

ارزیابی کارایی فنی صنایع کارخانه‌ای ایران^۱

دکتر منصور زراءنژاد، دکتر فرهاد خداداد کاشی و

رضایوسفی حاجی آباد*

تاریخ پذیرش:

تاریخ وصول:

چکیده:

هدف تحقیق حاضر، بررسی سطح کارایی فنی^۲ صنایع کارخانه‌ای ایران و تشخیص عوامل موثر بر عملکرد آنها، با استفاده از تابع مرزی تصادفی (SFA)^۳ است. برای این منظور داده‌های تلفیقی صنایع کارخانه‌ای ایران بر اساس طبقه‌بندی استاندارد بین المللی فعالیت‌های صنعتی (ISIC)^۴ جمع‌آوری و با استفاده از مدل اثرات ناکارایی بتیس و کولی (۱۹۹۵)، میزان کارایی فنی و عوامل موثر بر عملکرد رشته فعالیت‌های صنعتی مختلف، طی سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۷۵ مورد ارزیابی قرار گرفته است. در مجموع نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که میانگین کارایی فنی صنایع کارخانه‌ای ایران طی دوره مطالعه، ۰/۵۵ بوده است. طی این زمان، صنایع فعال در زمینه تولید محصولات اساسی مسی و تولید فرآورده‌های نفتی تصفیه شده به ترتیب با سطح کارایی ۰/۸۳ و ۰/۷۸ به طور نسبی سطح کارایی فنی بالاتری در مقایسه با دیگر رشته فعالیت‌های صنعتی داشته‌اند. در مقابل، صنایع فعال در زمینه تولید آجر و آماده‌سازی و آرد کردن غلات و حبوبات با سطوح کارایی ۰/۲۱ و ۰/۲۳ دارای پایین‌ترین میزان کارایی فنی بوده‌اند. متوسط سطح کارایی بیشتر صنایع بین ۰/۵۰ تا ۰/۶۰ متغیر بوده و فقط پنج صنعت میانگین کارایی بیش از ۷۰ درصد را داشته‌اند. همچنین بررسی عوامل موثر بر کارایی صنایع کارخانه‌ای ایران نشان می‌دهد در حالی که افزایش شدت انرژی موجب افزایش ناکارایی صنایع شده است، افزایش اندازه صنایع کارخانه‌ای ایران، سطح ناکارایی صنایع را کاهش می‌دهد. این نتایج حاکی از آن است که مالکیت دولتی صنایع کارخانه‌ای اثری بر سطح ناکارایی آنها نداشته است.

مقاله حاضر بخشی از پایان نامه دکترای رضایوسفی حاجی آباد به راهنمایی دکتر فرهاد خداداد کاشی و^۱ مشاوره دکتر ناصر خیابانی و دکتر منصور زراءنژاد می‌باشد
به ترتیب، استاد دانشکده اقتصاد دانشگاه شهید چمران اهواز، دانشیار دانشکده اقتصاد دانشگاه پیام نور و* عضو هیات علمی دانشگاه پیام نور و دانشجوی دوره دکترای علوم اقتصادی

(Reza.yossefi@gmail.com)

^۲ Technical Efficiency

^۳ Stochastic Frontier Approach

^۴ International Standard Industrial Classification

طبقه بندی *JEL*: C33, L00

واژه‌های کلیدی: تابع مرزی تصادفی، کارایی فنی، صنایع کارخانه‌ای، روش پارامتریک، تابع تولید ترانسلوگ، شدت انرژی، اندازه بنگاه، مالکیت دولتی

۱- مقدمه

در دهه‌های اخیر استراتژی‌های رشد و توسعه صنعتی تحت تاثیر دو عامل رشد و انباشت سرمایه و افزایش کارایی^۵ و بهره‌وری^۶ در بخش صنعت بوده است. در این زمینه کمیابی عوامل تولید، به ویژه سرمایه، در کشورهای در حال توسعه باعث شده است که افزایش کارایی و بهره‌وری در فرایند رشد اقتصادی از اهمیت خاصی برخوردار باشد، به گونه‌ای که استراتژی‌های توسعه و رشد اقتصادی موثر تا حدود زیادی به ارتقای کارایی و بهره‌وری در بخش‌های مختلف اقتصادی پرداخته است. این میان، یکی از متداولترین شاخص‌های که از طریق آن می‌توان به قدرت یک فعالیت صنعتی برای دستیابی به مزیت‌های نسبی در بین صنایع مختلف پی برد، سطح کارایی و ارتقای آن است. بدون شک افزایش کارایی در یک صنعت می‌تواند با کاهش هزینه متوسط تولید کالاها و خدمات، موجب کاهش سطوح قیمت‌ها در بازار و افزایش میزان سودآوری محصولات نهایی واحدهای تولیدی صنعت شود، که پیامد چنین تحولی نیز افزایش توان رقابت محصولات داخلی در بازارهای خارجی و در نتیجه رشد حجم سرمایه‌گذاری‌های جدید صنعتی است. لذا افزایش کارایی بخش‌های مختلف صنعتی کشور باید مورد توجه خاص سیاستگذاران و برنامه‌ریزان اقتصادی کشور قرار گیرد. با توجه به اهمیت موضوع، هدف تحقیق حاضر ارزیابی کارایی فنی صنایع کارخانه‌ای ایران و بررسی عوامل موثر بر عملکرد این صنایع، با استفاده از تابع تولید مرزی تصادفی است. به این منظور پژوهش حاضر در صدد پاسخگویی به سئوالات زیر است:

میزان کارایی فنی صنایع کارخانه‌ای در ایران چه میزان است؟
 آیا سهم بنگاه‌هایی با مالکیت عمومی، اندازه بنگاه و میزان انرژی مصرفی صنایع کارخانه‌ای ایران بر عملکرد آنها موثر است؟

^۵ Efficiency

^۶ Productivity

در راستای پاسخگویی به سئوالات فوق، مقاله حاضر در پنج بخش تنظیم شده است. بخش دوم، به بررسی ادبیات تحقیق شامل مبانی نظری و سوابق تجربی تحقیق می‌پردازد. در بخش سوم مدل مورد استفاده در این تحقیق ارائه می‌شود. بخش چهارم به تجزیه و تحلیل نتایج تجربی این پژوهش پرداخته و قسمت پایانی نیز به نتیجه‌گیری اختصاص دارد.

۲- ادبیات موضوع تحقیق

۲-۱- مبانی نظری تحقیق

عموماً کارایی در سه حوزه علوم مهندسی، مدیریت و اقتصاد مورد ارزیابی قرار می‌گیرد. این اصطلاح در ابتدا در حوزه علم فیزیک و ترمودینامیک مطرح شد و بعدها وارد سایر زمینه‌ها شد. در حوزه علم فیزیک، کارایی از تقسیم تولید بالفعل بر تولید بالقوه به دست آمده و مقدار آن همواره کوچکتر از یک است. در حوزه علم مدیریت، علاوه بر نهاده‌ها و سرمایه‌های فیزیکی، نهاده‌ها و سرمایه‌های انسانی نیز در نظر گرفته می‌شود. در حوزه علم اقتصاد نیز کارایی به صورت نسبت ستاده به نهاده تعریف شده است. در این حالت بنگاهی کارا تلقی می‌گردد که برای تولید کالاها و خدمات خود از نهاده‌های کمتری استفاده نماید، یا به عبارت دیگر روی تابع تولید قرار گرفته باشد.

فارل سه نوع کارایی، شامل کارایی فنی^۷، کارایی تخصیصی^۸ و کارایی اقتصادی^۹ را مورد بررسی قرار می‌دهد. در کارایی فنی رابطه بین نهاده و محصولات و چگونگی تبدیل نهاده‌ها به محصولات مطرح است. به عبارتی دیگر، کارایی فنی مربوط به ساختار تکنولوژیکی است و مفهومی نسبی است، زیرا مقایسه بین بنگاه‌ها در نوع و نحوه استفاده از تکنولوژی است. کارایی فنی ارتباطی با قیمت عوامل ندارد و لذا در مواقعی که نتوان قیمت عوامل را به درستی تعیین کرد، می‌تواند مورد استفاده قرار گیرد. (علیرضایی، ۱۳۷۸، ص ۴۱) کارایی تخصیصی، توانایی یک واحد اقتصادی در استفاده از ترکیب بهینه عوامل با توجه به قیمت‌های آنها را اندازه‌گیری می‌کند. کارایی اقتصادی نیز که از حاصلضرب کارایی فنی و تخصیصی به

^۷ Technical Efficiency

^۸ Allocative Efficiency

^۹ Economic Efficiency

دست می‌آید، عبارت است از توانایی یک واحد اقتصادی در به دست آوردن حداکثر سود ممکن با توجه به قیمت و سطح نهاده‌هاست. فارل (۱۹۵۷) با پیروی از کارهای صورت گرفته توسط دبرو و کوپمنز (۱۹۵۱) امکان اندازه‌گیری عملی کارایی بنگاه‌های اقتصادی را فراهم آورد (امامی میبیدی، ۱۳۷۹، ص ۳۱).

امروزه در اکثر مطالعات تجربی، محاسبه کارایی فنی با استفاده از دو روش ناپارامتریک و پارامتریک تحلیل پوششی داده‌ها (DEA)^{۱۰} و روش مرز تصادفی (SFA) صورت می‌گیرد. کاربرد هر یک از این دو روش برای ارزیابی کارایی صنایع مختلف، بستگی به شرایط حاکم بر محیط اقتصادی فعالیت و صنعتی دارد که موسسات اقتصادی در آن فعالیت دارند. عموماً در صنایعی که عملکرد و کارایی هر یک از رشته فعالیت‌های صنعتی تحت تاثیر عوامل تصادفی همانند؛ حوادث طبیعی، اعتصابات یا جنگ قرار دارد، استفاده از روش تابع تولید مرزی تصادفی نتایج بهتری ارائه می‌کند.

در روش تابع مرزی تصادفی، تابع تولید مرزی صنعت با استفاده از حداکثر مقدار تولید رشته فعالیت‌های صنعتی مختلف تخمین زده می‌شود. هدف اصلی تمامی روش‌های برآورد کارایی تخمین تابع مرزی و محاسبه مقدار این تابع به ازای نهاده‌های هر رشته فعالیت صنعتی و اندازه‌گیری میزان تولید مرزی هر واحد اقتصادی است. تفاوت تولید واقعی و تولید مرزی برای هر صنعت ناکارایی محسوب می‌شود. در حالت خاص، ممکن است که مقدار تولید واقعی صنعت خاص با مقدار تولید مرزی آن برابر باشد، در آن صورت چنین صنعتی یک صنعت کارآ از لحاظ فنی به شمار می‌آید. در الگوهای مرزی تصادفی، علت تفاوت بین تولید واقعی و تولید، ناکارایی فنی و عامل تصادفی است، یعنی اگر عملکرد واحد اقتصادی کمتر از تولید مرزی باشد، بخشی از آن ناکارایی به دلیل ناکارایی فنی و بخشی دیگر، به دلیل وجود عوامل تصادفی است. اما اگر واحدی بالاتر از تابع تولید مرزی عمل کند، این امر دلیلی جز وجود عوامل تصادفی ندارد. ساختار اساسی الگوی تابع تولید مرزی تصادفی به صورت زیر است.

^{۱۰} Data envelopment analysis

$$Y_{it} = \beta X_{it} + V_{it} - U_{it}$$

$$V_{it} \sim N(0, \sigma_V^2) \quad (1-2)$$

$$U_{it} \sim N(0, \sigma_U^2)$$

که در آن Y_{it} محصول بنگاه نام در سال t ام، X_{it} بردار نهاده ها، β بردار پارامترها، U_{it} اثرات ناکارایی و V_{it} جزء اخلاص است. جزء اخلاص V_{it} در حقیقت اثرات وجود عوامل تصادفی خارج از کنترل بنگاه‌ها مانند؛ اثرات تغییر شرایط اقتصادی، جنگ و اعتصابات و نیز اثرات متغیرهای توضیحی در نظر گرفته نشده در تابع تولید، یعنی جزء نوفه آماری دوطرفه را نشان می‌دهد.

باید توجه داشت که اثرات ناکارایی منفی بی‌معناست؛ زیرا به ازای مقدار صفر برای جزء ناکارایی، بنگاه بر روی مرز تولید قرار می‌گیرد و به ازای مقادیر بزرگتر از صفر، در زیر مرز تولید قرار خواهد گرفت که این امر بیانگر ناکارایی صنعت است. از این رو، انحراف نقاط مشاهده شده از تابع تولید مرزی به دو بخش V و U بستگی دارد. این دو جزء از نظر ماهیت با یکدیگر متفاوت هستند.^{۱۱} به همین دلیل، به این الگو، خطای ترکیبی گفته می‌شود. زیرا جمله اخلاص، ترکیبی از عنصر نوفه آماری متقارن و تصادفی سنتی و یک عنصر جدید عدم کارایی یک طرفه است. ترکیب این دو مؤلفه نمی‌تواند متقارن یا دارای میانگین صفر باشد. جمله اخلاص ترکیبی باید دارای چولگی، به صورت منفی در توابع مرزی تولید، سود و درآمد و مثبت در توابع مرزی هزینه، و دارای میانگین‌های غیرصفر منفی در توابع مرزی تولید، سود و درآمد و مثبت در توابع مرزی هزینه باشد.

۲-۲- الگوی خطای ترکیب بتیس و کولی

بتیس و کولی^{۱۲} (۱۹۹۲) تابع تولیدی مرزی تصادفی را پیشنهاد کردند که قابلیت به کارگیری داده‌های تلفیقی را دارد. در این الگو، اثرات ناکارایی بنگاه، متغیری با

^{۱۱} در صورتی که در تابعی جزء V یعنی خطاهای تصادفی مربوط به جمله اخلاص در نظر گرفته نشود و در واقع کل جمله اخلاص صرفاً به عدم کارایی اختصاص یابد، آن تابع را تابع تولید مرزی قطعی گویند و به صورت $y_i = f(x_i; B) \exp(u_i)$ نشان می‌دهند که در آن جمله $\exp(u_i)$ همان کارایی فنی خواهد بود. تابع تولید مرزی قطعی از طریق حداقل مربعات معمولی تصحیح شده (COLS) یا حداقل مربعات معمولی تعدیل شده (MOLS) نیز قابل دسترسی است.

^{۱۲} Battese and Coelli

توزیع نرمال منقطع است و قابلیت تغییر سیستماتیک آن در طول زمان مشاهده می‌شود. این الگو به صورت زیر مشخص می‌شود.

$$Y_{it} = X_{it} \beta + (V_{it} - U_{it}) \quad i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T \quad (2-2)$$

$$U_{it} \sim N(\mu, \sigma_u^2) \quad U_{it} = \{U \exp(-\eta(t-T))\}$$

آن نشانگر تولید بنگاه i در دوره زمانی t ، بردار X_{it} ($K \times 1$) مقادیر نهاده‌های بنگاه i ام در دوره زمانی t ام، T تعداد سال‌های مورد بررسی و V_{it} متغیرهای تصادفی جزء اخلاص با توزیع نرمال به صورت $V_{it} \sim N(0, \sigma_v^2)$ است. U_{it} متغیرهایی تصادفی غیر منفی و مستقل از V_{it} است و بیانگر ناکارایی فنی در تابع تولید و دارای توزیع نرمال منقطع^{۱۳} در صفر است. η و β پارامترهای تخمین هستند.^{۱۴}

از خصوصیات این الگو این است که با داده‌های تلفیقی نامتوازن^{۱۵} نیز قابل بر آورد است، زیرا این الگو اثرات ناکارایی را قابل تغییر طی زمان در نظر می‌گیرد و بنابراین می‌تواند تنها از داده‌های سری زمانی یا تلفیقی استفاده کند. به عبارت دیگر، در هر دوره زمانی و در هر مقطع باید حداقل یک مشاهده وجود داشته باشد (پیرایی و کاظمی، ۱۳۸۳، ص ۱۶۲). نقطه ضعف روش تابع مرزی تصادفی در محاسبه نمرات کارایی فنی این است که کارایی فنی محاسباتی اساساً غیر همبسته با متغیرهای توضیحی تابع مرزی تصادفی فرض می‌شود؛ بنابراین، نمی‌توان مقادیر ضرایب محاسبه شده در تابع تولید مرزی را به عنوان کارایی فنی تحلیل کرد. اگر فرض غیر همبسته بودن مقادیر کارایی محاسباتی با پارامترهای تابع تولید در نظر گرفته نشود، مقادیر محاسبه شده تورش‌دار و ناسازگار خواهند شد (یوسفی، ۱۳۸۵، ص ۴۹).

در مباحث کارایی، الگوی دیگری تحت عنوان الگوی دوم بتیس و کولی (۱۹۹۵) نیز مطرح می‌شود. در حقیقت، این الگو برای تعیین عوامل موثر بر ناکارایی واحدهای اقتصادی مورد استفاده قرار می‌گیرد. البته، علاوه بر الگوی مذکور، مدل مشابه دیگری نیز تحت عنوان مدل هوانگ و لیو (۱۹۹۴) در تحقیقات

^{۱۳} truncated normal distribution

^{۱۴} با گسترش مدل اولیه طی دو دهه گذشته، فرضیه‌های توزیعی عمومی همانند توزیع نرمال منقطع، توزیع گامای دو پارامتری و کارایی فنی متغیر در زمان برای جزء U_{it} در نظر گرفته شده است.

^{۱۵} Unbalanced panel data

تجربی، برای بررسی اثرات متغیرهای مربوط به مشخصات بنگاه بر سطح کارایی آن، مورد استفاده قرار گرفته است.

۲-۳- الگوی اثرات ناکارایی^{۱۶} بتیس و کولی

در برخی از مطالعات تجربی، توابع مرزی و میزان کارایی تخمین زده شده و سپس کارایی بدست آمده بر متغیرهای محیطی و مشخصی برازش شده تا دلایل تفاوت در کارایی رشته فعالیت‌های صنعتی مختلف بررسی شود. اما این روش دو مرحله‌ای ناقص برخی فروض مربوط به جزء ناکارایی است، چراکه در مرحله اول برآورد جزء خطای یک طرفه که معرف ناکارایی است مستقل از مشاهدات در نظر گرفته می‌شود و در مرحله دوم این فرض نقض می‌گشت. در این راستا، بتیس و کولی در سال ۱۹۹۵ مدلی را ارائه کردند که در آن می‌توان به بررسی اثرات برخی از عوامل موثر بر کارایی واحدهای اقتصادی، همانند تجربیات مدیریتی، نوع مالکیت و اندازه بنگاه پرداخت. شکل این الگو به صورت زیر می‌باشد

$$Y_{it} = (X_{it}, \beta) + V_{it} - U_{it}, \quad i = 1, 2, \dots, N, t = 1, 2, \dots, T \quad (3-2)$$

که V_{it}, β, Y_{it} قبلاً تعریف شده‌اند. U_{it} متغیر تصادفی و مستقل از V_{it} که بیانگر ناکارایی تابع تولید است و دارای توزیع نرمال منقطع در صفر و میانگین m_{it} است.

$$u_{it} \sim N(m_{it}, \sigma_u^2) \quad (4-2)$$

$$m_{it} = \delta + \sum_{k=1}^M \delta_k Z_{k,it}$$

Z_{it} بردار $(p \times 1)$ از متغیرهای ویژه بنگاه است. δ بردار $(1 \times p)$ از پارامترهای است که باید تخمین زده شود. این دو الگو هیچ نقطه اشتراکی با هم ندارند، اما

همانند مدل اول پارامترهای $\sigma = \sigma_v^2 + \sigma_u^2$ و $\gamma = \frac{\sigma_u^2}{\sigma_v^2 + \sigma_u^2}$ جایگزین σ_v^2 و σ_u^2 می‌شود. برای تخمین پارامترهای تابع تولید، تصادفی از روش حداکثر درست‌نمایی استفاده می‌شود.

روش حداکثر درست‌نمایی به صنایع کارا اجازه می‌دهد که در تعیین مرزی تولید نقش بیشتری داشته باشند تا از اشکال ساختاری روش حداقل مربعات

^{۱۶} Technical inefficiency effect

معمولی که به مشاهدات دور افتاده وزن یکسان می‌دهد، بکاهد. اگر $U_{it} = 0$ باشد، پارامتر γ برابر صفر شده و انحراف از مرز کارایی صرفاً به خاطر خطای تصادفی V_{it} است. در این مورد برآورد حداکثر درست‌نمایی همان برآورد حداقل مربعات معمولی است. چنانچه همه عناصر بردار δ صفر باشد، اثرات فنی ارتباطی با متغیرهای ویژه صنایع ندارد.

۲-۴- مروری بر سوابق تحقیق

امروزه استفاده از روش تابع مرزی تصادفی کاربردهای گوناگونی در ارزیابی عملکرد واحدهای اقتصادی منجمله صنایع کارخانه‌ای و رشته فعالیت‌های مختلف صنعتی یافته است. در رابطه با بررسی عملکرد صنایع کارخانه‌ای در داخل کشور، فریور (۱۳۸۲) سطح کارایی و عوامل موثر بر عملکرد صنایع کارخانه‌ای را برحسب کدهای ۳ رقمی *ISIC*، طی دوره ۱۳۷۸-۱۳۷۳ مورد ارزیابی قرار داده است. نتایج به دست آمده حاکی از آن است که صنایع فعال در زمینه مواد شیمیایی، نفت و پلاستیک بالاترین سطح کارایی را دارا بوده و صنایع نساجی، چرم و ابزار و ماشین‌آلات، سطح پایین کارایی را داشته‌اند. متوسط کارایی صنایع از روند کاهشی برخوردار بوده است و برخورداری نیروی کار از تحصیلات بالاتر، بر عملکرد صنایع اثر مثبت و معنی‌داری داشته است. میانگین کارایی رشته فعالیت‌های صنعتی در این مدت ۰/۴۸ بوده است.

کیانی و حکمتی پور (۱۳۸۷)، در تحقیقی دیگر میزان کارایی فنی و عوامل موثر بر آن را طی سال‌های ۱۳۸۳-۱۳۷۰، به تفکیک استان‌های مختلف، با استفاده از روش *SFA* مورد ارزیابی قرار داده‌اند. در مجموع نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که کارایی صنایع کارخانه‌ای ایران پایین بوده و از میانگین ۰/۳۷ طی این دوره برخوردار بوده است. استان‌های خوزستان و سیستان و بلوچستان به ترتیب بالاترین و پایین‌ترین سطح کارایی صنایع را داشته‌اند. همچنین، عواملی همچون دولتی بودن مالکیت واحدهای صنعتی و شدت مصرف انرژی اثرات منفی بر عملکرد این صنایع داشته است، در حالی که با گسترش اندازه بنگاه‌ها، سطح کارایی صنایع افزایش داشته است.

جیوانی و نزو^{۱۷} (۲۰۰۱) به بررسی وضعیت کارایی صنایع کارخانه‌ای در کشورهای عضو سازمان همکاری اقتصادی (OECD)^{۱۸} طی سال‌های ۲۰۰۰-۱۹۹۴ پرداخته‌اند. این نتایج نشان می‌دهد که میان سطح کارایی کشورهای مورد بررسی طی این زمان ۰/۸۸ بوده و صنایع خودروسازی و تبدیلی به ترتیب از عملکرد بالا و پایینی برخوردار بوده‌اند. عواملی همچون؛ سطح نیروی متخصص، حوزه اقتصادی فعالیت و دسترسی بهتر به بازارهای مالی بر عملکرد این صنایع اثر داشته است.

دایورت^{۱۹} (۲۰۰۸) در تحقیقی دیگر، تغییرات کارایی صنایع کارخانه‌ای آمریکا، طی سال‌های ۲۰۰۶-۱۹۹۰ را مورد تجزیه و تحلیل قرار داده است. نتایج این پژوهش بیانگر آن است که میانگین کارایی این صنایع از رشد مناسبی برخوردار بوده و از ۰/۷۶ در ابتدای دوره به ۰/۹۲ در سال ۲۰۰۶ رسیده است. افزایش ارتباطات متقابل بخش‌های مختلف صنعتی از جمله دلایل تغییرات کارایی صنایع بوده است.

۳- مدل تحقیق

در این تحقیق به منظور تخمین تابع تولید مرزی تصادفی و تعیین میزان کارایی صنایع کارخانه‌ای ایران بر اساس مدل اثرات کارایی بتیس و کولی (۱۹۹۵)، داده‌های ترکیبی ۱۳۰ رشته فعالیت صنعتی بر اساس استاندارد بین المللی طبقه‌بندی صنایع (ISIC) در سطح کدهای ۴ رقمی، طی سال‌های ۱۳۷۵-۱۳۸۶ جمع آوری و از تابع تولید ترانسلوگ^{۲۰} به صورت زیر استفاده شده است:^{۲۱}

^{۱۷} Giovannini and Nezu

^{۱۸} Organization for Economic Co-operation and Development

^{۱۹} Diewert

^{۲۰} Translog

^{۲۱} در طبقه‌بندی (ISIC)، بر اساس کدهای ۴ رقمی، صنایع کارخانه‌ای ایران به ۱۴۰ رشته فعالیت صنعتی تقسیم می‌شوند. اما با توجه به در دسترس نبودن آمار و اطلاعات لازم ۱۰ رشته فعالیت صنعتی و عدم انتشار آمار و اطلاعات کارگاه‌های صنعتی دارای ده نفر کارکن و بیشتر پس از سال ۱۳۸۶، در نهایت عملکرد ۱۳۰ رشته فعالیت، طی دوره ۱۳۷۵-۱۳۸۶ مورد ارزیابی قرار گرفته است.

(۱-۳)

$$\ln Y_{it} = \beta + \sum_{i=1}^J \beta_j \ln X_{jit} + \beta_t t + \frac{1}{\psi} \beta_{tt} t^2 + \sum_{i=1}^J \beta_{jt} \ln X_{jit} + \frac{1}{\psi} \sum_{j=1}^J \sum_{J < K} \beta_{KJ} \ln X_{jit} \ln X_{kit} + V_{it} - U_{it}$$

که در آن Y_{it} بیانگر میزان ستاده یا ارزش تولید واقعی فعالیت صنعتی i ام در سال t ام، X_{vit} X_{jit} به ترتیب تعداد نیروی کار و سطح سرمایه فعالیت صنعتی i ام در سال t ام است. متغیر t سال مورد بررسی را نشان می‌دهد، که مقادیر ۱، ۲، ...، ۱۲ را با ازای سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۷۵ (سال‌های مورد مطالعه) اختیار می‌کند. این متغیر در واقع به بیانگر تاثیر تغییرات فنی در فرایند تولید است. جزء ناکارایی یا U_{it} نیز مشخص می‌سازد که هر یک از صنایع به چه میزان پایین تر از حد مرزی تولید عمل می‌کنند. فرض می‌شود این جز دارای توزیع نرمال منقطع در نقطه صفر با میانگین m_{it} و واریانس σ_{it}^2 است. بنابه فرض m_{it} به صورت زیر تعریف می‌شود

$$m_{it} = \delta_1 + \delta_2 Z_{vit} + \delta_3 Z_{rit} + \delta_4 Z_{rit} + w_{it} \quad (۲-۴)$$

که در آن m_{it} میزان ناکارایی، Z_{vit} نسبت انرژی مصرف شده به ارزش افزوده صنعت i ام، Z_{rit} متوسط ارزش افزوده هر بنگاه در صنعت i ام و Z_{rit} سهم بنگاه‌های با مالکیت عمومی از کل بنگاه‌های صنعتی فعال در صنعت i ام است. این متغیرها برحسب تعریف آنها، متغیرهایی تاثیرگذار بر میزان عدم کارایی فن و اختلاف آن در بین صنایع مختلف هستند. در این ارتباط انتظار می‌رود که متغیرهای Z_{vit} و Z_{rit} اثر منفی و متغیر Z_{rit} اثر مثبت داشته باشد. w_{it} جمله اخلاص که بنا به فرض دارای توزیع نرمال است.^{۲۲} وارد کردن متغیرهای توضیحی در این مدل به دو صورت امکان پذیر است. اگر متغیر توضیحی مستقیماً بر روی تولید یا هزینه‌ها اثرگذار باشد، در متغیرهای توضیحی مدل وارد می‌شود. اما اگر جزء مجموعه عوامل تولید نباشد، اما تولید و هزینه‌ها را تحت تاثیر قرار دهد، در جزء ناکارایی مدل در نظر گرفته خواهد شد.

^{۲۲} در این بررسی پس از انجام برآورهای اولیه الگو به کمک نرم‌افزار $FRONTIER_{4.1}$ ، آزمون فرضیه در خصوص پارامترهای الگو، با استفاده از آماره حداکثر درستنمایی، انجام پذیرفته است و پس از انجام آزمون فرضیه‌ها، نتایج حاصل شده با عنوان الگوی ارجح برای مدل اثرات کارایی بتیس و کولی (۱۹۹۵) در جدول ۴ ارائه شده است.

۴- تجزیه و تحلیل نتایج تجربی تحقیق

در روش تابع مرزی تصادفی انتخاب شکل تبعی مناسب برای تولید یا هزینه، وجود تاثیرات ناکارایی و اثرگذاری تغییرات تکنولوژی، اولین گام در تجزیه و تحلیل کارایی واحدهای اقتصادی است. برای این منظور آزمون فرضیه‌های مدل با استفاده از آزمون نسبت راستنمایی تعمیم یافته (GLRTS)^{۲۳} صورت گرفته است. صورت کلی آماره این آزمون به شکل زیر است:

$$LR = -2\{Ln[L(H_0)/L(H_1)]\} = -2\{Ln[L(H_0)] - Ln[L(H_1)]\} \quad (3-4)$$

که در آن $L(H_0)$ و $L(H_1)$ مقادیر تابع درستنمایی تحت فرضیه صفر (H_0) و فرضیه مقابل (H_1) است. فرض می‌شود به طور مجانبی دارای توزیع مجذورکای (χ^2) یا توزیع کای مختلط^{۲۴} است. بر این اساس، نتایج محاسبه لگاریتم تابع درستنمایی انجام آزمون نسبت راستنمایی تعمیم‌یافته با فرضیه صفر مبنی بر $\delta_p = \delta_q = \delta_r = \delta_s = \delta_t = 0$ ، نشان می‌دهد که این فرضیه، یعنی عدم وجود تاثیر ناکارایی فنی رد شده و در نتیجه تابع تولید کلاسیک سنتی برای نمونه مورد بررسی مناسب نیست و باید تابع مرزی تصادفی با توجه به پارامترهای مربوط به متغیرهای تاثیر گذار بر آن برآورد شود.

جدول ۳: نتایج حاصل از آزمون نسبت درستنمایی برای پارامترهای مدل مرزی تصادفی

رد یا قبول فرضیه صفر	مقادیر بحرانی آماره		درجه آزادی	قدر مطلق آماره آزمون LR	فرضیه صفر
	در سطح ۵ درصد	در سطح ۱ درصد			
رد فرضیه صفر	۱۱/۰۷	۱۵/۰۸	۵	۲۷۹/۹۶	عدم وجود تاثیر ناکارایی فنی
رد فرضیه صفر	۱۲/۵۹	۱۶/۸۱	۶	۱۶۴/۴۲	تابع تولید کاب داگلاس
رد فرضیه صفر	۵/۹۹	۹/۲۱	۲	۳۲/۰۲	خنثی بودن نوع تغییرات تکنولوژی
رد فرضیه صفر	۹/۴۹	۱۳/۲۸	۴	۲۳۴/۷۴	عدم تغییرات تکنولوژی

ماخذ: نتایج تحقیق

همچنین آزمون فرضیه مربوط به انتخاب شکل تابع تولید مرزی، یعنی $H_0: \alpha_{TT} = \alpha_{TJ} = \alpha_{KJ} = 0$ ، بیانگر این است که شکل انتخاب شده تابع ترانسلوگ، در مقایسه با تابع کاب-داگلاس، شکل مناسبتری است.

^{۲۳} Generalized Likelihood Ratio Test Statistic

^{۲۴} Mixed Chi-Square Distribution

فرضیه سوم، مربوط به خنثی بودن یا نبودن نوع تغییرات تکنولوژی است. از نظر هیکس تغییر تکنولوژی زمانی خنثی است که بهره‌وری تمامی عوامل تولید با تغییر تکنولوژی به یک نسبت تغییر یابند، که این را می‌توان از طریق تاثیر متقابل زمان و سایر متغیرهای مستقل در مدل مورد ارزیابی قرار داد. برای این منظور فرضیه $H_0: \alpha_{T_1} = \alpha_{T_2} = 0$ ، مبنی خنثی بودن تغییرات تکنولوژی مورد آزمون قرار گرفته است. نتایج به دست آمده بیانگر رد این فرضیه و تغییرات تکنولوژی غیر خنثی می‌باشد.

فرضیه دیگر پیرامون بررسی تاثیر تغییرات تغییرات تکنولوژی، یا به عبارت دیگر معنی دار بودن ضرایب مربوط به متغیر زمان t در مدل (۴-۱) است. در این زمینه، فرضیه $H_0: \alpha_T = \alpha_{TT} = \alpha_{TJ} = 0$ مورد آزمون قرار گرفته، که نتایج آن نشان‌دهنده معنی دار بودن اثر تغییرات تکنولوژی در این مدل است. همچنین، در جدول ۴ نتایج حاصل از برآورد مدل اثرات کارایی بتیس و کولی (۱۹۹۵) ارائه شده است.

جدول ۴: برآورد حداکثر در دستنمایی الگوی ارجح تابع تولید مرزی در قالب مدل اثرات ناکارایی بتیس و کولی (۱۹۹۵) برای صنایع کارخانه‌ای ایران

	Coefficient	standard-error	t-ratio
β_0	-0.10913251E+02	0.12838885E+01	-0.85001542E+01
β_1	-0.14658996E+01	-0.14658996E+01	-0.51841696E+01
β_2	0.17527335E+01	0.17013982E+00	0.10301724E+02
β_{11}	-0.10965587E+00	0.13427790E-01	-0.81663379E+01
β_{22}	-0.48574651E-01	0.56536637E-02	-0.85917122E+01
β_{12}	0.14680765E+00	0.16436451E-01	0.89318341E+01
β_T	-0.27040222E+00	0.14124762E+00	-0.19143843E+01
β_{TT}	0.12054538E-01	0.18944834E-02	0.63629685E+01
β_{T_1}	0.63871041E-02	0.89514737E-02	0.71352542E+00
β_{T_2}	0.38211780E-02	0.74928625E-02	0.74928625E-02
δ_0	0.80192435E+00	0.25851371E+00	0.31020573E+01
δ_1	0.15235658E+01	0.57643981E+00	0.26430614E+01

δ_4	-0.53711732E-05	0.27714327E-06	-0.19380493E+02
δ_3	0.28799977E+00	0.32193461E+00	0.89459089E+00
Sigma-squared	0.10797826E+01	0.59208689E-01	0.18236894E+02
gamma	0.72243810E+00	0.30106702E-01	0.23995923E+02
<i>log likelihood function</i>	-0.17646887E+04	<i>LR test of the one-sided error</i>	0.10704895E+03

ماخذ: نتایج تحقیق

طی این زمان، صنایع فعال در زمینه تولید محصولات اساسی مسی، تولید فرآورده‌های نفتی تصفیه شده، تولید روغن خوراکی، تولید محصولات اولیه آهن و فولاد و تولید سیم و کابل عایق بندی شده، به ترتیب با سطح کارایی ۰/۸۳، ۰/۷۸، ۰/۷۴، ۰/۷۲ و ۰/۷۰، به طور نسبی سطح کارایی فنی بالاتری در مقایسه با دیگر رشته فعالیت‌های صنعتی داشته‌اند. در مقابل، صنایع فعال در زمینه تولید آجر، آماده‌سازی و آرد کردن غلات و حبوبات، آماده‌سازی و ریسندگی الیاف منسوج، تولید مصنوعات نجاری و اره‌کشی و رنده‌کاری چوب با سطوح کارایی ۰/۲۱، ۰/۲۳، ۰/۳۹، ۰/۴۰ و ۰/۴۰ دارای پایین‌ترین میزان کارایی فنی بوده‌اند. متوسط سطح



جدول ۵: میانگین کارایی فنی صنایع کارخانه‌ای ایران طی سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۷۵ در قالب
الگوی اثرات کارایی بتیس و کولی (۱۹۹۵)



ماخذ: نتایج تحقیق

کارایی بیشتر صنایع بین ۰/۵۰ تا ۰/۶۰ متغیر بوده و فقط پنج صنعت

کد ISIC	میانگین کارایی	کد ISIC	میانگین کارایی	کد ISIC	میانگین کارایی	کد ISIC	میانگین کارایی	کد ISIC	میانگین کارایی
۱۵۱۲	۰.۵۹	۱۷۲۳	۰.۶۳	۲۴۱۱	۰.۶۸	۲۷۳۱	۰.۵۱	۳۱۴۰	۰.۶۱
۱۵۱۴	۰.۷۴	۱۷۲۴	۰.۳۳	۲۴۱۲	۰.۶۴	۲۷۳۲	۰.۵۵	۳۱۵۰	۰.۵۱
۱۵۱۵	۰.۵۸	۱۷۲۵	۰.۵۲	۲۴۱۳	۰.۸۱	۲۸۱۱	۰.۵۸	۳۱۹۰	۰.۵۶
۱۵۱۶	۰.۶۱	۱۷۲۶	۰.۵۴	۲۴۲۱	۰.۶۶	۲۸۱۲	۰.۵۶	۳۲۱۰	۰.۶۱
۱۵۱۷	۰.۵۱	۱۷۲۹	۰.۵۱	۲۴۲۲	۰.۶۴	۲۸۹۱	۰.۶۳	۳۲۲۰	۰.۶۲
۱۵۱۸	۰.۷۶	۱۷۳۱	۰.۵۰	۲۴۲۳	۰.۵۸	۲۸۹۲	۰.۴۸	۳۲۳۰	۰.۷۳
۱۵۱۹	۰.۵۹	۱۷۳۲	۰.۴۶	۲۴۲۴	۰.۶۶	۲۸۹۳	۰.۴۵	۳۳۱۱	۰.۴۵
۱۵۲۰	۰.۶۸	۱۸۱۰	۰.۴۳	۲۴۲۹	۰.۵۷	۲۸۹۹	۰.۵۰	۳۳۱۲	۰.۵۷
۱۵۳۱	۰.۳۲	۱۹۱۱	۰.۶۳	۲۴۳۰	۰.۷۴	۲۹۱۱	۰.۶۶	۳۳۱۳	۰.۶۱
۱۵۳۲	۰.۶۳	۱۹۱۲	۰.۵۴	۲۵۱۱	۰.۶۳	۲۹۱۲	۰.۵۰	۳۳۲۰	۰.۵۷
۱۵۳۳	۰.۷۲	۱۹۲۰	۰.۴۴	۲۵۱۹	۰.۴۹	۲۹۱۳	۰.۵۶	۳۳۳۰	۰.۵۴
۱۵۴۲	۰.۵۷	۲۰۱۰	۰.۴۰	۲۵۲۰	۰.۵۰	۲۹۱۴	۰.۵۵	۳۴۱۰	۰.۸۸
۱۵۴۳	۰.۵۴	۲۰۲۱	۰.۵۵	۲۶۱۱	۰.۵۶	۲۹۱۵	۰.۵۲	۳۴۲۰	۰.۵۶
۱۵۴۴	۰.۵۲	۲۰۲۲	۰.۴۰	۲۶۱۲	۰.۴۵	۲۹۱۹	۰.۵۶	۳۴۳۰	۰.۵۶
۱۵۴۵	۰.۳۴	۲۰۲۳	۰.۵۲	۲۶۹۱	۰.۳۷	۲۹۲۱	۰.۶۲	۳۵۱۱	۰.۵۶
۱۵۴۶	۰.۴۷	۲۰۲۹	۰.۴۷	۲۶۹۲	۰.۶۶	۲۹۲۲	۰.۴۷	۳۵۱۲	۰.۵۷
۱۵۴۷	۰.۴۴	۲۱۰۱	۰.۵۵	۲۶۹۴	۰.۵۲	۲۹۲۳	۰.۶۰	۳۵۲۰	۰.۴۵
۱۵۴۸	۰.۵۲	۲۱۰۲	۰.۶۳	۲۶۹۵	۰.۴۸	۲۹۲۴	۰.۵۹	۳۵۹۱	۰.۶۸
۱۵۵۱	۰.۶۴	۲۱۰۹	۰.۵۸	۲۶۹۶	۰.۴۳	۲۹۲۵	۰.۴۹	۳۵۹۲	۰.۵۴
۱۵۵۳	۰.۶۹	۲۲۱۱	۰.۵۱	۲۶۹۷	۰.۲۱	۲۹۲۶	۰.۴۹	۳۵۹۹	۰.۶۰
۱۵۵۵	۰.۵۹	۲۲۱۲	۰.۴۴	۲۶۹۸	۰.۴۹	۲۹۲۹	۰.۴۹	۳۶۱۰	۰.۴۳
۱۵۵۶	۰.۵۶	۲۲۱۹	۰.۶۰	۲۶۹۹	۰.۴۷	۲۹۳۰	۰.۵۹	۳۶۹۱	۰.۵۳
۱۶۰۰	۰.۷۵	۲۲۲۱	۰.۴۴	۲۷۱۰	۰.۷۲	۳۰۰۰	۰.۶۴	۳۶۹۳	۰.۵۰
۱۷۱۱	۰.۳۹	۲۲۲۲	۰.۴۳	۲۷۲۱	۰.۸۳	۳۱۱۰	۰.۵۹	۳۶۹۴	۰.۴۹
۱۷۱۲	۰.۴۲	۲۳۱۰	۰.۵۷	۲۷۲۲	۰.۶۴	۳۱۲۰	۰.۵۴	۳۶۹۹	۰.۵۰
۱۷۲۱	۰.۵۲	۲۳۲۰	۰.۷۸	۲۷۲۳	۰.۶۵	۳۱۳۰	۰.۷۰	۳۷۲۰	۰.۵۱
۰.۵۵					میانگین کل سطح کارایی صنایع کارخانه‌های ایران				

میانگین کارایی بیش از ۷۰ درصد را داشته‌اند. میانگین نرخ رشد کارایی فنی صنایع مذکور، طی دوره مورد بررسی برابر ۰/۰۱- است، که در این مورد صنایع

فعال در زمینه تولید و تعمیر انواع کشتی و تکمیل منسوجات با نرخ رشد ۱/۱ درصد و ۰/۴۵- به ترتیب بیشترین و کمترین نرخ رشد کارایی را داشته‌اند. ذکر این نکته حائز اهمیت است که طی این دوره ۷۱ رشته فعالیت صنعتی به طور متوسط از نرخ تغییرات کاهنده‌ای در سطح کارایی برخوردار بوده‌اند.

در زمینه بررسی عوامل موثر بر عملکرد صنایع کارخانه‌ای ایران فرض بر این است که سه متغیر مالکیت دولتی صنایع، اندازه صنایع و شدت انرژی بر بودن فرایند تولید صنایع، تاثیر معنی داری بر میزان ناکارایی فنی صنایع داشته باشند. به منظور ارزیابی اثر هریک از متغیرهای یاد شده به ترتیب نسبت بنگاه‌های با مالکیت عمومی به کل بنگاه‌ها، متوسط ارزش افزوده هر بنگاه و نسبت انرژی مصرفی به ارزش افزوده بنگاه‌ها استفاده شده است. تاثیر این متغیرها در چارچوب مدل (۴-۱) برآورد شده است. انتظار می‌رود که دو عامل دولتی بودن بنگاه‌ها و شدت استفاده از انرژی به دلیل ناکارآمد بودن مدیریت آنها و عدم ترکیب بهینه انرژی با سایر عوامل تولیدی در فرآیند تولید، باعث افزایش ناکارایی و از سوی دیگر بالابودن میزان متوسط ارزش افزوده هر بنگاه موجب کاهش سطح ناکارایی فنی صنایع مورد بررسی و اختلاف آن در بین صنایع شود. نتایج حاصل از تخمین مدل نشان می‌دهد که مطابق انتظارات افزایش شدت انرژی موجب افزایش ناکارایی صنایع شده و افزایش متوسط ارزش افزوده هر بنگاه یا اندازه بنگاه سطح ناکارایی صنایع را کاهش می‌دهد. همچنین این نتایج حاکی از آن است که مالکیت دولتی صنایع کارخانه‌ای اثری بر سطح ناکارایی آنها نداشته است. در قالب الگوی دوم بتسی و کولی، تخمین جزء ناکارایی به دست آمده به روش حداکثر درست‌نمایی به شرح زیر است:

$$\hat{m} = 0.801 + 1.523 Z_1 - 0.000053 Z_2 + 0.287 Z_3$$

(۲.۱) (۲.۶) (-۱۹.۳) (۰.۸۹)

در رابطه بالا، \hat{m} میانگین جزء ناکارایی است. افزایش متغیرهایی با ضریب مثبت منجر به کاهش کارایی و افزایش متغیرهایی با ضریب منفی منجر به افزایش کارایی فنی می‌شود. این نتایج نشان می‌دهد که با افزایش شدت انرژی، میزان ناکارایی صنایع کارخانه‌ای در ایران بیشتر شده است. علاوه بر این، افزایش اندازه صنایع کارخانه‌ای ایران، سطح ناکارایی صنایع را کاهش می‌دهد. این نتایج حاکی از آن است که مالکیت دولتی صنایع کارخانه‌ای اثری بر سطح ناکارایی آنها نداشته است.

۵- نتیجه‌گیری و ارایه پیشنهادات تحقیق

در این تحقیق با استفاده از روش تابع تولید مرزی تصادفی (SFA) به بررسی کارایی فنی ۱۳۰ رشته فعالیت صنعتی مختلف و عوامل موثر بر عملکرد آنها در سطح صنایع کارخانه‌ای ایران، بر اساس طبقه‌بندی استاندارد بین‌المللی فعالیت‌های صنعتی (ISIC)، طی سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۷۵، پرداخته شده است. در مجموع نتایج به دست آمده از مدل اثرات ناکارایی بتیس و کولی (۱۹۹۵) نشان داد که میانگین کارایی افنی برآورد شده ۵۵ درصد بوده است. به عبارت دیگر، این صنایع، با توجه به ظرفیت‌های تولیدی و نهاده‌های مورد استفاده، می‌توانند به طور میانگین ۴۵ درصد سطح تولید کنونی خویش را افزایش دهند. در مقابل برای رسیدن به مرز کارایی با توجه به سطح کنونی عوامل تولید، صنایع کارخانه‌ای ایران باید در هزینه‌های خود صرفه‌جویی کنند.

بنگاه‌های فعال در زمینه تولید محصولات اساسی مسی با سطح کارایی ۰/۸۳ به طور نسبی سطح کارایی فنی بالاتری در مقایسه با دیگر رشته فعالیت‌های صنعتی داشته‌اند. در مقابل، بنگاه‌های فعال در زمینه تولید آجر با سطح کارایی ۰/۲۱ دارای پایین‌ترین میزان کارایی فنی بوده‌اند. متوسط سطح کارایی بیشتر صنایع بین ۰/۵۰ تا ۰/۶۰ متغیر بوده و فقط پنج صنعت میانگین کارایی بیش از ۷۰ درصد را داشته‌اند. میانگین نرخ رشد کارایی فنی صنایع مذکور، طی دوره مورد بررسی برابر ۰/۰۱- است و طی این دوره ۷۱ رشته فعالیت صنعتی به طور متوسط از نرخ تغییرات کاهنده‌ای در سطح کارایی برخوردار بوده‌اند.

این نتایج نشان می‌دهد که با افزایش شدت انرژی، میزان ناکارایی صنایع کارخانه‌ای در ایران بیشتر شده است. علاوه بر این، افزایش اندازه صنایع کارخانه‌ای ایران، سطح ناکارایی صنایع را کاهش می‌دهد. این نتایج حاکی از آن است که مالکیت دولتی صنایع کارخانه‌ای اثری بر سطح ناکارایی آنها نداشته است. وجود سطوح بالای مصرف انرژی در صنایع آجر سازی تاییدی بر اثرات منفی بالارفتن شدت انرژی بر سطح کارایی صنایع کارخانه‌ای ایران است.

شکاف بین سطوح کارایی فنی رشته فعالیت‌های صنعتی با بهترین عملکرد در صنایع کارخانه‌ای ایران ایجاب می‌کند که مطالعات جانبی بیشتری در مورد علل این شکاف انجام شود و البته در این راستا بایستی به نظرات کارشناسان صنعت

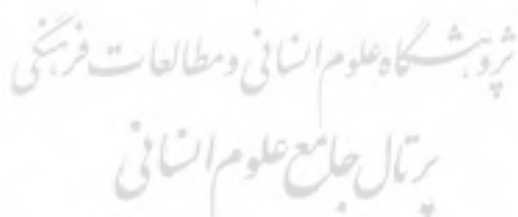
برق کشور نیز توجه نموده و دیدگاه‌های آنها را در نظر گرفت. افزون بر این لازم است که بررسی‌هایی نظیر رشد بهره‌وری صنایع کارخانه‌ای ایران با استفاده از شاخص‌هایی همانند مال‌کوئیسیت یا تورنکوئیسیت نیز انجام شود، تا در کنار اندازه‌گیری کارآیی تولید، و هزینه، عملکرد این صنایع از جنبه‌های دیگری - که همگی مکمل یکدیگر بوده و در سال‌های اخیر تاکید زیادی بر آنها می‌شود - مشخص شود تا با اطمینان بیشتری بتوان پیشنهادات سیاستی را در مورد این شرکتها ارائه کرد. علاوه بر موارد ذکر شده، با استفاده از یافته‌های تحقیق می‌توان پیشنهادات زیر را در جهت بهبود کارآیی صنایع کارخانه‌ای ایران بیان نمود:

۱. تجدید ساختار صنایع کارخانه‌ای، به منظور استفاده بهینه از ظرفیت‌های تولیدی و سایر نهاده‌های مورد استفاده و ایجاد زمینه مناسب برای بروز صرفه‌های ناشی از مقیاس در فرایند تولید

۲. درجه بندی رشته فعالیت‌های مختلف صنعتی ایران با استفاده از شاخص‌هایی همچون میزان کارآیی و بهره‌وری صنایع طی زمان، به منظور در اولویت قرار دادن صنایع کارا در سیاست‌های حمایتی دولت.

۳. بکارگیری فنون تولیدی جدید جهت کاهش شدت مصرف انرژی در صنایع کارخانه‌ای.

۴. اولویت دادن به مسئله ارتقای سطح کارایی و استفاده از منافع حاصل از آن در برنامه‌های توسعه اقتصادی جهت افزایش سطح مزیت نسبی صنایع کارخانه‌ای ایران.



فهرست منابع:

Barr, Richard S., Seiford, Lawrence M. and Siems, Thomas F. (1994). "Forecasting Bank Failure: A Non-parametric Frontier Estimation Approach." *Recherches Economiques de Louvain*, Vol 60. pp 417-429.

- Battese, G. and Broca, S.S. (1999). "Functional Forms of Stochastic Frontier Production Functions and Models for Technical Inefficiency Effects: A Comparative Study for Wheat Farmers in Pakistan. *Journal of Productivity Analysis*, Vol. 8, pp. 395-414
- Battese, G.E. (1997). A Note on the Estimation of Cobb-Douglas Production Functions when Some Explanatory Variables have Zero Values." *Journal of Productivity Analysis*, Vol. 3, No. 2, pp. 153-69.
- Coelli, T.J. (1997). A Guide to Frontier Version 4.1: A Computer Program for Stochastic Frontier Production and Cost Function." New South Wales: University of New England .
- Diewert, W. (2009), The Challenge of Technical Efficiency Measurement, *International Productivity Monitor*.
- Emami meibodi, Ali.(2000).Principal of Efficiency and Productivity Estimation. Commercial Research and Development Institute.
- Falahi, M and Ahmadi, V.(2006). Evaluation cost Efficiency of Electricity Distribution Companies in Khorasan Province. *Quarterly Journal of Iran's Economic Research*. No28.
- Filippini, M. and Wild, J. and Kuenzle, M. (2001). "Scale and Cost Efficiency in the Swiss Electricity Distribution Industry: Evidence From a Frontier Cost Approach". Centre for Energy Policy and Economics, Swiss Federal Institutes of Technology.
- Giovannini , E and Nezu, R.(2001). Measurement of Aggregate and Industry-Level Efficiency in OECD countries. *OECD Manual*.
- Hauer, David. (2004). "Explaining Efficiency Differences Among Large German and Austrian Banks." *IMF Working Papers*, No. 04/140, International Monetary Fund.
- Huettner, D. A. and J. H. Landon. (1977). "Electric Utilities: Scale Economies and Diseconomies." *Southern in the Municipal Electric Industry.* *Land Economics* 64, 338–346. *Journal of Economics* 8, 303–323.
- Khatai, M and Abedifar, P.(2001). Estimation of TECHNICAL Efficiency in Iranian's Banking System. *Quarterly Journal of Iran's Economic Research*. No6.
- Khatai, M and and Yousefi hajiabad, R.(2007). Evaluating of Technical Efficiency of Iran's Housing Bank Using Data Envelopment Analysis (DEA) method. *Journal of Planning and Budgeting*. Vol12, No 2.
- Kiani,H and Hakimipoor, N.(2008). Comparative Analysis of Efficiency in Iranians Manufacturing With Stochastic Frontier Approach. *Journal of Knowledge And Development*. No24.
- Kumbhakar, S. C. and C. A. K. Lovell. (2000). *Stochastic Frontier Analysis*. Cambridge University Press.
- Kumbhakar, S. C. and L. Hjalmarsson. (1998). "Relative Performance of Public and Private Ownership under Models: With Application to International Airlines." *Journal of Productivity Analysis* 11, 251–273.

- Kuosmanen, Timo. (2003). "Data Envelopment Analysis in Environmental Valuation: Environmental Performance, Eo-efficiency and Cost-Benefit Analysis." Environmental Economics and Natural Group. Holland: Seweg.
- Neuberg, L. G. (1977). Two Issues in the Municipal Ownership of Electric Power Distribution Systems. Bell
- Roberts, M. J. (1986). Economies of Density and Size in the Production and Delivery of Electric Power." Land Stochastic Frontier Approach." Bulletin of Economic Research 48, 41-64.
- Weyman-Jones, T. G. (1994). Problems of Yardstick Regulation in Electricity Distribution." In M. Bishop, J. Kay Yardstick Competition: Electricity Retail Distribution." European Economic Review 42, 97-122.
- Yatchew, A. (2000). "Scale Economies in Electricity Distribution: A Semi parametric Analysis". Journal of Applied Econometrics. vol 15 , No 2, 187-210.
- Yousefi hajiabad, R.(2007). Evaluating of Technical Efficiency of Iran's Housing Bank Using Data Envelopment Analysis (DEA) Approach. Allame Tabatabaei University.
- Zarra nezhad, M and Yousefi hajiabad, R.(2009).Evaluation Technical Efficiency of Wheat Production in Iran Using Parametric and Non-Parametric Approaches. Quarterly Journal of economic Research. Vol9, No2.



پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی

رشته جامعه‌شناسی

Evaluation of Technical Efficiency in Iranians Manufacturing Sector

Farhad Khodadad Kashi²⁵**Reza Yousefi Hajiabad²⁶****Abstract:**

The main purpose of this research paper is to measure technical efficiency of Iranian manufacturing sector by Stochastic Frontier Approach (SFA). For this purpose, the performance of 130 different industrial groups, at The International Standard Industrial Classification (ISIC), within 1996-2007 was analyzed and discussed. The results of the study shows that average technical efficiencies of different manufacturing groups were 0/55. The largest scores in efficiency was found for Manufacture of copper metals and Manufacture of refined petroleum products with 0/83 and 0/78, and lowest scores in efficiency was found for brick production manufacturing and Manufacture of grain mill products with 0/21 and 0/23 respectively. Average of technical efficiency is variable in range of 0.50 to 0/60. In addition, the output inefficiencies are directly related to energy intensity and inversely with size of firms. Government ownership is not affected level of inefficiency.

JEL Classifications: C33, L00**Key Words:** Stochastic Frontier Approach, Technical Efficiency, Manufacturing Sector, Parametric Approach, Translog Output Function, Energy Intensity, Size of Firms, Government Ownership

²⁵ Associate professor and Faculty Member in PNU University

²⁶ PHD Student of Economics and Faculty Member in PNU University