تحلیل مقایسه‌ای کارایی بخش صنایع بزرگ در استان‌های ایران: با استفاده از روش تابع مرزی تصادفی

نادر حکیمی‌پور*
دکتری اقتصاد و مدیر گروه مطالعات اقتصادی
دفتر مطالعات اقتصادی و همکاری‌های بین المللی
کامبیز هژبر کیانی
استاد دانشکده اقتصاد دانشگاه شهید بهشتی

چکیده

هدف مقاله تخمین و مقایسه کارایی فنی در بخش صنایع بزرگ (کارخانه‌ای) در استان‌های ایران، طی سال‌های ۸۳-۱۳۷۰ است که از روش تحلیل تابع مرزی تصادفی(SFA) استفاده شده است. در این بررسی با الهام گرفتن از مدل باتیز وکولی (۱۹۹۵)، ضمن اندازه‌گیری کارایی فنی صنایع مذکور به تفکیک هر استان، عوامل موثر بر عدم کارایی و اختلاف آن در بین استان‌ها نیز مورد تحلیل قرار گرفت. نتایج تحقیق نشان داد کارایی فنی صنایع بزرگ در دوره بررسی، پایین بوده است. میانگین استانی کارایی صنایع مزبور ۰/۳۷۴ بوده که عملکرد پایینی را نشان می‌دهد. با وجود پایین بودن متوسط کارایی، برخی استان‌ها از این لحاظ عملکرد قابل توجهی داشته‌اند. بالاترین میزان متوسط کارایی به استان خوزستان(۰/۷۶۰) و پایین‌ترین آن به استان سیستان و بلوچستان (۰/۱۹۹) تعلق داشت. دو عامل دولتی بودن مالکیت واحدهای صنعتی و شدت مصرف انرژی، اثر منفی و اندازه بنگاه (متوسط ارزش افزوده یک واحد صنعتی)، اثر مثبت بر کارایی داشتند. استان‌هایی نظیر بوشهر و هرمزگان با وجود این‌که صنایع آنان بطور نسبی از امکانات تولیدی کمتری بهره‌مند بوده‌اند، در مقایسه با برخی از استان‌های برخوردار، سطح کارایی بالاتری داشتند که عمدتا ناشی از نرخ رشد قابل توجه کارایی صنایع آنان در سال‌های آخر دوره است. با توجه به پایین بودن سطح کارایی فنی در بخش صنایع بزرگ، توانمندسازی مدیریت اقتصادی بنگاه‌های دولتی در راستای خصوصی‌سازی و واقعی نمودن قیمت انرژی و مصرف بهینه آن در فرایند تولید این صنایع، از جمله اقدامات مهمی است که در جهت ارتقاء سطح کارایی، باید مورد توجه قرارگیرند.

کلید واژگان: کارایی فنی، تابع مرزی تصادفی، صنایع بزرگ کارخانه‌ای، روش پارامتری و ناپارامتری.

طبقه‌بندی JEL : D۲٤ , L۱۱ , O۱٤ , O٤۷

---

* (نویسندهٔ مسئول) nhakimipoor@Yahoo.com

تاریخ دریافت۸۶/۴/:۲۶ تاریخ پذیرش:۸۶/۱۱/۱۵

A Comparative Analysis of Efficiency in Iran's Provincial Manufacturing Sector

Nader Hakimipoor
PhD in Economics and director of economic study group in Eco Studies & Int. Coop. Bureau
Kambiz.Hozhabr Kiani
Professor of Economics, University of Shahid Beheshti, Iran

The purpose of this paper is to measure technical efficiency of the manufacturing sector in Iran's provinces during the period ۱۹۹۱-۲۰۰۴ This analysis focuses on regional comparisons of manufacturing performance and the determinants of technical efficiency among the provinces. The approach used to measure efficiency is stochastic frontier model from battese and coelli (۱۹۹۵) to explore the determinants of the technical efficiency. The summery results show the efficiency levels in the manufacturing are low. The average annual efficiency level for the manufactories of provinces is ۰,۳۷۴ and the average annual growth in technical efficiency is ۱,۱ percent over the period ۱۹۹۱-۲۰۰۴. Although the average level of the technical efficiency has been low, some provinces have enjoyed a substantial performance in this regard. The highest technical efficiency level recorded is of Khozestan province with ۰,۷۶ and the lowest is in Sistan Balouchestan province with ۰,۱۹۹. Surveying effective factors impacting in efficiency, two factors of government ownership of industrial units and energy intensity have negative (positive) impact and enterprise size (average value added of a industrial unit) has the positive (negative) impact on efficiency (inefficiency). The research also shows that provinces such as Boushehr and Hormozgan, have higher efficiency in average comparing mega-industrial provinces and have been experiencing higher industrial efficiency rate in the last years of the studied period. All in all, the most important policy recommendation which can be presented based on the research is that given the low efficiency level in huge industrial sector, efficiency increase can be attainable through economic management empowerment of public industrial enterprises and optimum allocation of production factors in the sector.

Keywords: Efficiency, Technical Efficiency, Stochastic Frontier Function, Non-Parametric and Parametric Approaches, Manufacturing Industry.

JEL: D۲۴, L۱۱, O۱۴, O۴۷

مقدمه

به طور کلی رشد اقتصادی تحت تأثیر دو عامل انباشت سرمایه و افزایش کارایی و بهره‌وری است. نظریه‌های سنتی رشد عمدتاً متمرکز بر عامل اول هستند. در کشورهای در حال توسعه کمبود عوامل تولیدی به ویژه سرمایه به عنوان یک محدودیت اساسی در فرایند رشد اقتصادی مطرح می‌گردد و در تحلیل عوامل رشد توجه زیادی به انباشت سرمایه، می‌شود. با توجه به کمیابی عوامل تولید، افزایش کارایی و بهره‌وری عوامل تولید در فرآیند رشد اقتصادی از اهمیت خاصی برخوردار است. استراتژی توسعه اقتصادی مؤثر تا حدود زیادی وابسته به ارتقاء بهره‌وری و کارایی در بخش‌های مختلف اقتصادی است. اکثر اقتصادها از امکانات بالقوه تولیدی خود استفاده کامل نمی‌کنند و عوامل تولید آنها بهترین عملکرد را ندارند. این مسئله به طور واضح در کشورهای درحال توسعه کاملاً به چشم می‌خورد. بنابراین افزایش کارایی و بهره‌وری عوامل تولید در رسیدن به اهداف توسعه‌ای باید مورد توجه خاص سیاستگذاران و برنامه‌ریزان اقتصادی کشورهای مزبور قرار گیرد.

در کشور ما نیز افزایش کارایی و بهره‌وری در بخش‌های مختلف اقتصادی باید به عنوان عاملی مهم و تعیین‌کننده در رشد اقتصادی، مطرح و مورد توجه خاص قرار داشته باشد. در همین راستا پیش‌بینی شده است که از متوسط رشد سالانه ۸ درصدی در نظر گرفته شده در برنامه چهارم توسعه کشور، حدود ۲/۵ درصد آن از طریق افزایش کارایی و بهره‌وری بخش‌های اقتصادی، حاصل گردد و این خود مستلزم شناخت میزان و ویژگی‌های کارایی و بهره‌وری و ارتقا آنان در سطوح مختلف بخشی و منطقه‌ای است.

در این مقاله تلاش بر این است که به بررسی مقایسه‌ای کارایی بخش صنایع کارخانه‌ای (بزرگ) به تفکیک استان‌های کشور، با استفاده از داده‌های تلفیقی در دوره ۸۳-۱۳۷۰، پرداخته شود. ویژگی این تحقیق، در این است که از یک سو کارایی در سطح بخشی، مورد بررسی قرار می‌گیرد و از سوی دیگر توانایی‌های مناطق مختلف ایران در خصوص چگونگی بهره‌برداری ازعوامل تولیدی و اختلاف آنان از این نظر، مورد سنجش و مقایسه قرار خواهد گرفت.

مروری بر ادبیات و سوابق مطالعاتی موضوع

پس از خاتمه جنگ جهانی دوم، گرایش و توجه عمده‌ای نسبت به مطالعه و بررسی

موضوعات مرتبط با رشد اقتصادی و بهره‌وری، از سوی محققان، بوجود آمد و در این راستا نیز در سال ۱۹۵۷ میلادی مقاله معروف سولو در خصوص این موضوعات و بررسی آنان در حوزه کلان منتشر گردید. سولو(Solow,۱۹۵۷)در مقاله خود با استفاده از یک تابع تولید کلی برای اقتصاد آمریکا، رشد اقتصادی را هم ناشی از افزایش در نهاده‌های (عوامل) تولیدی و هم ناشی از تغییرات بهره‌وری دانسته است.

از سال ۱۹۵۷ میلادی به بعد، موضوع کارایی در میان اقتصاددانان به طور جدی مورد بحث و بررسی قرار گرفت و بنیاد روش‌های جدیدی برای مطالعه بهره‌وری و کارایی در سطح خرد، در عمل پایه‌ریزی گردید. به طور کلی دیدگاه‌های جدید در این خصوص معطوف بر دو موضوع ذیل بوده‌اند :

۱- چگونگی تعریف کارایی و بهره‌وری؛

۲- چگونگی محاسبه و اندازه‌گیری کارایی و بهره‌وری؛

فرض اصلی در این زمینه این بود که بنگاه‌های تولیدی ممکن است به طور ناکارا عمل نمایند که این خود اشاره به مفهوم تابع تولید مرزی به عنوان یک انگپایه[۱] برای اندازه‌گیری کارایی داشت. تلاش‌های اولیه در خصوص بررسی مفهوم کارایی و اندازه‌گیری آن در دهه پنجاه میلادی و با کار کوپمنز (Koopmans, ۱۹۵۱) و دبرئو (Debreu,۱۹۵۱) آغاز گردید. هر دو صرفاً کارایی فنی را مورد مطالعه قرار دادند، از نظر کوپمنز یک بردار ستانده – نهاده در شرایطی به طور کامل کاراء هستند که به لحاظ فنی امکان افزایش مقدار هیچ ستانده‌ای (یا کاهش مقدار هیچ نهاده‌ای)، بدون کاهش مقدار حداقل یک ستانده دیگر (یا افزایش مقدار حداقل یک نهاده دیگر)، وجود نداشته باشد. هرچند که کوپمنز تعریفی از کارایی فنی و ویژگی آن را ارائه داده، لکن به‌طور مشخص روشی را برای اندازه‌گیری آن معرفی ننموده است. در این زمینه دبرئو با تعریف ضریبی تحت عنوان ضریب بهره‌برداری از منابع، معیاری را برای اندازه‌گیری و تعیین درجه کارایی فنی، مطرح نموده است. وی با استفاده از این ضریب که با «تفریق عدد یک از حداکثر مقدار کاهش نسبی (متناسب) در کلیه نهاده‌های تولیدی، با فرض تداوم تولید ستانده‌ها» محاسبه شده، هزینه و مقدار عدم کارایی فنی را اندازه‌گیری کرده است. به هر حال این یک تفکر ساده است که با تعدیل

۱ - Benchmark

نمودن معیار معرفی شده از سوی دبرئو بتوان اندازه کارایی را بدست آورد، ضمن این‌که وی تنها طرف هزینه منابع تولید را مورد توجه قرار داده و یک روش منسجم و مبتنی بر پایه‌های نظری برای اندازه‌گیری جنبه‌های مختلف کارایی را ارائه نداده است.

به دنبال مطالعه کوپمنز و دبرئو، فارل (Farrel,۱۹۵۷) با ارائه روشی مبتنی بر حداقل نمودن نهاده‌های تولیدی و با بکارگیری منحنی‌های تولید یکسان، اولین کسی بود که به طور تجربی به اندازه‌گیری کارایی پرداخته است. وی برای نخستین بار با انتشار مقاله‌ای تحت عنوان اندازه‌گیری کارایی تولید، نظریات خود را در خصوص اندازه‌گیری کارایی با الهام از کارهای انجام شده توسط دبرئو و کوپمنز ارائه نمود و در قالب یک کار تجربی مسائل مربوط به اندازه‌گیری کارایی را در بخش کشاورزی کشور آمریکا برای یک مجموعه از واحدهای تولیدی مشاهده شده، مورد تجزیه و تحلیل قرار داد. فارل با تعریف مفاهیم تابع تولید مرزی و ارائه ویژگی‌های آن، پیشنهاد نمود که در هر صنعت یا فعالیت اقتصادی عملکرد یک بنگاه با عملکرد بهترین بنگاه‌های موجود در آن مجموعه مورد مقایسه قرار گیرد. وی مفاهیم مربوط به کارایی به تفکیک کارایی فنی و کارایی تخصیصی و از حاصل ضرب آنها، کارایی اقتصادی را تعریف و تجزیه و تحلیل کرده است.

به طور کلی تحولاتی که در چند دهه گذشته در خصوص مفاهیم کارایی و شیوه‌های اندازه‌گیری آن انجام گرفته، عمدتاً مبتنی بر جنبه‌ها و ایده‌هایی بوده که توسط فارل تعریف و مطرح شده است. نکات و مسائل اشاره شده از سوی وی در واقع به عنوان سؤالات کلیدی برای تحقیقات بعدی در این زمینه بوده‌اند. به هرحال روش مورد استفاده از سوی فارل برای اندازه‌گیری کارایی دارای یک سری نواقص و محدودیت‌هایی بوده است که عملاً نتوانست در مطالعات کاربردی و تجربی بعدی مورد استقبال چندانی قرار گیرد. در بسیاری از مطالعات بعدی نیز به اصلاح روش وی همراه با تحکیم مبانی نظریه کارایی پرداخته شده است. مسیر تکامل روش‌های مرزی که با کار فارل آغاز گردید، در ابتدا با مدنظر قرار دادن روش ناپارامتری همراه بوده و سپس با معطوف شدن نظرات به سمت توابع تولید از نوع پارامتری دنبال شده است.

پس از ارائه چارچوب نظری اندازه‌گیری کارایی از سوی فارل، آیگنر و چو(Aigner,&)

Chu,۱۹۶۸ مدل تابع مرزی معین[۱] را برای تخمین کارایی معرفی کردند. آنان در مقاله خود دیدگاه جدیدی را در خصوص کارایی مطرح نکرده‌اند و عمدتاً متمرکز بر مفهوم تولید مرزی بوده‌اند. در مدل آنها فرض بر این است که تنها منبع خطا در تابع تولید مرزی، عدم‌کارایی است و تأثیر سایر خطاها و اختلال‌های آماری در نظر گرفته نشده است.

آیگنر، لول و اشمیت (Lovell, Shmidt, Aigner, ۱۹۷۷) در مقاله «*تدوین و برآورد مدل‌های تابع تولید مرزی تصادفی*[۲]» به اندازه‌گیری عملی کارایی برحسب تعریف فارل و با استفاده از روش تابع تولید مرزی تصادفی پرداخته‌اند. انگیزه ایجاد این مدل از سوی آنان از این ایده نشأت گرفته که انحرافات از تولید مرزی ممکن است تحت کنترل واحدهای تصمیم‌ساز (بنگاه‌های تولیدی) نباشند و باید اثرات آنان نیز تخمین‌زده شود. در واقع آنان در مقالات خود با معرفی جمله خطای ترکیب شده در مدل‌های پارامتری (که یک جزء آن بیانگر عدم کارایی و جزء دیگر آن شامل اختلال‌های تصادفی در مدل می‌باشند)، امکان انجام استنتاجات آماری گسترده‌ای در خصوص تخمین کارایی و همچنین تجزیه و تحلیل موشکافانه‌تری از توابع مرزی را فراهم آوردند.

پیت و لی (Pitt, and Lee,۱۹۸۱) در مقاله‌ای کاربرد مدل توابع مرزی تصادفی را با استفاده از داده‌های تلفیقی[۳]، گسترش دادند. در واقع در این شکل از کاربرد مدل، علاوه بر اندازه‌گیری سطح کارایی فنی بنگاه‌ها و مقایسه بین آنان از این نظر، امکان بررسی توام تغییرات تکنولوژیکی و تغییرات کارایی فنی هر یک از بنگاه‌ها در طول زمان نیز فراهم آمد. در ابتدا در مدل‌های داده‌های تلفیقی فرض بر این بود که اثر کارایی فنی در طول زمان تغییر نمی‌کند که این فرض برای حالتی که طول دوره زمانی مورد بررسی، زیاد می‌شود، چندان منطقی و قابل قبول به نظر نخواهد رسید. بتیس و کولی (Battiese,Coelli,۱۹۹۲)، در این خصوص مدلی را معرفی نمودند که فرض مذکور در آن لحاظ نشده است.

در تکنیک‌های تخمین اولیه برای مدل‌های تابع مرزی تصادفی، تنها به برآورد متوسط کارایی تمام بنگاه‌های مورد بررسی، اکتفا می‌گردید و مشخص نبود که آیا عملکرد مشاهده شده یک

۱ - Deterministic Frontier Function Approach

۲ - Stochastic Frontier Approach

۳ - Panel Data

بنگاه خاص در مقایسه با مرز تولید (هزینه)، ناشی از عدم کارایی است یا به علت تغییرات تصادفی و این مسئله به عنوان ضعف اصلی روش مرزی تصادفی مطرح بود. ژاندراو، لول و اشمیت (۱۹۸۲ Jondrow, Lovell, Schmidt,) با ارائه راه‌حل ابتکاری این مسئله را مورد بررسی قرار داده و اندازه‌گیری مجزای کارایی هر یک از بنگاه‌ها را عملی نمودند و از این نظر تحولی در محاسبه کارایی و تخمین توابع مرزی بوجود آوردند.

به طور کلی پس از معرفی مدل توابع مرزی تصادفی، تحولاتی که به تدریج در خصوص این روش به وقوع پیوسته و در مطالعات مختلف بعدی نیز به آن پرداخته شده، عمدتاً معطوف به شکل توابع و نوع توزیع آماری متغیر عدم کارایی در توابع مذکور بوده است. در این زمینه می‌توان به مقالات بیکرز و هاموند (Beckers, & Hammond, ۱۹۸۷) و گرین (Green, W. ۱۹۹۰) اشاره کرد که مدل توابع مرزی تصادفی با توزیع گاما را معرفی نموده‌اند. در مدل ارائه شده از سوی آنان، در مقابل فرض نیمه نرمال بودن توزیع متغیر عدم کارایی در مدل آیگنر، لول و اشمیت، فرض بر این است که متغیر عدم کارایی دارای توزیع گاما می‌باشد.

استیونسون (Stevenson, ۱۹۸۰) نیز در مدل پیشنهادی خود، فرض توزیع نرمال منقطع[1] در نقطه صفر را که در واقع یک شکل تعمیم یافته از توزیع نیمه نرمال است مطرح نمود. این دو نوع توزیع، امکان مطرح شدن دامنه گسترده‌ای از فروض دیگر توزیع متغیر عدم کارایی را فراهم کردند.

از طرف دیگر چارنز ،کوپر و رودس (Charnes, Cooper, and Rhodes, ۱۹۷۸)، ایده جدیدی را در خصوص اندازه‌گیری کارایی و روش ناپارامتری (برنامه‌ریزی خطی) مطرح نمودند. آنان با جامعیت بخشیدن به روش فارل به گونه‌ای که خصوصیت فرآیند تولید با چند عامل تولیدی و چند ستانده‌ای را نیز دربرگیرد، روش تحلیل فراگیر داده‌ها را که مبتنی بر تکنیک‌های برنامه‌ریزی ریاضی است، به این ادبیات اقتصادی اضافه کردند. مقاله‌ای که توسط آنان تحت عنوان «اندازه‌گیری کارایی واحدهای تصمیم‌ساز» نگاشته شده، همراه با مقاله آیگنر، لول و اشمیت، در واقع به عنوان دو مقاله اصلی و پایه شناخته شده‌اند که ارائه کننده دو سبک اصیل و کلاسیک

۱ - Truncate

(پارامتری و ناپارامتری) در زمینه روش‌های اندازه‌گیری کارایی هستند و مدل‌های مطرح شده در بسیاری از مقالات بعدی، عموماً مبتنی بر یکی از دو سبک ارائه شده در دو مقاله مذکور بوده است.

- مبانی نظری و مفاهیم مربوط به کارایی

الف- مبانی نظری کارایی

چارچوب نظری کارایی در واقع مبتنی بر بهینه‌سازی رفتار تولیدکننده و یا به عبارتی همان نظریه تولید در اقتصاد خرد است. مفهوم کارایی و شیوه‌های محاسبه آن را از منظرهای مختلف نظریه تولید، می‌توان تجزیه و تحلیل و درک نمود. فرآیند بهینه‌سازی یک بنگاه تولیدی، از دو جهت یا مسیر قابل بررسی است، یکی از طریق دنبال کردن فرآیند حداکثر کردن سود و دیگری بر مبنای فرآیند حداقل کردن هزینه است. کارایی از هر دو دیدگاه قابل اندازه‌گیری و بررسی است. در نظریه تولید، رفتار بهینه یک بنگاه بر پایه یک‌سری فروض اولیه مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرد و با توجه به همین فروض نیز فرضیه‌هایی در خصوص رفتار تولیدکننده آزمون می‌گردد. از جمله این فروض این است که تولیدکننده با کارایی کامل، عمل نماید، به عبارت دیگر فرض می‌شود که تفاوتی بین عملکرد بالقوه و واقعی تولیدکننده از نظر استفاده از عوامل تولیدی موجود و یا سطح محصول تولیدی وجود ندارد. بر مبنای همین فرض، در نظریه تولید نئوکلاسیک‌ها، عدم کارایی بنگاه‌های تولیدی، نادیده گرفته شده است و در تحلیل توابع تولید و هزینه و مفاهیم مرتبط با آنان فرض می‌شود که تولیدکننده با معین بودن نوع تکنولوژی تولید و مشخص بودن ساختار بازار عوامل تولید و محصول، بر روی منحنی‌های تولید و یا هزینه خود عمل می‌نماید. حداکثر سود و یا حداقل هزینه بنگاه نیز در شرایط کارایی کامل حاصل می‌گردد، بر همین اساس شرایط (مرتبه اول و دوم) فرآیند حداکثر کردن سود و یا حداقل‌کردن هزینه نیز با نادیده گرفتن عدم کارایی، مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرد. مدت‌های مدیدی، اقتصاددانان از همین پارادایم جهت تحلیل و تخمین توابع تولید، هزینه و سود استفاده کرده و در تخمین مدل‌های اقتصادسنجی نیز تنها منبع انحراف مشاهدات از نقاط روی توابع را اختلالات و شوک‌های آماری تصادفی (نه ناشی از عدم کارایی)، فرض می‌کرده‌اند.

به هر حال براساس اکثر شواهد تجربی موجود، تولیدکننده همیشه در حل مسائل بهینه‌سازی

خود کاملاً موفق نبوده و به لحاظ کارایی، از عملکردی کامل بهره‌مند نیست. علاوه بر این با فرض این‌که از کارایی فنی هم برخوردار باشد، این دلیلی نخواهد بود که از ابعاد دیگر کارایی بطور کامل بهره‌مند باشد. نقض فرض کارایی کامل باعث بروز خطاهایی در نتیجه‌گیری و استدلال‌های بعدی خواهد شد. با در نظر گرفتن همین مسئله، در تحلیل رفتار تولیدکننده، توجه تحلیل‌گران اقتصادی به جای توابع مرسوم به سمت توابع مرزی که در آن به نوعی عدم کارایی تولیدکننده نیز منظور می‌گردد، معطوف گردید و مفاهیم ضمنی اقتصادسنجی نیز مجدداً فرمول‌بندی شد. به عبارت دیگر در تخمین توابع علاوه بر اختلالات آماری، عدم کارایی نیز به عنوان بخشی از انحراف مشاهدات از مرز تولید و یا هزینه، مورد توجه قرار گرفت.

ب- تعریف کارایی

کارایی یک مفهوم اقتصادی است که عملکرد طیف گسترده‌ای از فعالیت‌های اقتصادی را در حوزه یک بنگاه یا یک بخش اقتصادی و یا یک اقتصاد ملی (یا منطقه‌ای)، نشان می‌دهد. در ادبیات نظری، این مفهوم اقتصادی به تفکیک کارایی فنی، تخصیصی و اقتصادی، تعریف و مورد سنجش قرار گرفته است.

کارایی فنی بیانگر میزان توانایی یک بنگاه و یا واحد تصمیم‌ساز است برای:

۱- تولید حداکثر مقدار محصول و یا ستانده به ازای استفاده از یک مقدار مشخص از عوامل تولیدی و یا

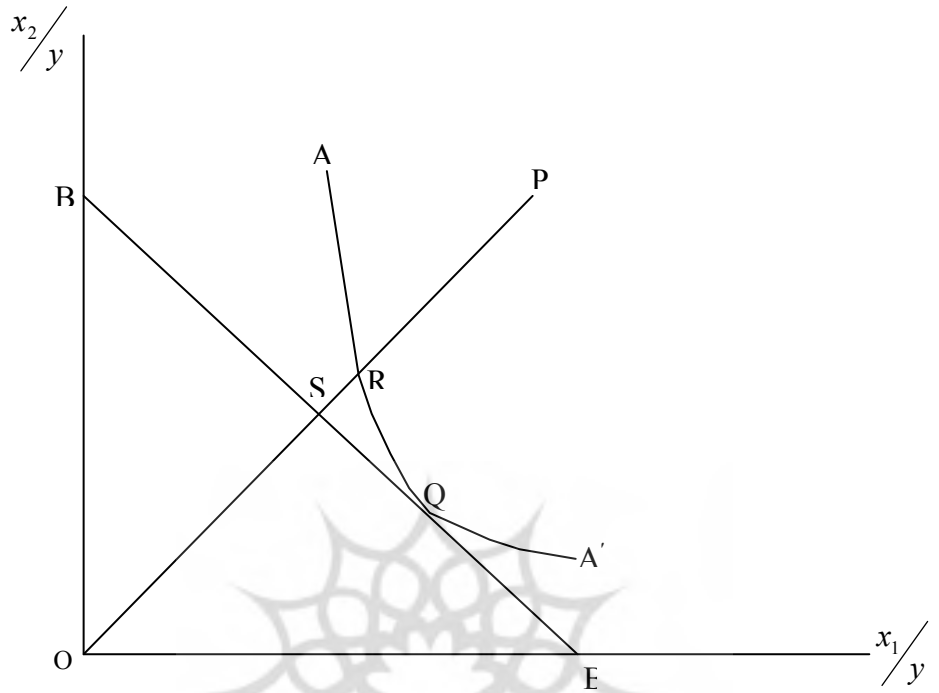
۲- استفاده از حداقل مقدار عوامل تولیدی برای تولید یک مقدار معین از ستانده.

که آن را می‌توان یا برحسب نسبت مقدار واقعی ستانده‌های بدست آمده به مقدار بهینه (حداکثر) ستانده‌ها در سطح معینی از عوامل تولیدی و یا برحسب نسبت مقدار واقعی مصرف عوامل تولیدی به مقدار بهینه (حداقل) مصرف آنان در سطح مشخصی از ستانده‌ها بیان کرد.

کارایی تخصیصی جنبه دیگری از مفهوم کارایی است که نشان‌دهنده توانایی یک واحد تصمیم‌ساز یا بنگاه برای استفاده از ترکیب بهینه عوامل تولیدی با توجه به قیمت‌های نسبی آنان می‌باشد.

کارایی اقتصادی نیز از حاصل ضرب کارایی فنی و تخصیصی بدست می‌آید. در کارایی اقتصادی ترکیب بهینه عوامل تولیدی هم با توجه به قیمت‌های نسبی آنان و هم از نظر حداقل نمودن بکارگیری آنان برای تولید یک مقدار معین از ستانده مورد توجه قرار می‌گیرد.

ارتباط و مقایسه بین این سه نوع کارایی را می‌توان با ذکر یک مثال ساده از بنگاهی که تنها از دو عامل تولیدی x_1 و x_2 برای تولید یک محصول y استفاده می‌کند، در قالب نمودار ذیل به تصویر کشید.



شکل (۱) مقایسه میان کارایی فنی، تخصیصی و اقتصادی

در نمودار فوق منحنی AA' منحنی هم مقداری تولید بنگاه مفروض می‌باشد که نقاط روی آن ترکیبات مختلفی از عوامل تولید که سطح مشخصی از محصول را تولید می‌نمایند، نشان می‌دهد.

اگر نقطه P موقعیت واقعی بنگاه باشد، کارایی فنی این بنگاه در نقطه مذکور بصورت زیر تعریف می‌شود:

کارایی فنی = OR / OP

این بنگاه به لحاظ فنی زمانی از کارایی کامل برخوردار است که تولید او بر روی منحنی AA' انجام شود (نقطه‌ای مانند R). چنانچه تولید در سمت راست منحنی مذکور صورت پذیرد، بنگاه با عدم کارایی مواجه خواهد بود. در یک بنگاه کاملا کاراء $OR=OP$ است. هر چقدر فاصله بین OR

و OP بیشتر باشد، میزان کارایی فنی کمتر خواهد بود.

در زمینه کارایی تخصیصی لازم است اطلاعات مربوط به قیمت عوامل تولیدی ویا بعبارتی مشخصات خط هزینه یکسان بنگاه (خط 'BB) معلوم باشد. دراین شرایط کارایی تخصیصی بنگاه در نقطهP برابرخواهدبود:

کارایی تخصیصی = OS / OR

از حاصل ضرب کارایی فنی و کارایی تخصیصی می توان کارایی اقتصادی را تعیین نمود:

کارایی اقتصادی = [OS / OR] * [OR / OP]

- روش‌شناسی تحقیق

از دیدگاه عملی برآورد و اندازه‌گیری کارایی مستلزم محاسبه یا تخمین توابع مرزی تولید و یا هزینه است. برای این منظور روش‌ها و تکنیک‌های مختلفی مطرح شده است که بطور کلی برحسب ویژگی‌هایی که دارند، در قالب دو روش کلی و متمایز طبقه‌بندی شده‌اند. روش اول تحت عنوان روش ناپارامتری و روش دوم نیز تحت عنوان روش پارامتری می‌باشند. ویژگی مشترک تمامی تکنیک‌های مربوط به دو روش مذکور در این است که در بکارگیری آنان، اطلاعات لازم جهت برآورد مرز تولید و یا هزینه و محاسبه کارایی، از یک‌سری مشاهدات مربوط به یک مجموعه داده‌هایی که تعیین‌کننده مرز تولید (هزینه) بهترین عملکرد هستند، استخراج می‌گردند.

روش اندازه‌گیری ناپارامتری، مبتنی بر تکنیک برنامه‌ریزی ریاضی است و از آن جهت یک روش ناپارامتری نامیده شده که برای محاسبه مرز تولید (هزینه) و اندازه‌گیری کارایی در چارچوب آن، الزامی به تخمین هیچ نوع تابع خاصی نیست. متداول‌ترین شیوه و تکنیک محاسباتی که در چارچوب روش مذکور مطرح می‌باشد، روش تحلیل فراگیر داده‌ها [۱] (DEA) است. این روش یک روش معین بوده که مبتنی بر یک‌سری بهینه‌سازی می‌باشد. در این روش با استفاده از تکنیک برنامه‌ریزی خطی، مرز تولید و یا هزینه (مرز کارایی) محاسبه و بر مبنای آن عدم کارایی هر یک از بنگاه‌های مورد بررسی، اندازه‌گیری می‌شود. در روش مذکور فرض بر این است که

۱- Data Envelopment Analysis

کلیه انحرافات، مربوط به عدم کارایی بوده و تأثیر سایر شوک‌ها و اختلالات تصادفی بیرونی بر روی تولید یا هزینه، نادیده گرفته می‌شود که همین امر استفاده از روش مذکور را در شرایطی که اثر این عوامل قابل توجه باشد، با شک و تردید همراه می‌گرداند.

برخلاف روش اندازه‌گیری ناپارامتری، روش پارامتری مستلزم مشخص بودن شکل تابع مرزی و فروض خاص در خصوص نحوه توزیع عدم کارایی در مدل، می‌باشد. در واقع این روش متکی بر تکنیک‌های اقتصادسنجی و تخمین یک‌سری پارامترها و استنتاجات آماری است که در جهت برآورد توابع مرزی و اندازه‌گیری عدم کارایی (کارایی)، بکارگرفته می‌شوند. بارزترین مدلی که در چارچوب روش مذکور مطرح شده است، مدل تابع مرزی تصادفی است. در این مدل، رفتار کاراء براساس تجارب واقعی بنا می‌شود و در آن سعی گردیده در کنار سنجش میزان عدم‌کارایی، تأثیر سایر شوک‌ها و عوامل بیرونی نیز مد نظر قرار گیرد.

مشخصه اصلی مدل تابع مرزی تصادفی در این است که جمله اختلال آن ترکیبی از دو جزء عدم کارایی و سایر اختلال‌های آماری می‌باشد. به عبارت دیگر در این مدل بخشی از انحراف نقاط مشاهده شده از تابع مرزی ناشی از عدم کارایی و بخشی دیگر از آن نیز مربوط به عوامل تصادفی و خارج از کنترل واحد تصمیم‌ساز (بنگاه)، است. در مدل مذکور تأثیر این دو جزء، به تفکیک مورد ارزیابی قرار می‌گیرد.

ویژگی مدل مرزی تصادفی نسبت به مدل‌های معمول اقتصادسنجی در این است که در برازش تابع، نقاط متوسط را در نظر نمی‌گیرد، بلکه نقاط مرزی یا سرحدی را مورد توجه قرار می‌دهد. بطور کلی ساختار و شمای عمومی مدل تابع مرزی تصادفی برای تولید را می‌توان بصورت ذیل نشان داد:

$$\begin{aligned} & y_i = f(X_i;\beta).\exp(v_i - u_i) \\ & v_i \sim N(0,\sigma_v^2),(-\infty < v_i < \infty) \\ & u_i \geq 0 \end{aligned} \qquad (۱)$$

در مدل فوق، $f(\circ)$ یک شکل تابع مناسب است که در ابتدا بایستی برای مدل تعیین گردد، y_i بردار ستانده بنگاه تولیدی و X_i بردار عوامل تولیدی مورد استفاده می‌باشند. β نیز بردار پارامترهای مدل است.

همچنان‌که در مدل بالا نشان داده شده است، انحراف نقاط مشاهده شده از تابع تولید، بستگی به مقدار دو متغیر u_i و v_i دارد. متغیر u_i نشاندهنده میزان عدم کارایی فنی یا انحراف از مرز تولید است که بنا به تعریف کارایی، باید غیرمنفی و دارای توزیعی یک‌طرفه باشد، و فرض می‌شود مستقل از جزء سایر اختلال‌ها (v_i) و متغیرهای توضیحی در مدل، است. بنابراین $y_i = f(X\ ;\beta).\exp(v_i)$، مرز تولید تصادفی را نشان می‌دهد که در آن متغیر v_i جمله اختلال معمولی بوده و توضیح‌دهنده عواملی همچون شوک‌های تأثیرگذار بیرونی و خارج از کنترل واحد تولیدی، خطاهای اندازه‌گیری و یا تأثیر متغیرهای غیر مهم کنار گذاشته شده از مدل است. فرض بر این است که جزء اختلال v_i دارای توزیع مستقل دو طرفه نرمال با امید ریاضی برابر با صفر و واریانس ثابتی برابر با σ_v^2 است.

با تخمین مدل (۱) می‌توان میزان کارایی فنی را بر حسب تعریف آن، به صورت زیر برآورد کرد:

$$TE_i = \frac{y_i}{f(X_i;\beta).\exp(v_i)} = \exp(-u_i)$$

لازم به توضیح است که جمله اختلال ترکیبی $\varepsilon_i = (v_i - u_i)$ در مدل (۱)، عبارتی نامتقارن و غیرنرمال است که درجه نامتقارن بودن آن بستگی به نسبت انحراف معیار جزء عدم کارایی به انحراف معیار جزء اختلال معمولی، $(\lambda = \sigma_u / \sigma_v)$، دارد.

انتخاب نوع توزیع برای متغیر u_i از لحاظ انتخاب روش تخمین مدل، مهم می‌باشد. یک انتقاد عمومی به روش مرزی تصادفی این است که از ابتدا نمی‌توان هیچ فرض معینی را در خصوص شکل توزیعی متغیر عدم کارایی فنی داشت. در این رابطه با توجه به یک طرفه بودن جزء عدم کارایی، توزیع‌های مختلفی برای آن، فرض شده که متداولترین این فروض عبارتند از: فرض توزیع نیمه نرمال، فرض توزیع برش داده شده یا منقطع[۱] در نقطه صفر و فرض توزیع نمایی. بر اساس این فروض نیز مدل‌های مختلفی در چارچوب روش تابع مرزی تصادفی، تدوین شده است. نکته شایان توجه در خصوص روش تابع مرزی این است که جزء u_i به صورت مستقیم قابل مشاهده نبوده و به همین دلیل نیز در مدل‌های اولیه، تفکیک جزء عدم کارایی (u) و جزء اختلال

۱ - Truncated distribution

معمولی (v) در جمله خطای ترکیبی، دور از انتظار بود. بنابراین، در تکنیک‌های تخمین اولیه صرفاً جمله ترکیبی ε_i برآورد می‌گردید و آنچه که از تخمین مدل بدست می‌آمد، برآوردی از متوسط میزان کارایی تمامی بنگاه‌های مورد بررسی بود.

به هرحال برای اندازه‌گیری میزان عدم کارایی هر یک از بنگاه‌ها، باید دو جزء عدم کارایی و جمله اختلال معمولی از یکدیگر تفکیک شوند. این نکته به ویژه از نقطه نظر سیاست‌گذاری مهم است. منطق اقتصادی تفکیک این دو جزء اختلال در مدل این است که این دو جمله قابل تفکیک و دارای خواص متفاوتی هستند. بر همین اساس یک راه حل ابتکاری برای انجام این عمل از سوی ژاندراو، لول، و اشمیت (سال ۱۹۸۲)، ارائه گردید. آنان یک فرمول صریح برای ارزش مورد انتظار شرطی جزء u_i به شرط مشاهده جمله اختلال ترکیبی، $(E(u_i \mid (v_i - u_i))$ را در دو حالت (فرض) توزیع نیمه نرمال و توزیع نمایی، برای جزء عدم کارایی، به شکل زیر پیشنهاد دادند[۱]:

با فرض توزیع نیمه نرمال: $u_i = \mid u_i \mid, u_i \sim N(0, \sigma_u^2)$

$$E[u_i \mid \varepsilon_i = v_i - u_i] = \frac{\sigma\lambda}{(1+\lambda^2)}\left[\frac{\phi(\varepsilon_i\lambda/\sigma)}{\Phi(-\varepsilon_i\lambda/\sigma)} - \frac{\varepsilon_i\lambda}{\sigma}\right] \qquad (۲)$$

که در آن $\lambda = \frac{\sigma_u}{\sigma_v}$ است و σ نیز از رابطه $\sigma = \sqrt{\sigma_u^2 + \sigma_v^2}$ حاصل می‌شود. $\phi(.)$ یک تابع چگالی با توزیع نرمال استاندارد و $\Phi(.)$ نیز یک تابع چگالی انباشت شده می‌باشد.

با فرض توزیع نمایی: $f(u_i) = \theta . \exp(-\theta u_i)$

$$E[u_i \mid \varepsilon_i = v_i - u_i] = (\varepsilon_i - \theta\sigma_v^2) + \frac{\sigma_v\phi[(\varepsilon_i - \theta\sigma_v^2)/\sigma_v]}{\Phi[(\varepsilon_i - \theta\sigma_v^2)/\sigma_v]} \qquad (۳)$$

که در آن $\theta = 1/\sigma_u$ است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

۱-Jondrow, J., Lovell, C.A.K. and Schmit, P. , (۱۹۸۲), "On the Estimation of Technical Inefficiency in the Stochastic Frontier Production Function Model", Journal of Econometrics, PP. ۲۳۳-۲۳۸.

با استفاده از روش حداکثر درستنمایی (ML) و تخمین σ، λ، ε_i از روابط فوق، برحسب فرض مورد نظر در خصوص نوع توزیع u_i و همچنین تخمین پارامترهای مدل (۱)، می‌توان برآوردهایی را برای v_i و u_i بدست آورد. در نهایت اینکه میزان کارایی فنی (شرطی) هریک از واحدهای مورد بررسی، برابر خواهد شد با:

$$TE_i = \exp^{-E[u_i|\varepsilon_i]} \qquad (۴)$$

با توجه به غیرمنفی بودن مقدار u_i، از رابطه فوق می‌توان دریافت که دامنه تغییرات میزا ن کارایی فنی یک بنگاه مقداری بین عدد صفر و یک خواهد بود. ($u_i \geq 0 \Rightarrow \quad 0 \leq TE_i \leq 1$)

- مدل مورد استفاده

در این تحقیق کارایی فنی صنایع کارخانه‌ای استان‌های کشور، با استفاده از شکل مدل تابع مرزی تصادفی زیر که الهام گرفته از مدل باتیز و کول (۱۹۹۵) می‌باشد، اندازه‌گیری شده است.

$$\begin{aligned} y_{it} &= f(X_{it};\alpha) + \varepsilon_{it} \\ \varepsilon_{it} &= v_{it} - u_{it} \\ v_{it} &\sim iid \,|\, N(m_{it}, \sigma_v^2) \,| \\ m_{it} &= m(z;\delta) = \delta_0 + \sum_{k=1}^{M} \delta_k Z_{k,it} \end{aligned} \qquad (۵)$$

در مدل فوق، $f(.)$ شکل تابع مناسب، y_{it} ستانده واحد iام (دراین تحقیق صنعت استان iام) در زمان t و X_{it} بردار عوامل تولیدی برای واحد iام در زمان t می‌باشند، Z_kها متغیرهای تأثیرگذار بر عدم کارایی فنی هر یک از واحدهای مورد بررسی است. δها، پارامترها یا ضرایب مربوط به متغیرهای مذکور و بردار α، پارامترهای اصلی مدل هستند که بایستی برآورد گردند. متغیرهای u_{it} و v_{it} نیز همچنان‌که قبلاً عنوان شد به ترتیب بیانگر میزان عدم کارایی و سایر اختلال‌های آماری در مدل می‌باشند. u_{it}، دارای توزیع نرمال و منقطع در نقطه صفر با میانگینی برابر با m_{it} (که فرض می‌شود تابعی خطی از متغیرهای z_i است) می‌باشد.

در مدل (۵) بجای واریانس‌های σ_v^2، σ_u^2، دو پارامتر واریانس σ^2 و γ که بصورت زیر تعریف گردیده‌اند، جایگزین و برآورد می‌شوند:

$$\sigma^2 = \sigma_v^2 + \sigma_u^2$$
$$\gamma = \sigma_u^2 \Big/ (\sigma_v^2 + \sigma_u^2)$$

پارامتر γ در واقع معنی‌دار بودن جزء عدم کارایی و اثر آن در مدل را ارزیابی می‌کند. این پارامتر در یک فرآیند حداکثرسازی تکراری برآورد گردیده و مقداری بین صفر و یک را اختیار می‌کند. در حالتی که مقدار γ برابر با صفر است، یعنی $\sigma_u^2 = 0$ و یا $\sigma_v^2 = \infty$ می‌باشد، جزء عدم کارایی از مدل حذف و مدل (۵) به یک مدل معمولی اقتصادسنجی تبدیل می‌شود. از سوی دیگر چنانچه مقدار σ_u^2 به سمت بینهایت میل کند $(\sigma_u^2 \to \infty)$ و یا مقدار σ_v^2 به سمت صفر میل کند $(\sigma_v^2 \to 0)$، آنگاه مقدار پارامتر γ نیز به سمت یک میل خواهد کرد $(\gamma \to 1)$، در این حالت مدل مذکور به مدل تابع مرزی معین نزدیک خواهد شد.

بطور کلی مدل (۵) دارای چند ویژگی قابل توجه می‌باشد، اول اینکه در مدل مذکور، متغیر عدم کارایی (u_{it}) به طور صریح تابعی از بردار مشخصه‌های هر یک از واحدها، (Z_{it})، می‌باشد. در مطالعاتی که در زمینه تعریف و تحلیل اثرات عدم کارایی انجام می‌شود، غالباً برای بررسی عوامل موثر بر عدم کارایی، از دو روش استفاده می‌گردد. یکی روش دو مرحله‌ای و دیگری روش تک مرحله‌ای است. براساس روش دو مرحله‌ای در ابتدا تابع تولید مرزی تصادفی تخمین و میزان عدم کارایی واحدها مشخص می‌گردد، سپس در مرحله دوم، با استفاده از برآوردهای بدست آمده برای عدم کارایی، اثر متغیرهای تأثیرگذار بر آن، اندازه‌گیری و آزمون می‌شوند. هرچند که این روش کاربرد زیادی در مطالعات تجربی داشته است اما ناقض برخی از فروضی است که در اندازه‌گیری کارایی در چارچوب مدل تابع مرزی تصادفی، اعمال می‌گردد، چرا که در مرحله اول برآورد، جزء عدم کارایی به عنوان یک خطای یک‌طرفه، مستقل از مشاهدات در نظر گرفته می‌شود و در مرحله دوم این فرض نقض می‌گردد و برآوردگرهای مدل دراین مرحله، احتمالا کاراء نخواهند بود. این مسئله توسط برخی از محققین شناسایی و برای رفع آن روش تک مرحله‌ای را ارائه کردند (Battese, and Coelli, ۱۹۹۵:۳۲۵-۳۳۲)، بدین نحو که مدلی از تابع مرزی تصادفی را پیشنهاد دادند که براساس آن عدم کارایی به عنوان یک تابع صریح از متغیرهای توضیحی تأثیرگذار، بیان شده است. در این مدل فرض می‌شود که امید ریاضی و یا

واریانس جزء عدم کارایی تابعی از یک‌سری متغیرهای تأثیرگذار بر عدم کارایی می‌باشند.

ویژگی دوم مدل مذکور این است که فرض در نظر گرفته شده برای توزیع متغیر عدم کارایی در این مدل، می‌تواند مشخصه‌های خاص فروض دیگر در این زمینه را شامل شود. برای مثال اگر پارامتر δ_0، برابر با یک و سایر ضرایب (یعنی δ_K ها) برابر با صفر باشند، مدل مذکور به مدلی تبدیل خواهد شد که در آن فرض می‌شود عدم کارایی دارای توزیع برش داده شده نرمال، با میانگین ثابت می‌باشد.

حالت دیگر این است که تمامی پارامترها (δ_0 و δ_K ها) برابر با صفر باشند که در این صورت، عدم کارایی فنی تحت تأثیر هیچیک از متغیرهای Z_{it} نبوده و دارای توزیعی نیمه نرمال خواهد بود.

- شکل تابع

همان طور شرح داده شده، در چارچوب روش تابع مرزی تصادفی، اندازه‌گیری کارایی مستلزم مشخص نمودن شکل تابع مرزی است. در این تحقیق برای تخمین مدل تابع تولید مرزی (مدل ۵) از شکل تابع تولید لگاریتمی متعالی (ترانسلوگ)[۱] استفاده شده است:

(۶)

$$\ln y_{it} = \alpha_0 + \sum_{j=1}^{2} \alpha_j \ln x_{jit} + \alpha_T t + \frac{1}{2}\alpha_{TT} t^2 + \sum_{j} \alpha_{Tj} t \ln x_{jit} + \frac{1}{2}\sum_{j=1}^{2}\sum_{j\le k} \alpha_{kj} \ln x_{jit} \ln x_{kit} + \varepsilon_{it}$$

$$\varepsilon_{it} = v_{it} - u_{it} \qquad \begin{matrix} i = 1,2,...,N & N = 28 \\ t = 1,2,...,T & T = 12 \end{matrix}$$

اندیس i، مربوط به مشاهده صنعت استان iام (شامل ۲۸ استان)، اندیس j مربوط به نهاده‌های تولید (سرمایه و نیروی کار) و اندیس t نیز دلالت بر سال مورد بررسی دارد.

در مدل فوق متغیر y_i بیانگر ارزش تولید واقعی بخش صنایع کارخانه‌ای در استان iام و متغیرهای x_{ji} نیز عوامل تولیدی مورد استفاده (شامل x_2 = سرمایه و x_1 = نیروی کار) در

۱- Transcendental Logarithmic (Translog)

صنایع کارخانه‌ای استان iام، هستند. متغیر t نیز سال مورد بررسی را نشان می‌دهد که مقادیر ۱۲و...و۲و۱ را به ازای سال‌های ۸۱-۱۳۷۰ (سال‌های مورد مطالعه) اختیار می‌کند. این متغیر در واقع به نوعی بیانگر تأثیر تغییرات فنی در فرآیند تولید است. ε_{it} جمله اختلال ترکیبی است که در آن (u_{it}) جزء عدم کارایی و (v_{it}) نیز سایر اختلال‌های تصادفی می‌باشد. جزء عدم کارایی، (u_{it})، در مدل فوق در واقع مشخص می‌سازد که صنعت هراستان به چه میزان پایین‌تر از حد مرزی تولید خود عمل می‌کند و همان طور شرح داده شد، فرض می‌شود که دارای توزیع نرمال منقطع در نقطه صفر با میانگینی برابر با m_{it} و واریانس σ_u^2 است. بنابه فرض، m_{it} به شکل رابطه زیر تعریف گردیده است:

$$m_{it} = \delta_0 + \delta_1 Z_{1it} + \delta_2 Z_{2it} + \delta_2 Z_{3it} + w_{it} \qquad (۷)$$

که در آن:

m_{it} = میزان عدم کارایی،

Z_{1i} = سهم بنگاه‌های با مالکیت عمومی از کل بنگاه‌های صنعتی در استان iام،

Z_{2i} = متوسط ارزش افزوده هر بنگاه در صنایع استان iام،

Z_{3i} = نسبت ارزش انرژی مصرف شده به ارزش افزوده در صنایع استان iام، و

w_{it} = جمله اختلال که بنا به فرض دارای توزیع نرمال است.

در رابطه (۷)، متغیرهای Z_1 الی Z_3 برحسب تعاریف ارائه شده برای آنان، متغیرهای تاثیرگذار بر میزان عدم کارایی فنی و اختلاف آن در بین صنایع استان‌های مختلف هستند. در این ارتباط انتظار می‌رود که متغیرهای Z_{1i} و Z_{3i}، اثر منفی و متغیر Z_{2i}، اثر مثبت داشته باشند.

پارامترهای α در مدل (۶) و δ در مدل (۷) به طور مستقیم و همزمان و با استفاده از روش حداکثر درستنمایی، برآورد می‌گردند، سپس با تخمین جملات ε_{it} و u_{it} در مدل (۶)، میزان کارایی فنی صنایع هریک از استان‌ها به تفکیک سال‌های مورد بررسی، برحسب رابطه (۴) محاسبه می‌شود.[۱]

---

۱ - کلیه محاسبات مربوط به تخمین تابع تولید مرزی و اندازه‌گیری کارایی فنی با استفاده از نرم‌افزار FRONTIER۴,۱ انجام شده است. به منظور آشنایی با نحوه کاربرد این نرم‌افزار می‌توان به منبع زیر مراجعه نمود:

Coelli, T.(۱۹۹۶), "A Guide to FRONTIER Version۴,۱:A Computer Program for Stochastic Frontier Production and Cost Function Estimation ", CEPA Working Paper ۹۶,۰۷

- داده‌ها

در مقاله حاضر، به منظور تخمین تابع مرزی تولید و اندازه‌گیری میزان کارایی از داده‌های تلفیقی شامل ۲۸ استان کشور برای دوره زمانی ۸۳-۱۳۷۰، استفاده شده است. این داده‌های آماری به استثنای ارزش موجودی سرمایه، به طور مستقیم از نتایج آمارگیری کارگاه‌های بزرگ صنعتی[1] که به طور سالیانه توسط مرکز آمار ایران انجام می‌پذیرد، استخراج گردیده‌اند، ارزش تمامی متغیرهای مذکور براساس قیمت‌های جاری بوده که برای تبدیل آنها به قیمت‌های ثابت از شاخص قیمت پایه سال ۱۳۷۶، استفاده شده است. ارزش موجودی سرمایه با بکارگیری روشی که توسط کیانی و بغزیان (۱۳۷۶)[2] ارائه گردیده، برآورد شده است.

- برآورد مدل و تحلیل نتایج حاصل از آن

تابع تولید مرزی و کارایی فنی صنایع بزرگ در استان‌ها با تخمین حداکثر درستنمایی پارامترهای مدل (۶) و مدل(۷) ، برآورد شده است. نتایج حاصل از این تخمین در جدول الف ارائه شده است.

از آنجا که روش تابع مرزی تصادفی یک روش آماری بوده و مبتنی بر یک‌سری استنباطات آماری می‌باشد، بنابراین قبل از تحلیل نتایج حاصل از تخمین مدل و میزان کارایی برآورد شده، لازم است که در ابتدا پیرامون نتایج بدست آمده، یک‌سری فروض آماری آزمون شوند.

- آزمون‌های آماری

فرضیه‌های مربوط به نتایج حاصل از تخمین مدل‌های مورد نظر با استفاده از آماره لگاریتم نسبت درستنمایی تعمیم‌یافته، آزمون شده‌اند. آماره مزبور یکی از متداول‌ترین آماره‌هایی است که جهت آزمون‌های مربوط به برآوردکننده‌های روش حداکثر درستنمایی، بکارگرفته می‌شود. این نسبت عبارت است از مقدار حداکثر تابع درستنمایی برای توابع مقید تحت فرضیه صفر به مقدار حداکثر

---

۱ - منظور از کارگاه‌های بزرگ صنعتی،کارگاه‌هایی هستند که دارای ده نفر کارکن و یا بیشتر می باشند.

۱- هژبر کیانی، کامبیز و بغزیان، آلبرت «روشی برای برآورد موجودی سرمایه بخش‌های عمده اقتصاد ایران»، مجله اقتصاد دانشکده علوم اقتصادی و سیاسی دانشگاه شهید بهشتی، شماره ۶ ، بهار ۱۳۷۶

تابع درستنمایی برای توابع نامقید تحت فرضیه مقابل که به طور کلی آن را می‌توان به شکل زیر بیان کرد:

$$LR = -2[L(H_\circ) - L(H_1)]$$

که در $L(H_0)$ و $L(H_1)$ به ترتیب مقادیر لگاریتم تابع درستنمایی تحت فرضیه صفر و فرضیه مقابل هستند. آماره فوق بصورت مجانبی دارای توزیع x^2 (کای - دو) با درجه آزادی برابر با تعداد قیود اعمال شده بر مدل تحت فرضیه صفر می‌باشد.

جدول الف : نتایج حاصل از برآورد حداکثر درستنمایی پارامترها درمدل های مورد بررسی

متغیرها @	پارامترها	برآوردها	خطای معیار	نسبت آماره t
تابع تولید مرزی - (مدل۶)				
Constant	α_0	۶,۳ *	۰,۹۶	۶,۵۶
Ln x_1	α_1	۱,۴ *	۰,۲۱	۶,۸۱
Ln x_2	α_2	-۰,۵۸ *	۰,۲۳	-۲,۵۷
(Ln x_1)۲	α_{11}	۰,۰۹ **	۰,۰۵	۱,۸۳
(Ln x_2)۲	α_{22}	-۰,۰۸۵ *	۰,۰۳	۳,۱۳
(Ln x_1).(Ln x_2)	α_{12}	-۰,۱۶ **	۰,۰۷	-۲,۲۳
t	α_T	۰,۱۷ *	۰,۰۵	۳,۲۷
t۲	α_{TT}	-۰,۰۰۰۳	۰,۰۰۲	-۰,۱۹۲
(Ln x_1). t	α_{T1}	۰,۰۰۶	۰,۰۱	۰,۵۹۱
(Ln x_2). t	α_{T2}	- ۰,۰۱۴ ***	۰,۰۰۹	-۱,۵۳
پارامترهای واریانس				
Sigma - squared	$\sigma^2 = (\sigma_u^2 + \sigma_v^2)$	۰,۰۵۷ *	۰,۰۰۵	۱۲,۰۶
Gamma	$\gamma = \sigma_u^2 / \sigma^2$	۰,۶۴ *	۰,۰۸۹	۷,۲
اثرعدم کارایی - (مدل ۷)				
Constant	δ_0	۱,۱۴ *	۰,۰۹۴	۱۲,۱

z۱	δ_1	۰,۵۶ *	۰,۲	۲,۸۱
z۲	δ_2	-۰,۰۰۰۱ *	۰,۰۰۰۰۰۶	-۱۶,۲
z۳	δ_3	۱,۸ *	۰,۳۶	۴,۹۸
Log - likelihood = ۱۹,۷				
تعداد سالها = ۱۲ تعداد استانها = ۲۸ ۳۳۶ = ۱۲ * ۲۸= تعداد مشاهدات				

متغیرها در متن مقاله تعریف شده اند@ = .
* در سطح یک درصد معنی دار است.
** درسطح پنج درصد معنی دار است.
*** درسطح ده درصد معنی دار است.
منبع: یافته‌های تحقیق

تمامی فرضیه‌های مربوط به پارامترهای برآورد شده در دو سطح معنی‌دار یک درصد و پنج درصد، آزمون شده‌اند که نتایج حاصل از این آزمون‌ها در جدول «ب » ارائه شده است.

اولین فرضیه‌ایی که مورد آزمون قرار گرفته، مربوط به انتخاب شکل تابع تولید مرزی است. در این مورد رد فرضیه صفر $H_\circ : \alpha_{TT} = \alpha_{TJ} = \alpha_{KJ} = 0$، بیانگر این است که شکل انتخاب شده تابع ترانسلوگ برای مدل (۵) در مقایسه با تابع کاب- داگلاس، شکل مناسب‌تری بوده است.

فرضیه دوم مربوط به خنثی بودن یا نبودن نوع تغییرات تکنولوژی است. از نظر هیکس تغییر تکنولوژی زمانی خنثی است که بهره‌وری تمامی عوامل تولیدی با تغییر تکنولوژی به یک نسبت تغییر یابند که این را می‌توان از طریق تأثیر متقابل متغیر زمان و سایر متغیرهای مستقل در مدل، مورد ارزیابی قرار داد.

بر همین اساس فرضیه صفری که در اینجا مورد آزمون قرار گرفته این است که تغییرات تکنولوژی از نوع خنثی می‌باشد. یعنی $H_\circ : \alpha_{T1} = \alpha_{T2} = 0$. نتایج بدست آمده بیانگر رد فرض یاد شده است، بنابراین می‌توان گفت در مدل (۶) ضرایب α_{Tj}ها معنی‌دار و به عبارتی، تغییرات تکنولوژی غیرخنثی می‌باشد.

فرضیه سوم پیرامون بررسی تأثیر تغییرات تکنولوژی و یا به عبارت دیگر معنی دار بودن ضرایب مربوط به متغیر زمان، t، در مدل (۶)، می‌باشد. در این زمینه، فرضیه صفر عدم تأثیر تغییرات تکنولوژی، $H_\circ : \alpha_T = \alpha_{TT} = \alpha_{TJ} = 0$، مورد آزمون قرار گرفته که نتایج بدست آمده نشان‌دهنده معنی‌دار بودن اثر تغییرات تکنولوژی در مدل یاد شده می‌باشد.

فرضیه چهارم که مهمترین فرضیه مورد بررسی است، پیرامون وجود عدم کارایی و اثر آن در مدل می‌باشد. برمبنای این فرضیه، معنی‌دار بودن پارامترهای $\gamma = \sigma^2 u / \left(\sigma^2{}_v + \sigma^2 u\right)$ و δ_iها، به‌طور همزمان آزمون می‌شوند. براین اساس، فرضیه صفر عدم تأثیر ناکارایی به شکل $H_\circ : \gamma = \delta_0 = \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = 0$ آزمون می‌گردد. تائید این فرضیه به منزله عدم وجود ناکارایی در مدل و پذیرفتن کارایی فنی کامل در فرآیند تولید می‌باشد، در این صورت برآورد مدل (۶) را می‌توان با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی، انجام داد. بر اساس نتایج بدست آمده، فرضیه فوق به گونه‌ای قوی رد شده و این بیانگر معنی‌دار بودن وجود عدم کارایی و پارامترهای مربوط به متغیرهای تأثیرگذار بر آن است.

جدول ب : نتایج حاصل ازآزمون فرضیه نسبت درستنمایی برای پارامترهای مدل تابع تولید مرزی مورد بررسی

فرض صفر ($H_\circ$)	مقدار لگاریتم تابع حداکثر درستنمایی	مقدار آماره آزمون *(LR)	درجه آزادی (d.f.)	مقادیر بحرانی آماره		رد یا قبول فرضیه
				درسطح ۱ درصد	درسطح ۵ درصد	
تابع تولید کاب - داگلاس $\alpha_{kj} = \alpha_{TT} = \alpha_{Tj} = 0, k, j = 1,2$	-۲۴/۲	۸۷/۸	۶	۱۶/۸۱	۱۲/۵۹	رد فرضیه صفر
خنثی بودن نوع تغییرات تکنولوژی $\alpha_{T1} = \alpha_{T2} = 0$	-۱۷/۱	۶/۷۳	۲	۹/۲۱	۵/۹۹	رد فرضیه صفر
عدم تغییرات تکنولوژی $\alpha_T = \alpha_{TT} = \alpha_{T1} = \alpha_{T2} = 0$	-۳۹/۸	۱۱۹	۴	۱۳/۲۸	۹/۴۹	رد فرضیه صفر
عدم وجود تاثیر ناکارایی فنی $\gamma = \delta_0 = \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = 0$	-۹۰/۲	۲۲۰	۵	۱۵/۰۸	۱۱/۰۷	رد فرضیه صفر
بازده ثابت نسبت به مقیاس (CRS)	۷/۶	۲۴/۱	۱۱	۲۴/۷۳	۱۹/۶۷	عدم رد فرضیه صفر در سطح معنی دار یک درصد
* LR = نسبت لگاریتم درستنمایی						

منبع: یافته‌های تحقیق

فرضیه پنجم مربوط به ویژگی بازده نسبت به مقیاس تکنولوژی تولید است. به عبارت دیگر این فرضیه مورد آزمون قرار می‌گیرد که آیا تکنولوژی تولید مرتبط با مدل (۶) از ویژگی بازده ثابت نسبت به مقیاس برخوردار می‌باشد؟ نتیجه این آزمون به نوعی نشان می‌دهد که تغییرات کارایی تحت تأثیر تغییر در مقیاس تولید نیز بوده است یا خیر. در ارتباط با این آزمون هر چند که فرضیه صفر مبنی بر وجود بازده ثابت نسبت به مقیاس در سطح معنی‌دار پنج درصد، رد شده، اما در سطح معنی‌دار یک درصد، این فرضیه پذیرفته می‌شود.

- سطح کارایی فنی برآورد شده

نتایج حاصل از تخمین مدل نشان می‌دهد که فرآیند تولید صنایع کارخانه‌ای، طی دوره مورد بررسی در اکثر استان‌ها به گونه‌ای معنی‌دار با مسئله عدم کارایی روبرو بوده است. در جدول «ج» نتایج مربوط به برآورد میزان کارایی فنی صنایع یاد شده، برحسب سال و به تفکیک هر یک از استان‌ها، ارائه شده است. همچنان‌که مشاهده می‌شود، میانگین میزان کارایی فنی این صنایع در کل استان‌ها در دوره ۸۳-۱۳۸۰ در سطحی پائین و برابر با ۰/۳۷۴ می‌باشد. در مجموع در دوره یاد شده، به ترتیب صنایع استان‌های خوزستان، کرمان، هرمزگان، بوشهر، مرکزی، تهران، فارس، اصفهان و قزوین، به طور نسبی سطح کارایی فنی بالاتری را در مقایسه با سایر استان‌ها داشته‌اند. در مقابل نیز صنایع استان‌های سیستان و بلوچستان، ایلام، کردستان، گیلان، کهگیلویه و بویراحمد و سمنان دارای پائین‌ترین میزان کارایی فنی بوده‌اند. در این میان به طور متوسط صنایع استان خوزستان با رقم ۰/۷۶۰ از بالاترین و صنایع استان سیستان و بلوچستان نیز با رقم ۰/۱۹۹ از کمترین سطح کارایی فنی برخوردار بوده‌اند.

متوسط سطح کارایی بیشتر استان‌ها (۱۳ استان)، در دامنه‌ایی بین ۰/۳ الی ۰/۵، متغیر بوده است و تنها پنج استان دارای میانگین سطح کارایی بیش از ۰/۵ . بوده‌اند.

نرخ رشد میانگین کارایی فنی صنایع مذکور در کل استان‌ها در دوره یاد شده برابر با ۱/۱ درصد بوده که در این زمینه صنایع استان هرمزگان بیشترین نرخ رشد (۹/۲ درصد) را داشته و به دنبال آن صنایع استان بوشهر با نرخ رشد کارایی ۸/۴ درصد، قرار گرفته است. در مقابل، صنایع استان کرمانشاه با نرخ رشد منفی برابر با ۶/۵- درصد، روبرو بوده و از این نظر در بین استان‌ها در رتبه آخر قرار گرفته است. ذکر این نکته حائز اهمیت است که میزان کارایی فنی صنایع ۱۳ استان

در دوره مورد بررسی، به طور متوسط از نرخ تغییرات کاهنده‌ای برخوردار بوده‌اند.

مهمترین یافته‌ای که از این تحقیق بدست آمده، این است که استان‌هایی نظیر بوشهر و هرمزگان دارای نرخ رشد کارایی فنی بالایی بویژه در سال‌های پایانی دوره مورد بررسی بوده‌اند. این در حالی است که استان‌های مذکور از جمله مناطقی هستند که در سال‌های ابتدایی دوره مورد بررسی از سطح کارایی پایینی برخوردار بوده‌اند. در ابتدای دوره (سال ۱۳۷۰) صنایع استان هرمزگان رتبه ۲۷ و صنایع استان بوشهر رتبه ۲۲ را به لحاظ کارایی فنی در بین استان‌ها دارا بوده‌اند. بیشترین میزان کارایی فنی صنایع در استان بوشهر مربوط به سال‌های ۱۳۷۹ به بعد و در استان هرمزگان نیز مربوط به سال‌های ۱۳۷۷ به بعد بوده است.

جدول ج : سطوح کارایی فنی صنایع کارخانه‌ای در هر یک از استان‌ها
در سال‌های ۸۳-۱۳۷۰ - بر حسب روش SFA

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

استان	۱۳۷۰	۱۳۷۱	۱۳۷۲	۱۳۷۳	۱۳۷۴	۱۳۷۵	۱۳۷۶	۱۳۷۷	۱۳۷۸	۱۳۷۹	۱۳۸۰	۱۳۸۱	۱۳۸۲	۱۳۸۳	میانگین دوره
آذربایجان شرقی	۰٫۳۳۵	۰٫۳۲۳	۰٫۴۱۴	۰٫۳۳۱	۰٫۲۸۷	۰٫۲۷۸	۰٫۳۲۲	۰٫۳۱۸	۰٫۳۶۰	۰٫۳۸۱	۰٫۴۱۲	۰٫۳۳۱	۰٫۳۷۸	۰٫۴۵۷	۰٫۳۶۰
آذربایجان غربی	۰٫۲۹۶	۰٫۳۰۰	۰٫۳۰۶	۰٫۳۰۹	۰٫۲۷۵	۰٫۲۶۵	۰٫۳۱۹	۰٫۲۷۹	۰٫۲۸۷	۰٫۳۰۳	۰٫۳۷۱	۰٫۳۱۰	۰٫۳۰۵	۰٫۲۷۸	۰٫۲۹۴
اردبیل	۰٫۲۷۳	۰٫۳۲۲	۰٫۳۱۲	۰٫۳۸۱	۰٫۳۹۰	۰٫۳۶۸	۰٫۲۷۷	۰٫۳۵۳	۰٫۳۴۸	۰٫۳۴۰	۰٫۳۷۴	۰٫۲۹۷	۰٫۳۰۶	۰٫۲۸۴	۰٫۳۲۰
اصفهان	۰٫۳۴۰	۰٫۴۶۵	۰٫۴۵۵	۰٫۴۲۰	۰٫۳۷۵	۰٫۴۱۷	۰٫۴۳۴	۰٫۳۸۴	۰٫۴۰۳	۰٫۴۳۵	۰٫۴۱۶	۰٫۳۳۱	۰٫۳۹۴	۰٫۵۱۹	۰٫۴۲۳
ایلام	۰٫۲۶۰	۰٫۲۱۶	۰٫۱۹۵	۰٫۱۴۶	۰٫۱۶۱	۰٫۱۸۰	۰٫۲۰۷	۰٫۱۶۶	۰٫۲۱۸	۰٫۲۶۹	۰٫۲۶۶	۰٫۲۵۶	۰٫۲۹۲	۰٫۲۷۳	۰٫۲۳۱
بوشهر	۰٫۲۸۹	۰٫۲۱۴	۰٫۲۹۲	۰٫۳۶۵	۰٫۲۷۵	۰٫۲۶۵	۰٫۴۲۵	۰٫۳۴۶	۰٫۵۰۹	۰٫۹۱۴	۰٫۹۲۶	۰٫۹۸۰	۰٫۹۹۰	۰٫۸۹۳	۰٫۵۴۷
تهران	۰٫۲۳۵	۰٫۳۹۱	۰٫۳۹۷	۰٫۳۷۰	۰٫۳۶۸	۰٫۳۷۰	۰٫۳۹۸	۰٫۴۰۵	۰٫۴۲۹	۰٫۴۶۵	۰٫۵۲۸	۰٫۶۶۹	۰٫۵۲۹	۰٫۵۱۷	۰٫۴۳۴
چهارمحال وبختیاری	۰٫۲۲۷	۰٫۳۲۰	۰٫۲۷۸	۰٫۳۷۷	۰٫۳۶۵	۰٫۲۹۵	۰٫۳۸۵	۰٫۳۶۱	۰٫۳۲۲	۰٫۳۳۸	۰٫۳۲۹	۰٫۳۶۵	۰٫۳۶۵	۰٫۴۱۰	۰٫۳۳۹
خراسان	۰٫۲۱۳	۰٫۲۰۴	۰٫۳۹۰	۰٫۳۸۳	۰٫۳۰۵	۰٫۲۸۷	۰٫۲۸۶	۰٫۲۹۱	۰٫۲۹۲	۰٫۲۸۲	۰٫۳۰۰	۰٫۳۱۳	۰٫۳۲۴	۰٫۳۱۹	۰٫۳۲۹
خوزستان	۰٫۷۵۸	۰٫۵۵۱	۰٫۸۲۲	۰٫۵۴۴	۰٫۶۰۷	۰٫۵۹۷	۰٫۶۶۴	۰٫۶۳۱	۰٫۷۳۶	۰٫۹۷۴	۰٫۹۵۹	۰٫۹۲۲	۰٫۹۱۵	۰٫۹۴۵	۰٫۷۶۰
زنجان	۰٫۲۷۷	۰٫۳۰۴	۰٫۳۴۰	۰٫۴۱۲	۰٫۳۷۵	۰٫۳۵۲	۰٫۳۳۱	۰٫۳۲۸	۰٫۳۲۲	۰٫۳۷۰	۰٫۳۶۹	۰٫۳۳۰	۰٫۳۵۹	۰٫۳۴۸	۰٫۳۵۶
سمنان	۰٫۳۰۵	۰٫۲۰۶	۰٫۴۶۱	۰٫۴۹۲	۰٫۲۸۰	۰٫۲۵۱	۰٫۲۶۷	۰٫۲۴۵	۰٫۲۹۳	۰٫۲۶۸	۰٫۴۹۲	۰٫۲۹۵	۰٫۳۱۵	۰٫۳۳۰	۰٫۲۸۳
سیستان وبلوچستان	۰٫۲۱۹	۰٫۲۰۷	۰٫۱۸۷	۰٫۲۶۲	۰٫۱۹۴	۰٫۱۸۳	۰٫۱۷۹	۰٫۱۶۷	۰٫۱۶۶	۰٫۱۷۷	۰٫۱۹۳	۰٫۱۹۸	۰٫۲۱۳	۰٫۲۵۳	۰٫۱۹۸
فارس	۰٫۴۳۷	۰٫۴۹۲	۰٫۵۲۵	۰٫۴۹۱	۰٫۳۸۷	۰٫۳۷۵	۰٫۴۰۲	۰٫۳۶۹	۰٫۴۰۸	۰٫۳۹۸	۰٫۴۶۵	۰٫۴۱۷	۰٫۴۱۹	۰٫۴۶۲	۰٫۴۲۶
قزوین	۰٫۴۹۵	۰٫۴۹۲	۰٫۴۶۲	۰٫۳۸۸	۰٫۳۷۰	۰٫۳۹۸	۰٫۴۰۳	۰٫۳۸۹	۰٫۳۸۹	۰٫۳۷۶	۰٫۳۹۲	۰٫۴۳۷	۰٫۴۱۳	۰٫۳۷۲	۰٫۳۹۵
قم	۰٫۳۶۱	۰٫۳۲۵	۰٫۴۳۳	۰٫۲۷۸	۰٫۲۹۲	۰٫۲۶۴	۰٫۲۲۹	۰٫۲۷۸	۰٫۲۹۳	۰٫۲۳۳	۰٫۲۷۸	۰٫۳۱۷	۰٫۲۰۸	۰٫۲۳۷	۰٫۲۳۶
کردستان	۰٫۱۸۶	۰٫۲۷۷	۰٫۴۸۳	۰٫۲۷۰	۰٫۲۳۶	۰٫۲۱۲	۰٫۲۰۳	۰٫۱۹۵	۰٫۱۹۵	۰٫۲۰۴	۰٫۲۳۶	۰٫۲۲۵	۰٫۲۰۵	۰٫۸۵۹	۰٫۶۱۵
کرمان	۰٫۳۶۲	۰٫۴۹۲	۰٫۴۳۱	۰٫۷۸۷	۰٫۵۱۴	۰٫۵۲۲	۰٫۵۲۹	۰٫۵۳۰	۰٫۶۷۷	۰٫۷۸۵	۰٫۹۰۰	۰٫۹۱۴	۰٫۸۰۵	۰٫۸۹۱	۰٫۶۱۵
کرمانشاه	۰٫۷۳۴	۰٫۳۱۱	۰٫۴۳۷	۰٫۲۷۲	۰٫۲۴۶	۰٫۲۷۳	۰٫۲۶۹	۰٫۲۶۲	۰٫۲۹۳	۰٫۳۴۶	۰٫۳۱۵	۰٫۳۲۱	۰٫۲۹۱	۰٫۲۸۵	۰٫۳۶۱
کهگیلویه وبویراحمد	۰٫۲۶۵	۰٫۲۸۶	۰٫۳۱۵	۰٫۲۴۷	۰٫۲۶۴	۰٫۲۶۲	۰٫۲۶۴	۰٫۳۴۸	۰٫۴۵۰	۰٫۳۴۶	۰٫۳۴۷	۰٫۲۴۷	۰٫۲۴۷	۰٫۲۱۴	۰٫۲۷۱
گلستان	۰٫۳۴۴	۰٫۳۳۴	۰٫۳۳۳	۰٫۲۶۸	۰٫۲۶۲	۰٫۳۱۲	۰٫۳۳۳	۰٫۳۱۷	۰٫۳۱۷	۰٫۳۴۷	۰٫۳۵۹	۰٫۲۵۳	۰٫۲۴۸	۰٫۳۹۰	۰٫۲۶۹
گیلان	۰٫۲۹۷	۰٫۲۷۱	۰٫۲۸۲	۰٫۲۵۵	۰٫۲۶۶	۰٫۲۵۱	۰٫۲۷۰	۰٫۲۵۰	۰٫۲۳۵	۰٫۲۵۲	۰٫۲۵۴	۰٫۲۶۷	۰٫۲۷۶	۰٫۲۶۷	۰٫۲۶۳
لرستان	۰٫۳۳۸	۰٫۲۸۷	۰٫۳۵۲	۰٫۴۶۶	۰٫۳۴۷	۰٫۳۴۹	۰٫۳۱۵	۰٫۳۰۶	۰٫۳۲۱	۰٫۳۱۵	۰٫۳۱۵	۰٫۳۶۵	۰٫۳۶۸	۰٫۳۶۱	۰٫۳۶۱
مازندران	۰٫۲۹۲	۰٫۲۸۶	۰٫۲۷۶	۰٫۳۲۴	۰٫۲۹۶	۰٫۲۷۲	۰٫۲۷۲	۰٫۳۱۰	۰٫۲۹۸	۰٫۲۹۸	۰٫۳۰۸	۰٫۳۳۴	۰٫۳۵۱	۰٫۲۴۶	۰٫۲۹۶
مرکزی	۰٫۲۶۴	۰٫۵۱۴	۰٫۴۹۰	۰٫۴۵۷	۰٫۴۲۵	۰٫۵۶۵	۰٫۵۰۷	۰٫۵۱۷	۰٫۵۲۶	۰٫۵۱۷	۰٫۵۶۷	۰٫۶۱۵	۰٫۶۶۷	۰٫۶۲۵	۰٫۵۳۵
هرمزگان	0,227	۰٫۲۳۷	۰٫۲۶۷	۰٫۴۵۷	۰٫۳۱۴	۰٫۲۸۸	۰٫۲۲۲	۰٫۷۸۱	۰٫۹۷۲	۰٫۹۱۴	۰٫۹۴۷	۰٫۹۴۴	۰٫۷۷۹	۰٫۷۷۵	۰٫۵۸۳
همدان	۰٫۳۰۹	۰٫۳۹۹	۰٫۳۵۳	۰٫۳۳۲	۰٫۲۹۲	۰٫۲۷۰	۰٫۲۸۷	۰٫۲۶۲	۰٫۲۶۱	۰٫۲۵۴	۰٫۲۵۴	۰٫۳۱۵	۰٫۲۵۷	۰٫۲۷۵	۰٫۲۹۸
یزد	۰٫۳۴۹	۰٫۳۳۰	۰٫۳۶۸	۰٫۲۵۳	۰٫۳۲۷	۰٫۳۲۱	۰٫۳۳۶	۰٫۳۰۲	۰٫۲۸۰	۰٫۲۷۷	۰٫۲۷۷	۰٫۳۲۶	۰٫۳۰۹	۰٫۲۹۸	۰٫۳۲۳
میانگین استان‌ها	۰٫۳۶۴	۰٫۳۴۸	۰٫۳۵۷	۰٫۳۶۵	۰٫۳۲۸	۰٫۳۱۵	۰٫۳۴۰	۰٫۳۴۲	۰٫۳۶۹	۰٫۳۹۹	۰٫۴۲۷	۰٫۴۳۵	۰٫۴۲۵	0,425	۰٫۳۷۴

ماخذ: یافته های تحقیق

ایجاد و راه‌اندازی واحدهای بزرگ صنعتی و توسعه زیربناهای منطقه که به نوعی می‌تواند باعث افزایش کارایی واحدهای تولیدی گردد، را می‌توان از جمله عواملی دانست که موجب افزایش در سطح کارایی فنی صنایع استان‌های مذکور شده‌اند. در مجموع عوامل مختلفی بر سطح کارایی فنی صنایع مورد بررسی و اختلاف آن در بین استان‌ها تاثیرگذار بوده‌اند که در ذیل اثر برخی از آنان مورد ارزیابی قرار گرفته است.

- ارزیابی عوامل موثر بر کارایی

همان‌طوری‌که عنوان شد، با توجه به معنی‌دار بودن پارامتر γ، عدم کارایی در مدل (۶) نقش مهمی دارد. از سوی دیگر نتایج بدست آمده نیز نشاندهنده سطح پائین کارایی فنی صنایع کارخانه‌ای و اختلاف قابل توجه آن در بین برخی از استان‌ها می‌باشد. در این زمینه عوامل متعددی می‌توانند بر کارایی این صنایع، تغییرات آن در طول زمان و اختلاف آن در میان استان‌ها تأثیر داشته باشند که در این تحقیق با توجه به محدودیت آماری، تنها اثر عواملی که داده‌های مربوط به آنان در دسترس بوده، مورد ارزیابی قرار گرفته است.

در این خصوص همچنان‌که در بخش قبل عنوان گردید، فرض براین است که سه متغیر مالکیت دولتی بنگاه، اندازه بنگاه و شدت انرژی بر بودن فرایند تولید بنگاه‌ها، تأثیر معنی‌داری بر میزان عدم کارایی فنی در صنایع مزبور و همچنین تفاوت آن در بین استان‌ها، داشته‌اند. به منظور ارزیابی اثر هر یک از متغیرهای یاد شده به ترتیب از متغیرهای جانشین یا نماینده[۱]، نسبت بنگاه‌های با مالکیت عمومی به کل بنگاه‌ها (z_1)، متوسط ارزش افزوده هر بنگاه (z_2)، نسبت ارزش انرژی مصرفی به ارزش افزوده بنگاه‌ها (z_3)، استفاده شده است. تأثیر این متغیرها در چارچوب مدل (۷) و به طور همزمان با تخمین تابع تولید مرزی (مدل (۶))، برآورد شده است. همچنان‌که عنوان گردید، انتظار می‌رود که دو عامل دولتی بودن مالکیت بنگاه‌ها (به دلیل ناکاراتر بودن مدیریت آنان) و شدت استفاده از انرژی (به دلیل ارزان بودن قیمت انرژی و عدم ترکیب بهینه آن با سایر عوامل تولیدی در فرآیند تولید)، باعث افزایش در میزان عدم کارایی فنی و از سوی دیگر بالا بودن میزان

۱ - Proxy Variable

متوسط ارزش افزوده هر بنگاه و یا به عبارتی بزرگ‌تر بودن اندازه بنگاه، نیز موجب کاهش سطح عدم کارایی فنی صنایع مورد بررسی و اختلاف آن در بین استان‌ها شده باشند.

نتایج حاصل از تخمین مدل (۷) نیز اثر مورد انتظار این متغیرها را تایید می‌نماید. به عبارت دیگر مقادیر مثبت و معنی‌دار برآوردگرهای $\hat{\delta}_3, \delta_1$ اثر مثبت دو متغیر z_1 وz_3 و مقدار منفی و معنی‌دار $\hat{\delta}_2$ نیز اثر منفی متغیر z_2 را بر عدم کارایی فنی و تغییرات آن نشان می‌دهند. (جدول الف)

- جمع‌بندی نهایی و ارائه توصیه‌های سیاستی

در این مقاله تلاش گردیده است کارایی صنایع بزرگ در استان‌های ایران، با استفاده از روش تابع مرزی تصادفی، اندازه‌گیری و مورد تجزیه و تحلیل و مقایسه قرار گیرد.

به طور کلی نتایج بدست آمده، نشان می‌دهند که سطح کارایی فنی صنایع کارخانه‌ای در اکثر قریب به اتفاق استان‌ها، پایین بوده است. به هر حال سطح کارایی این صنایع در تمامی استان‌ها یکسان نبوده و برخی از آنان از موقعیت نسبی بهتری برخوردار بوده‌اند.

مهمترین نتیجه‌ایی که در این مقاله حاصل گردیده، این است که در مجموع، صنایع برخی از استان‌ها همچون بوشهر و هرمزگان در مقایسه با برخی از استان‌های بزرگ صنعتی، به طور متوسط در دوره مورد بررسی کاراتر بوده و به عبارت دیگر علی‌رغم این‌که صنایع آنان به طور نسبی از امکانات و عوامل تولیدی کمتری برخوردار بوده‌اند، سطح کارایی بالاتری را داشته‌اند و نرخ رشد سالانه کارایی فنی آنان نیز به مراتب بیشتر بوده است.

در بررسی عوامل تأثیرگذار بر کارایی، برآورد انجام شده نشان می‌دهد که سه عامل مالکیت عمومی، اندازه یا مقیاس تولیدی بنگاه و شدت انرژی بر بودن فرآیند تولید، اثر معنی‌داری بر کارایی فنی صنایع و اختلاف میزان آن در بین استان‌ها داشته‌اند. مالکیت عمومی و انرژی بر بودن کارگاه‌های صنعتی به طور متوسط باعث افزایش عدم کارایی (کاهش کارایی) فنی صنایع و اختلاف آن در بین استان‌ها شده‌اند، از سوی دیگر اندازه بنگاه (متوسط ارزش افزوده یک کارگاه صنعتی)، تأثیری مثبت بر عملکرد کارایی داشته است.

- توصیه‌های سیاستی

بدون تردید، بهبود کارایی و ارتقاء بهره‌وری، عامل تعیین‌کننده‌ای در آینده بخش صنایع و کل اقتصاد ایران خواهد بود، بنابراین توجه به این پدیده اقتصادی در تدوین استراتژی و سیاست‌های رشد اقتصادی، امری ضروری است. در این راستا انجام مطالعات در این مقوله، می‌تواند کمک بسیار مؤثری باشد.

براساس یافته‌های حاصل از این تحقیق، چند توصیه سیاستی را به شرح زیر می‌توان ارائه کرد:

۱- براساس نتایج این تحقیق، دولتی بودن نحوه مدیریت و مالکیت بنگاه‌های صنعتی عامل معنی‌داری در عدم کارایی صنایع بوده است، بنابراین اصلاح نظام مدیریتی و ساماندهی بهتر بنگاه‌های صنعتی دولتی و تلاش بیشتر برای دنبال کردن فرایند خصوصی‌سازی این بنگاه‌ها گام مهمی است که در جهت افزایش کارایی در بخش مذکور می‌بایستی بیش از پیش، مورد توجه باشد.

۲- بالا بودن نسبت مصرف انرژی به ارزش افزوده (شدت انرژی‌بری) یکی دیگر از عوامل معنی‌دار در افزایش عدم کارایی در بخش صنایع بوده است. از جمله دلایل آن می‌توان از دسترسی آسان و ارزان به منابع سوخت در بنگاه‌های صنعتی نام برد که باعث عدم استفاده بهینه از این عامل تولیدی در فرایند تولید شده است. از این‌رو منطقی نمودن قیمت انرژی مصرفی و همچنین تدوین و رعایت معیارهای فنی مرتبط با مصرف انرژی، از جمله اقدامات مهمی است که در جهت استفاده بهتر و جلوگیری از اتلاف این منابع، باید مورد توجه جدی قرار گیرد.

۳- در نهایت اینکه ارتقاء سطح کارایی و استفاده از منافع حاصل از آن، باید به عنوان یک اولویت اصلی در جهت رسیدن به اهداف بلندمدت رشد اقتصادی مطرح باشد. اما تحقق این امر در مجموع، مستلزم داشتن نگرش و رویکردی تازه و تلاشی همه جانبه و منسجم از سوی نهادهای مختلف دولتی و غیردولتی در این زمینه است.

References

۱. Aigner, D.J., Lovell, C.A.K. and Schmidt, P. (۱۹۷۷); **Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models**, Journal of econometrics, ۶: ۲۱-۳۷.

۲. Battese, G.E. and coelli, T. (۱۹۹۵); **A Model for Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Frontier Production for Panel Data**. Empirical Economics, ۲۰: ۳۲۵-۳۳۲.

۳. Battese, G.E., Coelli, T. and Rao, D.S. (۱۹۹۸); **An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis**, Boston: Kluwer Academic Publishers.

۴. Charnes, A., Cooper, W.W. & Rodes, E. (۱۹۷۸); **Measuring the Efficiency of Decision Making Units**, European Journal of Operational Research, ۲ (۶): ۴۲۹-۴۴۴.

۵. Coelli, T. , Prasada Rao, D. and Battese, G.E. (۱۹۹۸); **An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis**, Kluwer Academic Publishers , Boston.

۶. Emami Meibodi, A., (۲۰۰۰); **The Principle of Measuring The Efficiency and Productivity**, Commercial Studies and Research Institute, Iran, Tehran (in Persian).

۷. Fare, R. , Grosskopf, S. , Norris, M. and Zhang, Z. (۱۹۹۴); **Productivity Growth, Technical Progress and Efficiency Changes in Industrial Countries**, American Economic Review, ۸۴: ۶۶-۸۳.

۸. Farrel, M.J. (۱۹۵۷); **The Measurement of Production**, Journal of the Royal Statistical Society , Series A , General , ۱۲۰ , Part ۳, ۲۵۳-۲۸۱.

۹. Gholami, R. , Moshiri, S. and Lee, S.T. , (۲۰۰۴), **ICT and Productivity of the Manufacturing Industries in Iran**, The Electronic Journal on Information Systems in Developing Countries, ۱۹(,)۴: ۱-۱۹.

۱۰. Green, W. (۱۹۹۱); **Econometric Analysis**, Macmillan New York Publishing company.

۱۱. Holmes, M. , Jones, T. , Liao, H. and Llewellyn, D. (۲۰۰۲); **Productivity Growth of East Asia Economies, Manufacturing: A Decomposition Analysis**, Loughborough University.

۱۲. Iran Statistical Center (۲۰۰۱-۲۰۰۳) **The Results of Survey of Manufacturing with ۱۰ Workers or More**,

۱۳. Khataei, M. and Abedifar, P. (۲۰۰۰); **Estimation of Technical Efficiency in Iran's Banking Industry**, Allameh Tabatabaei University, Economics Faculty, Economic Researches Quarterly, No. ۶, : ۶۳-۸۳ (in Persian).

۱۴. Kiani, H.K., Boghozian, A. (۱۹۹۷); **A Method for Estimating Capital Stock Sectors of Iran' Economy**, Economic Journal, Faculty of Economics and Political Science, Shahid Beheshti University, No. ۶ (in Persian).

۱۵. Meon, P.-G. & Weil, L. (۲۰۰۳); **Does Better Governance Faster Efficiency? An Aggregate Frontier Analysis**, LARGE, Universite Schuman, Institut d Etudes Politiques.

۱۶. Mohammadi, F. (۲۰۰۲); **Estimation of The Stochastic Frontier Production Function For Measuring The Technical Efficiency of Industrial Enterprises and Surveying The Effective Factors Impacting on The Level of The Efficiency By Panel Data**, M.A. Theses, Management and Planning Organization (in Persian).

Received: ۱۶ / July / ۲۰۰۷

Accepted: ۳ / February / ۲۰۰۸

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی