بررسی اثر مالکیت و مدیریت دولتی بر ناکارایی صنایع تولیدی در استان‌های مختلف ایران

راضیه غلامی | rgholami2008@gmail.com
دانشجوی کارشناسی‌ارشد برنامه‌ریزی سیستم‌های اقتصادی، دانشگاه ولی‌عصر(عج)، رفسنجان، ایران (نویسنده مسئول).

حسین مهرابی بشرآبادی | hmehrabi2000@gmail.com
استاد دانشکده اقتصاد کشاورزی، دانشگاه باهنر کرمان، ایران.

دریافت: ۱۳۹۴/۰۴/۳۱ | پذیرش: ۱۳۹۵/۰۷/۲۹

چکیده: بررسی کارایی بخش‌های مختلف اقتصادی به خصوص بخش صنعت، همچنین بررسی عوامل تاثیرگذار بر کارایی در این بخش، یکی از مهم‌ترین مباحث اقتصادی است. روش‌های مختلفی برای اندازه‌گیری کارایی فنی به‌کار می‌رود که یکی از آنها روش تحلیل تابع مرزی تصادفی است. در این روش با بهره‌گیری از فن‌های اقتصادسنجی، مرز کارایی تولید تخمین زده می‌شود و عملکرد بنگاه‌ها در مقایسه با این مرز کارایی سنجیده می‌گردد. در این پژوهش با استفاده از آمار و اطلاعات کارگاه‌های پنجاه نفر کارکن و بیشتر طی سال‌های ۱۳۷۳ تا ۱۳۹۰، توابع تولید مرزی تصادفی برای بخش صنعت و بر حسب استان‌های کشور برآورد شد و با استفاده از این توابع مرزی، میزان کارایی فنی به‌طور نسبی در هر یک از استان‌ها مشخص گردید. علاوه بر این، اثر نسبت مدیریت و نسبت مالکیت دولتی و همچنین تعداد بنگاه‌های فعال به‌عنوان سه متغیر محیطی اثرگذار بر ناکارایی این صنایع در استان‌های کشور بررسی گردید. به این ترتیب تصویری مقایسه‌ای از کارایی فنی و عوامل موثر بر ناکارایی در کشور به‌دست آمد. نتایج پژوهش نشان داد میانگین کارایی فنی برآورد شده ۷۹/۵۶ درصد بوده و استان‌های تهران دارای بیشترین و کهگیلویه و بویراحمد دارای کمترین میانگین کارایی فنی هستند. عامل مدیریت دولتی اثر منفی و دو عامل مالکیت دولتی و تعداد بنگاه‌ها اثر مثبتی بر کارایی فنی این صنایع داشته است.

کلیدواژه‌ها: تحلیل تابع مرزی تصادفی، صنایع پنجاه نفر کارکن و بیشتر، کارایی فنی، مالکیت، مدیریت.

طبقه‌بندی JEL: O14, L11, Z21.

فصلنامه علمی - پژوهشی برنامه‌ریزی و بودجه
شاپا (چاپی) ۲۲۵۱-۹۰۹۲ | نمایه در ISC
سال بیستم و یکم | شماره ۲ | تابستان ۱۳۹۵ | ص ص ۱۵۶-۱۳۳

مقدمه

با توجه به جمعیت روزافزون جهان و محدود بودن امکانات حتی برای کشورهای صنعتی پیشرفته استفاده بهینه از امکانات موجود راهی برتر به‌منظور افزایش تولید کالاها و خدمات و در نتیجه افزایش رفاه جامعه بشری تلقی می‌گردد (امامی‌میبدی، ۱۳۷۹). در ایران نیز علاوه بر اینکه این کشور از جمعیت به طور نسبی زیاد برخوردار است، سیاست‌های چند سال گذشته و سال‌های آتی با تاکید بر افزایش جمعیت، خود موجب افزایش تقاضا در آینده می‌گردد. از طرفی با افزایش روزافزون سطح انتظارها و توقعات مردم، نیازهای فردی و اجتماعی به‌طور گسترده‌ای رو به افزایش است. بنابراین با توجه به محدودیت منابع، باید به دنبال راهکارهای رفع این مشکل بود که یکی از این راهکارها، افزایش کارایی و بهره‌وری در صنایع تولیدی کشور است.

در ایران سیاست‌ها و قوانینی در جهت رفع مشکلات صنایع تولیدی نیز عنوان و تدوین شده، از جمله می‌توان به سیاست‌های ذکر شده در اصل ۴۴ قانون اساسی و قانون برنامه پنجم توسعه کشور اشاره نمود. در قوانین مربوط به اصل ۴۴، ارتقاء کارایی بنگاه‌های اقتصادی و بهره‌وری منابع مادی، انسانی و فناوری به‌عنوان یکی از مؤلفه‌های ذکر شده به‌منظور شتاب بخشیدن به رشد اقتصاد ملی، مورد تاکید قرار گرفته است. علاوه بر این افزایش سهم بخش خصوصی و تعاونی در اقتصاد ملی و کاستن بار مالی و مدیریتی دولت به‌عنوان مؤلفه دیگری در این قانون مورد توجه قرار گرفته است.

رویکرد اصلی برنامه ۵ ساله پنجم توسعه که جهت‌گیری‌های کلی کشور در بخش‌های اقتصادی، اجتماعی، سیاسی و فرهنگی را مشخص می‌کند، «پیشرفت توأم با عدالت» است. بدین منظور به نقش‌آفرینی بیشتر بخش خصوصی و تعاونی در فعالیت‌های اقتصادی و اتخاذ سیاست‌های انگیزشی دولت از بخش‌های غیردولتی تأکید شده است. در برنامه پنجم توسعه، اهداف زیر در ارتباط با بخش صنعت و معدن کشور را می‌توان احصا نمود: ارتقاء کارایی بنگاه‌های اقتصادی و بهره‌وری منابع مادی، انسانی و فناوری؛ افزایش رقابت‌پذیری در اقتصاد ملی؛ افزایش سهم بخش‌های خصوصی و تعاونی در فعالیت‌های اقتصادی و اقتصاد ملی؛ و شتاب بخشیدن به رشد اقتصاد ملی (قربان‌زاده‌کریمی و همکاران،۱۳۹۰)

بنابراین با توجه به اینکه در کشور ما افزایش کارایی و بهره‌وری بنگاه‌ها و توان رقابت‌پذیری و همچنین توسعه اقتصادی و اجرای عدالت، در افزایش سهم خصوصی و تعاونی مالکیت و مدیریت بنگاه‌های تولیدی دیده شده، بررسی تأثیر مالکیت و مدیریت دولتی بر کارایی و بهره‌وری صنایع تولیدی می‌تواند به‌عنوان گامی مهم و تعیین‌کننده در کارایی این سیاست‌ها باشد. در پژوهش حاضر به بررسی اثر دو متغیر وضعیت مالکیت و نحوه مدیریت بر کارایی نسبی بنگاه‌های پنجاه نفر کارکن و

بیشتر پرداخته می‌شود که مقایسه‌ای منطقه‌ای در بین استان‌های مختلف کشور از نظر کارایی و تأثیر مدیریت و مالکیت دولتی بر کارایی این صنایع است.

لازم به ذکر است به دلیل وجود محدودیت‌های آماری، در این مقاله صنایع کشور به تفکیک نوع مالکیت در نظر گرفته نشده‌اند. به‌عبارت دیگر کارایی فنی برای تمامی بنگاه‌های صنعتی فعال در زیربخش‌های عمده صنعت، بدون توجه به عمومی یا خصوصی بودن آنها محاسبه شده است. برآورد میزان کارایی فنی صنایع کشور بدون تفکیک مالکیتی، می‌تواند با انتقاداتی منطقی همراه باشد که دلیل این امر وجود محدودیت‌های آماری بوده است (فریور، ۱۳۸۲). اما این مطالعه با بررسی و شناخت مفهوم کارایی در صنایع کشور به تفکیک استان، می‌تواند زمینه‌ای را برای تدوین بخشی از راهبردهای صنعت فراهم کند و تدوین راهبرد صنعتی نیازمند شناسایی کارایی فرآیندهای تولید در هر یک از مناطق مختلف کشور و مقایسه نسبی آنها خواهد بود. این مطالعه با معرفی و کاربرد روش برآورد مرز تصادفی تولید و محاسبه میزان کارایی فنی و ملحوظ داشتن اثر نسبت مالکیت و مدیریت دولتی بر کارایی فنی این صنایع در استان‌های کشور، ابزاری مناسب جهت شناخت مزیت‌های نسبی صنایع پنجاه نفر کارکن در مناطق مختلف کشور خواهد بود.

پیشینه پژوهش

تاکنون پژوهش‌های زیادی در رابطه با انواع کارایی و به ویژه کارایی فنی در صنایع مختلف انجام شده است که از آن جمله می‌توان به موارد زیر اشاره کرد.

الینگ و لونن[1] (۲۰۱۰) با بهره‌گیری از روش تحلیل فراگیر داده‌ها و تخمین تابع تصادفی مرزی، کارایی صنعت بیمه جهانی را طی سال‌های ۲۰۰۶-۲۰۰۲ اندازه‌گیری کردند. آنها در این مطالعه ۶۴۶۲ بیمه از ۳۶ کشور را مورد تجزیه و تحلیل قرار دادند و دریافتند که در بازار این صنعت کارایی فنی و کارایی هزینه از رشد ثابتی در این دوره برخوردار بوده است. علاوه بر این، کشورهای دانمارک و ژاپن دارای بالاترین و فیلیپین دارای پایین‌ترین میانگین کارایی بودند. یانگ[2] و همکاران (۲۰۱۳) به‌منظور بررسی اثر سرمایه‌گذاری خارجی[3] بر کارایی فنی صنایع تولیدی تایوان، از روش تحلیل تابع مرزی تصادفی استفاده نمودند. در این مقاله صنایع تولیدی این کشور در دوره ۱۹۸۷ تا ۲۰۰۰ بررسی شد و نتایج حاکی از آن بود که پیشرفت‌های فناوری و کارایی فنی شرکت‌های تولیدی تایوان همبستگی

1. Eling & Luhnen
2. Yang
3. Outward Foreign Direct Investment (OFDI)

مثبتی با فعالیت سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی آنها دارد. در پژوهشی دیگر ژو[1] و همکاران (۲۰۱۱) به بررسی کارایی فنی ۳۰ استان چین در دوره پس از اصلاحات در این کشور پرداختند. آنها کارایی فنی در دوره ۲۰۰۸-۱۹۸۵ را از طریق روش‌های پارامتریک و ناپارامتریک و شبه پارامتریک محاسبه نمودند که نتایج نشان داد میانگین کشش تولیدی نیروی کار از کشش سرمایه و سرمایه انسانی بیشتر است. تخمین ناپارامتریک نشان داد که میانگین کارایی فنی در چین در اواسط دهه ۱۹۸۰ کاهش داشته، اما از سال ۱۹۹۲ افزایش یافته است. تخمین روش تابیت نیز تفاوت‌های منطقه‌ای در چین را نشان داد.

لین و لانگ[2] (۲۰۱۴) با موضوع تحلیل تصادفی مرزی کارایی انرژی صنایع شیمیایی در چین، به محاسبه بهره‌وری انرژی و پتانسیل ذخیره انرژی در دوره ۲۰۱۱- ۲۰۰۵ با فرض تابع تولید ترانسلوگ در این صنعت پرداختند. نتایج نشان داد که قیمت انرژی و مقیاس شرکت‌ها موجب بهبودی بهره‌وری انرژی هستند، درحالی‌که ساختار مالکیت دارای اثری مخالف بود.

هو و هونما[3] (۲۰۱۴) کارایی انرژی کل عوامل را برای ۱۰صنعت و در ۱۴کشور توسعه‌یافته از بین کشورهای OECD برای دوره زمانی ۲۰۰۵-۱۹۹۵ با استفاده از روش تحلیل مرزی تصادفی (SFA) تخمین زدند. نتایج این پژوهش نشان داد که بیش از نیمی از صنایع مورد بررسی، تغییرات ناچیزی در روند ناکارایی دارند. اگرچه صنایع ساخت و ساز، کاغذ و نساجی افزایش قابل توجهی در ناکارایی داشته‌اند و صنعت فلزات، تنها صنعتی بود که کاهش در روند ناکارایی را تجربه کرده است.

شریف‌آزاده و بصیرت (۱۳۹۲) به‌منظور برآورد کارایی فنی صنعت لوله‌های گاز و نفت ایران از روش تابع مرزی تصادفی استفاده کردند. نتایج این پژوهش نشان داد که برای تابع تولید صنعت لوله‌سازی، فرم کاب‌داگلاس بهتر می‌تواند تابع تولید را توضیح دهد. همچنین میانگین کارایی فنی صنعت لوله‌های گاز و نفت از ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۹ افزایش یافته است. دلیل این افزایش کارایی فنی نیز، افزایش قیمت نفت و به تبع آن افزایش سرمایه‌گذاری در صنعت گاز و نفت و نیاز به لوله‌های انتقال ذکر شده بود. ابریشمی و نیاکان (۱۳۸۹) نیز با استفاده از روش تحلیل مرزی تصادفی، کارایی فنی و عوامل موثر بر آن را برای ۴۰ نیروگاه حرارتی برق ایران برای سال‌های ۱۳۸۵-۱۳۸۲ بررسی کردند و سپس با کارایی فنی نیروگاه‌های حرارتی ۲۲ کشور در حال توسعه مقایسه کردند. میانگین کارایی فنی نیروگاه‌های حرارتی کشور برابر ۰/۹۳ محاسبه شد و بالاترین کارایی فنی متعلق به نیروگاه‌های سیکل ترکیبی با سوخت گاز و میانگین کارایی فنی ۲۲ کشور در حال توسعه بین سال‌های ۲۰۰۶-۲۰۰۳، ۹۱/۷ ارزیابی گردید.

1. Zhou
2. Lin & Long
3. Hua & Honma

حسینی و سوری (۱۳۸۶) با استفاده از آمار و اطلاعات بانک‌های دولتی، تجاری و تخصصی برای دوره زمانی ۱۳۸۱-۱۳۷۴ کارایی صنایع بانکداری در ایران را اندازه‌گیری نمودند. آنها در این پژوهش از روش پارامتریک و به‌کارگیری تابع هزینه ترانسلوگ، کارایی بانک‌های یاد شده را برآورد کردند. نتایج این پژوهش بیانگر آن بود که کارایی صنعت بانکداری در ایران ۸۷/۷۶ و کارایی بانک‌ها با تخصصی شدن آنها، تعداد شعب و زمان، رابطه مثبت و با اندازه بانک، رابطه منفی دارد. حسینی و همکاران (۱۳۸۸) در پژوهشی دیگر نیز به بررسی این موضوع برای ۲۸ سرپرستی پست بانک در استان‌های مختلف کشور برای دوره زمانی ۱۳۸۴-۱۳۷۸ با استفاده از روش SFA و فرم خطی ـ لگاریتمی تابع هزینه مرزی تصادفی پرداختند. در بررسی‌ها کارایی پست بانک ایران ۶۰ درصد محاسبه شد. استان تهران کمترین کارایی و استان چهارمحال و بختیاری بیشترین کارایی را داشتند. همچنین کارایی سرپرستی‌ها با اندازه پست بانک، تعداد پرسنل، تعداد شعب و زمان رابطه منفی و با درآمد کل پست بانک رابطه مثبت داشت.

فلاحی و احمدی (۱۳۸۵) کارایی هزینه شرکت‌های توزیع برق استان خراسان را برای دوره زمانی ۱۳۸۱-۱۳۷۲ در چارچوب الگوی مرزی بتیس و کوئلی[1] (۱۹۹۲) برآورد نموده‌اند. آنها بیان داشتند، ضریب بار و تراکم مشترکین، رابطه‌ای منفی با هزینه‌های توزیع شرکت‌های برق در این استان دارد و حجم الکتریسیته تحویلی به مشترکین دارای رابطه‌ای مثبت با این هزینه است.

مرور پژوهش‌های فوق بیانگر آن است که زیربخش‌ها و محصولات مختلف صنعتی یکی از عرصه‌هایی است که کارایی در آن به شکل علمی و جدی دنبال می‌گردد. با توجه به اینکه در کشور ما افزایش کارایی و بهره‌وری بنگاه‌ها و توان رقابت‌پذیری و همچنین توسعه اقتصادی و اجرای عدالت، در افزایش سهم خصوصی و تعاونی مالکیت و مدیریت بنگاه‌های تولیدی دیده شده، بررسی تأثیر مالکیت و مدیریت دولتی بر کارایی و بهره‌وری صنایع تولیدی می‌تواند به‌عنوان گامی مهم و تعیین‌کننده در کارایی این سیاست‌ها باشد. همچنین، این مطالعه با بررسی و شناخت مفهوم کارایی نسبی در صنایع کشور به تفکیک استان، می‌تواند زمینه‌ای را برای تدوین بخشی از راهبردهای صنعت فراهم کند. به طبع تدوین راهبرد صنعتی نیازمند شناسایی کارایی فرآیندهای تولید در فعالیت‌های صنعتی و مقایسه نسبی آنها خواهد بود. این مطالعه با معرفی و کاربرد روش برآورد مرز تصادفی تولید و محاسبه میزان کارایی فنی و ملحوظ داشتن اثر نسبت مالکیت دولتی و مدیریت عمومی و تعداد شرکت‌های فعال بر کارایی فنی این صنایع در استان‌های کشور، ابزاری مناسب جهت شناخت مزیت‌های نسبی

1. Battese & Coelli

صنایع پنجاه نفر کارکن در مناطق مختلف کشور خواهد بود. لازم به توضیح است که مدل انتخابی، بر اساس کار بتیس و کوئلی (۱۹۹۵) خواهد بود که مزیت آن نسبت به سایر روش‌های مورد استفاده در امر اندازه‌گیری کارایی، حضور اجزای أخلال است. در نظر نگرفتن اجزای أخلال در اندازه‌گیری کارایی موجب می‌گردد که تمام انحرافات صورت گرفته، به اشتباه ناشی از عدم کارایی در نظر گرفته شود.

روش پژوهش

مواد و روش‌ها

این قسمت شامل توضیحاتی درباره داده‌های به‌کار رفته و چارچوب تحلیل در پژوهش است که به‌ترتیب در قسمت‌های الف و ب مورد بررسی قرار می‌گیرد.

الف: داده‌ها

در این پژوهش، کارایی بنگاه‌های پنجاه نفر کارکن و عوامل موثر بر آنها در استان‌های ایران و با استفاده از داده‌های تابلویی ۲۵ استان کشور شامل آذربایجان شرقی، آذربایجان غربی، اردبیل، اصفهان، ایلام، بوشهر، تهران، چهارمحال و بختیاری، خراسان، خوزستان، زنجان، سمنان، سیستان و بلوچستان، فارس، کردستان، کرمان، کرمانشاه، کهگیلویه و بویراحمد، گیلان، لرستان، مازندران، مرکزی، هرمزگان، همدان و یزد برای دوره زمانی ۱۳۹۰-۱۳۷۳ برآورد شد. شایان ذکر است که استان‌های در نظر گرفته شده بر اساس تقسیم‌بندی کشوری در سال ۱۳۷۳ مورد مطالعه قرار گرفته‌اند. بر اساس این تقسیم‌بندی، استان تهران شامل تهران، البرز، قزوین و قم، استان مازندران شامل مازندران و گلستان و استان خراسان شامل خراسان‌های رضوی، شمالی و جنوبی است. روش گردآوری اطلاعات و داده‌ها، روش مطالعه اسنادی و کتابخانه‌ای است و برای جمع‌آوری اطلاعات مربوط به استان‌های مختلف از گزارش‌های مرکز آمار ایران و بانک مرکزی استفاده شده است. علاوه بر این، داده‌های مورد استفاده فقط به تفکیک استان و نه تفکیک صنایع مختلف تولیدی است. البته از لحاظ روش‌شناسی علم اقتصاد، داده‌های کلی کلان حاوی اطلاعات دقیق و معتبری در مقایسه با داده‌های خرد نبوده و بنابراین باید در خصوص تحلیل‌هایی که بر اساس این متغیرها صورت می‌گیرند با احتیاط بیشتری عمل شود (فریور، ۱۳۸۲). ولی با این وجود در مطالعه حاضر به‌دلیل عدم دسترسی به آمار و اطلاعات خرد کارگاه‌های صنعتی، از داده‌های کلی (تجمعی) مربوط به فعالیت‌های صنعتی دارای پنجاه نفر کارکن و بیشتر استفاده شد. لازم به توضیح است که برای محاسبه مقدار سوخت مصرفی صنایع، با توجه به اینکه در صنایع، سوخت‌های مختلفی

مورد استفاده قرار می‌گیرد، محتوای انرژی سوخت‌های مصرفی از واحدهای مختلفی چون هزار لیتر و هزار مترمکعب به یک واحد مشترک تراژول تبدیل شد.

این تبدیل‌ها بر اساس فرمول‌های در دسترس[1] در مورد انرژی درونی هر کدام از این سوخت‌ها، محاسبه گردیده است. به طور مثال نمونه محاسبه شده، مقدار گاز مصرفی (که بر حسب هزار مترمکعب در اختیار است) به صورت زیر تبدیل به تراژول گاز طبیعی مصرفی شده است:

مترمکعب گاز طبیعی مصرفی = هزار متر مکعب گاز طبیعی مصرفی * ۱۰۰۰

تراژول گاز طبیعی مصرفی= * مترمکعب گاز طبیعی مصرفی (تراژول/مترمکعب گاز طبیعی)

همچنین به‌دلیل در اختیار نداشتن متغیر سرمایه، متغیر سرمایه‌گذاری بر اساس تعریف مرکز آمار و با استفاده از داده‌های در دسترس از این مرکز محاسبه گردید. طبق تعریف مرکز آمار سرمایه‌گذاری عبارت از تغییرات ایجاد شده در ارزش اموال سرمایه‌ای (ارزش خرید یا تحصیل و هزینه تعمیرات اساسی منهای ارزش فروش یا انتقال اموال سرمایه‌ای) طی دوره آماری است. برای حذف اثر تورم بر این متغیر، سال ۱۳۸۳ به‌عنوان سال پایه برای محاسبه این متغیر به قیمت‌های ثابت در نظر گرفته شد. در کوتاه‌مدت و مقطعی، به طور قطع سرمایه‌گذاری نمی‌تواند پراکسی خوبی برای سرمایه باشد، اما در بلندمدت می‌توان آن را پراکسی خوبی برای سرمایه دانست. بنابراین در مطالعه حاضر، متغیر سرمایه‌گذاری به‌عنوان یک نهاده در تابع تولید لحاظ شده است. علاوه بر این در توجیه این جایگزینی باید متذکر شد که روش‌های مختلفی برای محاسبه میزان موجودی سرمایه از متغیر سرمایه‌گذاری در ایران مورد استفاده قرار گرفته‌اند که با وجود فرضیه‌ها و ویژگی خاصی که هر روش داراست، در عمل هیچکدام تناسب لازم را برای استخراج میزان سرمایه از متغیر سرمایه‌گذاری در این صنایع (با توجه به آمار کلی در دسترس صنایع پنجاه نفر کارکن) نداشته است. در روشی که کلانتری و عرب‌مازار (۱۳۷۱) انجام داده‌اند و همچنین روش معرفی شده توسط آلبرت بغزیان فرض تلویحی آن است که واحدهای پولی سرمایه‌گذاری در هر دوره، در انتهای دوره مورد نظر به بهره‌برداری می‌رسد، یعنی به موجودی سرمایه تبدیل می‌شود، درحالی‌که برخی از اقلام سرمایه‌گذاری پس از چند سال به بهره‌برداری می رسد. همچنین در روش دیگر به نام PIM[2] که توسط سازمان ملل متحد پیشنهاد گردیده، لازم است از ابتدا عمر مفید کالاهای سرمایه‌ای مشخص باشد. حال آنکه با توجه به تنوع ماشین‌آلات، تأسیسات و ساختمان‌ها و کمبود اطلاعات، تعیین عمر مفید کالاهای سرمایه‌ای در

1. http://www.natural-gas.com.au
2. Perpetual Inventory Method

هر یک از بخش‌های اقتصادی و برای صنایع پنجاه نفر کارکن در استان‌های کشور، با مشکل‌های فراوانی همراه است. بنابراین امکان تخمین دقیق موجودی سرمایه برای این سال‌ها وجود ندارد. عدم دسترسی به داده‌های حجم سرمایه، موجب شده است که برآورد تابع تولید در اقتصادسنجی با مشکل‌های زیادی مواجه باشد، در نتیجه بسیاری از پژوهش‌ها تلاش کرده‌اند از متغیرهای جایگزین دیگری به جای حجم سرمایه در تابع تولید استفاده کنند. به‌عنوان مثال می‌توان به مطالعه بارو[1] (۱۹۹۱) اشاره کرد که نرخ سرمایه‌گذاری ناخالص را به‌عنوان یک متغیر جایگزین برای تشکیل سرمایه مورد استفاده قرار داد. از طرفی متغیر سرمایه‌گذاری به تنهایی می‌تواند در بلندمدت و یک استان از عوامل اصلی و محرک رشد تولید در این صنایع باشد، بنابراین نهاده‌ای اصلی قلمداد می‌گردد.

به‌طور کلی علاوه بر دو نهاده نیروی کار و سرمایه که در تئوری‌ها به‌عنوان نهاده‌های اصلی مورد طرح هستند، دو نهاده مواد خام و لوازم بسته‌بندی و همچنین میزان سوخت‌های مصرفی در این صنایع، ارقام نسبتاً بالایی را در سطح استان‌ها به خود اختصاص داده‌اند و نسبت آنها به میزان تولید رقم قابل توجهی بوده، بنابراین از عوامل اصلی در رشد تولید هستند.

ب: چارچوب تحلیل

اساس کار این پژوهش بر اندازه‌گیری کارایی فنی استوار است. به طور اصولی معرفی انواع و روش اندازه‌گیری کارایی از طریق عملی، بر اساس روش فارل[2] (۱۹۵۷) صورت گرفته است. از نظر فارل مناسب‌تر است عملکرد یک بنگاه با عملکرد بهترین بنگاه‌های موجود در آن صنعت مورد مقایسه قرار گیرد. این روش در بر دارنده مفاهیم تابع تولید مرزی است که به‌عنوان شاخصی برای اندازه‌گیری کارایی نسبی به‌کار می‌رود (امامی‌میبدی، ۱۳۷۹). روش تحلیل مرزی تصادفی و روش تحلیل پوششی داده‌ها، دو روش متفاوت برای به‌دست آوردن منحنی هم‌مقداری تولید و یا تابع مرزی مورد نیاز در اندازه‌گیری کارایی هستند. روش تحلیل پوششی داده‌ها از برنامه‌ریزی خطی استفاده می‌کند، درحالی‌که روش تحلیل مرزی تصادفی از مدل‌های اقتصادسنجی استفاده می‌نماید.

روش‌های تحلیل مرزی تصادفی قادر هستند که خطای حاصل از اثرات تصادفی (پارازیتی) را از اثرات ناشی از ناکارایی تشخیص دهند. مدل‌های اولیه این روش‌ها بعد از ایگنر و چاو[3] (۱۹۶۸) به وسیله آیگنر و همکاران[4] (۱۹۷۷) و میوسن و واندن بروک[5] (۱۹۷۷) توسعه داده شد. این مدل‌ها سپس

1. Barro
2. Farrell
3. Aigner, Chu
4. Aigner *et al*.
5. Meeusen & Van Den Broeck

به وسیله استیونسون[1] (۱۹۸۰)، پیت و لی[2] (۱۹۸۱) جاندرو[3] و همکاران (۱۹۸۲)، جاج[4] و همکاران (۱۹۸۵)، گرین[5] (۱۹۹۰)، بتیس و کوئلی (۱۹۹۲ و ۱۹۹۵) بهبود داده شد. در بین مدل‌هایی که تاکنون در زمینه اندازه‌گیری کارایی نسبی بر اساس روش تحلیل مرزی تصادفی ارایه گردیده است، مدل‌هایی ارایه شده که علاوه بر اندازه‌گیری کارایی امکان محاسبه و بررسی اثرات متغیرهای محیطی بر کارایی در آنها لحاظ گردیده است. از جمله متغیرهای محیطی غیرتصادفی که می‌تواند بر روند تولید تأثیر بگذارد، می‌توان به نحوه مدیریت، مقررات دولتی، نوع مالکیت شرکت، عمر، نیروی کار و غیره اشاره نمود.

پیت و لی (۱۹۸۱) رابطه بین متغیرهای محیطی و کارایی فنی پیش‌بینی شده را با استفاده از رویکرد دو مرحله‌ای بیان داشتند. مرحله اول شامل تخمین مدل مرزی تصادفی متعارف با حذف متغیرهای محیطی و مرحله دوم شامل رگرس کردن کارایی‌های فنی پیش‌بینی شده بر روی متغیرهای محیطی است. عدم وارد کردن متغیرهای محیطی در مرحله اول منجر به تخمین‌زننده‌های تورش‌دار در مورد پارامترهای قسمت قطعی مرز تولید و همچنین منجر به پیش‌بینی‌های تورش‌دار کارایی فنی می‌گردد.

روش دیگر برای بررسی اثر متغیرهای محیطی آن است که امکان داد آنها به طور مستقیم بر جزء تصادفی مرز تولید موثر باشند. کومبهاکار[6] و همکاران (۱۹۹۱) با فرض وجود روابط (۱) این روش را بیان نمودند.

$$\ln(q_i)=\acute{X}_1\,\beta+ V_i- U_i$$
$$U_i \sim N^{+}(\acute{Z}_i\gamma,\sigma_u^2) \qquad (1)$$

q_i بردار محصول، $\acute{X}_i$ بردار نهاده و β پارامتری است که باید تخمین زده شود. همچنین در مدل فوق $\acute{Z}_i$ برداری از متغیرهای محیطی و γ برداری از پارامترهای نامعلوم، V_i جزء أخلال و U_i اثر ناکارایی بر مدل است.

روش دیگر برخورد با متغیرهای محیطی توسط ریفشنایدر و استیونسون[7] (۱۹۹۱) به ادبیات این موضوع اضافه شد. آنها با فرض (۲) مدل مرزی متعارف (منظور همان معادله شماره (۱)) را بررسی کردند.

$$U_i = g(Z_i)+\varepsilon_i \qquad (2)$$

1. Stevenson
2. Pitt & Lee
3. Jondrow
4. Judge
5. Greene
6. Kumbhakar
7. Reifschneider & Stevenson

در بین همه این مدل‌ها، مدل بتیس و کوئلی (۱۹۹۵) مدلی است که علاوه بر امکان محاسبه اثر متغیرهای محیطی، برای حالت داده‌های پنل تعمیم‌یافته است. با توجه به ماهیت داده‌های پژوهش و بررسی متغیرهایی محیطی بر کارایی در آن، مدل انتخابی پژوهش، بتیس و کوئلی (۱۹۹۵) است که در ادامه به آن پرداخته شده است.

مدل بتیس و کوئلی (۱۹۹۳ و ۱۹۹۵)

بتیس و کوئلی در مدل خود در سال ۱۹۹۳ با تخمین یک تابع تولید مرزی تصادفی بر اساس داده‌های پانل و مقید به این فرض که متغیرهای تصادفی دارای توزیع نرمال ناقص هستند و به‌طور منقطع در طی زمان تغییر می‌کنند، مدل تحلیل مرزی تصادفی را کامل‌تر نمودند. آنها این مدل را به صورت رابطه (۳) تعریف نمودند.

$$Y_{it} = X_{it}\beta + (V_{it} - U_{it}) \qquad i=1,...,N \quad t=1,...,T \qquad (۳)$$

که Y_{it} تولید بنگاه iام در زمان tام، X_{it} برداری k×1 از نهاده‌ی بنگاه iام در زمان tام و β پارامتر نامعلوم است. V_{it} که متغیری تصادفی است و دارای توزیع شماره (۴) است:

$$V_{it} \sim iid\ N\ (0,\sigma_V^2) \qquad (۴)$$

و U_{it} متغیر تصادفی مستقل غیرمنفی و بیانگر ناکارایی فنی در تولید است و فرض شده که دارای توزیع نرمال $N(0,\sigma_V^2)$ است. البته در برآورد تابع مرزی تصافی به‌دلیل وجود جمله خطای دو جزیی، از روش MLE استفاده شده است (کوئلی و همکاران، ۱۹۹۵).

بتیس و کوئلی (۱۹۹۵) نیز مدلی برای اثر متغیرهای محیطی بر ناکارایی فنی برای داده‌های پانل ارائه کردند. در واقع کار آنها ادامه کار پیت و لی (۱۹۸۱) و ریفشنایدر و استیونسون (۱۹۹۱) و معادل کار کومبهاکار و همکارانش (۱۹۹۱) بود با این تفاوت که در آن، استفاده از داده‌های پانل مجاز شد. آنها در این مدل فرض کردند U_{it} دارای توزیع شماره (۵) است:

$$U_{it} \sim N(m_{it}, \sigma_u^2) \qquad (۵)$$

$$m_{it} = z_{it}\delta,$$

که z_{it} برداری P×1 از عوامل محیطی تأثیرگذار بر کارایی بنگاه‌هاست و δ پارامتری است که باید تخمین زده شود.

مدل برآوردی

محاسبه کارایی از این روش، نیازمند انتخاب شکل تابع تولید است که در پژوهش حاضر با بررسی

و آزمون توابع کاب‌داگلاس و ترانسلوگ، در نهایت تابع تولید ترانسلوگ برگزیده شده است. تابع مذکور به صورت رابطه (۶) است:

$$\ln Y_{it} = \beta_0 + \sum_{i=1}^{4} \beta_i \ln X_{ist} + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^{4} \beta_i (\ln X_{ist})^2 + \sum_{i<j}^{4} \sum_{j=1}^{4} \beta_{ij} ln X_{isj} ln X_{isj} + V_{it} - U_{it} \quad (۶)$$

که در آن زیرنویس‌های i و j نمایان‌گر تعداد متغیرها و زیرنویس‌های s و t برای تعداد مشاهده‌های استان و زمان هستند. Y_{it}: ارزش کل تولیدهای صنایع پنجاه نفر کارکن؛ X_1: تعداد نیروی کار؛ X_2: ارزش مواد خام و لوازم بسته‌بندی برحسب میلیون ریال؛ X_3: میزان سرمایه‌گذاری بر حسب میلیون ریال؛ X_4: میزان انرژی مصرفی این صنایع بر حسب تراژول؛ V_{it} و U_{it} نیز متغیرهای تصادفی هستند که قبلا تعریف شده‌اند.

جزء ناکارایی در این مدل به صورت زیر در نظر گرفته شده و در این مدل به بررسی اثر مالکیت دولتی، مدیریت دولتی و تعداد شرکت‌های فعال، بر ناکارایی تولید پرداخته شده است.

$$U_{it} \sim N(m_{it}, \sigma_u^2)$$
$$m_{it} = \delta_0 + \sum_{i=1}^{3} \delta_{its} Z_{its} \quad (۷)$$

t، i و s به‌ترتیب بیانگر زمان، تعداد متغیرهای محیطی و مشاهده‌های استان است. همچنین متغیر Z_1 بیانگر لگاریتم نسبت بنگاه‌های دارای مدیریت دولتی به تعداد کل بنگاه‌های فعال و Z_2 بیانگر لگاریتم نسبت بنگاه‌های دارای مالکیت دولتی به تعداد کل بنگاه‌های فعال پنجاه نفر کارکن و بیشتر در هر استان است. Z_3 نیز لگاریتم تعداد کل بنگاه‌های فعال در هر استان است. شایان ذکر است که در این پژوهش دو فرض تاثیر منفی مدیریت و تاثیر منفی مالکیت دولتی بر ناکارایی بنگاه‌ها مورد ارزیابی واقع شده است.

در پژوهش حاضر، دو فرم تابع کاب‌داگلاس و ترانسلوگ در نظر گرفته شده است. برای انتخاب یکی از توابع مذکور از آزمون حداکثر راست‌نمایی استفاده شده که به صورت معادله (۸) است:

$$LR = -2[L(H_0) - L(H_1)] \quad (۸)$$

که در آن $L(H_0)$ و $L(H_1)$ به‌ترتیب مقادیر لگاریتم تابع راست‌نمایی تحت فرضیه صفر و فرضیه مقابل هستند که به‌ترتیب مربوط به مقدار راست‌نمایی توابع کاب‌داگلاس و ترانسلوگ است. در صورتی که مقدار محاسبه شده بیش از مقدار بحرانی جدول چی‌دو (درجه آزادی برابر با تفاوت متغیرهای سمت راست دو معادله است) باشد، تابع ترانسلوگ انتخاب می‌شود.

نتیجه و بحث

نتایج مربوط به تخمین تابع تولید و پارامترهای حاصل از تخمین در جدول (۱) گزارش شده است.

جدول ۱: نتایج برآورد حداکثر درست‌نمایی عوامل موثر بر ناکارایی

پارامترها	توضیح	برآورد	آماره t
β_0	عرض از مبدأ	۲/۴۴	۲/۲۰
β_1	X_1=log(نیروی کار)	-۰/۵۴	-۲/۴۳
β_2	X_2=log(مواد خام و لوازم بسته‌بندی)	۰/۷۶	۴/۹۵
β_3	X_3=log(سرمایه‌گذاری)	۰/۴۰	۲/۸۶
β_4	X_4=log(انرژی مصرفی بر حسب تراژول)	۰/۱۲	۰/۵۷
β_5	۰/۵*(X_1*X_1)	۰/۱۲	۲/۶۴
β_6	۰/۵*(X_2*X_2)	۰/۲۱	۲۳/۳۰
β_7	۰/۵*(X_3*X_3)	۰/۰۱	۲/۳۱
β_8	۰/۵*(X_4*X_4)	۰/۱۵	۶/۲۵
β_9	(X_1*X_2)	-۰/۰۶	-۳/۴۳
β_{10}	(X_1*X_3)	۰/۰۵	۱/۸۷
β_{11}	(X_1*X_4)	-۰/۰۵	-۱/۵۵
β_{12}	(X_2*X_3)	-۰/۱۰	-۷/۳۵
β_{13}	(X_2*X_4)	-۰/۱۲	-۹/۰۳
β_{14}	(X_3*X_4)	۰/۰۶	۲/۴۱
δ_0	عرض از مبدأ	۲/۲۲	۱۵/۲۹
δ_1	لگاریتم نسبت بنگاه‌های دارای مدیریت دولتی به شرکت‌های فعال	۰/۴۹	۱۰/۵۳
δ_2	لگاریتم نسبت بنگاه‌های دارای مالکیت دولتی به شرکت‌های فعال	-۰/۱۴	-۹/۲۸
δ_3	لگاریتم تعداد کل بنگاه‌های فعال	-۰/۹۶	-۳۰/۰۹
Sigma-squared	σ^2	۰/۵۴	۱۹/۱۹
gama	γ	۰/۹۳	۱۳۷/۵۳
Log-likelihood	Log-L	-۶۱/۷۵	-

منبع: یافته‌های پژوهش

همان‌طور که قابل مشاهده است، مقدار گاما (γ) برابر ۰/۹۳ است که بیانگر اعتبار تخمین تصادفی مرزی است. پارامترهای مربوط به نهاده‌های تولید نیز از معنی‌داری خوبی برخوردارند، اما اندازه و علامت مثبت یا منفی ضرایب متغیرهای جزء اول در تابع شماره ۶ (که همان β_1 تا β_4 است)، اهمیت و جایگاهی در تحلیل ندارند و نباید به اشتباه مورد قضاوت قرار گیرند؛ زیرا در مدل ترانسلوگ ارزش تولیدها به‌عنوان ستانده، تابعی از پارامترها و مقادیر متغیرهای دیگر (β_5 تا β_{14}) نیز است. بنابراین تاثیر خالص این نهاده‌ها بر ستانده را می‌توان با محاسبه کشش تولید نسبت به آنها ارزیابی نمود. همچنین تخمین نشان می‌دهد که ضریب انرژی معنی‌دار نبوده و بنابراین میزان مصرف انرژی تاثیر معنی‌داری بر ارزش کل تولیدات نداشته است. می توان در توجیه این نتیجه بیان داشت که درکشور ما صنایع به طور عمده با چالش و مشکل از ناحیه مواد اولیه و سرمایه روبه‌رو بوده و پرداخت یارانه سوخت توسط دولت نیز به طور احتمالی به عدم معنی‌داری این ضریب در تولید کمک نموده است.

تخمین پارامتر گاما (γ) به‌میزان ۰/۹۳۴ با آماره (t) ۵۲/ ۱۳۷و آماره t محاسبه شده برای ضرایب تخمینی، بالا بودن سهم واریانس جزء ناکارایی از واریانس جزء خطا، قابلیت اطمینان و اعتماد به نتایج تجزیه و تحلیل برگرفته از این تخمین‌ها را بیان می‌نماید. در این الگو ضرایب δ_1 تا δ_3 به‌ترتیب مربوط به لگاریتم نسبت بنگاه‌های دارای مدیریت دولتی به تعداد بنگاه‌های فعال، لگاریتم نسبت بنگاه‌های دارای مالکیت دولتی به تعداد بنگاه‌های فعال پنجاه نفر کارکن و بیشتر در هر استان و لگاریتم تعداد کل بنگاه‌های فعال موجود در هر استان است.

در قالب این الگو تخمین‌های جزء ناکارایی به‌دست آمده به روش حداکثر درست‌نمایی به شرح (۹) است:

$$M= 2.22 + 0.49\ Z_1 - 0.14\ Z_2 - 0.96\ Z_3 \qquad (۹)$$

t آماره 15.29 10.53 -9.28 -30.09

در رابطه (9) M میانگین جزء ناکارایی فنی است. افزایش متغیرهای با ضریب مثبت منجر به کاهش کارایی فنی و افزایش متغیرهای با ضریب منفی منجر به افزایش کارایی فنی می‌گردد، بنابراین نتایج نشان می‌دهد که:

۱. با افزایش سهم مدیریت دولتی در صنایع استان‌ها، کارایی فنی کاهش می‌یابد.

ضریب مثبت نسبت بنگاه‌های دارای مدیریت دولتی به بنگاه‌های فعال نشان می‌دهد که با افزایش سهم مدیریت دولتی در صنایع استان‌ها، ناکارایی فنی افزایش یافته، یا به عبارتی کارایی فنی این صنایع کاهش می‌یابد. به عبارت دیگر، با افزایش تعداد بنگاه دارای مدیریت دولتی، به میزان ۴۹ درصد

ناکارایی افزایش می‌یابد. آماره t نشان‌دهنده معنی‌داری این ضریب است. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت کاهش نقش تصدی‌گری دولت البته به معنای واقعی، می‌تواند زمینه‌های افزایش کارایی و در نتیجه افزایش تولید در این صنایع گردد. بنابراین خصوصی‌سازی و انتقال نقش تصدی‌گری دولت در صنایع باید جدی‌تر از قبل دنبال شود.

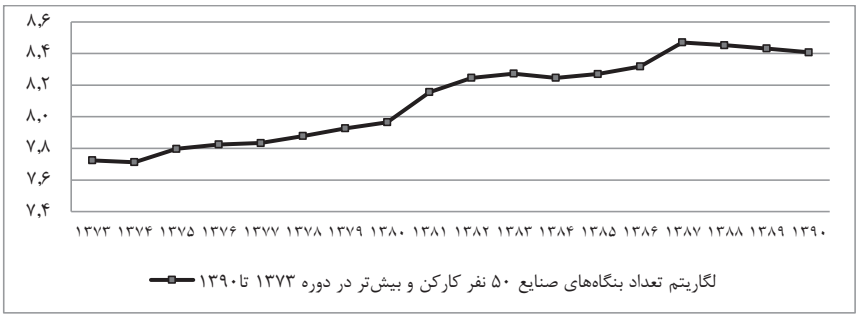
۲. با افزایش سهم مالکیت دولتی در صنایع هر استان، کارایی فنی افزایش می‌یابد.

ضریب منفی و ۱۴ درصدی متغیر نسبت مالکیت دولتی به بنگاه‌های فعال نشان می‌دهد که با افزایش سهم مالکیت دولتی در صنایع استان‌ها، ناکارایی فنی کاهش یافته، یا به عبارتی کارایی فنی افزایش می‌یابد. اثر مثبت مالکیت دولتی بر این صنایع می‌تواند نشانگر این واقعیت باشد که چون دولت در این واحدها با دارا بودن بخشی از سهام آنها در واقع نقش یک سرمایه‌گذار قابل اطمینان را ایفا می‌کند و حتی با تغییر شرایط و حتی وجود ریسک در تولید، از واحدهای تولیدی تحت مالکیت خود حمایت می‌کند. بنابراین طبیعی به نظر می‌رسد که مالکیت دولت اثر مثبتی بر کارایی فنی این صنایع داشته باشد. از طرفی دولت، به طور عمده مالک صنایع مادر و بزرگ و بعضا صنایع راهبردی است و با توجه به اینکه این دسته از صنایع به طور غالب به مواد و ماشین‌آلات وارداتی اتکا دارند، ارزبری تعدادی از این صنایع قابل توجه است و دولت به‌عنوان مالک این صنایع و همچنین بزرگترین منبع ارزی (منابع حاصل از فروش نفت) کشور، احتمالا بهتر از بخش خصوصی بتواند در این زمینه عمل کند. همچنین دولت می‌تواند با توجه به اختیاراتی که دارد در جهت منافع این شرکت‌ها استفاده نماید. از جمله این اختیارات اثرگذار، می‌توان تغییرات در عوارض گمرکی و یا رایزنی‌های اقتصادی در سطح بین‌المللی و در جهت منافع و رشد و سودآوری این شرکت‌ها را عنوان نمود. همچنان که قابل مشاهده است ضریب این متغیر در مقایسه با ضرایب دیگر کوچکتر است، بنابراین مالکیت دولت تاثیر کمتری را نسبت به مدیریت دولت بر ناکارایی فنی داشته است. همچنین فرضیه این پژوهش مبنی بر اثر منفی مالکیت دولت بر کارایی فنی این صنایع مورد قبول نیست.

۳. با افزایش تعداد صنایع فعال در هر استان، کارایی فنی افزایش می‌یابد.

ضریب منفی تعداد بنگاه‌های فعال در استان‌ها، نشان می‌دهد که با افزایش تعداد بنگاه‌های فعال، ناکارایی فنی کاهش یافته، یا به عبارتی کارایی فنی افزایش می‌یابد. به‌طور کلی نتایج به‌دست آمده نشان داده که سطح کارایی فنی در این صنایع در اکثر استان‌ها بالا بوده است و سطح کارایی این صنایع در تمامی استان‌ها یکسان نیست و بعضی از آنها از موقعیت نسبی بهتری برخوردارند. اما با توجه به معنی‌داری و بزرگی ضریب تعداد شرکت‌های فعال که معادل ۰/۹۶ است، به نظر می‌رسد

که این متغیر اثر غالبی بر کارایی فنی در استان‌ها داشته است؛ به‌طوری‌که در اکثریت قریب به اتفاق سال‌ها، روند کارایی فنی از روند گسترش تعداد این صنایع پیروی کرده است. در نمودار (۱) روند تعداد بنگاه‌ها در صنایع مورد بررسی و طی دوره مورد مطالعه نمایش داده شده است.



نمودار ۱: لگاریتم تعداد بنگاه‌های فعال صنایع پنجاه نفر کارکن و بیش‌تر در دوره ۱۳۷۳ تا ۱۳۹۰

همان‌طور که مشاهده می‌گردد تعداد بنگاه‌های فعال از سال ۱۳۷۴ تا ۱۳۸۷روندی تقریبا صعودی و از سال ۱۳۸۷ به بعد روندی کاملاً نزولی را طی می‌کند که با مقایسه‌ی نمودارهای (۱) و (۴) که نمایانگر میانگین کارایی فنی برای دوره ۱۳۷۳ تا ۱۳۹۰ برای کل کشور است، می‌توان مشاهده نمود که این روند در مورد میانگین کارایی نیز برقرار بوده و صعودی است. بنابراین می‌توان عامل اصلی افزایش کارایی در استان‌ها را رشد تعداد بنگاه‌ها دانست.

آزمون‌های ویژه مدل

با توجه به اینکه روش تحلیل مرزی تصادفی یک روش مبتنی بر آمار و استنباط آماری است، لازم است فرضیه‌هایی را پیرامون نتایج به‌دست آمده از این روش آزمون نمود. آزمون‌های انجام گرفته و نتایج حاصل از آن‌ها در سطوح معنی‌داری ۰/۱ و ۰/۵ در قالب جدول (۲) قابل مشاهده است.

جدول ۲: نتیجه آزمون فرضیه‌های مربوط به انتخاب بهترین مدل

شماره آزمون	فرضیه صفر (H_0)	λ^*	درجه آزادی	مقدار آماره آزمون در سطح پنج درصد	مقدار آماره آزمون در سطح یک درصد	رد یا قبول فرضیه
۱	$\delta_0 = \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = 0$	۱۰۷/۷۸	۴	۹/۴۹	۱۳/۲۸	رد فرضیه صفر
۲	$\delta_0 = 0$	۶۳/۵۰	۱	۳/۸۴	۶/۶۳	رد فرضیه صفر
۳	$\beta 5 = \beta 6 = \ldots = \beta 14 = 0$	۵۰۶/۱۵	۱۰	۱۸/۳۱	۲۳/۲۱	رد فرضیه صفر

منبع: یافته‌های پژوهش

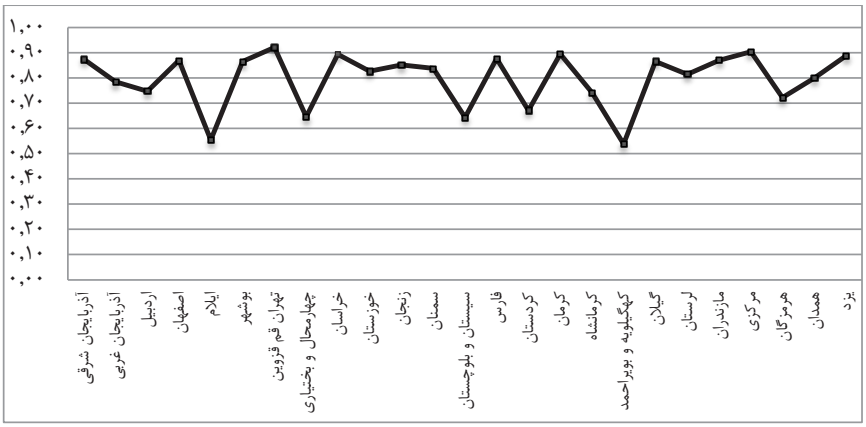
اولین فرض (H_0) بیان می‌دارد که پارامترها در مدل ناکارایی فنی، دارای مقدار صفر است. در واقع بیان می‌دارد که اثرات ناکارایی فنی توزیع نیمه نرمال دارند. طبق جدول (۲)، این فرضیه در سطح معنی‌داری یک و پنج درصد رد شده است و این به معنی آن است که تمامی ضرایب متغیرهای توضیحی مدل ناکارایی فنی مخالف صفر هستند. بنابراین اثرات ناکارایی فنی دارای توزیع نرمال ناقص هستند.

نتیجه آزمون دومین فرضیه مشخص می‌کند که مدل به عرض از مبدا نیازمند است و آخرین فرضیه‌ای که مورد آزمون قرار گرفته، مربوط به انتخاب شکل تابع تولید مرزی است. در این مورد رد فرضیه صفر $\beta_5 = \beta_6 = \ldots = \beta_{14} = 0$ بیانگر آن است که شکل انتخاب شده تابع ترانسلوگ برای مدل، در مقایسه با تابع کاب‌داگلاس، شکل مناسب‌تری است. طبق نتایج آزمون آماری قابل مشاهده است که مدل انتخابی در سطح معنی‌داری ۰/۱ و ۰/۵ ترانسلوگ است.

نتایج مربوط به تخمین کارایی فنی

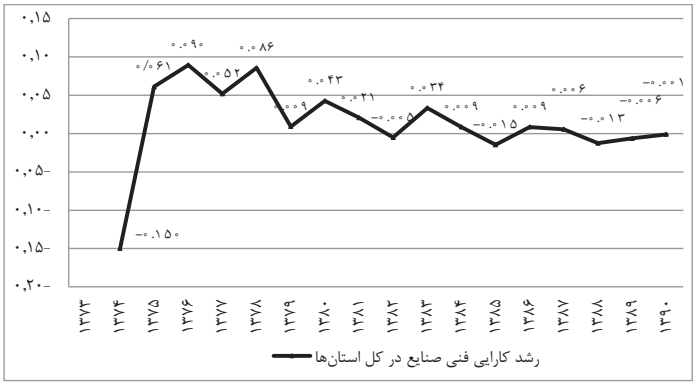
میانگین کارایی فنی صنایع به تفکیک هر استان در دوره ۱۸ ساله مورد بررسی در نمودار (۲) آورده شده است. نتایج حاصل از تخمین‌ها نشان می‌دهد که طی دوره مورد بررسی، صنایع بزرگ کارخانه‌ای در اکثر استان‌های ایران از کارایی نسبی خوبی برخوردار است و طی این دوره که از سال ۱۳۷۳ تا ۱۳۹۰ مورد بررسی قرار گرفته، به‌ترتیب استان‌های تهران (شامل تهران، قم، قزوین و البرز)، مرکزی، خراسان (رضوی، شمالی و جنوبی)، کرمان و یزد به‌طور نسبی از کارایی بیشتری برخوردارند

و استان‌های گهکیلویه و بویراحمد، ایلام، سیستان و بلوچستان، چهارمحال و بختیاری به‌طور نسبی دارای کارایی کمتری هستند. میانگین کارایی فنی صنایع برای کشور برابر ۰/۷۹۵ است.



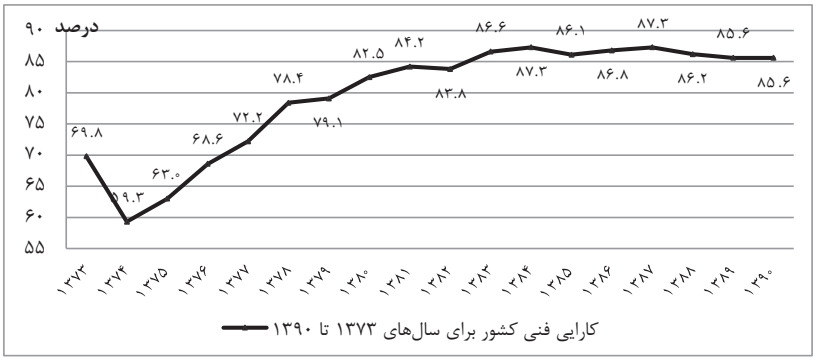
نمودار ۲: میانگین کارایی فنی استان‌های کشور

در دوره مورد بررسی کمترین میانگین کارایی به میزان ۵۳/۸ درصد مربوط به گهکیلویه و بویراحمد و بیشترین میانگین کارایی به میزان ۹۲/۱ درصد مربوط به استان تهران است. لازم به ذکر است که غیر از دو استان تهران و مرکزی بقیه استان‌ها دارای میانگین کارایی کمتر از ۹۰ درصد بوده اند. متوسط سطح کارایی بیشتر استان‌ها (۱۳ استان) در دامنه‌ای بین ۸۰ الی ۹۰ درصد متغیر بوده‌اند و تنها ۲ استان بیشتر از ۹۰ درصد بوده اند. همچنین ۵ استان دارای میانگین کارایی کمتر از ۷۰ درصد بوده که این پنج استان شامل استان‌های ایلام، چهارمحال و بختیاری، سیستان و بلوچستان، کردستان و گهکیلویه و بویراحمد است. این نتایج می‌تواند بیانگر این نکته باشد که کارایی این صنایع تحت تأثیر تمرکز صنایع در مناطق بوده است. به‌طوری‌که استان تهران شامل استان‌های صنعتی همچون تهران، قزوین، البرز و قم است و دارای بیشترین میانگین کارایی بوده است و پنج استانی که دارای کمترین میانگین کارایی هستند دارای تعداد کمتری بنگاه هستند. در نمودار (۳)، رشد کارایی فنی صنایع در کل استان‌ها در دوره مورد بررسی مشاهده می‌گردد. قابل مشاهده است که بیشترین نرخ رشد کارایی فنی برای کل کشور به میزان ۹ درصد مربوط به سال ۱۳۷۶ است. همچنین کمترین نرخ رشد به میزان ۱۵- درصد مربوط به سال ۱۳۷۴ است. این رشد منفی مربوط به سال ۱۳۷۴ می‌تواند ناشی از تورم شدید در این سال باشد.



نمودار۳: رشد کارایی فنی در کل استان‌ها در دوره ۱۳۹۰-۱۳۷۳

روند نرخ رشد کارایی در کشور در طی دوره ۱۳۷۳ تا ۱۳۹۰ نوسانی بوده، ولی می‌توان در مجموع گفت که در کل دوره و با صرف‌نظر از سال ۱۳۷۴ نرخ رشد کارایی فنی کاهش یافته است. از دلایل کاهش رشد کارایی فنی در کشور، می‌توان به فرسودگی تجهیزات و کارخانجات اشاره نمود که خود ناشی از تحریم‌های غرب علیه ایران در دوره بعد از انقلاب است، زیرا تحریم مانع ورود فناوری و بنابراین جایگزینی تجهیزات پیشرفته با صنایع فرسوده می‌گردد. کارایی فنی کشور برای سال‌های مختلف در نمودار (۴) تصویر شده است که در بازه مورد بررسی، با چشم‌پوشی از سال ۱۳۷۴ می‌توان گفت کارایی فنی کشور روند صعودی را در سال‌های مورد مطالعه نشان می‌دهد. همچنین میانگین کارایی فنی بر روی تمامی استان‌ها در سال ۱۳۷۳ و ۱۳۹۰ به‌ترتیب معادل ۰/۶۹۸ و ۰/۸۵۵ بوده است.



نمودار ۴: کارایی فنی در دوره ۱۳۹۰-۱۳۷۳

همان‌طور که در نمودار (۴) مشخص شده در سال‌های ۱۳۷۴، ۱۳۸۲، ۱۳۸۵ و در سال‌های ۱۳۸۸ و بعد از آن میانگین کارایی فنی کاهش یافته است. کاهش در سال ۱۳۷۴ را می‌توان ناشی از تورم شدید در این سال و سال ماقبل آن دانست. تورم موجب افزایش ارزش مواد خام و اولیه مصرفی این صنایع شده و بنابراین موجب کاهش در کارایی فنی و حتی کاهش تعداد این صنایع گشته است. کاهش در سال ۱۳۸۵ را می‌توان ناشی از شروع موج جدید تحریم‌های اقتصادی علیه اقتصاد ایران به‌دلیل آغاز فعالیت هسته‌ای در این سال دانست. اما نزول کارایی فنی در سال ۱۳۸۸ و سپس روند باثبات آن در سال‌های بعدی را می‌توان ناشی از آغاز هدفمندسازی یارانه‌ها و شوک ناشی از این تحول در صنعت و همچنین سال ۱۳۸۹ که به طور عمده به دلیل تحریم‌های غرب و تبعات آن بر اقتصاد ملی بود، دانست.

محاسبه کشش بازده نسبت به مقیاس

کشش میانگین ستانده نسبت به iامین نهاده با فرض وجود تابع مرزی ترانسلوگ به شرح رابطه (۱۰) محاسبه می‌گردد:

$$\frac{\partial \ln(EY)}{\partial \ln X_i} = \beta_i + \beta_{ii} \ln X_i + \sum_{j \neq k} \beta_{ij} \ln X_j \qquad (۱۰)$$

کشش میانگین ارزش تولیدات صنایع پنجاه نفر کارکن و بیشتر نسبت به میانگین نهاده‌ها، یعنی تعداد کارکنان، جمع مواد خام و اولیه و لوازم بسته‌بندی، سرمایه‌گذاری و مقدار انرژی مصرفی صنایع با استفاده از ضرایب برآورد شده در مدل، محاسبه گردید. تمامی کشش‌ها مثبت هستند و بازده نسبت به مقیاس که از جمع کشش‌ها به‌دست می‌آید بیانگر بازده نزولی نسبت به مقیاس است.

جدول ۳: کشش و بازده نسبت به مقیاس در مدل تخمینی

متغیر	کشش
تعداد کارکنان	۰/۰۰۱
جمع ارزش مواد خام و لوازم بسته‌بندی	۰/۷۳۲
سرمایه‌گذاری	۰/۱۲۸
انرژی مصرفی	۰/۱۱۴
بازده نسبت به مقیاس	۰/۹۷۵

کشش تولید نسبت به مواد خام و لوازم بسته‌بندی به میزان ۷۳/۲ درصد نشان می‌دهد که تولید این صنایع بیشتر تحت تأثیر این نهاده بوده و بیانگر اهمیت و نقش تعیین‌کننده مواد خام، اولیه و

لوازم بسته‌بندی در تولید است. طبق گزارش عملکرد وزارت صنعت، معدن و تجارت سهم واردات مواد اولیه و کالاهای واسطه‌ای کشور از کل ارزش واردات در سال ۱۳۹۰ برابر با ۷۰/۴ درصد است. بنابراین مواد اولیه و کالاهای نیم‌ساخته و واسطه‌ای علاوه بر اینکه نقش مهمی در تولید صنایع پنجاه نفرکارکن ایفا می‌کند، سهم بزرگی از واردات کشور را به خود اختصاص داده است. پس توجه به سیاست‌های تعرفه‌گذاری توسط دولت به واردات این قبیل کالاها، می‌تواند تأثیر عمده‌ای بر تولید این صنایع داشته باشد. نکته دیگری که باید به آن اشاره نمود، تاثیر ناچیز تعداد شاغلین بر میزان تولید در این صنایع است. بنابراین اهداف افزایش اشتغال از طریق گسترش صنایع پنجاه نفر کارکن و بیشتر، عملاً نمی‌تواند سیاست خوبی باشد، چرا که تغییر در اشتغال این بخش، تاثیر زیادی بر تولید نخواهد گذارد و هدایت نیروی کار به این سمت تولیدی اقتصادی به دنبال ندارد. در واقع این صنایع بیش از این که کاربر باشند، صنایعی سرمایه‌بر هستند.

محاسبه کشش سرمایه‌گذاری به میزان تقریبی ۰/۱۲۸ نشان می‌دهد که یک درصد سرمایه‌گذاری در صنایع مذکور، به میزان ۰/۱۲۸ درصد، تولید را افزایش می‌دهد. با توجه به کمبود منابع سرمایه‌گذاری و ضرورت تخصیص بهینه این منابع جهت تحریک رشد اقتصادی، لازم است مزیت‌های نسبی یک کشور در زمینه تخصیص منابع سرمایه‌گذاری، به درستی شناسایی شده و با هدایت منابع سرمایه‌گذاری به مولدترین و کارآمدترین بخش‌ها زمینه استفاده کارآمد از منابع محدود در جهت تسریع رشد اقتصادی فراهم گردد. بنابراین با توجه به اینکه کشش سرمایه‌گذاری در صنایع پنجاه نفر کارکن نشان‌دهنده اثر قابل توجه سرمایه‌گذاری در این صنایع است، حرکت سرمایه به سمت این صنایع توصیه می‌گردد. کشش میزان انرژی مصرفی نیز معادل ۰/۱۱۴ درصد است. همچنین بازده نسبت به مقیاس بیانگر فعالیت این صنایع در مرحله دوم تولید است.

نتیجه‌گیری

نتایج به‌دست آمده با استفاده از مدل به‌کار برده شده نشان داد که تابع تولید مرزی تصادفی، ترانسلوگ است که میانگین کارایی فنی برآورد شده با استفاده از این مدل ۷۹/۵۶ درصد است، به این معنی که با فرض وجود همین سطح از نهاده‌ها این صنایع می‌توانستند ۲۰/۴۴ درصد بیشتر تولید کنند، اما در عمل به همین میزان کمتر از کارایی کامل (صد در صد) عمل نموده اند. میانگین کارایی فنی در هر سال نشان می‌دهد روند کارایی فنی در این صنایع به‌طور کلی صعودی بوده است که روند صعودی کارایی فنی را می‌توان وابسته و پیرو تعداد این صنایع در سال‌های مورد بررسی دانست. نتایج

به‌دست آمده از تخمین ضرایب جزء ناکارایی مدل نیز نشان داد که با افزایش سهم مدیریت دولتی در صنایع استان‌ها، ناکارایی فنی افزایش و با افزایش سهم مالکیت دولتی و تعداد بنگاه‌های فعال در صنایع استان‌ها، ناکارایی فنی کاهش یافته است.

محاسبه کشش ارزش تولیدات نشان داد که این کشش نسبت به تعداد کارکنان بسیار کم و معادل ۰/۰۰۱ است. کوچک بودن این کشش به معنی آن است که تأثیر نیروی کار به‌عنوان یک نهاده، بر تولید صنایع پنجاه نفر کارکن بسیار ناچیز است. کشش تولید نسبت به مواد خام و لوازم بسته‌بندی به میزان ۷۳/۲ درصد نشان می‌دهد که تولید این صنایع بیشتر تحت تأثیر این نهاده بوده و مواد خام و لوازم بسته‌بندی نقش مهمتری در تولید دارند. کشش سرمایه‌گذاری ۱۲/۸ درصد بوده که نشان می‌دهد سرمایه‌گذاری انجام شده به صورت سالانه اثر نسبتا خوبی بر تولید دارد. کشش میزان انرژی مصرفی نیز معادل ۱۱/۴ درصد است. همچنین بازده نسبت به مقیاس بیانگر فعالیت این صنایع در مرحله دوم تولید است.

پیشنهادها

بی‌تردید بهبود کارایی و ارتقاء بهره‌وری، نقش تعیین‌کننده‌ای در زمینه رفع مشکلات تولید، آینده صنایع و به‌طور کلی اقتصاد ایران داراست. بنابراین توجه به میزان و تحولات کارایی در زمینه تولید با توجه به اینکه تولید خود مؤلفه اصلی رشد اقتصادی است، در تدوین راهبردها و سیاست‌های رشد اقتصادی، امری ضروری به نظر می‌رسد. بنابراین پژوهش‌ها در این راستا می‌تواند کمک بسیار مؤثری باشد.

بر اساس یافته‌های این پژوهش، توصیه‌های سیاستی در قالب موارد زیر ارایه گردیده است:

بر اساس نتایج پژوهش، دولتی بودن مدیریت دولتی بنگاه‌های صنعتی بیشتر از پنجاه نفر کارکن، عامل معنی‌داری در عدم کارایی آن‌ها بوده است. بنابراین خصوصی‌سازی و انتقال نقش تصدی‌گری دولت در صنایع باید جدی‌تر از قبل دنبال شود.

خصوصی‌سازی که در چند سال اخیر در کشور به اجرا گذاشته شده به صورت انتقال مالکیت به شکل انتقال بخشی از سهام بنگاه‌ها و در دست داشتن مدیریت توسط دولت بوده است. اما بر اساس نتایج این پژوهش مالکیت دولت اثر مثبت و معنی‌داری بر کارایی داشته و می‌توان گفت تولید در کشور همچنان نیازمند سرمایه‌گذاری بزرگ و مطمئن همچون دولت در بخش تولید است. بنابراین خصوصی‌سازی به این شیوه احتمالاً نمی‌تواند زمینه‌های ارتقاء کارایی را فراهم آورد.

پیشنهادها برای پژوهش‌های آتی

نتایج نشان می‌دهد که تعداد بنگاه‌ها اثر غالبی بر روند کارایی فنی محاسباتی داشته است. روند تعداد بنگاه‌ها در دوره مورد بررسی با روند کارایی فنی کل این صنایع برای کشور مطابقت داشته است، بنابراین می‌توان عامل اصلی افزایش کارایی فنی در این پژوهش را رشد تعداد بنگاه‌ها دانست. توصیه می‌گردد کارایی فنی برای استان‌ها بدون اثر این متغیر و با متغیرهای محیطی دیگری همچون میزان واردات مواد خام مورد نیاز این صنایع، مورد ارزیابی قرار گیرد. همچنین بررسی و اندازه‌گیری کارایی فنی این صنایع در قالب گروه‌هایی به تفکیک مالکیت دولتی و مدیریت دولتی می‌تواند راهنمای دقیق‌تری در مورد کارایی فنی این صنایع باشد.

منابع

الف) فارسی

ابریشمی، حمید و نیاکان، لیلی. (۱۳۸۹). اندازه‌گیری کارایی فنی نیروگاه‌های حرارتی کشور به روش تحلیل مرزی تصادفی (SFA) و مقایسه تطبیقی با کشورهای منتخب در حال توسعه. *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، دوره ۷. شماره ۲۶، صص ۱۵۳-۱۷۵.

امامی‌میبدی، علی. (۱۳۷۹). *اصول اندازه‌گیری کارایی و بهره‌وری*.چاپ اول. تهران: انتشارات موسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی.چاپ دوم. تهران.

بغزیان، آلبرت. (۱۳۷۱)، برآورد موجودی سرمایه در زیر بخش‌های عمده اقتصادی(۵۶-۱۳۳۸)، *پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد و علوم سیاسی، دانشگاه شهید بهشتی*.

حسینی، سیدشمس‌الدین و سوری، امیررضا (۱۳۸۶). برآورد کارایی بانک‌های ایران و عوامل مؤثر بر آن. *پژوهشنامه اقتصادی*، دوره ۷. شماره ۲۵، صص ۱۲۷-۱۵۶.

حسینی، سیدشمس‌الدین؛ عین‌علیان، محمدابراهیم و سوری، امیررضا. (۱۳۸۸). اندازه‌گیری کارایی پست بانک‌های استان‌های ایران و عوامل مؤثر در آن. *پژوهشنامه اقتصادی*، دوره ۹. شماره ۳۳، صص ۱۲۵-۱۵۲.

شریف‌آزاده، محمدرضا و بصیرت، مهدی. (۱۳۹۲). تخمین کارایی فنی صنعت لوله‌های گاز و نفت ایران بر اساس برآورد تابع مرزی تصادفی. *مطالعات و سیاست‌های اقتصادی*، شماره ۹۹، صص۱۸۱-۲۰۰.

فریور، لیلا. (۱۳۸۲). بررسی ناکارایی تکنیکی در زیربخش‌های عمده صنعت ایران، مطالعه با استفاده ازداده‌های تابلویی. *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*، بهار ۱۳۸۲. شماره۲۶، صص ۱۲۱-۱۴۳.

فلاحی، محمدعلی و احمدی، حمیده. (۱۳۸۵). ارزیابی کارایی هزینه شرکت‌های توزیع برق در استان خراسان، نگرش مرزی تصادفی. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، سال ۸، شماره ۲۸، صص ۱۲۳-۱۳۷.

قربان‌زاده‌کریمی، حمیدرضا؛ عینی، غلامرضا و نیکخو، نادر. (۱۳۹۰). *گزیده برنامه پنجم توسعه کشور در بخش صنعت و معدن*. چاپ اول. تهران: موسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی.

کلانتری، عباس باقر؛ عرب مازار، عباس. (۱۳۷۱). برآورد موجودی سرمایه کشور(۱۳۳۸-۱۳۷۱). *فصلنامه دانشکده علوم اقتصادی و سیاسی، دانشگاه شهید بهشتی*. دانشکده اقتصاد. سال اول. تابستان.

ب) انگلیسی

Aigner, D. J. & Chu, S. F. (1968). On Estimating the Industry Production Function. *The American Economic Review*, 58(4), pp.826-839.

Aigner, D.; Lovell, C.A.K. & Schmidt, P.(1977). Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models. *Journal of Econometrics*, 6(1), pp.21-37.

Barro, R. J. (1991). *A Cross-country Study of Growth, Saving, and Government*. In National Saving and Economic Performance. University of Chicago Press. pp. 271-304.

Battese, G. E., & Coelli, T. J. (1992). *Frontier Production Functions*, *Technical Efficiency and Panel Data: With Application to Paddy Farmers in India*. In International Applications of Productivity and Efficiency Analysis. Springer Netherlands.

Battese, G. E., & Coelli, T. J. (1993). *A Stochastic Frontier Production Function Incorporating a Model for Technical Inefficiency Effects*, (Vol. 69). Armidale: Department of Econometrics, University of New England.

Battese, G. E. & Coelli, T. J. (1995). A Model for Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Frontier Production Function for Panel Data. *Empirical Economics*, 20(2), pp.325-332.

Eling, M. & Luhnen, M. (2010). Efficiency in the International Insurance Industry: A Cross-country Comparison. *Journal of Banking & Finance*, 34(7), pp.1497-1509.

Farrell, M, J. (1957). The Measurement of Productive Efficiency. *Journal of Royal Statistical Society* 120. Series A (General), 120(3). pp. 253-291.

Greene, W.H. (1990). A Gamma-distributed Stochastic Frontier Model. *Journal of Econometrics*, 46, pp.141-164.

Hu, J. L. & Honma, S. (2014). A Comparative Study of Energy Efficiency of OECD Countries: An Application of the Stochastic Frontier Analysis. *Energy Procedia*, 61, pp.2280-2283.

Jondrow, J., Lovell, C.A.K., Materov, I.S. & Schmidt, P. (1982). On the Estimation of Technical Inefficiency in the Stochastic Frontier Production Function Model. *Journal of Econometrics*, 19(23), pp.233-238.

Judge, G. G.; Hill, R. C.; Griffiths, W.; Lutkepohl, H., & Lee, T. C. (1988). *Introduction to the Theory and Practice of Econometrics*. New York. John Wiley and Sons.

Kumbhakar, S. C.; Ghosh, S., & McGuckin, J. T. (1991). A Generalized Production Frontier Approach for Estimating Determinants of Inefficiency in US Dairy Farms. *Journal of Business & Economic Statistics*, 9(3), pp.279-286.

Lin, B. & Long, H. (2014). A Stochastic Frontier Analysis of Energy Efficiency of China's

Chemical Industry. *Journal of Cleaner Production*, 87, pp.235-244.
Meeusen, W., & van Den Broeck, J. (1977). Efficiency Estimation from Cobb-Douglas Production Functions with Composed Error. *International Economic Review*, pp.435-444.
Pitt, M. M. & Lee, L. F. (1981). Measurement and Sources of Technical Efficiency in the Indonesian Weaving Industry. *Journal of Development Economics*, 9(1), pp.43-64
Reifschneider, D., & Stevenson, R. (1991). Systematic Departures from the Frontier: a Framework for the Analysis of Firm Inefficiency. *International Economic Review*, pp.715-723.
Stevenson, R.E. (1980). Likelihood Functions for Generalized Stochastic Frontier Estimation. *Journal of Econometrics*, 13(1), pp.57-66.
Yang, S. F., Chen, K. M. & Huang, T. H. (2013). Outward Foreign Direct Investment and Technical Efficiency: Evidence from Taiwan's Manufacturing Firms. *Journal of Asian Economics*, 27, pp.7-17.
Zhou, X., Li, K. W. & Li, Q. (2011).An Analysis on Technical Efficiency in Post-reform China. *China Economic Review*, 22(3), pp.357-372.