهاده (ستانده) وجود دارد، معیار راسل (RM) نهاده محور (ستانده محور) برابر با معیار کارایی فنی شعاعی دبرو- فارل است.

یافته های پژوهش

تخمین کارایی فنی

در این بخش، ابتدا کارایی فنی شرکت ها تحت فروض فناوری CRS، VRS و NIRS با دو رویکرد شعاعی (کارایی دبرو- فارل) و غیر شعاعی (کارایی راسل) برآورد شده است. نتایج حاکی از آن است که در دوره مورد بررسی، هیچ از شرکت ها از کارایی برخوردار نیستند. در میان این ۳۶ شرکت، ۳ 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 شرکت های ایران خودرو و بانک صادرات به ترتیب با نمرات کارایی فنی ۰/۵۴ و ۰/۵۷ می باشد.

جدول ۱- متوسط کارایی فنی شعاعی و غیر شعاعی، ۱۴۰۲-۱۳۹۶

کارایی شعاعی (کارایی دبرو- فارل)			کارایی غیر شعاعی (کارایی راسل)			شرکت
VRS	NIRS	CRS	VRS	NIRS	CRS	
۰/۶۶۷	۰/۵۳۷	۰/۵۳۷	۰/۶۶۷	۰/۵۳۷	۰/۵۳۷	ایران خودرو
۰/۶۸۸	۰/۶۶۶	۰/۶۶۶	۰/۶۸۸	۰/۶۶۶	۰/۶۶۶	سایپا
۰/۷۷۸	۰/۷۷۴	۰/۷۷۴	۰/۷۷۸	۰/۷۷۴	۰/۷۷۴	بیمه دانا
۰/۷۵۲	۰/۷۵۰	۰/۷۵۰	۰/۷۵۲	۰/۷۵۰	۰/۷۵۰	بیمه البرز
۰/۷۸۹	۰/۷۸۸	۰/۷۲۱	۰/۷۸۹	۰/۷۸۸	۰/۷۲۱	پالایش نفت بندرعباس
۰/۷۹۶	۰/۷۹۶	۰/۷۰۲	۰/۷۹۶	۰/۷۹۶	۰/۷۰۲	پالایش نفت اصفهان
۰/۷۸۲	۰/۷۸۲	۰/۷۵۶	۰/۷۸۲	۰/۷۸۲	۰/۷۵۶	پالایش نفت تبریز
۰/۷۵۶	۰/۷۵۶	۰/۷۵۶	۰/۷۵۶	۰/۷۵۶	۰/۷۵۶	پالایش نفت لاوان

فصلنامه مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار / دوره ۱۶ / شماره ۶۴ / پائیز ۱۴۰۴

۰/۷۹۶	۰/۷۹۵	۰/۷۹۳		۰/۷۹۶	۰/۷۹۵	۰/۷۹۳	پالایش نفت شیراز
۰/۷۸۲	۰/۷۸۱	۰/۷۵۲		۰/۷۸۲	۰/۷۸۱	۰/۷۵۲	پالایش نفت تهران
۰/۷۰۸	۰/۷۰۷	۰/۷۰۷		۰/۷۰۸	۰/۷۰۷	۰/۷۰۷	فولاد خوزستان
۰/۸۲۰	۰/۸۱۹	۰/۷۳۴		۰/۸۲۰	۰/۸۱۹	۰/۷۳۴	فولاد مبارکه اصفهان
۰/۷۲۴	۰/۷۲۳	۰/۷۲۳		۰/۷۲۴	۰/۷۲۳	۰/۷۲۳	فولاد آلیاژی ایران
۰/۷۹۳	۰/۷۹۳	۰/۷۰۴		۰/۷۹۳	۰/۷۹۳	۰/۷۰۴	ملی صنایع مس ایران
۰/۶۵۸	۰/۶۵۲	۰/۶۵۲		۰/۶۵۸	۰/۶۵۲	۰/۶۵۲	ذوب آهن اصفهان
۰/۷۸۵	۰/۷۸۴	۰/۷۱۷		۰/۷۸۵	۰/۷۸۴	۰/۷۱۷	معدنی و صنعتی گل گهر
۰/۹۲۰	۰/۹۱۹	۰/۹۱۹		۰/۹۲۰	۰/۹۱۹	۰/۹۱۹	سیمان داراب
۰/۸۵۲	۰/۸۵۲	۰/۷۲۲		۰/۸۵۲	۰/۸۵۲	۰/۷۲۲	معدنی و صنعتی چادرملو
۰/۹۸۶	۰/۹۸۶	۰/۹۸۶		۰/۹۸۶	۰/۹۸۶	۰/۹۸۶	نیروترانس
۰/۸۱۲	۰/۸۱۰	۰/۸۱۰		۰/۸۱۲	۰/۸۱۰	۰/۸۱۰	ایران ترانسفو
۰/۷۷۹	۰/۷۷۹	۰/۷۶۴		۰/۷۷۹	۰/۷۷۹	۰/۷۶۴	پتروشیمی مارون
۰/۷۸۵	۰/۷۸۵	۰/۷۷۷		۰/۷۸۵	۰/۷۸۵	۰/۷۷۷	پتروشیمی جم
۰/۹۴۹	۰/۹۴۶	۰/۹۴۴		۰/۹۴۹	۰/۹۴۶	۰/۹۴۴	پتروشیمی خلیج فارس
۰/۷۱۱	۰/۷۱۰	۰/۷۱۰		۰/۷۱۱	۰/۷۱۰	۰/۷۱۰	پتروشیمی تندگویان
۰/۷۸۸	۰/۷۸۸	۰/۷۵۰		۰/۷۸۸	۰/۷۸۸	۰/۷۵۰	پتروشیمی پردیس
۰/۸۶۳	۰/۸۶۳	۰/۸۱۰		۰/۸۶۳	۰/۸۶۳	۰/۸۱۰	پتروشیمی پارس
۰/۸۱۰	۰/۸۱۰	۰/۷۷۷		۰/۸۱۰	۰/۸۱۰	۰/۷۷۷	پتروشیمی بوعلی سینا
۰/۷۸۶	۰/۷۸۶	۰/۷۵۶		۰/۷۸۶	۰/۷۸۶	۰/۷۵۶	پتروشیمی نوری
۰/۶۵۴	۰/۶۵۰	۰/۶۵۰		۰/۶۵۴	۰/۶۵۰	۰/۶۵۰	مخابرات ایران
۰/۹۳۷	۰/۹۳۶	۰/۹۳۶		۰/۹۳۷	۰/۹۳۶	۰/۹۳۶	حمل و نقل پتروشیمی
۰/۷۹۰	۰/۷۸۷	۰/۷۸۷		۰/۷۹۰	۰/۷۸۷	۰/۷۸۷	کشتیرانی ایران
۰/۴۸۸	۰/۴۸۸	۰/۳۶۲		۰/۶۶۸	۰/۶۶۸	۰/۵۶۹	صادرات
۰/۷۰۵	۰/۶۵۵	۰/۶۳۸		۰/۹۲۷	۰/۸۵۸	۰/۸۵۸	پست بانک
۰/۶۸۱	۰/۶۸۱	۰/۴۸۳		۰/۸۴۲	۰/۸۴۲	۰/۷۲۳	تجارت
۰/۷۱۶	۰/۷۱۶	۰/۵۳۸		۰/۹۱۹	۰/۹۱۹	۰/۸۱۸	ملت
۰/۸۱۸	۰/۸۱۸	۰/۶۶۶		۰/۹۳۱	۰/۹۳۱	۰/۸۸۹	پاسارگاد
۰/۷۷۵	۰/۷۶۹	۰/۷۲۹		۰/۸۰۰	۰/۷۹۳	۰/۷۶۱	متوسط

منبع: یافته‌های مقاله

این نمرات بیان می‌دارند این شرکت‌ها به ترتیب ۴۶ و ۴۳ درصد تا مرز کارایی فاصله دارند. نکته

اثر ساختار مالکیت بر کارایی فنی... / عظیمی، فتح آبادی، تالانه، فروغ نژاد و غلام ابری

قابل توجه این است که معیارهای شعاعی مشابه معیارهای غیر شعاعی در هر سه نوع بازدهی مقیاس هستند. در جدول ۲ نتایج کارایی شرکت‌ها در سال‌های ۱۳۹۶ تا ۱۴۰۲ آمده است. همان‌طور که ملاحظه می‌شود بیشترین نمره کارایی فنی تحت بازدهی متغیر مربوط به سال‌های ۱۴۰۰ و ۱۴۰۱ است که متوسط کارایی حدود ۸۰ درصد می‌باشد. هم‌چنین بدترین وضعیت کارایی نیز به سال ۱۳۹۸ تعلق دارد که متوسط کارایی فنی حدود ۷۸ درصد است.

جدول ۲- متوسط کارایی شعاعی و غیر شعاعی، ۱۴۰۲-۱۳۹۶

سال	کارایی شعاعی (کارایی دیرو- فارل)			کارایی غیر شعاعی (کارایی راسل)		
	VRS	NIRS	CRS	VRS	NIRS	CRS
۱۳۹۶	۰/۷۸۳	۰/۷۸۲	۰/۷۸۱	۰/۷۸۳	۰/۷۸۲	۰/۷۸۱
۱۳۹۷	۰/۷۸۳	۰/۷۸۰	۰/۷۷۹	۰/۷۸۳	۰/۷۸۰	۰/۷۷۹
۱۳۹۸	۰/۷۷۳	۰/۷۷۱	۰/۷۶۹	۰/۷۷۳	۰/۷۷۱	۰/۷۶۹
۱۳۹۹	۰/۷۹۳	۰/۷۹۰	۰/۷۶۷	۰/۷۹۳	۰/۷۹۰	۰/۷۶۷
۱۴۰۰	۰/۸۰۶	۰/۸۰۴	۰/۷۶۱	۰/۸۰۶	۰/۸۰۴	۰/۷۶۱
۱۴۰۱	۰/۸۰۳	۰/۷۹۱	۰/۷۴۱	۰/۸۰۳	۰/۷۹۱	۰/۷۴۱
۱۴۰۲	۰/۷۹۱	۰/۷۷۴	۰/۷۱۹	۰/۷۹۱	۰/۷۷۴	۰/۷۱۹

منبع: یافته‌های مقاله

به دلیل اشکالاتی که در برآوردهای DEA شعاعی، استنتاج آماری را می‌توان از طریق تکنیک بوت‌استرپ انجام داد. برای اجرای روش بوت‌استرپ، آزمون استقلال انجام گرفت که نتایج در جدول ۳ آمده است. نتایج آزمون‌ها نشان می‌دهد در مدل کارایی ستانده محور، فرض استقلال در سطح معناداری ۵ درصد برای هیچ‌یک از فناوری‌ها رد نمی‌شود و فقط در سطح ۱۰ درصد برای فناوری بازدهی ثابت رد می‌شود. در مدل کارایی نهاده محور نیز، فرض استقلال در سطح معناداری ۵ درصد برای فناوری بازدهی متغیر و ثابت رد می‌شود. پس در ادامه نتایج بوت‌استرپ برای هر سه حالت همگن هموار، ناهمگن هموار و زیر نمونه‌گیری (ناهمگن) برای فناوری CRS ارائه شده است.

جدول ۳- مقادیر احتمال آزمون‌های ناپارامتریک استقلال

مدل مرزی	نوع بازدهی		
	ثابت (CRS)	غیر فزاینده (NIRS)	متغیر (VRS)
ستانده محور	۰/۰۶۷	۰/۲۰۰	۰/۲۲۵
نهاده محور	۰/۰۴۲	۰/۲۰۳	۰/۰۰۳

منبع: یافته‌های مقاله

فصلنامه مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار / دوره ۱۶ / شماره ۶۴ / پائیز ۱۴۰۴

علاوه بر نتایج نمرات کارایی فنی نهاده محور، هم‌چنین معیارهای کارایی فنی تصحیح‌شده تورش، آماره‌ای که تورش و واریانس بوت‌استرپ را مقایسه می‌کند و کرانه‌های پایین و بالای فاصله اطمینان ۹۵ درصد برای هر یک از سه نوع بوت‌استرپ نیز برآورد شده‌اند که در جدول ۴ این نتایج ارائه شده است.

جدول ۴- استنتاج آماری در خصوص کارایی فنی ستانده محور شعاعی با فرض CRS

شرکت	نمره کارایی*	بوت‌استرپ همگن هموار				بوت‌استرپ ناهمگن هموار				بوت‌استرپ زیر نمونه‌گیری (ناهمگن)			
		UB	LB	BV	BC	UB	LB	BV	BC	UB	LB	BV	BC
ایران خودرو	۰/۵۴	۰/۵۴	۰/۵۳	۷/۰۴	۰/۵۳	۰/۵۴	۰/۵۳	۵/۵۷	۰/۵۳	۰/۵۴	۰/۵۲	۰/۴۸	۰/۵۳
سایپا	۰/۶۷	۰/۶۷	۰/۶۶	۶/۰۷	۰/۶۶	۰/۶۷	۰/۶۶	۴/۹۱	۰/۶۶	۰/۶۷	۰/۶۴	۰/۴۷	۰/۶۶
بیمه دانا	۰/۷۷	۰/۷۷	۰/۷۶	۵/۷۴	۰/۷۷	۰/۷۷	۰/۷۷	۴/۵۹	۰/۷۷	۰/۷۷	۰/۷۴	۰/۴۶	۰/۷۷
بیمه البرز	۰/۷۵	۰/۷۵	۰/۷۴	۵/۱۴	۰/۷۵	۰/۷۵	۰/۷۴	۳/۶۹	۰/۷۵	۰/۷۵	۰/۷۲	۰/۴۳	۰/۷۴
پالایش نفت بندرعباس	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۷۱	۴/۶۶	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۷۱	۲/۶۰	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۶۸	۰/۴۲	۰/۷۱
پالایش نفت اصفهان	۰/۷۰	۰/۷۰	۰/۶۸	۴/۲۰	۰/۶۹	۰/۷۰	۰/۶۸	۰/۸۲	۰/۷۰	۰/۷۰	۰/۶۵	۰/۴۵	۰/۶۸
پالایش نفت تبریز	۰/۷۶	۰/۷۶	۰/۷۳	۴/۱۸	۰/۷۵	۰/۷۶	۰/۷۳	۰/۴۴	۰/۷۵	۰/۷۶	۰/۶۹	۰/۴۷	۰/۷۳
پالایش نفت لاوان	۰/۷۶	۰/۷۶	۰/۷۴	۴/۴۷	۰/۷۵	۰/۷۶	۰/۷۴	۱/۶۱	۰/۷۵	۰/۷۶	۰/۷۱	۰/۴۵	۰/۷۴
پالایش نفت شیراز	۰/۸	۰/۷۹	۰/۷۷	۴/۴۴	۰/۷۹	۰/۷۹	۰/۷۷	۱/۴۱	۰/۷۹	۰/۷۹	۰/۷۴	۰/۴۴	۰/۷۸
پالایش نفت تهران	۰/۷۵	۰/۷۵	۰/۷۴	۵/۰۲	۰/۷۵	۰/۷۵	۰/۷۴	۳/۳۸	۰/۷۵	۰/۷۵	۰/۷۲	۰/۴۳	۰/۷۴
فولاد خوزستان	۰/۷۱	۰/۷۱	۰/۷۰	۵/۶۰	۰/۷۰	۰/۷۱	۰/۷۰	۴/۳۹	۰/۷۰	۰/۷۱	۰/۶۸	۰/۴۶	۰/۷۰
فولاد مبارکه اصفهان	۰/۷۳	۰/۷۳	۰/۷۲	۶/۰۷	۰/۷۳	۰/۷۳	۰/۷۲	۵/۰۵	۰/۷۳	۰/۷۳	۰/۷۱	۰/۴۷	۰/۷۳
فولاد آلیاژی ایران	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۷۱	۴/۷۳	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۷۱	۲/۶۸	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۶۹	۰/۴۳	۰/۷۱
ملی صنایع مس ایران	۰/۷۰	۰/۷۰	۰/۶۹	۵/۳۵	۰/۷۰	۰/۷۰	۰/۶۹	۳/۹۸	۰/۷۰	۰/۷۰	۰/۶۸	۰/۴۵	۰/۷۰
ذوب آهن اصفهان	۰/۶۵	۰/۶۵	۰/۶۴	۶/۰۱	۰/۶۵	۰/۶۵	۰/۶۴	۵/۰۱	۰/۶۵	۰/۶۵	۰/۶۳	۰/۴۷	۰/۶۵
معدنی و صنعتی گل گهر	۰/۷۲	۰/۷۱	۰/۶۹	۴/۱۹	۰/۷۱	۰/۷۲	۰/۶۹	۰/۴۸	۰/۷۱	۰/۷۲	۰/۶۶	۰/۴۷	۰/۷۰
سیمان داراب	۰/۹۲	۰/۹۱	۴/۴۵	۰/۹۰	۰/۹۲	۰/۹۲	۰/۹۰	۱/۶۶	۰/۹۲	۰/۹۲	۰/۸۷	۰/۴۴	۰/۹۱
معدنی و صنعتی چادرملو	۰/۷۲	۰/۶۸	۶/۷۰	۰/۶۴	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۶۸	۱/۴۹	۰/۷۱	۰/۷۲	۰/۶۲	۰/۶۷	۰/۶۸
نیروترانس	۰/۹۹	۰/۹۰	۱۰/۱۸	۰/۸۴	۰/۹۸	۰/۹۹	۰/۹۱	۰/۹۵	۰/۹۷	۰/۹۹	۰/۸۲	۰/۶۱	۰/۹۱
ایران ترانسفو	۰/۸۱	۰/۸۱	۵/۴۶	۰/۸۰	۰/۸۱	۰/۸۱	۰/۸۰	۳/۷۲	۰/۸۱	۰/۸۱	۰/۷۷	۰/۴۵	۰/۸۰
پتروشیمی مارون	۰/۷۶	۰/۷۶	۴/۲۸	۰/۷۴	۰/۷۶	۰/۷۶	۰/۷۴	۰/۹۸	۰/۷۶	۰/۷۶	۰/۷۱	۰/۴۶	۰/۷۵
پتروشیمی جم	۰/۷۸	۰/۷۷	۴/۳۷	۰/۷۶	۰/۷۸	۰/۷۸	۰/۷۶	۱/۰۹	۰/۷۷	۰/۷۸	۰/۷۳	۰/۴۶	۰/۷۶
پتروشیمی خلیج فارس	۰/۹۴	۰/۹۴	۱۴/۹۵	۰/۹۳	۰/۹۴	۰/۹۴	۰/۹۳	۵/۲۴	۰/۹۴	۰/۹۴	۰/۹۱	۰/۳۸	۰/۹۴
پتروشیمی تندگویان	۰/۷۱	۰/۷۱	۴/۹۴	۰/۷۰	۰/۷۱	۰/۷۱	۰/۷۰	۳/۳۷	۰/۷۱	۰/۷۱	۰/۶۸	۰/۴۲	۰/۷۰

اثر ساختار مالکیت بر کارایی فنی... / عظیمی، فتح آبادی، تالانه، فروغ نژاد و غلام ابری

۰/۷۵	۰/۷۱	۰/۴۶	۰/۷۴		۰/۷۵	۰/۷۴	۱/۱۲	۰/۷۵		۰/۷۵	۰/۷۳	۴/۴۰	۰/۷۴		۰/۷۵	پتروشیمی پردیس
۰/۸۱	۰/۷۳	۰/۴۷	۰/۷۸		۰/۸۱	۰/۸۰	۰/۳۷	۰/۸۱		۰/۸۱	۰/۷۶	۴/۴۷	۰/۷۹		۰/۸۱	پتروشیمی پارس
۰/۷۸	۰/۶۹	۰/۵۴	۰/۷۴		۰/۷۸	۰/۷۵	۰/۷۹	۰/۷۷		۰/۷۸	۰/۷۱	۵/۱۶	۰/۷۵		۰/۷۸	پتروشیمی بوعلی سینا
۰/۷۶	۰/۷۱	۰/۴۵	۰/۷۴		۰/۷۶	۰/۷۵	۱/۲۳	۰/۷۵		۰/۷۶	۰/۷۴	۴/۳۵	۰/۷۵		۰/۷۶	پتروشیمی نوری
۰/۶۵	۰/۶۳	۰/۴۸	۰/۶۴		۰/۶۵	۰/۶۴	۵/۴۵	۰/۶۵		۰/۶۵	۰/۶۴	۶/۳۸	۰/۶۵		۰/۶۵	مخابرات ایران
۰/۹۴	۰/۸۸	۰/۴۴	۰/۹۲		۰/۹۴	۰/۹۳	۱/۵۰	۰/۹۳		۰/۹۴	۰/۹۲	۴/۳۹	۰/۹۳		۰/۹۴	مهندسی حمل و نقل پتروشیمی
۰/۷۹	۰/۷۶	۰/۴۸	۰/۷۸		۰/۷۹	۰/۷۸	۶/۲۳	۰/۷۸		۰/۷۹	۰/۷۸	۷/۸۵	۰/۷۸		۰/۷۹	کشتیرانی ایران
۲/۳۸	۱/۹۶	۵/۰۴	۲/۱۳		۰/۵۵	۰/۴۶	۸/۳۰	۰/۵۱		۰/۵۵	۰/۵۰	۸/۹۳	۰/۵۳		۰/۵۷	صادرات
۱/۶۵	۱/۲۸	۳/۴۱	۱/۴۳		۰/۸۳	۰/۶۰	۵/۲۶	۰/۷۱		۰/۸۴	۰/۶۴	۶/۴۸	۰/۷۳		۰/۸۶	پست بانک
۱/۸۶	۱/۵۲	۴/۶۵	۱/۶۵		۰/۷۶	۰/۵۹	۶/۶۹	۰/۶۷		۰/۷۸	۰/۶۳	۷/۲۷	۰/۷۰		۰/۷۲	تجارت
۱/۷۹	۱/۴۰	۳/۹۶	۱/۵۵		۰/۷۸	۰/۵۸	۶/۹۰	۰/۶۷		۰/۷۹	۰/۶۵	۷/۶۳	۰/۷۲		۰/۸۲	ملت
۱/۴۱	۱/۱۹	۲/۷۳	۱/۲۶		۰/۹۱	۰/۶۸	۶/۷۴	۰/۷۹		۰/۹۴	۰/۷۲	۵/۶۱	۰/۸۳		۰/۸۹	پاسارگاد

* نمره کارایی فنی ابتدایی نهاده محور 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

لازم به ذکر است تمامی بوت‌استرپ‌ها با ۱۰۰۰ بار تکرار انجام یافته‌اند. آماره BV در جدول ۴ 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. نتایج جدول ۴ نشان می‌دهد آماره BV تنها در بوت‌استرپ همگن هموار برای تمامی شرکت‌ها بزرگ‌تر از یک است و بنابراین می‌توان استنتاج آماری قابل اعتمادی داشت؛ به عبارت دیگر، در این بوت‌استرپ تخمین‌های معیارهای کارایی تصحیح شده تورش بزرگ‌تر هستند؛ و این بدان معناست که بوت‌استرپ همگن هموار تخمین‌های خوش‌بینانه‌تری از مرز بوت‌استرپ ارائه می‌دهد. نمرات کارایی فنی شعاعی تصحیح شده تورش در بوت‌استرپ همگن هموار بیان می‌دارد هیچ‌یک از این ۳۶ شرکت از کارایی فنی برخوردار نیستند. مشابه نتایج مرحله قبل، 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 هستند.

برآورد اثرات ساختار مالکیت بر کارایی فنی

با فرض ثابت بودن سایر عوامل مؤثر 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 می‌رود که کارایی شرکت‌ها کاهش پیدا کند و بالعکس. واقعیت این است که

سهامداران خرد تمایل دارند سود شرکت حداکثر گردد، درحالی که ممکن است مدیران حداکثرسازی اهدافی غیر از سود را ترجیح دهند (رایت و همکاران ۳۳، ۲۰۰۲). برای ارزیابی این موضوع، این مقاله از روش داده‌های پانل پویا برای برآورد اثر ساختار مالکیت بر کارایی فنی شرکت‌ها بهره می‌گیرد. در ادبیات اقتصادسنجی، مدل پانل پویا به‌قرار زیر است؛

$$y_{it} = \alpha y_{i,t-1} + \beta X_{it} + \tau_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (\text{رابطه ۷})$$

که در آن، y_{it} بیانگر متغیر وابسته، X_{it} بردار متغیرهای مستقل از جمله ساختار مالکیت، β بردار ضرایب، τ_t نشان‌دهنده اثرات ثابت زمان، μ_i بیانگر اثرات ثابت مقاطع و ε_{it} عبارت خطا است. متغیرهای مهم در تجزیه و تحلیل داده‌های تابلویی τ_t و μ_i هستند که به ترتیب عوامل مشاهده نشده‌ای را که در طول زمان و مقاطع ثابت هستند، کنترل می‌کنند. 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 دارایی‌ها (ROA) و بازدهی سرمایه (ROE) می‌باشد.

جدول ۵- اثر ساختار مالکیت بر کارایی فنی؛ اثرات ثابت مقاطع: کنترل‌شده؛ اثرات ثابت زمان:

کنترل نشده

متغیرهای مستقل	مدل (۱)	مدل (۲)	مدل (۳)
عرض از مبدا	۰/۰۴ (۰/۰۵)	۰/۰۷ (۰/۰۵)	۰/۰۷ (۰/۰۵)
کارایی با یک وقفه	۰/۸۷*** (۰/۰۶)	۰/۸۹*** (۰/۰۶)	۰/۸۹*** (۰/۰۶)
درصد مالکیت سهامدار دولتی	-۰/۰۵* (۰/۰۳)	-	-
درصد مالکیت سهامدار عمده	-	-۰/۰۴ (۰/۰۶)	-
درصد مالکیت سایر سهامداران	-	-	۰/۰۳ (۰/۰۳)
بازدهی دارایی‌ها (ROA)	۰/۰۰۰۵*** (۰/۰۰۰۲)	۰/۰۰۰۴* (۰/۰۰۰۲)	۰/۰۰۰۵*** (۰/۰۰۰۲)
بازدهی سرمایه (ROE)	۰/۰۰۰۱ (۰/۰۰۰۱)	۰/۰۰۰۱ (۰/۰۰۰۱)	۰/۰۰۰۱ (۰/۰۰۰۱)
آماره F (سطح معناداری)	۳۸/۴ (۰/۰۰۰)	۳۷/۹ (۰/۰۰۰)	۳۸/۰ (۰/۰۰۰)

اثر ساختار مالکیت بر کارایی فنی... / عظیمی، فتح‌آبادی، تالانه، فروغ‌نژاد و غلام‌ابری

۰/۸۹	۰/۸۹	۰/۸۹	ضریب تعیین (R^2)
۱/۹۱	۱/۹۱	۱/۹۳	آماره دوربین واتسون (D.W)
۲۱۶	۲۱۶	۲۱۶	تعداد مشاهدات
*، ** و *** به ترتیب معنادار در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد؛ اعداد داخل پرانتز خطای استاندارد هستند.			

منبع: یافته‌های مقاله

لازم به ذکر است با توجه به ماهیت کارایی فنی که برگرفته از ساختار تولید شرکت‌ها است، تمامی مدل‌ها به صورت پویا برآورد می‌گردد. بدین منظور متغیر کارایی فنی (متغیر وابسته) با یک وقفه به عنوان متغیر مستقل سمت راست قرار می‌گیرد. اطلاعات تمامی متغیرها از سایت کدال استخراج شده است. معادله ۷ با دو سناریو برآورد می‌شود. در سناریو نخست، متغیر μ_i کنترل می‌شود، اما متغیر τ_t کنترل نمی‌شود که به آن رگرسیون یک‌سویه گفته می‌شود (جدول ۵). در سناریوی دوم، هر دو گروه عوامل μ_i و τ_t کنترل می‌شوند که به عنوان اثر ثابت کامل یا رگرسیون دوسویه شناخته می‌شود (جدول ۶). در هر دو سناریو، متغیرهای ساختار مالکیت به ترتیب وارد مدل می‌شوند.

جدول ۶- اثر ساختار مالکیت بر کارایی فنی؛ اثرات ثابت مقاطع: کنترل‌شده؛ اثرات ثابت زمان:

کنترل‌شده

متغیرهای مستقل	مدل (۱)	مدل (۲)	مدل (۳)
عرض از مبدا	۰/۱۴*** (۰/۰۵)	۰/۱۴*** (۰/۰۵)	۰/۱۲*** (۰/۰۵)
کارایی با یک وقفه	۰/۷۹*** (۰/۰۶)	۰/۷۹*** (۰/۰۶)	۰/۷۹*** (۰/۰۶)
درصد مالکیت سهامدار دولتی	-۰/۰۳ (۰/۰۳)	-	-
درصد مالکیت سهامدار عمده	-	-۰/۰۴ (۰/۰۵)	-
درصد مالکیت سایر سهامداران	-	-	۰/۰۵* (۰/۰۳)
بازدهی دارایی‌ها (ROA)	۰/۰۰۱*** (۰/۰۰۰۲)	۰/۰۰۰۵*** (۰/۰۰۰۲)	۰/۰۰۰۵*** (۰/۰۰۰۲)
بازدهی سرمایه (ROE)	۰/۰۰۰۱ (۰/۰۰۰۱)	۰/۰۰۰۱ (۰/۰۰۰۱)	۰/۰۰۰۱ (۰/۰۰۰۱)
آماره F	۳۶/۴	۳۶/۳	۳۶/۷

(سطح معناداری)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)
ضریب تعیین (R^2)	۰/۹۱	۰/۹۱	۰/۹۱
آماره دوربین و واتسون (D.W)	۱/۹۴	۱/۹۴	۱/۹۲
تعداد مشاهدات	۲۱۶	۲۱۶	۲۱۶
*، ** و *** به ترتیب معنادار در سطح ۱۰، ۵ و ۱ 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 ۰/۸۹ بیشترین اثر را بر کارایی فنی دوره جاری دارد. هم‌چنین مدل (۱) نشان داد که متغیر درصد مالکیت سهامداران دولتی بر کارایی فنی اثر منفی و معنادار در سطح معنای ۱۰ درصد دارد؛ به عبارت دیگر با افزایش درصد مالکیت دولتی در این شرکت‌ها انتظار می‌رود که کارایی فنی آن‌ها کاهش یابد. در مدل (۲) متغیر درصد مالکیت سهامداران عمده اثر منفی اما غیر معنادار بر کارایی فنی شرکت‌ها دارد که با نتایج پدرسون و تامسون (۱۹۹۹) همسو است. در نهایت در مدل (۳) درصد مالکیت سایر سهامداران (سهامداران خرد) اثر مثبت اما غیر معنادار بر کارایی فنی شرکت‌ها دارد. هم‌چنین در تمامی مدل‌ها متغیر بازدهی دارایی‌ها (ROA) اثر مثبت و معنادار در سطح معنای ۵ درصد بر کارایی فنی دارد. متغیر بازدهی سرمایه (ROE) اثر مثبت اما غیر معنادار بر کارایی فنی دارد. نتایج سناریو دوم که در آن هم اثرات ثابت مقاطع و هم اثرات ثابت زمان کنترل شده است، در جدول ۷ آمده است. همانند نتایج سناریو نخست، متغیر کارایی فنی با یک وقفه اثر مثبت و معنادار در سطح معنای ۱ درصد بر کارایی فنی دارد.

در مدل (۱) متغیر درصد مالکیت سهامداران دولتی و در مدل (۲) متغیر درصد مالکیت سهامداران عمده اثر منفی اما غیر معنادار بر کارایی فنی شرکت‌ها مورد بررسی دارند؛ اما در مدل (۳) متغیر درصد مالکیت سایر سهامداران (سهامداران خرد) اثر مثبت و معنادار در سطح معنای ۱۰ درصد بر کارایی فنی دارد که مطابق انتظار نیز است (سیاتاک، ۲۰۱۱؛ پدرسون و تامسون، ۲۰۰۳؛ رایت و همکاران، ۲۰۰۲). هم‌چنین همانند سناریو نخست، در تمامی مدل‌ها متغیر بازدهی دارایی‌ها (ROA) اثر مثبت و معنادار در سطح معنای ۵ درصد بر کارایی فنی دارد. متغیر بازدهی سرمایه (ROE) اثر مثبت اما غیر معنادار بر کارایی فنی دارد.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

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

اثر ساختار مالکیت بر کارایی فنی... / عظیمی، فتح‌آبادی، تالانه، فروغ‌نژاد و غلام‌ابری

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. درواقع این باور وجود دارد که شرکت‌هایی که بهتر اداره می‌شوند در مقایسه با سایر شرکت‌ها از کارایی فنی بالاتری برخوردارند (بوزک و همکاران ۳۴، ۲۰۰۹) و از این منظر، مالکیت شرکت در توضیح کارایی فنی ضروری است (والهیر و هی ۳۵، ۲۰۲۰).

هدف این مقاله برآورد و ارزیابی کارایی فنی ۳۶ شرکت دولتی بورس اوراق بهادار در دوره ۱۴۰۲-۱۳۹۶ 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 نهاده محور بهره گرفته شد. نتایج این تخمین نشان داد هیچ از یک از این ۳۶ شرکت موردبررسی به‌طور متوسط در کل دوره از کارایی فنی برخوردار نبوده‌اند. متوسط کارایی فنی در دوره موردبررسی بر اساس فناوری بازدهی ثابت مقیاس حدود ۷۶ درصد می‌باشد که بیان می‌دارد این شرکت‌ها ۲۴ درصد با مرز کارایی فاصله دارند. در میان این ۳۶ شرکت، شرکت‌های پتروشیمی خلیج فارس، مهندسی حمل‌ونقل 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 (سهامداران 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 ۱۰ درصد دارد. این نتیجه با مقالات والهیر و هی (۲۰۲۰)، یاسر و مامون (۲۰۱۷) و سو و هی (۲۰۱۲) مطابقت دارد. هم‌چنین متغیر درصد مالکیت سهامداران عمده اثر منفی اما غیر معنادار بر کارایی فنی شرکت‌ها دارد که با نتایج پدرسون و تامسون (۱۹۹۹) همسو است. درنهایت درصد مالکیت سایر سهامداران (سهامداران خرد) اثر مثبت اما غیر معنادار 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 غیر معنادار بر کارایی فنی شرکت‌ها موردبررسی دارند؛ اما متغیر درصد مالکیت سایر سهامداران (سهامداران خرد) اثر مثبت و معنادار در سطح معنای ۱۰ درصد

بر کارایی فنی دارد که مطابق انتظار نیز است (سیاتاک، ۲۰۱۱؛ پدرسون و تامسون، ۲۰۰۳؛ رایت و همکاران، ۲۰۰۲). با توجه 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 قابل‌توجهی بر عملکرد کلی شرکت دارد، به‌ویژه برای شرکت‌های دولتی موردبررسی 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 هیئت‌مدیره را افزایش دهند و اهرم شرکت را کاهش دهند، زیرا این موارد به‌طور قابل‌توجهی بر کارایی فنی شرکت تأثیر می‌گذارند. علاوه بر این، شرکت‌ها نباید به‌سرعت 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 شرکت‌ها به‌جز قیمت و حجم و ارزش معاملات که به‌صورت 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 ۳۶ شرکت در دوره موردبررسی، تک‌تک داده‌ها را استخراج نماییم که زمان بسیار زیادی صرف این کار شد؛ بنابراین به نظر می‌رسد اگر شرکت‌ها اطلاعات خود را به‌صورت 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 مال‌کوئیست- 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.

اثر ساختار مالکیت بر کارایی فنی... / عظیمی، فتح‌آبادی، تالانه، فروغ‌نژاد و غلام‌ابری

منابع

- ۱) بدیعی، میلاد، ابراهیمی سروعلیا، محمدحسن و سرگلزایی، مصطفی. (۱۴۰۲). اثر ساختار مالکیت بر عملکرد مالی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران: رویکرد پانل پویا. چشم‌انداز مدیریت مالی. ۱۳(۴۲)، ۶۳-۹۰.
- ۲) جامعی، رضا و نجفی، قاسم. (۱۳۹۸). بررسی رابطه بین ساختار مالکیت و عملکرد مالی با تأکید بر مخارج تحقیق و توسعه در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. حسابداری و منافع اجتماعی. ۹(۱)، ۸۱-۱۰۰.
- ۳) خواجهی، شکراله، داداش، ناصر و رضایی، غلامرضا. (۱۳۹۳). رابطه ساختار سرمایه، ساختار مالکیت و عملکرد با استفاده از رویکرد تحلیل پوششی داده‌ها. پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی (پژوهشنامه حسابداری مالی و حسابرسی)، ۶(۲۳)، ۷۴-۵۵.
- ۴) خوشکار، فرزین، صفری‌خواه، محمدرضا و رنجبری شره جینی، سجاد. (۱۳۹۹). تأثیر ساختار مالکیت بر رابطه کیفیت اطلاعات مالی و کارایی سرمایه‌گذاری. چشم‌انداز حسابداری و مدیریت، ۳(۳۳)، ۱۶۲-۱۷۵.
- ۵) عبداللهی، فاطمه و حمیدی، الهام. (۱۳۹۸). نقش محافظه‌کاری حسابداری در رابطه بین ساختار مالکیت و عملکرد شرکت. پژوهش‌های کاربردی در گزارشگری مالی. ۲(۸)، ۲۳۵-۲۵۷.
- ۶) نمازی، محمد و ابراهیمی، شهلا. (۱۳۹۲). بررسی تأثیر ساختار مالکیت و ترکیب هیئت‌مدیره بر کارایی فنی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. دانش حسابداری، ۴(۱۲)، ۳۵-۵۷.
- 7) 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.
- 8) Church, J. R., & Ware, R. (2000). *Industrial organization: a strategic approach*. Homewood, IL: Irwin McGraw Hill.
- 9) Debreu, G. (1951). The coefficient of resource utilization. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 273-292.
- 10) Demsetz, H. (1983). The structure of ownership structure and the theory of the firm. *Journal of Law and Economics*, 26, 375-390.
- 11) Demsetz, H., & Lehn, K. (1985). The structure of corporate ownership structure: Causes and consequences. *Journal of Political Economy*, 93, 1155-1177.
- 12) Fama, E. F. (1980). Agency problems and the theory of the firm. *Journal of political economy*, 88(2), 288-307.

- 13) Fama, E. F., & Jensen, M.C. (1983). Separation of ownership and control. *Journal of Law and Economics*, 26, 301-325.
- 14) Färe, R. (1988). *Fundamentals of production theory* (Vol. 22). Berlin: Springer-Verlag.
- 15) Färe, R., & Primont, D. (1994). *Multi-Output Production and Duality: Theory and Applications: Theory and Applications*. Springer Science & Business Media.
- 16) Farrell, M. J. (1957). The measurement of productive efficiency. *Journal of the Royal Statistical Society Series A: Statistics in Society*, 120(3), 253-281.
- 17) 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.
- 18) 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.
- 19) Jensen, M.C. (1986). Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance, and Takeovers. *The American Economic Review*, 76 (2), 323–349.
- 20) 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.
- 21) Koopmans, T. C. (1951). An analysis of production as an efficient combination of activities. *Activity analysis of production and allocation*.
- 22) 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.
- 23) 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.
- 24) Morck, R., Shleifer, A., & Vishny, R. W. (1988). Management ownership and market valuation: An empirical analysis. *Journal of financial economics*, 20, 293-315.
- 25) 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.
- 26) 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.

- 27) Panda, B., & Bag, D. (2019). Does ownership structure affect firm performance in an emerging market? The Case of India. B Panda, D Bag.
- 28) Peng, P., & Zhu, X. (2024). Mixed-ownership reform and factor misallocation: Evidence from China. Plos one, 19(4), e0301034.
- 29) 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.
- 30) 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.
- 31) Shleifer, A., & Vishny, R. W. (2002). The grabbing hand: Government pathologies and their cures. Harvard University Press, Cambridge, MA.
- 32) Simar, L. & Wilson, P.W. (1998). Sensitivity analysis of efficiency scores: how to bootstrap in nonparametric frontier models. Manage. Sci., 44, 49-61.
- 33) Simar, L. & Wilson, P.W. (2000). A general methodology for bootstrapping in non-parametric frontier models. J. Appl. Stat., 27, 779-802.
- 34) Simar, L. & Wilson, P.W. (2002). Nonparametric tests of returns to scale. Eur. J. Oper. Res., 139, 115-132.
- 35) Smith, A. (1937). The wealth of nations: An inquiry into the nature and causes. New York: Modern Library.
- 36) Thien, N. H., Asif, J., Kweh, Q. L., & Ting, I. W. K. (2024). Firm efficiency and corporate performance: the moderating role of controlling shareholders. Benchmarking: An International Journal, 31(8), 2602-2623.
- 37) Walheer, B., & He, M. (2020). Technical efficiency and technology gap of the manufacturing industry in China: Does firm ownership matter? World Development, 127, 104769.

-
- 1 . Smith
 - 2 . Modigliani and Miller
 - 3 . Jensen and Meckling
 - 4 . Fama
 - 5 . Jensen
 - 6 . free riding problem
 - 7 . convergence-of-interest hypothesis
 - 8 . Thien et al
 - 9 . Hoang et al
 - 10 . Peng and Zhu
 - 11 . Shleifer & Vishny
 - 12 . Farrell
 - 13 . Koopmans
 - 14 . Debreu
 - 15 . Fare
 - 16 . Primont
 - 17 . Data envelopment analysis
 - 18 . Simar and Wilson
 - 19 . Rogova and Blinova
 - 20 . Othman et al
 - 21 . Church & Ware
 - 22 . Morck et al
 - 23 . Moskovich et al
 - 24 . Demsetz
 - 25 . Demsetz and Lehn
 - 26 . Iwasaki & Mizobata
 - 27 . Panda & Bag
 - 28 . Marinho & Araújo
 - 29 . free-disposal hull

۳۰. 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.

۳۱. 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.

- 32 . Russell measure
- 33 . Wright et al
- 34 . Bozec et al
- 35 . Walheer and He

The Effect of Ownership Structure on the Technical Efficiency of State-Owned Enterprises: DEA-Bootstrap and Dynamic Panel Data Approach

Masoumeh Azimi¹, Mehdi Fathabadi², Abdoreza Talaneh³, Heydar Forough Nejad⁴,
Amir Gholam Abri⁵

Receipt: 31/01/2025 Acceptance: 07/04/2025

Abstract

The objective of this paper is to estimate and evaluate the technical efficiency of 36 listed companies in which the state holds a share, and to assess the impact of ownership structure on efficiency for the period 2017-2023. To measure technical efficiency, two non-parametric methods were employed: radial (Debreu-Färell efficiency) and non-radial (Russell efficiency) under the assumptions of constant, decreasing, and variable returns to scale. Additionally, due to certain limitations in radial methods, bias-corrected technical efficiency was estimated using Data Envelopment Analysis with Bootstrap (DEA-Bootstrap). The technical efficiency estimation results revealed that none of the 36 companies under study achieved average technical efficiency over the entire period. The average technical efficiency based on the constant returns to scale technology was approximately 76%, indicating that these companies are 24% away from the efficiency frontier. Furthermore, the impact of ownership structure on the technical efficiency of these companies was estimated using a dynamic panel data approach in two scenarios, considering three forms of ownership: the percentage of state, major shareholders, and individual shareholders ownership. The first scenario results indicated that the state ownership had a negative and significant effect on technical efficiency at the 10% level, while the major shareholders ownership and the individual shareholders did not significantly affect technical efficiency. The second scenario results showed that both state ownership and major shareholders ownership had negative but non-significant effects on technical efficiency, while individual shareholders had a positive and significant effect on technical efficiency at the 10% level. Based on these findings, it is recommended that the state gradually reduce its ownership and allow companies to be managed more privately and independently.

Keywords:

DEA, Bootstrap, State Ownership, Technical Efficiency, Dynamic Panel

JEL Classification: G21, C14, C61

1-PhD Student, Department of Financial Engineering, Firouzkooh Branch, Islamic Azad University, Firouzkooh, Iran. masi_azimi1@yahoo.com

2-Assistant Professor, Department of Economics, Firouzkooh Branch, Islamic Azad University, Firouzkooh, Iran (Corresponding Author) mehdi_fa88@yahoo.com

3-Assistant Professor, Department of Accounting, Firouzkooh Branch, Islamic Azad University, Firouzkooh, Iran. unistpapers@yahoo.com

4-Assistant Professor, Department of Management, North Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran. foroughnejad@yahoo.com

5-Assistant Professor, Department of Mathematics, Firouzkooh Branch, Islamic Azad University, Firouzkooh, Iran. amir.gholamabri@iau.ac.ir