فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)، دوره ۱۰، شماره ۱، بهار ۱۳۹۲، صفحات ۸۱- ۵۹

برآورد شاخص‌های تغییرات تکنولوژیکی و تجزیه و تحلیل ساختار هزینه در شرکت سیمان فارس

منصور زراءنژاد، ابراهیم انواری و هانیه اسکندری *

تاریخ وصول: ۱۳۹۳/۶/۱۳ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۴/۴/۱۰

چکیده:

تجزیه و تحلیل کارایی و آگاهی از تکنولوژی صنایع برای برنامه‌ریزان اقتصادی و صنعتی دارای اهمیت است. صنعت سیمان دارای نقش زیادی در مسیر توسعه و پیشرفت اقتصادی و عمرانی کشور است. در این تحقیق وجود انحصار و وضعیت تغییرات تکنولوژیکی عوامل تولید در کارخانه سیمان فارس براساس شاخص‌های بازدهی نسبت به‌مقیاس و صرفه‌های ناشی از مقیاس بررسی شده است. برای تجزیه و تحلیل، از تابع هزینه‌ی ترانسلوگ و روش رگرسیون‌های به‌ظاهرنامرتبط تکراری طی دوره‌ی ۹۱:۱۲-۱۳۸۱:۱ و داده‌های فصلی استفاده شده است. مطابق برخی از نتایج این تحقیق، به‌دلیل وجود بازدهی فزاینده نسبت به‌مقیاس و صرفه‌های ناشی از مقیاس، وجود انحصار طبیعی در این کارخانه قابل رد نبوده است. همچنین مطابق شاخص پیشرفت تکنولوژی، پیشرفت تکنولوژی با کاهش هزینه‌ها در این صنعت همراه بوده است.

طبقه‌بندی JEL: *C30 ،L11 ،D24 ،D42*

واژه‌های کلیدی: *انحصار طبیعی، تابع هزینه‌ی ترانسلوگ، بازدهی نسبت به‌مقیاس، رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط تکراری*

* به ترتیب، استاد، استادیار و دانشجویی کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشکده اقتصاد دانشگاه شهید چمران اهواز. (zarram@gmail.com)

Archive of SID

www.SID.ir

۱- مقدمه

صنعت سیمان به‌دلیل جذب سرمایه، اشتغال‌زایی نیروی انسانی، مصرف زیاد سوخت و برق و سهم بالا در ارزش افزوده بخش صنعت دارای اهمیت خاصی در بین صنایع کشور است. با توجه به نقش صنعت سیمان در بازسازی و تکمیل امور زیر بنایی و عمرانی کشور، شناسایی کارایی و شناخت تکنولوژی آن از جنبه‌های اقتصادی موضوع قابل توجهی برای سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان اقتصادی کشور است. از انحصار طبیعی در متون اقتصادی تعاریف مختلفی ارائه شده است. ساختار انحصار طبیعی دارای بازدهی فزاینده به مقیاس است. مقیاس اقتصادی بهینه‌ی این صنعت تقریباً برابر با اندازه‌ی بازار است. در انحصار طبیعی هزینه‌ی متوسط یک تولید به‌طور پیوسته در یک دامنه‌ی طولانی به‌صورت نزولی است. بنابراین به‌طور طبیعی بازار در انحصار یک تولیدکننده و یا ارائه کننده‌ی خدمات است. در چنین شرایطی ورود و ادامه فعالیت سایر اشخاص به آن بازار بسیار پیچیده است.

امروزه با گمرنک شدن مرزهای اقتصادی و شدت یافتن رقابت در صحنه‌ی جهانی، اندازه‌گیری کارایی برای نهادهای مختلف، جهت شناسایی عوامل مؤثر بر آن به خصوص برای کشورهای در حال توسعه و از جمله ایران امری کاملا ضروری است و در راستای فرایند توسعه صنعتی آنها است. در بین نهادهای مختلف، صنایع از جمله نهادهایی هستند که به لحاظ به‌کارگیری عوامل تولید از جمله نیروی‌کار و سرمایه، چنانچه در سطح پایین بهره‌وری و کارایی فعالیت نمایند، باعث اتلاف بیشتر منابع اقتصادی گشته و چنانچه در همین شرایط به فعالیت خود ادامه دهند، منجر به اشتغال ناقص و تحمیل هزینه‌های بالاتری به جامعه می‌گردند. از این دیدگاه ضرورت دارد که ابتدا بهره‌وری و کارایی صنایع مختلف اندازه‌گیری شود تا صنایع کارا مشخص شوند و سپس با توجه به نوع به‌کارگیری عوامل در صنایع دارایی کارایی بالاتر، راهکارهای سیاستی جهت به‌کارگیری کاراتر عوامل تولید در صنایع با کارایی کمتر ارائه شود. هدف از این تحقیق، بررسی و تعیین شاخص صرفه‌های ناشی از مقیاس و بازدهی نسبت به مقیاس در کارخانه سیمان فارس به منظور پی بردن به وجود انحصار طبیعی در این شرکت است. به این منظور از تابع هزینه‌ی شرکت به‌صورت تابعی ترانسلوگ استفاده شده است. پس از ارائه‌ی مدل تابع هزینه‌ی ترانسلوگ برای کارخانه سیمان به مروری بر ادبیات موضوع و سپس

Archive of SID

www.SID.ir

به برآورد مدل و تجزیه و تحلیل داده‌ها پرداخته شد و در پایان اقدام به جمع‌بندی نتایج گردید.

۲- مبانی نظری و ارائه‌ی مدل

برای تخمین تابع هزینه‌ی صنایع انحصاری روش‌هایی مانند تخمین مرز هزینه‌ی تصادفی[۱]، روش تحلیل پوششی داده‌ها[۲] و روش تابع هزینه قابل استفاده است. در این تحقیق از روش برآورد تابع هزینه‌ی ترانسلوگ[۳] استفاده شده است. این روش از جنبه‌ی نظری و اقتصادسنجی بر سایر فرم‌ها دارای برتری است (مرزبان، حسین ۱۳۹۰). تابع هزینه‌ی ترانسلوگ اولین بار توسط کریستن سن[۴] جرگینسون[۵] و لائو[۶] در سال ۱۹۷۱ معرفی شده است. تابع هزینه‌ی ترانسلوگ در بیشتر مطالعات به‌صورت بسط مرتبه‌ی دوم تیلور و در برخی از آنها با به‌کارگیری بسط ناقص مرتبه‌ی سوم تیلور مورد استفاده قرار گرفته است. برای استخراج تابع هزینه‌ی کارخانه سیمان فارس از فرم کلی زیر استفاده شده است.

$$C = c\ Q, P_l, P_k, P_s, T \qquad (۱)$$

در رابطه‌ی فوق C کل هزینه‌ی تولید و توزیع، Q مقدار سیمان عرضه شده، P_l قیمت نیروی‌کار، P_k قیمت سرمایه، P_s قیمت سایر خدمات و T متغیر روند است. شکل ترانسلوگ تابع هزینه‌ی براساس بسط ناقص سری دوم تیلور به‌صورت زیر است.

[1] Stochastic Cost Frontier
[2] Data Envelopment Analysis
[3] Translog Cost Function
[4] Cristensen
[5] Jorgenson
[6] Lao

Archive of SID

www.SID.ir

$$
\begin{aligned}
LnC\ \bar{P}, Q, T\ &= \alpha_0 + \alpha_Q LnQ + \frac{1}{2}\alpha_{QQ}\ LnQ\ ^2 \\
&+ \sum_{i=1}^{3} \beta_i LnP_i + \frac{1}{2}\sum_{i=1}^{3}\sum_{j=1}^{3} \beta_{ij}\, LnP_i LnP_j \\
&+ \sum_{i=1}^{3} \delta_{iQ} LnP_i LnQ + \sum_{i=1}^{3} \beta_{ti} LnP_i T + \theta_t T \\
&+ \frac{1}{2}\theta_{tt} T^2 + \alpha_{tQ} T LnQ
\end{aligned}
\qquad (۲)
$$

در رابطه‌ی بالا $\bar{P}$ بردار قیمت عوامل تولید است. برای بررسی کشش‌های هزینه‌ای عوامل از معادلات سهم هزینه استفاده می‌شود. این معادلات برگرفته شده از معادله‌ی هزینه است. به‌دلیل امکان ارتباط جزء اخلال توابع سهم هزینه و تابع هزینه‌ی اصلی، این توابع به‌صورت همزمان و با استفاده از روش رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط تکراری[۷] (ISUR) برآورد می‌شود. در این حالت کارایی پارامترهای برآوردی افزایش می‌یابد. به این دلیل که معادلات سهم هزینه دارای متغیرهای یکسان هستند، از طرفی اجزاء اخلال معادلات سهم هزینه‌ی عوامل تولید با جزء اخلال معادله‌ی تابع هزینه ارتباط داشته، از این‌رو بهتر است به‌طور همزمان برآورد گردد.

معادلات سهم هزینه با استفاده از لم شفارد[۸] به‌صورت زیر استخراج شده است.

$$
S_i = \frac{\partial \mathrm{LnC}}{\partial LnP_i} = \beta_i + \sum_{i=1}^{3} \beta_{ij} LnP_j + \delta_{iQ} LnQ + \beta_{ti} T \qquad (۳)
$$

در رابطه‌ی فوق S_i سهم عوامل تولید، LnC لگاریتم هزینه‌ی کل، LnP_i لگاریتم قیمت عوامل تولید، LnQ لگاریتم تولید کل و T متغیر روند زمانی است.

با توجه به خواص یک تابع هزینه‌ی خوش رفتار، محدودیت‌های زیر در رابطه‌ی (۲) اعمال می‌شود (متاری و برنی[۹]، ۲۰۰۲).

[7] Seemingly Unrelated Regressio
[8] Shepard's Lemma
[9] Mutairi and Burney

Archive of SID

www.SID.ir

الف- فرض همگنی

$$\sum_{i=1}^{n} \alpha_i = 1, \quad \sum_{i=1}^{n} \beta_{ij} = \sum_{j=1}^{n} \beta_{ji} = \sum_{i=1}^{n} \delta_{iQ} = \sum_{i=1}^{n} \beta_{ti} = 0 \qquad (۴)$$

ب- فرض تقارن

$$\beta_{ij} = \beta_{ji} \quad i \neq j \quad i, j = 1,2 \dots n \qquad (۵)$$

از طرف دیگر به‌دلیل برابر واحد بودن مجموع سهم هزینه‌ها $\sum_{i=1}^{3} S_i = 1$ ، به‌منظور جلوگیری از صفر شدن دترمینان ماتریس واریانس -کوواریانس اجزاء اخلال، باید یکی از معادلات سهم حذف شود. در کارهای تجربی حذف هر یک از معادلات براساس ایجاد بهترین برآورد ممکن است. در این تحقیق، سهم سایر خدمات از هزینه‌ی کل انتخاب و حذف شده است. از این‌رو با اعمال این شرط و فرض‌های تقارن و همگنی بر تابع هزینه و معادلات سهم تقاضا، شکل قابل برآورد تابع هزینه در این تحقیق به‌صورت زیر است.

$$\begin{aligned} Ln\ \frac{TC}{P_s} = {} & \alpha_0 + \alpha_Q LnQ + \frac{1}{2}\alpha_{QQ}\ LnQ^{\,2} + \beta_l Ln\ \frac{P_l}{P_s} + \beta_k Ln\ \frac{P_k}{P_s} \\ & + \frac{1}{2}\beta_{ll}\ Ln\ \frac{P_l}{P_s}^{2} + \frac{1}{2}\beta_{kk}\ Ln\ \frac{P_k}{P_s}^{2} \\ & + \beta_{lk} Ln\ \frac{P_l}{P_s}\ Ln\ \frac{P_k}{P_s} + \delta_{LQ} Ln\ \frac{P_l}{P_s}\ Ln\ Q \\ & + \delta_{kQ} Ln\ \frac{P_k}{P_s}\ Ln\ Q + \beta_{TL} TLn\ \frac{P_l}{P_s} + \beta_{Tk} TLn\ \frac{P_k}{P_s} \\ & + \theta_T T + \frac{1}{2}\theta_{TT} T^2 + \alpha_{TQ} TLn\ Q \end{aligned} \qquad (۶)$$

در رابطه‌ی فوق، TC هزینه‌ی کل عوامل تولید، P_S قیمت سایر خدمات، P_l قیمت نیروی‌کار، P_k قیمت سرمایه، Q تولید کل و T متغیر روند زمانی است.

پس از تخمین تابع هزینه و انجام آزمون‌های اطمینان از وجود شرایط خوش رفتاری، شاخص‌هایی چون صرفه‌های ناشی از مقیاس، بازدهی نسبت به‌مقیاس و تغییر تکنولوژی عوامل تولید قابل استخراج است.

Archive of SID

www.SID.ir

۲-۱- صرفه‌های ناشی از مقیاس[10]

صرفه‌های ناشی از مقیاس نشانگر میزان تغییر در محصول به واسطه‌ی افزایش در مقیاس تولید است. در حالت کلی اگر میزان تولید به میزانی بیش از افزایش در مقیاس تولید افزایش یابد، صرفه‌های ناشی از مقیاس وجود خواهد داشت. برای نشان دادن و اندازه‌گیری صرفه‌ها یا عدم صرفه‌های ناشی از مقیاس، روش‌های متعددی وجود دارد. یکی از این روش‌ها، محاسبه‌ی کشش هزینه نسبت به محصول به‌صورت رابطه‌ی (۷) است.

$$ECS = \varepsilon_{cqi} = \frac{\partial Lnc}{\partial Lnq_i} \qquad (۷)$$

بزرگتر (کوچکتر) از واحد بودن کشش هزینه نسبت به محصول نشانگر وجود زیان‌های (فایده‌های) ناشی از مقیاس است.

روش دیگر، ترسیم منحنی هزینه‌ی متوسط بلندمدت است. تولید بنگاه در قسمت نزولی (صعودی)، منحنی تولید نشانگر وجود فایده‌های (زیان‌های) ناشی از مقیاس است. تولید در قسمت مسطح نشان از وجود بازدهی ثابت نسبت به‌مقیاس است.

۲-۲- بازدهی نسبت به مقیاس[11]

بازدهی نسبت به‌مقیاس، نسبت تغییر در محصول وقتی همه‌ی عوامل تولید به یک نسبت تغییر می‌کند را نشان می‌دهد. به پیروی از بامول و همکاران[12] (۱۹۸۲) این شاخص برابر معکوس کشش هزینه نسبت به محصول است.

$$RTS = \frac{\partial LnTC}{\partial LnQ}^{-1} = \frac{1}{\varepsilon_{cq}} \qquad (۸)$$

در رابطه‌ی فوق RTS بازدهی نسبت به‌مقیاس است.

اگر کشش هزینه برابر، بزرگتر یا کوچکتر از واحد باشد، بازدهی نسبت به‌مقیاس به ترتیب ثابت، کاهنده یا فزاینده خواهد بود.

[10] Economies of Scale
[11] Return to Scale
[12] Baumol, *et. al*

Archive of SID

www.SID.ir

۲-۳- شاخص تغییرات تکنولوژیکی[۱۳]

متغیر زمان به‌عنوان شاخصی به‌منظور بررسی تغییرات تکنولوژیکی است. تغییر در تکنولوژی با کاهش یا افزایش در رشد هزینه‌ها همراه است. این تغییر براساس کارایی یا عدم کارایی تکنولوژی انتخاب شده در بنگاه و یا صنعت مورد نظر است. نرخ رشد تغییرات تکنولوژیکی از رابطه‌ی زیر محاسبه شده است.

$$\frac{\partial Ln(TC)}{\partial T} = \theta_T + \theta_{TT}T + \beta_{TK}LnP_k + \beta_{TL}LnP_l + \beta_{TS}LnP_s + \alpha_{TQ}LnQ \qquad (۹)$$

در صورت برقراری شرط $\frac{\partial Ln\ c}{\partial\ Trend} < 0$ -، نشان‌دهنده‌ی این مطلب است که طی دوره‌ی زمانی لحاظ شده پیشرفت تکنولوژی وجود داشته است. به‌عبارتی، تکنولوژی مورد استفاده در جهت کاهش رشد هزینه‌های تولیدی عمل کرده است. تغییرات تکنولوژیکی به‌تفکیک عوامل تعیین کننده آن به‌صورت زیر است.

$$T_1 = \alpha_{TQ}LnQ \qquad (۱۰)$$

$$T_2 = \theta_T + \theta_{TT}T \qquad (۱۱)$$

$$T_3 = \beta_{TK}LnP_k + \beta_{TL}LnP_L + \beta_{TS}LnP_S \qquad (۱۲)$$

در رابطه‌ی فوق T_1 اثر بسط مقیاس[۱۴] است. این شاخص نشان‌دهنده‌ی تأثیر افزایش محصول با فرض ثابت بودن سایر شرایط، بر رشد هزینه‌ها است. T_2 اثر تکنولوژی خنثی[۱۵]است. مطابق این شاخص اثر عوامل کیفی مانند بالا بردن دانش کیفی نیروی‌کار از طریق راه‌اندازی کلاس‌های تخصصی بر رشد هزینه‌ها قابل اندازه‌گیری است. T_3 اثر تکنولوژی غیر خنثی[۱۶] و نشان‌دهنده‌ی تأثیر نحوه‌ی به‌کارگیری عوامل تولید (تکنیک تولید) بر رشد هزینه‌ی کل است. برآیند این سه عامل نشان‌دهنده میزان و چگونگی تغییر هزینه در طول زمان است.

[13] Technical Change Index
[14] Scale Augmenting Effect on TFP
[15] Neutral Technological Effect on TFP
[16] Non Technological Effect on TFP

Archive of SID

www.SID.ir

۳- مروری بر مطالعات انجام شده

۳-۱- مطالعات انجام شده در خارج از کشور

بلاچ[17] و دیگران (۲۰۰۱) ساختار هزینه‌ی خدمات تلفنی استرالیا را با استفاده از تابع هزینه‌ی ترکیبی و داده‌های سری زمانی ۱۹۹۱-۱۹۲۶ تجزیه و تحلیل کرده‌اند. مطابق نتایج این تحقیق، خدمات تلفنی استرالیا دارای صرفه‌های ناشی از مقیاس بوده ولی صرفه‌های ناشی از تنوع در این بخش وجود نداشته است.

متاری و برنی (۲۰۰۲) جانشینی عوامل و صرفه‌های ناشی از مقیاس در صنعت نفت خام کویت را با استفاده از تابع هزینه با فرم تابعی ترانسلوگ و روش رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط تکراری طی دوره‌ی ۹۶-۱۹۷۶ برآورد کرده است. مطابق نتایج، ساختار تولید به‌کار گرفته شده هموتتیک[18] نبوده و اثر مقیاس کاراندوز بوده است. به این معنی که در نبود تغییرات در قیمت‌های عوامل با افزایش در تولید ستاده در طی زمان، شدت استفاده از سرمایه و مواد اولیه‌ی افزایشی و کاربر بوده است. همچنین مطابق نتایج، کشش جانشینی بین سرمایه و نیروی‌کار مثبت و این دو عامل تولید جانشین بوده است. همچنین وجود عدم صرفه‌جویی نسبت به مقیاس در تولیدات نفت خام در کویت از سایر نتایج این تحقیق بوده است. مالکیت دولتی و نبود محیط رقابتی به ایجاد چنین نتیجه‌ای کمک کرده است.

پیاچنزه و واننی[19] (۲۰۰۴) تابع هزینه در نمونه‌ای از صنعت همگانی کشور ایتالیا (ترکیبی از گاز، آب، برق) را با استفاده از الگوی ترکیبی چند محصولی بررسی کرده‌اند. در تابع هزینه‌ی ۳ خروجی و ۲ عامل تولید (در تقسیم‌بندی عامل کار- سایر عوامل) در نظر گرفته شده است. در تخمین پارامترها از روش GLS غیرخطی و فرض نرمال بودن جملات خطا استفاده شده است. در این تحقیق از مجموعه داده‌های ترکیبی شامل ۹۰ صنعت همگانی طی سال‌های، ۱۹۹۴، ۱۹۹۵و ۱۹۹۶ برای تخمین هزینه استفاده شده است. مطابق نتایج، خصوصیات تابع هزینه‌ی ترکیبی[20] نسبت به توابع ترانسلوگ[21]، ترانسلوگ تعمیم‌یافته[22] و درجه‌ی

[17] Bloch
[18] Homothetic
[19] Piacenza, and Vannoni
[20] Multi-product composite cost function
[21] Standard translog
[22] Generalized translog

www.SID.ir

دوجدایی‌پذیر[۲۳] سازگاری بهتری با داده‌های مشاهده شده داشته است. همین‌طور تابع هزینه‌ی ترکیبی، توضیح واضح‌تری از تکنولوژی چند محصولی نسبت به ترانسلوگ تعمیم‌یافته داشته است. در نهایت، تخصصی شدن بنگاه‌ها عامل مهم کاهش‌دهنده‌ی هزینه‌ها بوده است.

بوتاسو[۲۴] و دیگران (۲۰۱۰) ساختار هزینه برای نمونه‌ای از صنعت همگانی آب و فاضلاب انگلیس و ولز را براساس تابع هزینه با فرم ترکیبی بررسی کرده است. داده‌های به‌کار رفته در این مطالعه مربوط به ده شرکت بزرگ فاضلاب ($WASC_s$)[۲۵] و تمامی شرکت‌های آب (WOC_s)[۲۶] فعال در بخش آب و فاضلاب انگلیس و ولز برای دوره‌ی زمانی ۲۰۰۵- ۱۹۹۵ بوده است. در این تحقیق از روش حداقل مربعات تعمیم یافته غیرخطی استفاده شده است. مطابق نتایج، صرفه‌های ناشی از مقیاس و عدم صرفه‌های ناشی از تنوع در این صنایع وجود داشته است. همچنین آماره حداکثر راستنمایی نشانگر مزیت استفاده از تابع هزینه‌ی ترکیبی نسبت به سایر توابع هزینه‌ای بوده است. کشش هزینه‌ی برآوردی نسبت به خروجی آب برای $WASC_s$، ۰/۴ و برای WOC_s برابر ۰/۸ بوده است. کشش هزینه‌ی برآوردی نسبت به خروجی فاضلاب ۰/۴۱ بوده است. همچنین سهم هزینه‌ی نیروی‌کار و سرمایه به‌ترتیب۰/۴ و ۰/۸۷استخراج شده است.

۳-۲- مطالعات انجام شده در داخل کشور

رحمتی (۱۳۸۰) ساختار هزینه‌ی مجتمع مس سرچشمه کرمان را بررسی کرده است. در این تحقیق تابع هزینه‌ی بنگاه با فرم تابع ترانسلوگ، با استفاده از معادلات سهم نهاده‌های تولید، با روش رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط تکراری با استفاده از داده‌های فصلی طی دوره‌ی ۷۸-۱۳۷۰ برآورد شده است. مطابق نتایج حاصل از برآورد، ساختار هزینه در این مجتمع از انعطاف کمی برخوردار بوده است. بدین معنی که قابلیت جانشین شدن بین نهاده‌های تولید بسیار کم و مجتمع با صرفه‌های ناشی از مقیاس روبرو بوده است.

---

[23] Separable quaderatic
[24] Bottasso
[25] Larg water and Sewerage companies
[26] Water only companies

Archive of SID

www.SID.ir

کلایی (۱۳۸۰) چگونگی تأثیر نهاده‌ها بر تولید گندم و جو در استان فارس را تحلیل کرده است. در این تحقیق بعد از معرفی انواع توابع هزینه‌ی چند محصولی، با استفاده از تابع هزینه‌ی ترانسلوگ چند محصولی و قضیه شفرد، توابع تقاضای شرطی نهاده‌های کود شیمیایی، بذر، نیروی‌کار و ماشین‌آلات در چارچوب معادلات سیستمی با بهره‌گیری از روش رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط تکراری به‌صورت مقید برآورد شده است. داده‌های به‌کار رفته در این مطالعه، مربوط به ۱۰۰ بهره‌بردار گندم و جو در سطح استان فارس در سال زراعی ۱۳۷۸-۱۳۷۷ از راه پرسشنامه‌های طرح هزینه‌ی تولید وزارت کشاورزی (پیشین) فراهم آمده است. مطابق نتایج این تحقیق مدل هزینه‌ی ترانسلوگ، برازش خوبی نسبت به داده‌های مورد تحقیق داشته است.

نگهبان (۱۳۸۱) به‌بررسی ساختار هزینه‌ی شرکت مخابرات ایران در خصوص مکالمات درون‌شهری و برون‌شهری (تلفن سیمی) پرداخته است. بدین منظور توابع هزینه‌ی ترانسلوگ بلندمدت و کوتاه‌مدت مکالمات تلفنی با استفاده از روش رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط تکراری طی دوره‌ی ۷۹-۱۳۵۵ برآورد شده است. مطابق نتایج در بلندمدت عوامل سرمایه و نیروی‌کار نسبت به تغییرات قیمتی بی‌کشش و مواد اولیه و انرژی باکشش بوده است. طی دوره‌ی مورد مطالعه، در بلندمدت شرکت مخابرات با عدم صرفه‌جویی ناشی از مقیاس و در کوتاه‌مدت با بازدهی کاهنده به‌مقیاس همراه بوده است.

جمالی (۱۳۸۲) ساختار هزینه‌ی پالایشگاه نفت شیراز و لاوان را بررسی کرده است. بدین‌منظور تابع هزینه‌ی بنگاه با فرم تابعی بلندمدت ترانسلوگ چندمحصولی مطابق بسط دوم لگاریتمی سری تیلور و استفاده از داده‌های سری زمانی طی دوره‌ی ۷۹-۱۳۵۳ استخراج شده است. مطابق نتایج به‌غیر از عامل سرمایه، سایر عوامل تولید کم‌کشش بوده است. همچنین نفت خام نسبت به سایر عوامل‌تولید کم‌کشش‌تر بوده است. مطابق سایر نتایج رابطه مکملی میان نفت خام و نیروی‌کار، نفت خام و کالا، نیروی‌کار و کالا و رابطه‌ی جانشینی میان سرمایه و نیروی‌کار، سرمایه و کالا، سرمایه و نفت خام وجود داشته است.

کریمی (۱۳۸۸) ساختار هزینه‌ی فرآیند عرضه‌ی آب در شرکت آب و فاضلاب شیراز را بررسی کرده است. بدین‌منظور تابع هزینه‌ی بنگاه با فرم تابعی ترانسلوگ و بسط ناقص سری دوم تیلور، به همراه معادلات سهم هزینه به روش رگرسیون‌های

Archive of SID

www.SID.ir

به ظاهر نامرتبط تکراری برآورد شده است. مطابق نتایج محاسبه‌ی کشش جانشینی آلن- اوزاوا، وجود رابطه‌ی جانشینی بین عوامل تولید و سرمایه ثابت شده است. کشش جانشینی دیگر عوامل منفی بوده و بیانگر رابطه‌ی مکمل بین آنها بوده است. همچنین نتایج حاکی از وجود بازدهی کاهنده نسبت به مقیاس در شرکت آب و فاضلاب شیراز بوده است. این عامل ناشی از پهناور بودن شهر شیراز و التزام این شرکت در خدمت رسانی به مناطقی با خصوصیات متفاوت از نظر تراکم مشترکین و خصوصیات جغرافیایی بوده است. بنابراین تخصیص بهینه‌ی هزینه با مشکل مواجه بوده است.

قربانی (۱۳۹۱) ساختار هزینه‌ی شرکت گاز استان فارس را با استفاده از تابع هزینه‌ی ترکیبی و داده‌های سری زمانی فصلی طی دوره‌ی زمانی ۱۳۸۱ تا ۱۳۹۰ بررسی کرده است. در این تحقیق تابع هزینه‌ی ترکیبی پولی و برونستین[۲۷] (۱۹۹۲) به‌طور همزمان با معادلات سهم هزینه، برای دو خروجی و سه عامل تولید (نیروی‌کار، سرمایه و سایرخدمات) با استفاده از روش رگرسیون به-ظاهر نامرتبط تکراری غیرخطی برآورد شده است. مطابق نتایج حاصل از تحقیق وجود بازدهی فزاینده نسبت به مقیاس ثابت شده است. شاخص پیشرفت تکنولوژی نشان‌دهنده‌ی از کاهش هزینه در نتیجه پیشرفت تکنولوژی در طول دوره‌ی مورد مطالعه بوده است.

۴- نتایج تجربی

۴-۱- تشریح داده‌های مورد استفاده

داده‌های مورد نیاز در این تحقیق از گزارش‌های قیمت تمام شده، صورت‌های مالی، گزارش‌های ارائه شده به بخش‌های حسابداری و امور مالی و سایر واحدهای شرکت سیمان فارس به‌صورت فصلی استخراج شده است. کل هزینه‌ی تولید کارخانه سیمان فارس شامل هزینه‌ی حقوق و دستمزد، هزینه‌ی سرمایه و هزینه‌ی سایر خدمات است. هزینه‌ی سرمایه، شامل هزینه‌ی استهلاک و هزینه‌ی تعمیر و نگهداری ماشین‌آلات و تجهیزات است. هزینه‌ی نیروی کار شامل کلیه‌ی پرداختی به نیروی‌کار اعم از حقوق ثابت، اضافه کاری، نوبت‌کاری، پاداش، فوق العاده‌ها، مزایای پایان خدمت و سایر مزایا بوده که مطابق با قوانین کار و سازمان تأمین

[27] Pulley and Braunstein

Archive of SID

www.SID.ir

اجتماعی به آنها پرداخت شده است. هزینه‌ی سایر خدمات شامل هزینه‌ی حمل و اجاره ماشین‌آلات، اجاره‌ی محل، بنزین، گازوئیل و روغن وسایل حمل و نقل و هزینه‌های سایر بخش‌ها برای تولید سیمان بوده است.

با استفاده از شاخص بهای تولید کننده‌ی منتشره به وسیله‌ی بانک مرکزی به قیمت ثابت سال ۱۳۸۶ کلیه‌ی هزینه‌ها واقعی شده است. طی دوره‌ی مورد بررسی سیمان تنها محصول تولیدی شرکت سیمان فارس بوده است. در تابع هزینه‌ی کلیه‌ی اقلام تولیدی بر حسب تن آورده شده است. به‌دلیل نبود اطلاعات لازم برای محاسبه‌ی قیمت سرمایه، برای به‌دست آوردن قیمت سرمایه از شاخص هزینه‌ی استفاده از سرمایه [۲۸] مطابق رابطه‌ی زیر استفاده شده است (مک گیهان[۲۹]، ۱۹۹۳).

$$P_k = \text{نرخ تورم} - \text{نرخ استهلاک} + \text{نرخ سود سپرده بلندمدت بانکی} \quad (۱۳)$$

در رابطه‌ی فوق، نرخ تورم و نرخ سود سپرده‌ی بلندمدت بانکی از سایت بانک مرکزی استخراج شده است. همچنین نرخ استهلاک با توجه به‌صورت‌های مالی شرکت سیمان فارس به‌دست آمده است.

منظور از قیمت نیروی‌کار، متوسط دستمزد و حقوق و مزایای پرداختی به هرکدام از افراد شاغل در هر دوره بوده است. برای محاسبه‌ی متوسط دستمزد هزینه‌ی دستمزد و حقوق تعدیل شده بر تعداد کارکنان بخش تولیدی مطابق رابطه‌ی (۱۴) تقسیم شده است.

$$P_l = \frac{\text{دستمزد ریالی نیروی کار}}{\text{تعداد نیروی شاغل}} \quad (۱۴)$$

قیمت سایر خدمات از تقسیم هزینه‌ی سایر خدمات تعدیل شده بر حجم سیمان تولیدی بر حسب تن استخراج شده است.

۴-۲- بررسی آزمون ایستایی

قبل از برآورد مدل برای بررسی ایستایی متغیرها از آزمون ریشه‌ی واحد استفاده شده است. در این تحقیق از آزمون فیلیپس- پرون برای بررسی ایستایی متغیرها استفاده شده است. نتایج حاصل از این آزمون در جدول (۱) ارائه شده است.

[28] User cost of capital
[29] Mc Geehan

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۱: نتایج بررسی ایستایی متغیرها

متغیرها	مقادیر بحرانی			PP	فرض ایستایی
	٪۹۰	٪۹۵	٪۹۹		
$LNTC$	-۱/۶۱۲۰	-۱/۹۴۸۶	-۲/۶۱۹۸	-۳/۵۲۸۲	قبول شد
LNP_L	-۲/۶۰۳۹	-۲/۹۳۱۴	-۳/۵۹۲۴	-۴/۰۶۸۱	قبول شد
LNP_K	-۳/۱۸۹۷	-۳/۵۱۸۰	-۴/۱۸۶۴	-۴/۴۳۱۰	قبول شد
LNP_S	-۱/۶۱۲۰	-۱/۹۴۸۶	-۲/۶۱۹۸	-۲/۳۱۷۹	قبول شد
LNQ	-۱/۶۱۲۰	-۱/۹۴۸۶	-۲/۶۱۹۸	-۳/۰۲۴۲	قبول شد
S_L	-۳/۱۸۹۷	-۳/۵۱۸۰	-۴/۱۸۶۴	-۶/۶۶۱۳	قبول شد
S_K	-۲/۶۳۳۸	-۱/۹۵۰۶	-۱/۶۱۱۰	-۴/۹۵۵۶	قبول شد
S_S	-۴/۲۴۳۶	-۳/۵۴۴۲	-۳/۲۰۴۶	-۵/۶۵۹۹	قبول شد

مأخذ: یافته‌های تحقیق

با توجه به نتایج آزمون ایستایی مطابق جدول (۱) تمامی متغیرها در سطح ایستا بوده است.

۴-۳- نتایج تخمین تابع هزینه

الگوی هزینه‌ی کل به‌همراه معادلات سهم هزینه، به‌روش رگرسیون‌های به‌ظاهر نامرتبط تکراری و به‌کارگیری بسته نرم‌افزاری Eviews7 استخراج شده است. به‌منظور دستیابی به یک الگوی مطلوب آن دسته از پارامترهای غیر معنی‌دار از نظر آماری از مدل حذف شدند. پارامترهای حذف شده در این مدل β_{TL}،β_{KK}،β_{LL} و δ_{LQ} است. برای بررسی بی‌تأثیر بودن حذف این پارامترها در مدل آزمون‌هایی مانند آزمون والد و آزمون نسبت درستنمایی قابل استفاده است. در این تحقیق از آزمون والد استفاده شده است. فرضیه‌ی صفر مربوط به این آزمون، برابر صفر بودن پارامترها است. نتایج حاصل از آزمون والد در جدول (۲) ارائه شده است.

جدول ۲: نتایج آزمون والد برای حذف متغیرها

نتیجه آزمون	کای‌دو جدول	تعداد قیدها	آماره‌ی T	پارامترهای حذف شده
قبول فرضیه صفر	۹/۴۹	۴	۱/۱۶۰۰۳۷	$\beta_{KK} = \beta_{LL} = \beta_{TL} = \delta_{LQ} = 0$

مأخذ: یافته‌های تحقیق

Archive of SID

www.SID.ir

با توجه به نتایج این آزمون فرضیه‌ی H_0 با احتمال ۹۵٪ پذیرفته شده است. به‌عبارت دیگر حذف پارامترهای β_{TL}،β_{LL}،β_{KK} و δ_{LQ} به بهبود الگو کمک کرده است. با در نظر گرفتن این قید و پس از حذف این متغیرها، مدل جدید برآورد شده است. نتایج حاصل از برآورد جدید در جدول (۳) ارائه شده است.

جدول ۳: مقادیر حاصل از برآورد الگو

پارامتر	مقدار برآورده شده	خطای استاندارد	آماره t
α_0	۴/۷۸۳۳۶۱	۰/۹۴۵۷۹۰	۵/۰۵۷۵۳۲
α_q	-۱/۶۷۶۸۶۸	۰/۳۷۲۳۵۶	-۴/۵۰۳۴۰۷
α_{qq}	-۱/۵۲۵۱۲۵	۰/۵۴۰۷۷۴	-۲/۸۲۰۲۶۶
β_l	۱/۰۷۲۸۶۹	۰/۰۷۶۷۰۶	۱۳/۹۸۶۸۴
β_k	۰/۸۹۱۸۶۳	۰/۱۵۸۶۰۹	۵/۶۲۳۰۲۱
β_{ll}	-	-	-
β_{kk}	-	-	-
β_{lk}	-۰/۱۴۸۹۱۶	۰/۰۵۳۴۵۲	۲/۷۸۵۹۶۴
δ_{lq}	-	-	-
δ_{kq}	-۰/۲۱۵۱۵۳	۰/۰۷۲۱۳۲	-۲/۹۸۲۷۴۸
β_{tl}			
β_{tk}	-۰/۰۱۱۷۵۱	۰/۰۰۵۹۵۰	-۱/۹۷۴۸۸۸
θ_t	-۰/۳۴۲۱۵۱	۰/۰۷۶۷۲۹	-۴/۴۵۹۲۱۸
θ_{tt}	۰/۰۰۹۷۲۳	۰/۰۰۲۹۱۲	۳/۳۳۹۲۰۰
α_{tq}	۰/۰۳۵۷۰۳	/۰۱۴۲۷۸	۲/۵۰۰۵۸۸
β_s^*	-۰/۹۶۴۷۳۲	-	-
β_{ts}^*	-۰/۱۴۸۹۱۶	-	-
β_{ks}^*	-۰/۱۴۸۹۱۶	-	-
β_{ss}^*	-۰/۲۹۷۸۳۲	-	-
β_{ts}^*	۰/۰۱۱۷۵۱	-	-
δ_{sq}^*	۰/۲۱۵۱۵۳	-	-
R^2 = ۰/۸۶ DW = ۱/۲۲			

* پارامترهای برآوردی به‌صورت غیر مستقیم و با استفاده از قیود همگنی.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

آماره R^2 = ۰/۸۶ نشانگر قدرت بالای توضیح‌دهندگی مدل است.

تفسیر مستقیم تمامی پارامترهای برآورده شده معمولاً در چارچوب تکنولوژی ترانسلوگ امکان‌پذیر نیست. بنابراین تفاسیر در قالب شاخص‌های استاندارد اقتصادی نظیر صرفه‌های ناشی از مقیاس و تغییرات تکنولوژیکی صورت می‌پذیرد. به‌منظور حصول اطمینان از نتایج به‌دست آمده، فرض‌های مربوط به جملات اخلال

Archive of SID

www.SID.ir

بررسی می‌شود. از جمله آزمون نرمال بودن و آزمون ریشه‌ی واحد جملات اخلال است.

۴-۳-آزمون ریشه‌ی واحد جملات اخلال[۳۰]

یکی از آزمون‌هایی که جهت تعیین پایایی اجزاء اخلال معادلات سیستم صورت می‌گیرد، آزمون ریشه‌ی واحد جملات اخلال است. در صورت عدم وجود شرایط ریشه‌ی واحد در اجزاء اخلال، اطمینان از برقراری رفتار واقعی متغیرها در ضرایب حاصل از برآورد سیستم وجود خواهد داشت. در این تحقیق از آزمون فیلیپس-پرون pp برای بررسی ایستایی اجزای اخلال استفاده شده است. در صورت بزرگتر بودن قدرمطلق مقدار محاسبه شده‌ی آماره‌ی pp برای اجزاء اخلال هر معادله از مقادیر بحرانی آن، فرضیه‌ی ایستا بودن متغیر پذیرفته می‌شود. نتایج حاصل از این آزمون در جدول (۴) ارائه شده است.

جدول ۴: آزمون ریشه‌ی واحد جملات پسماند

جملات پسماند	مقادیر بحرانی			آماره‌ی pp	نتایج آزمون ایستایی
	٪۹۰	٪۹۵	٪۹۹		
TC	-۳/۱۹۱۲	-۳/۵۲۰۷	-۴/۱۹۲۳	-۴/۲۵۱۰	قبول شد
S_L	-۳/۱۸۹۷	-۳/۵۱۸۰	-۴/۶۴/۱۸	-۶/۶۲۵۳	قبول شد
S_K	-۲/۶۱۹۸	-۱/۹۴۸۶	-۲/۵۰۲۴	-۲/۶۱۹۸	قبول شد

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج حاصل از آزمون ریشه‌ی واحد جملات اخلال برای هر یک از معادله‌های هزینه و سهم هر یک از عوامل تولید مطابق جدول (۴)، پایا بودن جملات اخلال سیستم معادلات را تأیید می‌کند. بنابراین برآورد کلیه‌ی معادلات به روش رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط تکراری امکان‌پذیر است.

۴-۴-آزمون جارک- برا[۳۱]

جملات پسماند حاصل از برآورد مدل باید دارای توزیع نرمال باشند. با توجه به نقش قطعی آزمون‌های تشخیص در تجزیه و تحلیل نتایج، انجام آزمون به منظور تایید فرض نرمال بودن از اهمیت زیادی برخوردار است. یک آزمون رایج در این

[30] Unit Root Test
[31] Jarque-Bera

Archive of SID

www.SID.ir

رابطه آزمون جارک- برا است. در این آزمون با استفاده از کشیدگی و چولگی توزیع جملات پسماند، نرمال بودن یا نبودن توزیع جملات خطا انجام می‌شود. آماره‌ی آزمون دارای توزیع کای دو با دو درجه‌ی آزادی و فرضیات آن به‌صورت زیر است.

H_0 : جملات خطا به‌طور نرمال توزیع می‌شوند

H_1 : جملات خطا به‌طور نرمال توزیع نمی‌شوند

مقدار آماره‌ی بحرانی که در سطح اطمینان ۹۵٪ برابر با ۵/۹۹ است، با مقدار بحرانی مقایسه می‌شود. در صورت کمتر بودن آماره‌ی محاسبه از مقدار بحرانی، فرضیه‌ی H_0 پذیرفته می‌شود. به‌عبارت دیگر نتیجه می‌شود. جملات خطا در رگرسیون مرتبط با هریک از متغیرها به‌طور نرمال توزیع شده است. نتایج حاصل از این آزمون در جدول (۵) ارائه شده است.

جدول ۵: آزمون نرمال بودن (جارک-برا)

معادله	آماره JB	$Prob$
رابطه‌ی هزینه کل TC	۳/۸۴۷۶۰۲	۰/۱۴۶۰۵۱
رابطه‌ی سهم نیروی‌کار S_l	۱/۹۱۵۰۰۴	۰/۳۸۳۸۵
رابطه‌ی سهم سرمایه S_k	۲/۳۲۰۷۷۸	۰/۳۱۳۳۶

مأخذ: یافته‌های تحقیق

مطابق نتایج حاصل از این آزمون توزیع جملات خطا در هریک از معادلات از توزیع نرمال پیروی کرده است.

۴-۵- بررسی صرفه‌های ناشی از مقیاس و بازدهی نسبت به‌مقیاس

انتخاب اندازه‌ی مناسب بنگاه‌های جدید یا توسعه‌ی بنگاه‌های موجود در یک صنعت می‌تواند با توجه به امتیازات مقیاس صورت گیرد. از آنجایی که هزینه‌ی بنگاه‌ها در مقیاس‌های مختلف تولید متفاوت است، انتخاب مناسب مقیاس و ظرفیت در اقتصادی بودن تولید مهم است. برای محاسبه‌ی صرفه‌های ناشی از مقیاس در کارخانه سیمان فارس از رابطه‌ی زیر استفاده شده است.

$$ECS = \varepsilon_{cqi} = \frac{\partial Lnc}{\partial Lnq_i} = \alpha_q + \alpha_{qq} LnQ + \delta_{lq} LnP_L + \delta_{kq} LnP_K + \delta_{sq} LnP_S + \alpha_{tq} T = -0.770110237 \quad (۱۵)$$

Archive of SID

www.SID.ir

با توجه به اینکه قدرمطلق کشش هزینه‌ی کل کمتر از یک است، در نتیجه تابع هزینه‌ی کل بی‌کشش بوده است. به‌عبارت دیگر هزینه در این بنگاه با درصدی کمتر از تولید افزایش یافته است. بنابراین بنگاه در قسمت نزولی هزینه‌ی متوسط قرار داشته است.

بازدهی نسب به‌مقیاس، برابر چگونگی واکنش هزینه‌ی کل نسبت به تغییر در سطح تولید، در نتیجه‌ی تغییر نسبی یکسان در تمام نهاده‌ها است. این مقدار از عکس کشش هزینه‌ی کل نسبت به تولید استخراج می‌شود.

$$RTS = \left(\frac{\partial LnTC}{\partial LnQ}\right)^{-1} = \frac{1}{\varepsilon_{cq}} = -1.298515397 \qquad (۱۵)$$

مقدار قدرمطلق شاخص بازدهی نسبت به‌مقیاس بزرگتر از واحد است، که بیانگر وجود بازدهی صعودی نسبت به‌مقیاس در این کارخانه است. به‌عبارت دیگر برای افزایش نسبی مشخصی در تولید نیاز به افزایش نسبی کوچکتری در نهاده‌ها خواهد بود. در نتیجه بنگاه در قسمت نزولی منحنی هزینه‌ی متوسط بلندمدت قرار داشته است. بنابراین بنگاه صرفه‌های ناشی از مقیاس و بازدهی صعودی نسبت به مقیاس داشته است. به‌عبارت دیگر شرط وجود انحصار طبیعی در این بنگاه پذیرفته شده است.

۴-۶- شاخص تغییرات تکنولوژی به تفکیک عوامل تعیین کننده

به‌طور کلی پیشرفت فنی، به‌صورت درصد تغییر در تکنیک تولید مطرح می‌شود. تغییرات تکنولوژی می‌تواند کاهش و یا افزایش در رشد هزینه‌ها را در پی داشته باشد. این نکته حاکی از کارایی تکنولوژی انتخاب شده در بنگاه و یا صنعت مورد نظر است.

نتایج حاصل از محاسبات نرخ رشد تغییرات تکنیکی با توجه به روابط (۹)، (۱۰)، (۱۱) و (۱۲) در جدول (۶) ارائه شده است. مطابق نتایج، اثر تکنولوژیکی کل عوامل تولید برابر ۰/۱۲۵۹- بوده است. به‌عبارت دیگر تکنولوژی مورد استفاده در راستای کاهش رشد هزینه‌های تولیدی بوده است. بسط مقیاس در طول دوره‌ی مورد مطالعه از اثری منفی برخوردار بوده است. با توجه به بازدهی صعودی نسبت به‌مقیاس، افزایش تولید باعث کاهش هزینه‌ها در طول زمان شده است. منفی بودن تغییرات تکنولوژیکی خنثی به این مفهوم است که بدون این‌که تغییری در نسبت

Archive of SID

www.SID.ir

استفاده از عوامل تولید ایجاد شود، با استفاده از دانش و مهارت‌های فنی و آموزش نیروی‌کار در زمینه‌های لازم، سطح تولید، افزایش و هزینه‌ها کاهش یافته است. مقدار تغییرات تکنولوژیکی غیر خنثی منفی بوده است. به این معنی که تغییرات تکنیک تولید کاهش دهنده‌ی هزینه‌های تولید نبوده است.

جدول ۶: اثر تغییرات تکنیکی به تفکیک عوامل تعیین کننده در سطح میانگین

شاخص	رابطه	مقادیر محاسباتی
اثر تکنولوژیکی کل عوامل تولید	$\frac{\partial Ln(TC)}{\partial T} = \theta_T + \theta_{TT}T + \beta_{TK}LnP_K + \beta_{TL}LnP_l + \beta_{TS}LnP_s + \alpha_{TQ}LnQ$	-۰/۱۲۵۹۷۴۴۶
اثر بسط مقیاس	$T_1 = \alpha_{TQ}LnQ$	-۰/۰۰۲۵۱۳۰۱۷
اثر تکنولوژی خنثی	$T_2 = \theta_T + \theta_{TT}$	-۰/۱۲۳۳۸۳۵
اثر تکنولوژی غیر خنثی	$T_3 = \beta_{TK}LnP_K + \beta_{TL}LnP_L + \beta_{TS}LnP_S$	-۰/۰۰۰۰۷۷۹۴۳۱

مآخذ: یافته‌های تحقیق

۵- نتایج

۱- با توجه به این‌که قدرمطلق کشش هزینه‌ی کل کوچکتر از واحد بوده است، وجود صرفه‌های ناشی از مقیاس را در کارخانه سیمان فارس تأیید می‌نماید. این امر حاکی از این است که بنگاه مذکور قادر خواهد بود با افزایش مقیاس تولید، هزینه‌ی متوسط خود را کاهش داده و به سطوح پایین‌تری از هزینه‌ی متوسط دست یابد.

۲- مقدار قدرمطلق شاخص بازدهی نسبت به‌مقیاس بزرگتر از واحد و نشانگر وجود بازده‌ی صعودی نسبت به‌مقیاس در بنگاه مورد مطالعه است. به‌عبارت دیگر در صورتی که عوامل تولید همگی با یک نسبت افزایش یابند، تولید با نسبت بیشتری افزایش خواهد یافت.

۳- با توجه به نتایج به‌دست آمده فرض وجود انحصار طبیعی در کارخانه سیمان فارس تایید می‌شود.

۴- شاخص پیشرفت تکنیکی نشان دهنده‌ی تأثیر تغییرات تکنیکی بر تابع هزینه است. براساس نتایج، مقدار عددی این شاخص منفی بوده که حاکی از کاهش هزینه‌ی کل در نتیجه پیشرفت تکنیکی و یا افزایش متغییر روند است. این نتیجه

Archive of SID

www.SID.ir

بیان‌گر آن است که گذشت زمان سبب بهینه شدن تکنیک مورد استفاده توسط کارخانه گردیده است.

۶- پیشنهادها

۱- با توجه به کوچک بودن کشش‌های جانشینی همچنین بی‌کشش بودن تقاضای عوامل تولید، می‌توان گفت بنگاه مذکور برای تغییر در ترکیب نهاده‌ها از انعطاف کمی برخوردار است. از این‌رو پیشنهاد می‌شود که با توجه به وجود صرفه‌های ناشی از مقیاس، این شرکت برای کاهش هزینه‌های خود مقیاس خود را بسط دهد. بر همین اساس افزایش متناسب مصرف نهاده‌ها، در راستای اقتصادی‌تر کردن فرآیند تولید در این بنگاه توصیه می‌شود.

۲- مطابق یافته‌های تحقیق، آماره‌ی کشش مقیاس بیانگر وجود بازده‌ی صعودی نسبت به‌مقیاس در کارخانه سیمان فارس است. به این ترتیب افزایش متناسب به کارگیری همه‌ی عوامل تولید، موجب می‌شود تولید به میزانی بیشتر از تغییر منابع تولید دستخوش تحول گردد. نتیجه‌ی این امر کاهش هزینه‌ی واحد تولید و صرفه اقتصادی فرآیند تولید خواهد بود. از این‌رو اتخاذ راهکارهایی که امکان افزایش اندازه‌ی واحدهای تولیدی را فراهم سازد توصیه می‌شود.

۳- ساختار صنعت با استفاده از ابزارهای اقتصادی نظیر تابع هزینه، می‌تواند کمک مفیدی برای برنامه‌ریزان اقتصادی و ابزار مفید و کارایی برای سیاست‌گذاران باشد. بنابراین پیشنهاد می‌شود که این مطالعه در دیگر صنایع نیز انجام شود.

Archive of SID

www.SID.ir

فهرست منابع:

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، گزارش‌های آماری ماهانه و نماگرهای اقتصادی، سال‌های مختلف.

جمالی، حیدر. (۱۳۸۲). بررسی ساختار هزینه کارخانه‌های نفت شیراز و لاوان. پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه شیراز.

رحمتی، الهام. (۱۳۸۰). بررسی ساختار هزینه مجتمع مس سرچشمه کرمان. پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه شیراز.

سالواتوره، دومینیک. (۱۳۹۰). تئوری و مسائل آمار و اقتصاد سنجی. ترجمه‌ی کامبیز هژبر کیانی، تهران: نشر نی، چاپ دوم.

صدیقی، اچ.آر، لاولر، کا. ای و کاتوس، ای. وی. (۱۳۸۶). اقتصاد سنجی رهیافت کاربردی. ترجمه‌ی شمس اله شیرین بخش. تهران: انتشارات آواری نور.

قربانی، ایمان. (۱۳۹۱). بررسی ساختار هزینه شرکت گاز استان فارس با استفاده از تابع هزینه ترکیبی. پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه شیراز.

کریمی، لیلا. (۱۳۸۸). بررسی ساختار هزینه فرایند عرضه آب در شرکت آب و فاضلاب شیراز. پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه شیراز.

کلایی، علی. (۱۳۸۰). استفاده از تابع هزینه ترانسلوگ چندمحصولی در تخمین همزمان تابع هزینه و تقاضای نهاده‌ها در کشاورزی، مطالعه موردی: استان فارس. فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه، شماره ۳۴، ص ۱۰۱.

گجراتی، دامودار. (۱۳۷۸). مبانی اقتصادسنجی. ترجمه حمید ابریشمی. تهران: انتشارات دانشگاه تهران.

مهرآرا، محسن. عبدی، علیرضا. (۱۳۸۴). برآورد توابع تقاضا برای نهاده‌های ساختمان: مورد ایران، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، سال پنجم- شماره ۴.

Archive of SID

www.SID.ir

نگهبان، بیتا. (۱۳۸۱). برآورد تابع هزینه شرکت مخابرات ایران و محاسبه رشد بهره‌وری (مورد خاص: تلفن سیمی در خصوص مکالمات درون شهری و برون شهری). پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه الزهرا.

نوفرستی، محمد. (۱۳۷۸). ریشه واحد و همجمعی در اقتصاد سنجی. تهران: انتشارات ایمان، چاپ اول.

واریان، هال. (۱۳۷۸). تحلیل اقتصادخرد. ترجمه‌ی رضا حسینی، تهران: نشر نی، چاپ پنجم.

Baumol, W. J.; Panzar, J. C. & Willig, R. D. (1982). Contestable Markets and the Theory of Industry Structure. New York: Harcourt Brace Jovanovich.

Berndt, E.R. (1991). The practice of Economietrics: Classic and Contemporary, Dison. Wesley Publishing Company.

Binswanger, H. P. (1973).A cost function approach to the measurement offactordemandelasticitiesandelasticititesofsubstitution.AmericanJournal ofAgricultural Economies, Vol.56, pp. 377-386.

Bloch, B.; Madden, G. and Savage, S. (2001).Economies of scale and scope in Australian telecommunications. Review of Industrial Organization, Vol. 18, pp.219-227.

Bottasso, A.; Conti, M., Piacenza, M. and Vannoni, D. (2010).The appropriateness of the poolability assumption for multiproduct technologies: Evidence from the English water and sewerage utilities.Production Economics,Vol. 130,pp.112-117.
Budria, M.; Diaz, S. and Real, J. (2003).Adapting productivity theory to the Quadratic cost function: An application to the Spanish electric sector. Journal of Productivity Analysis, Vol. 20, pp.213-229.
Caves, D.R.C, & Michael W.T. (1980).Flexible Cost Functions for Multiproduct Firms.this Review, 62. pp. 477-481.

Christensen, L.R. & Green, W. (1986). Economies of Scale in U.S Electric Power Generation. Journal of Political Economy, 84, p.p.655-676.

Christensen, L.R.; Jorgenson, D.W.& Lau, L.J. (1973). Transcendental Logarithmic Production Frontiers. The Review of Economics and Statistics,Vol.55, No.1, p.p. 28-45.

Archive of SID

www.SID.ir

Dickey, D.A.& Fuller, W.A. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. Journal of the American Statistical Association 74, 427-431.

Diewert, W.E. & Wales,T. J.(1987). Flexible Functional Forms and Global Curvature Conditions. Econometrica 55. 43-68.

Diewert, W.E. (1974). Applications of Duality Theory. in M. D. Intriligator and D. A. Kendrick (eds.),Frontiers of Quantitative Economics, Vol. 2. p.p 106-171.

Douglas, W.; Caves, Laurits, R., Christense, M. and Tretheway, W. (1980).Flexible cost functions for multiproduct firms. The Review of Economics and Statistics, Vol.62, pp. 477-481.
Engel, R.F.& Granger, C.W.J. (1987). Co- Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. Econometrica 55, pp.251-279.
Evans, D, & Heckman,J. (1983).Multiproduct Cost Function Estimates and Natural Monopoly Tests for the Bell System.in D. S. Evans (ed.), Breaking Up Bell: Essays on Industrial Organization and Regulation. p.p. 253-282.

Field, B.C. & Grebenstein, C.(1980). Capital- Enregy Substitution in U.S. Manufacturing. The Review of Economics and Statistics, Vol. 62, p.p. 207-212.
Guldman, J. M. (1983) Modeling the structure of gas distribution costs in urban areas. Regional Science and Urban Economics, Vol. 13, pp 299-316

Kmenta, J. & Gilbert, R.F. (1986). Sample Properties of Alternative Estimators of Seemingly Unrelated Regressions. Journal of the American Statistical Association, Vol. 63, pp. 1180-1200.

Lawrence, C. (1989). Banking Costs, Generalized Functional Forms, and Estimation of Economies of Scale and Scope. Journal of Money, Credit, and Banking 21 .p.p. 368-379.
Mancuso, P. (2011).Regulation and efficiency in transition: The case of telecommunications in Italy.Production Economics, Vol. 135, pp. 762-770.

Mc Geehan, H. (1993). Railway costs and Productivity Growth. Jouranl of Transport Economics and policy, p.p. 19-35.

Archive of SID

www.SID.ir

Murty, M.N.; Paul.S. & Rao, B.B. (1993). An Analysis of Technological change, Factor Substitution and Economies of Scale in Manufacturing in India. Applied Economics, pp. 1337-1343

Mutairi, N. Burney, A. (2002).Factor substitution, and economies of scale and utilization in Kuwait crude oil industry. Energy Economics, Vol. 24, pp.337-354.

Nauges, C.,& Van Den Berg, C. (2007). How Natural are Natural Monopolies in the Water Supply and Sewerage Sector? Case Studies from Development and TransitionEconomics.<http:// econ.worldbank.org> (Dec. 18, 2007).

Nelson, R.A. & M.E. Wohar. (1983). Regulation Scale Economies and productivity in Steam Electric Generation. Journal of International Economics Review, Vol. 24, p.p. 57-59.

Piacenza, M. and Vannoni, D. (2004).Choosing among alternative cost function specifications: An application to Italian multi-utilities.Economies Letters, Vol.82, pp.415-422

Pulley, L. and Braunstein, M. (1992).A composite cost function for multiproducte firms with an application to economies of scope in banking. The Review of Economics and Statics, Vol.74, pp. 221-230.

Roller, L.H.(1990).Proper Quadratic Cost Functions with an Application to the Bell System.this Review 72. p.p. 202-210.

Sakia, R. M. (1992). The BOX-COX transformation technique: A review. The Statistician, Vol. 41, pp.169-178.

Tsekouras, K.D. &Zagouras N.G. (1998). A Cost Function of Greek Non- Ferrous Metal Industry. International Journal Production Economics, Vol. 56-57, pp. 621-640.

Uzawa, H. (1962). Production Function with Constant Elasticities of Substitution. the Review of Economics and Statistics, Vol. 70, No. 1,p.p. 67-75.

Yanikkaya, H. (2004). Import Demand for the United states:A Translog Cost Function Analysis. Akdeniz Dergisi (7), p.p. 145-155.

Zellner, A. (1962). An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regression and Tests for Aggregation Bias. Jouranl of American Statiscal Associations, Vol.57, p.p. 348-368.

Archive of SID

www.SID.ir