عوامل موثر بر کارآیی زیر بخش های عمده صنعت ایران

همایون رنجبر*
مصطفی رجبی**
عاطفه عباد سیچانی***

چکیده

با توجه به اهمیت کارایی در بخش صنعت، در این مقاله با تعیین تابع هزینه بر اساس آزمون نسبت درستنمایی بین دو تابع کاب- داگلاس وترانسلوگ برای بخش صنعت کشور، به تعیین کارایی و عوامل مؤثر بر آن در ۹ زیر بخش صنعت بر اساس کد ISIC های دو رقمی، با استفاده ار روش تحلیل مرزی تصادفی(SFA) بر مبنای داده های تابلویی در دوره زمانی ۱۳۸۵-۱۳۷۴ می پردازد. بر این اساس در ابتدا عوامل مؤثر بر تابع هزینه صنعت کل کشور در قالب تابع هزینه ترانسلوگ انتخاب و به دنبال آن عوامل مؤثر بر کارایی هزینه صنعت کشور در قالب الگوی باتیس و کوئلی (۱۹۹۵) مورد شناسایی قرار می گیرد. نتایج این تحقیق حاکی از آن است که بخش صنایع کانی غیر فلزی و صنایع فلزات اساسی با کارایی ۹۵,۵ ٪ و ۶۴٪ به ترتیب دارای بیشترین و کمترین کارایی در بین صنایع ایران می باشد. همچنین با شناسایی عوامل موثر بر کارایی بخش صنعت کشور مشخص گردید که در طول دوره مورد بررسی تخصص نیروی کار اثر منفی و تغییرات فناوری و تجربه صنعت اثر مثبت بر کارایی صنایع کشور داشته است.

واژگان کلیدی: کارایی هزینه۴، روش حداکثر درستنمایی۵، تحلیل مرزی تصادفی۶
طبقه بندی JEL: D24, L23

* دانشگاه آزاد اسلامی، واحد خوراسگان(اصفهان)، استادیار گروه اقتصاد E.Mail:hranjbar@khuisf.ac.ir
* دانشگاه آزاد اسلامی، واحد خمینی شهر، استادیار گروه اقتصاد E.Mail:rajabi@iaukhsh.ac.ir
* آزاد اسلامی، واحد خوراسگان(اصفهان)، دانش آموخته کارشناسی ارشد گروه اقتصاد E.Mail:atefehebad@gmail.com

4.Cost efficiency
5.Maximum Likelihood approach
6.Stochastic Frontier Analysis

Archive of SID
www.SID.ir

مقدمه

محدودیت منابع و امکانات تولید از زمانهای گذشته تا عصرکنونی که عصر اطلاعات فرامدرن وتوسعه چشمگیر علم و فناوری است، همواره مطرح بوده و در آینده نیز با حدت فزونتری خود را بر شرایط اقتصادی تحمیل خواهد نمود. از این رو استفاده بهینه از امکانات و منابع در دسترس و ارتقاء کارایی، برای دستیابی به رفاه و پاسخگویی به انتظارات و نیازهای اقتصادی روبه رشد انسان ها به یک مسأله بسیار مهم و حیاتی مبدل گشته است. کوشش های اقتصادی انسان همواره معطوف به آن بوده است که حداکثر نتیجه را با کمترین امکانات و عوامل موجود بدست آورد. امروزه با کمرنگ شدن مرز های اقتصادی و شدت یافتن رقابت در صحنه جهانی، تلاش برای بهبود کارایی و بهره وری پایه اصلی این رقابت را تشکیل می دهد. در این راستا بسیاری از کشورها برای اشاعه فرهنگ بهره وری و کارایی، اقدامات زیادی را برای بکارگیری فنون و روش های ارتقاء آنها انجام داده اند.

در بین نهاد های مختلف، صنایع از جمله نهادهایی هستند که به لحاظ به کارگیری عوامل تولید از جمله نیروی کار و سرمایه، چنانچه در سطح پایین بهره وری و کارآیی فعالیت نمایند باعث اتلاف بیشتر منابع اقتصادی گشته و چنانچه در همین شرایط به فعالیت خود ادامه دهند، منجر به اشتغال ناقص و تحمیل هزینه های بالاتری به جامعه می گردند. بنابراین لازم است که صنایع در حد بالایی از کارایی عوامل را بکار گرفته و تولید بیشتری بدست آورند. از این رو ضرورت دارد که ابتدا کارایی اقتصادی صنایع مختلف اندازه گیری و صنایع کارا مشخص گردند. سپس با توجه به عوامل مورد استفاده در صنایع، عوامل مؤثر بر کارایی صنایع شناسایی شوند تا راهکارهای سیاستی جهت به کارگیری کاراتر عوامل تولید در صنایع با کارایی کمتر ارائه شود. به این ترتیب فرضیات زیر (در قالب فرضیه صفر) مطرح و جهت دستیابی به اهداف فوق الذکر مورد آزمون قرار می گیرند:

زیر بخش های عمده صنعت ایران با ناکارایی روبرو نیستند.

سابقه صنعت بر کارایی زیر بخش های عمده صنعت ایران بی تاثیر است.

تخصص کارکنان بر کارایی زیر بخش های عمده صنعت ایران بی تاثیر است.

تغییرات فنآوری بر کارایی زیر بخش های عمده صنعت ایران بی تاثیر است.

با توجه به این فرضیات و جهت تعیین روش آزمون آنها، در ادامه به ترتیب بخش های مبانی نظری و پیشینه تحقیق، ارائه الگو و روش برآورد توضیح داده می شود و سپس بخش داده ها و نتایج آماری و به دنبال آن بخش جمع بندی و نتیجه گیری بیان می گردد.

مبانی نظری و پیشینه تحقیق

ارائه روشی برای اندازه گیری کارایی در ابتدا توسط فارل[1] (۱۹۵۷) انجام گرفت. او پیشنهاد کرد که مقایسه عملکرد یک بنگاه با عملکرد بهترین بنگاه های موجود در صنعت مناسب تر خواهد بود. یعنی باید شاخصی به

[1] Farrel

www.SID.ir

عنوان ملاک مقایسه برای تعیین عدم کارایی یک بنگاه ساخته شود. فارل نظریـاتش در انـدازه گیـری کـارایی را براساس کارهای انجام شده توسط دمبرو[۱] (۱۹۵۱) و کوپمانس[۲] (۱۹۵۱) آغاز و پیشنهاد نمود، برای تعیین کـارایی از تابع تولید مرزی ای استفاده گردد که توسط اطلاعات بنگاه ها تخمین زده می شود. ایگنر و چاو[۳] (۱۹۶۸) تـابع تولید مرزی پارامتریک را در شکل کاب–داگلاس با استفاده از آمار N بنگاه نمونه تخمین زدند. این الگو که بعدها به الگوی مرزی معین[۴] (DFA) معروف شد، دارای این محدودیت است که امکان تأثیر گذاری خطا و سایر اجزاء اخلال را در تخمین مرزی تصادفی در نظر نمی گیرد و همه انحرافات از مرز را ناکارایی فنـی قلمـداد مـی کنـد. سپس تیمر[۵] (۱۹۷۱) تلاش نمود مشکل الگوی مرزی معین را رفع نماید. وی برای حل این مشـکل، درصـدی از مشاهدات نزدیک تر به مرز را رها کرده و مرز را دوباره با استفاده از داده های تقلیل یافته تخمـین زد. بعـد از آن تابع مرزی تصادفی[۶] (SFA) توسط ایگنر، لاول و اشمیت[۷] (۱۹۷۷) معرفی گردید. ویژگی اصلی این تـابع تولیـد، جمله خطای دو جزئی آن می باشد که یک جزء آن را اخلال های تصادفی و جزء دیگر را عدم کارایی در بر می‌گیرد. از طـرف دیگـر بـرآورد کـارایی بـا اسـتفاده از داده هـای تـابلویی نیـز توسـط کارلسـون[۸] (۱۹۷۲)، ایگنـر، لاول و اشـمیت(۱۹۷۷) و میوسـن و ون دن بـروک[۹] (۱۹۷۷) توسـعه یافـت. پـس از آن افـراد بسـیاری همچـون اشمیت(۱۹۸۵،۱۹۸۹)، فورساند[۱۰]، لاول و اشمیت(۱۹۸۰)، بائو[۱۱] (۱۹۹۰) روش های بـرآورد را بهبـود بخشـیدند و جنبه های مختلف آن را مورد بحث قرار دادند. در این میان گروهـی همچـون پیـت و لـی[۱۲] (۱۹۸۱)، اشـمیت و سایکلز[۱۳] (۱۹۸۴)، باتیس و کوئلی[۱۴] (۱۹۸۳) کارایی را در طول زمان غیر قابل تغییر در نظر گرفتند. در حالی که گروهی دیگر از جمله کومبهاکار[۱۵] (۱۹۹۱،۱۹۹۷،۲۰۰۵)، باتیس و کوئلی(۱۹۹۲،۱۹۹۵) با متغیر در نظر گرفتن کارایی در طـول زمان زمینه های جدیدی را در روش های برآورد همچون بررسی و تعیین عوامل مؤثر بر ناکارایی مطرح کردند. به هـر حال در حیطه مباحث کارایی، تحقیقات تجربی بسیار زیادی در سطح جهان انجام گرفته است که از بین آنها می توان به مطالعات زیر که به حوزه مطالعه حاضر نزدیکتر و به لحاظ زمانی جدیدتراند توجه بیشتری نمود.

---

1 Debreu
2 Koopmans
3 Aigner and chu
4 Deterministic Frontier Analysis
5 Timmer
6 Tochastic Frontier Analysis
7 Lovell and Schmidt
8 Carlsson
9 Meeusun and Vanden Broeck
10 Forsund
11 Bau
12 Pit and Lee
13 Sickles
14 Battese and Coelli
15 Kumbhakar

Archive of SID

www.SID.ir

مطالعات داخلی

فریور (۱۳۸۲) در مقاله ای ناکارایی تکنیکی در زیر بخش‌های عمده صنعت ایران را از طریق به کارگیری آمار و اطلاعات کارگاه‌های صنعتی ده نفر کارکن و بیشتر برای بنگاه نماینده در طول سال‌های ۱۳۷۳ الی ۱۳۷۸ مورد بررسی قرار می دهد. محقق تابع تولید مرزی تصادفی را برای شش زیر بخش عمده صنعت[۱] (بر اساس کدISIC چهار رقمی ویرایش دوم) در شکل تابع تولید کاب- داگلاس(شامل متغیرهای تعداد نیروی کار ساده، موجودی سرمایه، تعداد نیروی کار ماهر، سرمایه انسانی) و به روش حداکثر درستنمایی ارائه شده توسط باتیس و کوئلی(۱۹۹۲) برآورد می‌نماید. سپس میزان ناکارایی فنی زیر بخش‌های صنعت کشور را با فرض متغیر بودن در طول دوره بررسی بدست می‌آورد.

نتایج حاصل از برآورد الگو حاکی از متوسط کارایی فنی ۶۵ درصد در سطح کل صنعت به گونه ای است که صنایع نساجی و پوشاک و چرم با حدود ۸۸ درصد دارای بیشترین و صنایع ماشین‌آلات و تجهیزات و ابزار نیز با حدود ۶۹ درصد دارای کمترین کارایی فنی هستند. از طرف دیگر متغییر بودن کارایی فنی متوسط کل صنعت در طول دوره بررسی به لحاظ آماری مورد تایید قرار می‌گیرد به گونه‌ای که نشان دهنده نزولی بودن کارایی متوسط در صنایع کشور بین سال‌های ۱۳۷۳ الی ۱۳۷۸ است.

رنجبر و رجبی (۱۳۸۸) در تحقیقی کارایی هزینه ای زیر بخش های صنعت استان اصفهان را درقالب نه گروه عمده صنعتی و از طریق تحلیل مرزی تصادفی به روش حداکثر درستنمایی ارائه شده توسط باتیس و کوئلی(۱۹۹۲) مورد برآورد قرار می دهند. نتایج آماری حاصل از برازش داده ها حاکی از انتخاب تابع هزینه ترانس لوگ در مقابل تابع کاب- داگلاس می باشد به گونه ای که کارایی برآوردی منتج از برازش، گویای پایین بودن متوسط کارایی هزینه ای اکثر صنایع استان اصفهان در کنار رشد مثبت و نسبتاً کند آنها در طول دوره مورد بررسی است به گونه ای که متوسط کارایی صنایع مورد بررسی بین دو مقدار۲۹/۰۹۷ و ۸۹/۱۶۷ درصد برآورد گردیده اند. هم چنین رتبه بندی نه گروه عمده صنعتی استان بر مبنای محاسبه متوسط کارایی هزینه طول دوره بررسی هر یک از آنها نشان می دهد که دو گروه سایر صنایع (متفرقه) و صنعت چوب و محصولات چوبی استان به ترتیب دارای کمترین و بیشترین متوسط کارایی بوده اند.

مطالعات خارجی

پاریسیو[۲] (۱۹۹۹) در مطالعه‌ای اقدام به محاسبه کارایی راه‌آهن اصلی هشت کشور اروپا[۳] در یک دوره ۱۷ ساله از ۱۹۷۳ الی ۱۹۸۹ میلادی می‌نماید. این محقق تابع حداقل هزینه خطوط راه‌آهن این کشور ها را در قالب

---

[۱] شامل صنایع محصولات غذایی و آشامیدنی و دخانیات، نساجی و پوشاک و چرم، تولید چوب و کاغذ، شیمیایی نفت و زغال سنگ و لاستیک و پلاستیک، محصولات کافی غیر فلزی و فلزات اساسی و ماشین‌آلات و تجهیزات

[2] Parisio

[۳] این کشورها شامل: ایتالیا، فرانسه، آلمان‌غربی، انگلیس، اطریش، سوئیس و هلند می باشند.

www.SID.ir

یک تابع ترانسلوگ در نظر می گیرد و از طریق آن دستگاه معادلات سهم های مخارجی عوامل صنعت راه آهن را برای دستیابی به کارایی تخصیصی بدست می آورد.

نتایج حاصل نشان می‌دهد که اکثر ضرایب برآوردی دستگاه معادلات سهم‌های هزینه‌ای عوامل به جز برای بعضی از ضرایب مرتبط با اجزاء مربع و یا متقاطع تابع هزینه ترانسلوگ، دارای علامت مورد انتظار بوده و در سطح خطای ۵ درصد معنی‌دار هستند. بر همین اساس ناکارایی تخصیصی برآورد شده در دامنه ۲/۳۶ درصد برای ایتالیا تا ۰/۰۵ درصد برای آلمان غربی و بلژیک و ناکارایی فنی برآورد شده در دامنه ۳/۶۸ درصد برای آلمان غربی تا ۱/۲۴ درصد برای ایتالیا قرار دارد. اما ناکارایی فنی حاکی از افزایش معنی‌دار هزینه برای تمامی خطوط راه‌آهن مورد بررسی می‌باشد. از طرف دیگر مثبت و معنی‌دار بودن ضریب متغیر عامل شبه ثابت نشان می‌دهد که با کاهش مسیرهای ریلی از طریق حذف خطوط غیر قابل سودآوری، می‌توان بر کاهش هزینه‌ها اثر گذاشت.

بوتاسو و کنتی[1] (۲۰۰۳) تحقیقی را با نگرش هزینه مرزی تصادفی با ناهمسانی واریانس و بر مبنای داده‌های تابلویی نامتوازن ۱۷۷ شرکت‌های آب و آب و فاضلاب انگلیس و ولز در طول دوره ۱۹۹۵ الی ۲۰۰۰ میلادی با استفاده از تابع هزینه ترانسلوگ انجام دادند.

نتایج حاصل از برآوردهای حداکثر درستنمایی با استفاده از متغیرهای توضیحی نرمالایز شده توسط میانه نمونه آنها، بیانگر مثبت بودن کشش دستمزد و محصول در تابع هزینه است.همچنین آزمون فرضیه‌های هم نسبتی و وجود تابع کاب- داگلاس توسط آزمون نسبت درستنمایی رد می‌گردند. از دیگر یافته‌های مهم این تحقیق کاهنده بودن یکنواخت هزینه متوسط در کنار ناکارایی نسبتا کم این صنعت در طول زمان است به گونه‌ای که متوسط ناکارایی برآوردی در طول سال های مورد بررسی از ۱/۱۶ درصد در سال ۱۹۹۵ به طور مداوم به ۱/۰۷۷ درصد در سال ۲۰۰۱ کاهش یافته است.

آسافو و مهادوان[2] (۲۰۰۳) مقاله‌ای را جهت برآورد کارایی هزینه پنج صنعت معدنی کلیدی استرالیا (زغال سنگ، سنگ آهن، مس، طلا و نفت و گاز) از طریق یک تابع هزینه ترانسلوگ تصادفی با استفاده از داده‌های تابلویی با داده های متوسط پنج ساله در طول دوره زمانی ۱۹۶۸ الی ۱۹۹۵ ارائه دادند. نتایج آماری این تحقیق حاکی از معنی‌داری آماری ۱۲ ضریب از ۸۰ ضریب موجود در الگوی برآوردی توسط روش حداکثر درستنمایی است. آزمون نسبت درستنمایی خطای یکطرفه(جزء ناکارایی) حکایت از مناسب بودن استفاده از الگوی ترانسلوگ برای تحلیل رفتار صنایع معدنی استرالیا دارد. ضریب مثبت و معنی‌دار متغیر سطح تولید گویای وجود صرفه‌های زیاد حاصل از مقیاس و مثبت و معنی‌دار بودن ضرایب متغیرهای قیمت عوامل(بجز برای سنگ آهن) بیانگر افزایش هزینه همراه با افزایش قیمت عوامل در این صنعت است. از طرف دیگر نتایج گویای رشد ضعیف بهره‌وری کل عوامل[3] (TFP) در صنایع معدنی استرالیا به دلیل کاهش کارایی اقتصادی در اثر کاهش هر دو جز آن یعنی کارایی تخصیصی(ناشی از عدم به کارگیری عوامل در حداقل هزینه) و کارایی فنی(بخاطر وجود ظرفیت

[1] Bottasso and Conti
[2] Asafu and Mahadevan
[3] Total Factor Productivity

www.SID.ir

مازاد ناشی از فقدان به کارگیری مناسب نهاده‌ها برای حداکثر تولید بالقوه) و اختلال در اثرات قیمتی ناشی از ساختار بازار رقابت ناقص بخش معدن در این کشور است. همچنین رشد محصول در تمامی صنایع معدنی ناشی از تحرک نهاده[1] مفروض از ماهیت بالا بودن شدت استفاده از سرمایه و انرژی در این صنایع می‌باشد.

فارسی و همکاران[2] (۲۰۰۷) مطالعه‌ای را برای تعیین کارایی هزینه ای بخش توزیع گاز سوئیس با استفاده از داده‌های تابلویی ۲۶ شرکت توزیع گاز کشور سوئیس از کل ۱۲۶ شرکت موجود در طول دوره ۱۹۹۶ الی ۲۰۰۰ میلادی انجام داده‌اند. ایشان با در نظر گرفتن تابع هزینه شرکت‌های مورد بررسی در شکل کاب- داگلاس، اقدام به برآورد الگو از طریق سه روش داده‌های تلفیقی، روش پیت‌ولی و روش داده‌های تابلویی در دو حالت اثرات تصادفی(GLS) و روش اثرات ثابت(GLS و روش مندالک[3]) نمودند.

نتایج حاصل برای ضرایب متغیرهای ستاده و قیمت عوامل در هر چهار الگو مثبت و به لحاظ آماری با معنی داری بالا بدست آمده که نشان می‌دهد الگوها تفاوت معنی‌داری نسبت به هم نداشته و نتایج به فروض توزیعی در نظر گرفته شده برای خطاها و جزء ناکارایی بستگی ندارد. اما الگوی اثرات ثابت به دلیل معنی‌داری آماری در سطح ۵ درصد کلیه ضرایب میانگین گروهی انتخاب شده است و آزمون هاسمن نیز این انتخاب را تایید می‌نماید. بر این اساس متوسط ناکارایی هزینه در این بخش حدود ۷/۵ درصد با دامنه بین صفر تا هیجده درصد بوده، ضمن آنکه همبستگی شدیدی بین ناکارایی‌های محاسبه شده توسط هر چهار الگوی برآورد شده مشاهده می‌گردد. از طرف دیگر نتایج حاکی از آن است که شرکت‌های توزیع کننده گاز می‌توانند به شرط عدم گسترش شبکه توزیع، متوسط هزینه خود را از طریق افزایش محصول کاهش دهند.

ارائه الگو و روش برآورد

الگوی مرزی تصادفی معرفی شده در معادلات (۱) و (۲)، در شکل ساده به صورت زیر بیان می شود:

$$C_{it} = X_{it}\beta + \varepsilon_{it} \qquad (۱)$$

$$\varepsilon_{it} = v_{it} + u_{it}, \qquad u_{it} = z_{it}\delta + w_{it} \qquad (۲)$$

که $t = 1,2,...,T$ و $i = 1,2,...,N$ ، C_{it} : لگاریتم هزینه‌ی بنگاه i ام در زمان t و X_{it} : بردار لگاریتم متغیرهای توضیحی یعنی قیمت عوامل تولید و مقدار تولید است. بر اساس الگوی مذکور و طبق فروض توزیعی و نیز استقلال متغیرهای $u_{it} \sim (z_{it}\delta, \sigma_w^2)$ با w_i و v_{it} ، تابع چگالی توأم این دو متغیر به شکل زیر خواهد بود:

[1] Input – Drive
[2] Farsi and et al
[3] Mendalk

www.SID.ir

$$f(v,u)=\frac{\exp-\frac{1}{2}\left\{\left[v^2/\sigma_v^2\right]+\left[(u-z\delta)^2/\sigma^2\right]\right\}}{2\pi\,\sigma\,\sigma_v\,\Phi\left[z\delta/\sigma\right]}\quad ,u\geq 0 \qquad (۳)$$

که اندیس‌های i و t برای ساده‌سازی در نمایش حذف شده و $\Phi(.)$ تابع توزیع تراکمی متغیر تصادفی نرمال استاندارد را نشان می‌دهد. به این ترتیب از طریق تابع چگالی توأم $\varepsilon=v+u$ و u و با تعریف $\mu_*=\frac{\sigma_v^2 z\delta+\sigma^2\varepsilon}{\sigma_v^2+\sigma^2}$ و $\sigma_*^2=\sigma^2\sigma_v^2/\left(\sigma^2+\sigma_v^2\right)$، برای تابع چگالی نهایی خواهیم داشت:

$$f(\varepsilon)=\frac{\exp-\frac{1}{2}\left\{(\varepsilon-z\delta)^2/\left(\sigma_v^2+\sigma^2\right)\right\}}{\sqrt{2\pi}\left(\sigma^2+\sigma_V^2\right)^{1/2}\left[\Phi\left(z\delta/\sigma\right)/\Phi\left(\mu_*/\sigma_*\right)\right]} \qquad (۴)$$

لذا برای تابع چگالی شرطی u با مفروض بودن ε داریم:

$$f(u|\varepsilon)=\frac{\exp-\frac{1}{2}\left[(u-\mu_*)^2/\sigma_*^2\right]}{\sqrt{2\pi}\sigma_*\Phi\left(\mu_*/\sigma_*\right)}\quad ,\quad u\geq 0 \qquad (۵)$$

اکنون می توان نشان داد که امید شرطی e^{-u} یعنی معیار کارایی با مفروض بودن ε به صورت زیر می‌باشد:

$$E\left(e^{-U}|\varepsilon\right)=\left\{\exp\left[-\mu_*+1/2\sigma_*^2\right]\right\}\left\{\Phi\left[\left(\mu_*/\sigma_*\right)-\sigma^*\right]/\Phi\left(\mu_*/\sigma_*\right)\right\} \qquad (۶)$$

از طرف دیگر، تابع چگالی هزینه، در معادله‌ی (۱)، به راحتی با استفاده از معادله‌ی (۴) به شکل زیر نمایش داده می شود:

$$f(c_{it})=\frac{\exp-\frac{1}{2}\left\{\frac{(c_{it}-X_{it}\beta-z_{it}\delta)^2}{\sigma_v^2+\sigma^2}\right\}}{\sqrt{2\pi}\left(\sigma_v^2+\sigma^2\right)^{1/2}\left[\Phi\left(z_{it}\delta/\sigma\right)/\Phi\left(\mu_{it}^*/\sigma_*\right)\right]} \qquad (۷)$$

که در آن

$$\mu_{it}^*=\left[\sigma_v^2 z_{it}\delta+\sigma^2(c_{it}-X_{it}\beta)\right]/\left(\sigma_v^2+\sigma^2\right) \qquad (۸)$$

می باشد. بنابراین مشروط بر اینکه T_i مشاهده برای i امین بنگاه موجود باشد، به گونه‌ای که $1\leq T_i\leq T$ و $C_i\equiv\left(C_{i1},C_{i2},...,C_{iT_i}\right)'$ به بردار T_i مقدار هزینه در معادله‌ی (۱) اشاره کند، لگاریتم تابع درستنمایی برای مشاهدات نمونه‌ای $c\equiv\left(c_1',c_2',...,c_T'\right)'$، بر حسب پارامترهای $\sigma_s^2\equiv\sigma_v^2+\sigma^2$ و $\gamma\equiv\sigma^2/\sigma_s^2$ و با فرض $\theta=\left(\beta',\delta',\sigma_v^2,\sigma^2\right)'$ به صورت زیر خواهد بود:

Archive of SID

www.SID.ir

$$L^*(\theta;c) = -\frac{1}{2}\left(\sum_{i=1}^{N} T_i\right)\left\{\ln 2\pi + \ln \sigma_s^2\right\} - \frac{1}{2}\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T_i}\left[(c_{it} - X_{it}\beta - z_{it}\delta)^2 / \sigma_s^2\right]$$
$$- \sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T_i}\left\{\ln \Phi\left[\frac{z_{it}\delta}{\left(\gamma\sigma_s^2\right)^{1/2}}\right] - \ln \Phi\left[\frac{1}{\sigma_s}\left(\left(\frac{1-\gamma}{\gamma}\right)^{1/2} z_{it}\delta + \left(\frac{\gamma}{1-\gamma}\right)^{1/2}(c_{it} - X_{it}\beta)\right)\right]\right\} \quad (۹)$$

اکنون می توان از طریق برابر صفر قرار دادن مشتقات جزیی مرتبه اول تابع لگاریتم درستنمایی(۱۳) نسبت به پارامترهای ناشناخته به مقادیر برآوردی ضرایب مذکور دست یافت. اما از آنجایی که این شرایط مرتبه اول به شدت غیرخطی بوده می‌باشد، لذا تابع درستنمایی (۱۳) می‌بایست توسط یک روش بهینه‌یابی تکراری حداکثر گردد. در این پژوهش برای استفاده از این روش جهت برآورد پارامترها از برنامه کامپیوتری Frontier نسخه‌ی ۴/۱، استفاده می‌شود که توسط تیم کوئلی[1] از دانشگاه نیوانگلند[2] تهیه‌شده‌است. این برنامه قابلیت تطبیق با داده‌های تابلویی، کارایی ثابت یا متغیر در طول زمان،تعیین عوامل موثر بر کارایی، توابع تولید و هزینه، توزیع‌های نرمال منقطع و نیمه نرمال و روابط تبعی در شکل خطی و لگاریتم خطی را دارد. این برنامه برای برآورد پارامترهای حداکثر درستنمایی توابع مرزی تصادفی از روش سه مرحله ای زیر استفاده می نماید:

الف) در مرحله‌ی اول، پارامترهای β ، $\sigma_s^2 = \sigma^2 + \sigma_v^2$ از طریق حداقل مربعات معمولی (OLS) تخمین‌زده می‌شوند، که همه‌ی برآوردگرها به استثنای عرض از مبدأ ناریب می‌باشند.

در مرحله‌ی دوم، یک جستجوی نقطه‌ای دو مرحله ای برای $\gamma = \sigma^2 / \sigma_s^2$ انجام می‌گیرد که در آن، پارامترهای β به استثنای β_0(عرض از مبدأ) مقادیر حداقل مربعات معمولی حاصل از مرحله‌ی قبل بوده و پارامترهای β_0 و σ_s^2 بر اساس روش حداقل مربعات معمولی اصلاح شده، به شکل زیر تعدیل می شوند:

$$\hat{\beta}_0 = \hat{\beta}_{0(ols)} + \sqrt{\frac{2\hat{\gamma}\hat{\sigma}_s^2}{\pi}} \quad \text{و} \quad \hat{\sigma}_s^2 = \hat{\sigma}_{ols}^2\left(\frac{\pi(NT-K)}{NT(\pi+2\hat{\gamma})}\right) \quad (۱۰)$$

که NT تعداد کل مشاهدات و K تعداد متغیرهای توضیحی می‌باشد. همچنین سایر پارامترها یعنی δ_j ها در این جستجو صفر فرض می‌گردند. پس از انجام این جستجو، تقریب اولیه‌ی پارامتر γ تا دو رقم اعشار حاصل می‌شود.

برای به دست آوردن تخمین‌های حداکثر درستنمایی نهایی، مقادیر انتخاب شده در جستجوی نقطه‌ای مرحله‌ی قبل، به عنوان مقادیر شروع در یک فرایند تکراری (متکی بر روش شبه نیوتنی دیویدن، فلتچر و پاول[3]) قرار می‌گیرند. فرایند تکراری تا زمانی ادامه می‌یابد که یا تغییر نسبی در مقدار تابع درستنمایی و هر یک از

[1] Tim Coelli
[2] University of New England
[3] Davidon-Fletcher-powell Quasi Newton Met

Archive of SID

www.SID.ir

پارامترها کمتر از ۰/۰۰۰۰۱ شود و یا حداکثر تعداد مجاز تکرارها (۱۰۰ تکرار) انجام گردد، که البته امکان تغییر این دو مقدار توسط کاربر در برنامه وجود دارد.

داده ها و نتایج آماری

داده های مورد نیاز این مطالعه طبق قلمرو مکانی مورد بررسی یعنی بخش صنعت کشور از آمارهای ارائه شده توسط مرکز آمار ایران در سالنامه های آمار کارگاه های صنعتی بزرگ کشور (۱۰ نفر کارکن و بیشتر) بر اساس گروه های عمده فعالیت با کد[۱] ISICهای دورقمی و در قالب داده های تابلویی در طول دوره زمانی ۱۳۷۴ تا ۱۳۸۵ جمع آوری گردیده اند. به این ترتیب داده های مربوط به هزینه و ارزش ستانده بنگاه نماینده[۲]، قیمت نهاده نیروی کار[۳]،قیمت سرمایه[۴]، قیمت انرژی[۵]، قیمت سایر عوامل[۶] در هر ۸ گروه زیربخش صنعت استخراج گردیده و سپس با نرمالیز کردن هزینه و قیمت نهاده ها به قیمت سرمایه، برای اعمال فرض همگن از درجه یک بودن تابع هزینه نسبت به قیمت نهاده ها و مقدار تولید، تابع هزینه ترانسلوگ صنعت i ام کشور به شکل زیر مورد برآورد قرار گرفته است:

$$C_{it} = \beta_{\circ} + \sum_{j=1}^{3}\beta_j P_{ijt} + \beta_4 Y_{it} + \beta_5 Y_{it}^2 + \sum_{j=1}^{3}\beta_{jy} P_{ijt} Y_{it} + \sum_{j=1}^{3}\sum_{k\geq j}\beta_{jk} P_{ijt} P_{ikt} + \beta_t t + \varepsilon_{it} \qquad (۱۰)$$

$$\varepsilon_{it} = v_{it} + u_{it} \quad i = 1,2,...,N$$

که در آن C_{it} لگاریتم هزینه نرمالیز شده صنعت i ام، Y_{it} لگاریتم ارزش ستانده صنعت i ام، P_{i1} لگاریتم

---

[۱] کدها عبارتند از: (۳۱)صنایع غذایی آشامیدنی و دخانیات، (۳۲)نساجی، (۳۳)پوشاک و چرم، (۳٤) چوب و محصولات چوبی،(۳۵)صنایع شیمیایی و محصولات آن، (۳٦) کانی غیر فلزی، (۳۷) فلزات اساسی، (۳۸) ماشین آلات و نیروگاهی.

[۲] از طریق تقسیم هزینه و ارزش ستانده کل هر صنعت به تعداد کارگاه های هر صنعت محاسبه شده است

[۳] از طریق تقسیم ارزش جبران خدمات هر صنعت به تعداد کارکنان مزد بگیر محاسبه گردیده است.

[۴] با فرض یکسان بودن بین صنایع، از طریق تقسیم مصرف سرمایه ثابت کل صنعت در قیمت های جاری به قیمت های ثابت در حساب تولید محاسبه شده است.

[۵] متوسط وزنی قیمت کلیه سوخت ها و انرژی های مصرفی صنعت می باشد که هر کدام از قیمت ها از طریق تقسیم هزینه مصرف انرژی به مقدار مصرف آن حاصل گردیده است.

[۶] برای همه صنایع یکسان در نظر گرفته شده و از طریق تقسیم مصرف واسطه ای کل صنعت در قیمت های جاری به قیمت های ثابت در حساب تولید محاسبه شده است.

Archive of SID

www.SID.ir

قیمت نهاده نیروی کار نرمالیز شده در صنعت i ام، P_{i2} لگاریتم قیمت انرژی نرمالیز شده در صنعت iام، P_{i3} لگاریتم قیمت سایر عوامل نرمالیز شده در صنعت i ام، ε_{it} جزء خطای ترکیبی وt بیانگر زمان[۱] است. الگوی فوق به پیروی از باتیس و کوئلی(۱۹۹۵) به روش حداکثر درستنمایی با استفاده از نرم افزار[۲] Frontier ویرایش ۴,۱ مورد برآورد قرار می گیرد. بر این اساس نتایج آزمون انتخاب تابع هزینه ترانسلوگ در مقابل تابع هزینه کاب- داگلاس از طریق آزمون فرضیه صفر $(\beta_5 = \beta_{1y} = \beta_{2y} = \beta_{3y} = \beta_{11} = ... = \beta_{33} = 0)$ در معادله(۱۰) بر مبنای آماره χ^2_{17} محاسبه شده آزمون نسبت درستنمایی[۳] (LR) برابر با مقدار ۳۳/۴ بیانگر انتخاب الگوی ترانسلوگ به عنوان تابع هزینه مناسب صنعت کشور طی دوره مورد بررسی در سطح خطای کمتر از یک درصد است.

اکنون قبل از اقدام به برازش الگو لازم است عوامل احتمالی مؤثر بر ناکارایی صنایع شناسایی شوند. بدین منظور در بررسی اولیه تشخیص داده شد که عواملی همچون روند زمانی به عنوان متغیر جانشین تجربه یا سابقه صنعت، نسبت کارکنان با تحصیلات بالاتر از دیپلم به کل کارکنان به عنوان متغیر جانشین تخصص کارکنان و نسبت سرمایه گذاری در ماشین آلات به کل سرمایه گذاری ثابت به عنوان متغیر جانشین ترکیب و نوع سرمایه‌گذاری و یا در واقع تغییرات فناوری می توانند از عوامل تأثیرگذار بر ناکارایی هزینه ای بنگاه های موجود در صنعت کشور باشند. بر این اساس پس از برازش الگو نتایج به شکل جدول (۱) حاصل گردید.

جدول ۱): نتایج نهایی برازش الگو با درنظرگرفتن اثرات ناکارایی

متغیر	ضریب	مقدار ضریب	انحراف معیار	آماره t
–	β_0	۶,۷۱۱	۰,۹۹۵	۶,۷۴۲
P_1	β_1	۰,۶۳۱	۰,۱۴۶	۴,۳۰۷
P_w	β_2	۲,۷۶۲	۰,۹۳۲	۲,۹۶
P_o	β_3	۰,۰۶۲	۱,۱۱۰	۰,۰۵۶*
Y_i	β_4	-۲,۱۹۷	۰,۳۹۳	-۵,۵۸
Y_i^2	β_5	۰,۲۲۸	۰,۰۳	۷,۵۷

[۱] T در قالب متغیر به عنوان جانشینی از تغییرات فن آوری است.

[۲] این نرم افزار توسط کوئلی و بر مبنای روش برآورد حداکثر درستنمایی ارائه شده است.

[۳] آماره این آزمون از طریق نسبت $LR = -2\log\frac{L(\theta_s)}{L(\theta_u)}$ به دست می آید که در آن $L(\theta_s)$ مقدار حداکثر تابع درستنمایی مقید به محدودیت ها و $L(\theta_u)$ مقدار حداکثر تابع درستنمایی بدون توجه به محدودیت ها است. این آماره دارای توزیع χ^2 با درجه آزادی برابر با تعداد قید ها است.

Archive of SID

www.SID.ir

$P_l Y_i$	β_{1y}	-۰,۲۲۷	۰,۰۸۵	-۲,۶۶
$P_w Y_i$	β_{2y}	-۰,۳۹۲	۰,۰۹	-۴,۳۳
$P_o Y_i$	β_{3y}	-۰,۰۷۷	۰,۱۱۱	-۰,۶۸*
P_l^2	β_{11}	-۰,۱۶۷	۰,۰۷۲	-۲,۳۰
$P_l P_w$	β_{12}	۰,۵۲۲	۰,۲۷۰	۱,۹۳
$P_l P_o$	β_{13}	۰,۲۱۹	۰,۳۸۹	۰,۵۶*
P_w^2	β_{22}	۰,۰۶۵	۰,۰۲۳	۲,۸۱
$P_w P_o$	β_{23}	۰,۰۲۳	۰,۲۶	۰,۰۸۸*
P_o^2	β_{33}	-۰,۹۲۷	۰,۳۱۵	-۲,۹۳
T	β_t	۰,۰۷۲	۰,۰۲	۳,۵۱
-	$\delta_\circ$	-۱,۱۱۷	۰,۳۸۸	-۲,۸۷
Year	δ_1	-۰,۳۵۹	۰,۰۲۸	-۱۲,۴۸
Education	δ_2	۸,۰۴۸	۱,۲۱۲	۶,۶۴
Machinery	δ_3	-۱,۸۲۰	۰,۲۱۳	-۸,۵۳
-	σ^2	۰,۱۴۳	۰,۰۲۶	۵,۴۶
-	γ	۰,۹۸۲	۰,۰۰۷	۱۳۵,۲۸
	Log likelihood	۸۳,۱۹	LR	۱۰۳,۱۳

کشش محاسبه شده برای قیمت نیروی کار ۱/۲۱، برای قیمت انرژی مقدار ۱/۶۱ و برای ستانده مقدار ۲/۳۵ می‌باشد که هر سه نشان دهنده باکشش بودن تابع هزینه صنعت نسبت به قیمت عوامل تولید و ارزش ستانده است. اما مقدار محاسبه شده برای کشش قیمت سایر عوامل مقدار ۰/۰۸ تعیین می گردد که بیانگر کم کشش بودن تابع هزینه نسبت به قیمت سایر عوامل می باشد. این نتایج گویای تاثیر پذیری شدید هزینه صنعت به ترتیب نسبت به تغییرات در ستاده، قیمت انرژی و دستمزد نیروی کار خواهد بود.

برای اطمینان از صحت به کارگیری این الگو فروض وجود ناکارایی و وجود اثرات ناکارایی به صورت جداگانه برای هر متغیر طبق رویکرد باتیس و کوئلی (۱۹۹۵) با استفاده از آزمون نسبت درستنمایی مورد آزمون قرار گرفت که نتایج آن در جدول(۲) آورده شده است:

Archive of SID

www.SID.ir

جدول۲): آزمون فرضیات وجود اثرات ناکارایی

نتیجه آزمون	مقدار بحرانی(درجه آزادی) $\chi^2_{0.95}$	آمارهٔ آزمون	فرضیه صفر
رد فرضیه صفر	۱۱،۰۷	۱۰۳،۱۲	$H_\circ : \gamma = \delta_\circ = ... = \delta_3 = 0$
رد فرضیه صفر	۳،۴۸	۱۳۰	$H_\circ : \gamma = 0$
رد فرضیه صفر	۷،۸۲	۱۰۲،۸۶	$H_\circ : \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = 0$

منبع: یافته های تحقیق

با توجه به بزرگتر بودن مقدار محاسبه شده آماره آزمون از آماره خی دو جدول، فرض صفر در هر سه آزمون فرضیه ارائه شده در جدول(۲)رد می شود به گونه ای که نه تنها می توان نتیجه گرفت کـه گـروه فعالیـت هـای صنعت کشور در دوره مورد بررسی با ناکارایی اقتصادی روبرو بوده اند بلکه به دلیل معنی داری ضرایب کلیه متغیر های تعریف شده مؤثر بر ناکارایی صنایع می توان ناکارایی را به صورت ترکیب خطـی از سـه مؤلفـه "سـابقه یـا تجربه صنعت" ، "تخصص کارکنان یا در واقع نسبت سـرمایه انسـانی" و "تغییـرات فنـآوری یـا ترکیـب و نـوع کالاهای سرمایه ای" نظر گرفت.

بر اساس معنی داری آماری مقدار برآوردی (۰،۳۵۹-) ضریب اولین متغیر از عوامل شناسایی شـده مـؤثر بـر ناکارایی(δ_1) می توان چنین استدلال نمود که هر چه مقدار متغیر روند زمانی به عنوان جانشین سابقه ی صنعت افزایش یابد، ناکارایی صنعت کاهش ویا به عبارت دیگر کارایی صنعت افزایش خواهد یافت. اما با توجه به مقـدار برآورد شده برای ضریب متغیر آموزش δ_2 (۸،۰۴۸) و آماره t مربوط به آن که بیانگر معناداری ایـن ضـریب مـی باشد، می توان وجود رابطه ای مستقیم و مثبت را بین تحصیلات بالای کارکنان وناکارایی صنعت نتیجـه گرفـت که حاکی از وجود تراکم بیش از حد نیروی متخصص و احتمالاً وجود شدت به کـارگیری نیـروی متخصـص در خارج از زمینه تخصصی مربوطه اش در صنعت می باشد. همچنین با توجه به معنی داری آماره t مربوط به ضریب δ_3 و معناداری آن، مقدار عددی برآورد شده این ضریب(۱،۸۲-) نشان از وجـود رابطـه ای معکـوس بـین اثـرات ناکارایی و نسبت سرمایه گذاری روی ماشین آلات به سرمایه گذاری کل (تغییـرات فنـآوری) در صـنایع و یـا در واقع رابطه مستقیم این متغیر با کارایی اقتصادی صنایع دارد

جدول۳): کارایی صنایع در زیر بخش های فعالیت صنعت و درصد متوسط کارایی هر صنعت در طوره دوره

سال	صنایع غذایی(۳۱)	صنایع نساجی و پوشاک(۳۲)	صنایع چوبی (۳۳)	صنایع کاغذ و صحافی(۳۴)	صنایع شیمیایی(۳۵)	صنایع کانی غیرفلزی(۳۶)	صنایع فلزات اساسی(۳۷)	صنایع ماشین آلات(۳۸)
۱۳۷۴	۰،۷۶	۰،۷۹	۰،۹۴	۰،۷۴	۰،۵۴	۰،۹۷	۰،۱۱	۰،۷۴
۱۳۷۵	۰،۹۶	۰،۹۵	۰،۹۳	۰،۸۵	۰،۹۳	۰،۹۴	۰،۴۱	۰،۸۹
۱۳۷۶	۰،۸۲	۰،۹۰	۰،۹۶	۰،۸۵	۰،۸۲	۰،۹۷	۰،۲۷	۰،۷۹

Archive of SID

www.SID.ir

۱۳۷۷	۰,۹۵	۰,۹۵	۰,۹۷	۰,۹۴	۰,۹۷	۰,۹۶	۰,۳۸	۰,۸۲
۱۳۷۸	۰,۹۳	۰,۹۴	۰,۹۷	۰,۸۸	۰,۹۱	۰,۹۶	۰,۶۵	۰,۸۸
۱۳۷۹	۰,۹۳	۰,۹۵	۰,۹۵	۰,۹۰	۰,۹۴	۰,۹۵	۰,۹۴	۰,۸۷
۱۳۸۰	۰,۹۴	۰,۹۷	۰,۸۲	۰,۹۳	۰,۹۵	۰,۹۷	۰,۵۸	۰,۸۷
۱۳۸۱	۰,۹۴	۰,۹۷	۰,۸۰	۰,۹۶	۰,۹۸	۰,۹۷	۰,۸۴	۰,۹۰
۱۳۸۲	۰,۹۳	۰,۹۷	۰,۷۵	۰,۹۶	۰,۹۷	۰,۹۶	۰,۸۸	۰,۸۹
۱۳۸۳	۰,۹۳	۰,۹۶	۰,۹۹	۰,۹۶	۰,۹۵	۰,۹۴	۰,۸۰	۰,۸۴
۱۳۸۴	۰,۹۸	۰,۹۷	۰,۹۴	۰,۹۳	۰,۹۵	۰,۹۳	۰,۹۴	۰,۹۴
۱۳۸۵	۰,۹۷	۰,۹۷	۰,۹۲	۰,۹۱	۰,۹۲	۰,۹۴	۰,۹۲	۰,۹۶
درصد متوسط کارایی	۹۲,۱	۹۴,۲	۹۴,۷	۹۰	۸۶,۶	۹۵,۵	۶۴	۸۶,۷
رتبه	۴	۳	۲	۵	۷	۱	۸	۶

منبع: یافته های تحقیق

نتایج محاسبه کارایی برآوردی در هریک از زیر بخش های فعالیت صنعت به همراه میانگین دوره بررسی هر یک از آن ها در جدول(۳) آورده شده است. این نتایج گویای وجود یک روند رو به رشد طی دوره مورد بررسی در کارایی صنایع ماشین آلات، فلزات اساسی و کاغذ و صحافی و ثبات نسبی در کارایی صنایع کانی غیر فلزی، چوبی، غذایی و نساجی و پوشاک است. از طرف دیگر طبق نتایج میانگین کارایی طول دوره مورد بررسی هر یک از فعالیت های زیر بخش صنعت کشور دامنه کارایی صنایع بین ۶۴ الی ۹۵/۵ درصد می باشد به گونه ای که صنایع کانی غیر فلزی کاراترین و فلزات اساسی ناکاراترین فعالیت را نشان می دهند.همچنین طبق نتایج برآوردی جدول(۴) کارایی کل صنعت از مقدار ۷۰ درصد در سال ۱۳۷۴ به مقدار ۹۴ درصد در سال ۱۳۸۵ ارتقاء یافته است.

جدول۴): میانگین کارایی کل صنایع

سال	۱۳۷۴	۱۳۷۵	۱۳۷۶	۱۳۷۷	۱۳۷۸	۱۳۷۹	۱۳۸۰	۱۳۸۱	۱۳۸۲	۱۳۸۳	۱۳۸۴	۱۳۸۵
میانگین کارایی کل صنایع	۰,۷۰	۰,۸۶	۰,۸۰	۰,۸۷	۰,۸۹	۰,۹۳	۰,۸۸	۰,۹۲	۰,۹۱	۰,۹۲	۰,۹۵	۰,۹۴

منبع: یافته های تحقیق

نتیجه گیری

نتایج این مطالعه گویای انتخاب تابع هزینه ترانسلوگ به عنوان ساختار مناسب تابع هزینه زیر فعالیت های صنعت کشور به گونه ای است که تحت تأثیر ستاده و قیمت نرمالیز شده عوامل تولید نیروی کار، انرژی و سایر

Archive of SID

www.SID.ir

عوامل نسبت به قیمت سرمایه است. از طرف دیگر این مطالعه نشان می دهد که وجود ناکارایی در بخش صنعت کشور می تواند ناشی از عواملی باشد که تحت عنوان اثرات ناکارایی برآورد گردیدند. یکی از این عوامل متغیر روند زمانی به عنوان جانشینی برای متغیر سابقه یا تجربه فعالیت است و نتایج برآوردی حاکی از کاهش ناکارایی با افزایش سابقه هر زیر فعالیت بخش صنعت کشور است. از دیگر عوامل مؤثر بر ناکارایی می توان به نسبت تعداد کارکنان با تحصیلات بالای دیپلم به کل کارکنان در هر زیر فعالیت بخش صنعت کشور اشاره کرد به گونه ای که نتایج مطالعه گویای وجود رابطهٔ مستقیم بین این عامل با ناکارایی آن فعالیت می باشد. این رابطهٔ مستقیم را می‌توان چنین تفسیر نمود که افزایش نسبت کارکنان با تحصیلات عالی به کل کارکنان نه تنها باعث تراکم بیش از حد این عامل در فرآیند تولید شده و بلکه احتمالاً نیروهای متخصص در زمینه ای به غیر از زمینه تخصصی خود به کار گرفته شده اند و در نتیجه باعث ایجاد پدیده ناکارایی X گردیده است. از دیگر اثرات ناکارایی، نسبت ماشین آلات خریداری شده به کل سرمایه گذاری (تغییرات فنآوری) در هرگروه فعالیت بخش صنعت است. نتایج حاصل نشان می دهد که رابطهٔ معکوسی بین این عامل و ناکارایی بخش صنعت وجود دارد. به این معنی که هر چه فنآوری بخش صنعت افزایش یابد، ناکارایی صنعت می تواند کاهش یابد و این نتیجه ای منطقی است چراکه خرید ماشین آلات و تجهیزات جدید خود به نحوی در پیشرفت فنی صنایع تأثیر بسزایی داشته و می تواند بر تمرکز بیش از حد نیروی انسانی متخصص در صنعت اثر نیز گذارد و ناکارایی X حاصل از آن را کاهش دهد.

از دیگر نتایج قابل توجه این مطالعه آن است که بخش صنایع کانی غیر فلزی و صنایع چوبی و محصولات آن به عنوان کاراترین بخش صنعت و به همین ترتیب صنایع فلزات اساسی به عنوان ناکاراترین بخش در بین صنایع شناخته شده اند. لذا با اتکا به نتایج برآوردی پیشنهاد می شود که در تدوین استراتژی های توسعه صنعتی کشور در مسیر چشم انداز۱۴۰۴ و برنامه ریزی در این راستا، تمرکز بیشتر بر سرمایه گذاری و ارتقاء فنآوری در گروه فعالیت های با کارایی اقتصادی بالا همچون صنایع کانی غیر فلزی و صنایع چوبی قرار گیرد. از طرف دیگر نیاز به تحولی اساسی در ساختار هزینه ای و مدیریت فنآوری گروه فعالیت های صنعت با کارایی پایین (بالاخص صنایع فلزات اساسی) احساس می شود.

Archive of SID

www.SID.ir

منابع

۱. آقایی، ک. (۱۳۸۱)، اندازه‌گیری بهره‌وری و کارایی تولید فولاد، مورد صنعت ایران و سوئد، پایان نامه دکتری، دانشگاه اصفهان.

۲. ابریشمی حمید، مهرآرا محمد، (۱۳۸۷)، «بررسی کارایی هزینه ای در نظام بانکی: مطالعه موردی بانک ملت، پژوهشنامه اقتصادی، شماره ۸، ص ۱۷۳-۱۹.

۳. امامی میبدی، ع. (۱۳۸۴)، اصول اندازه گیری کارایی و بهره وری، موسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی، تهران.

۴. باقرزاده، علی.(۱۳۸۶). نظریه کارایی اقتصادی و کاربردهای آن، چاپ اول، موسسه انتشارات کتاب آراد

۵. رحیمی سوره ص، صادقی ص. ۱۳۸۳. عوامل مؤثر بر کارایی و اقتصاد مقیاس در رهیافت های پارامتری و ناپارامتری(مطالعه موردی: طرح های مرتعداری در ایران). فصلنامه تحقیقات اقتصادی، شماره ۶۷: ۲۹۱-۲۵۹.

۶. رنجبر همایون، رجبی مصطفی، (۱۳۸۸)، «بررسی کارایی هزینه در بخش صنعت(مورد مطالعه: استان اصفهان)»، مجموعه مقالات اولین همایش ملی اقتصاد، ایران، اصفهان، دانشگاه آزاد اسلامی واحد خمینی شهر، ۶ اسفند، ص ۶-۱.

۷. رنجبر همایون، سامتی مرتضی، آقایی کیومرث، باجلی شادی، (۱۳۸۶)، «برآورد تابع مرزی هزینه و اندازه گیری کارایی بانک های مرکزی(مورد مطالعه: ایران و کشور های منتخب)»، فصلنامه روند، شماره ۵۳، ص ۱۱۱-۸۵.

۸. عباسی نژاد. ح. (۱۳۸۶)، اقتصاد سنجی پیشرفته، چاپ اول، انتشارات برادران، تهران

۹. فریور لیلا، (۱۳۸۲)، «بررسی ناکارایی تکنیکی در زیربخش های عمده صنعت ایران(مطالعه با استفاده از داده های تابلویی)»، مجله پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۲۶: ۱۴۳-۱۲۱.

10. Aigner, D. J., Lovell, C.A. and Schmidtc, K. (1977), Formulation and Estimation of stochastic frontier production function models, Journal of Econometrics, vol. 6, pp. 21-37.

11. Asafu-Adjaye, J., and Mahadevan, R. (2003). How Cast Efficient Are Australia's Mining Industries?, Energy Economics, vol. 25, pp. 315-329.

12. Battese, G. E., and Coelli, T. J.(1992). Frontier Production Functions, Technical Efficiency and Panel Data: with Application to Paddy Farmers in India. Journal of Productivity Analysis, vol. 3, pp.153–169.

13. Battese, G. E. and Coelli, T. J. (1995). A Model for Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Frontier Production Function for Panel Data, Journal of Empirical Economics, vol. 20, p.325-332.

14. Battese, G. E. and Coelli, T. J. (1995). Recent Development in Frontier and Efficiency Measurement, Journal of Agricultural Economic,

Archive of SID

www.SID.ir

vol. 39, no. 3, pp. 219-245.

15. Bottasso, A. and Conti, M. (2003). Cost Inefficiency in the English and Welsh Water Industry: An Heteroskedastic Stochastic Cost Frontier Approach, Working Paper, University of Geneva, Italy.

16. Carsson.B, (1972). The Measurement of Efficiency in Production: An Application to Swedish Manufacturing Industries 1968, The Swedish Journal of Economies, Vol. 74, no. 4, PP. 468-485.

17. Coelli, T. J, Rao, P. and Battese, G. E. (1998). An Introduction to Efficiency and Productivity Analaysis, Boston: Kluwer Academic Publishers.

18. Farsi, M., Fillippini, M. and Kuenzle, M. (2007). Cost Efficiency in the Swiss Gas Distribution Sector. Journal of Energy Economics, vol. 29, p.64-78.

19. Forsund, F. R., Lovell, C. A. K. and Schmidt, P. (1980). A Survey of Frontier Production Functions and of Their Relationship to Efficiency Measurement, Journal of Econometrics, vol. 13. no. 1, pp. 5-25.

20. Kumbhakar, S.c.(1991), The Measurement and De composition of Cost Inefficiency: The Translog Cost System, Oxford Economic Papers, New Series, vol. 43, no. 4, pp. 667-683.

21. Kumbhakar, S.C. (1997), Modeling Allocative Inefficiency in a Translog Cost Function and Cost Share Equations: An Exact Relationship, Journal of Econometrics, vol.76, no. 1/2, pp. 351–356.

22. Kumbhakar, S.C. and Lovell, C.A.K. (2000). Stochastic Frontier Analysis, Cambridge University Press, New York.

23. Kumbhakar, S.C. and Tsionas, E.G. (2005), Measuring Technical and Allocative Inefficiency in the Translog cost System: a Bayesian Approach, Journal of Econometrics, Vol. 126, PP 355–384.

24. Parisio L. (1999). A Comparative Analysis of European Railroads Efficiency: A Cost Frontier Approach. Journal of Applied Economics, vol. 31, pp. 815-823.

25. Pitt, M. and Lee, L. F. (1981), The Measurement and Sources of Technical Inefficiency in the Indonesian Weaving Industry, Journal of Development Economics, vol. 9, pp. 43-64.

26. Schmidt, P. and R.C. Sickles. (1984), Production Frontiers and Panel Data, Journal of Business and Economic Statistics, Vol. 2, PP 367-374.

27. Schmidt, P.(1985-1986), Frontier Production Functions, Journal of Econometric Reviews, vol. 4, no. 2, pp. 289-328.

Archive of SID

www.SID.ir