

## 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 به مقیاس و صرفه‌های ناشی از مقیاس بررسی شده است. برای تجزیه و تحلیل، از تابع هزینهی ترانسلوگ و روش رگرسیون‌های به‌ظاهر نامرتب تکراری طی دوره‌ی ۹۱:۱۲-۱۳۸۱:۱ و داده‌های فصلی استفاده شده است. مطابق برخی از نتایج این تحقیق، به دلیل وجود بازدهی فزاینده نسبت به مقیاس 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: D24, D42, L11, C30

واژه‌های کلیدی: انحصار طبیعی، تابع هزینهی ترانسلوگ، بازدهی نسبت به مقیاس، رگرسیون‌های به‌ظاهر نامرتب تکراری

---

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

## ۱- مقدمه

صنعت سیمان به دلیل 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 ارائه‌کننده‌ی خدمات است. در چنین شرایطی ورود و ادامه فعالیت سایر اشخاص به آن بازار بسیار پیچیده است.

امروزه با گمرنگ 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 کاملاً 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 نیروی کار 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 دارای کارایی بالاتر، راهکارهای سیاستی جهت به‌کارگیری کارا تر 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

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<sup>۱</sup>، روش تحلیل پوششی داده‌ها<sup>۲</sup> و روش تابع هزینه قابل استفاده است. در این تحقیق از روش برآورد تابع هزینه‌ی ترانسلوگ<sup>۳</sup> 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<sup>۴</sup> جرجینسون<sup>۵</sup> و لائو<sup>۶</sup> در سال ۱۹۷۱ معرفی شده است. تابع هزینه‌ی ترانسلوگ در بیشتر مطالعات به صورت 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.

$$C = c Q, P_L, P_K, P_S, T \quad (1)$$

در رابطه‌ی فوق  $C$  کل هزینه‌ی تولید و توزیع،  $Q$  مقدار سیمان عرضه شده،  $P_L$  قیمت نیروی کار،  $P_K$  قیمت سرمایه،  $P_S$  قیمت سایر خدمات و  $T$  متغیر روند است. شکل ترانسلوگ تابع هزینه‌ی براساس بسط ناقص سری دوم تیلور به صورت زیر است.

<sup>1</sup> Stochastic Cost Frontier

<sup>2</sup> Data Envelopment Analysis

<sup>3</sup> Translog Cost Function

<sup>4</sup> Cristensen

<sup>5</sup> Jorgenson

<sup>6</sup> Lao

$$\begin{aligned}
 \text{Ln}C \bar{P}, Q, T &= \alpha_0 + \alpha_Q \text{Ln}Q + \frac{1}{2} \alpha_{QQ} \text{Ln}Q^2 \\
 &+ \sum_{i=1}^3 \beta_i \text{Ln}F_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^3 \sum_{j=1}^3 \beta_{ij} \text{Ln}F_i \text{Ln}F_j \\
 &+ \sum_{i=1}^3 \delta_{iQ} \text{Ln}F_i \text{Ln}Q + \sum_{i=1}^3 \beta_{ti} \text{Ln}F_i T + \theta_t T \\
 &+ \frac{1}{2} \theta_{tt} T^2 + \alpha_{tQ} T \text{Ln}Q
 \end{aligned} \tag{۲}$$

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. به دلیل امکان ارتباط جزء اخلاص توابع سهم هزینه و تابع هزینه اصلی، این توابع به صورت همزمان و با استفاده از روش رگرسیون‌های به ظاهر نامرتب تکراری<sup>۷</sup> (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 اخلاص معادلات سهم هزینه عوامل تولید با جزء اخلاص معادله‌ی تابع هزینه ارتباط داشته، از این رو بهتر است به طور همزمان برآورد گردد.

معادلات سهم هزینه با استفاده از لم شفارد<sup>۸</sup> به صورت زیر استخراج شده است.

$$S_i = \frac{\partial \text{Ln}C}{\partial \text{Ln}F_i} = \beta_i + \sum_{j=1}^3 \beta_{ij} \text{Ln}F_j + \delta_{iQ} \text{Ln}Q + \beta_{ti} T \tag{۳}$$

در رابطه‌ی فوق  $S_i$  سهم عوامل تولید،  $\text{Ln}C$  لگاریتم هزینه کل،  $\text{Ln}F_i$  لگاریتم قیمت عوامل تولید،  $\text{Ln}Q$  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<sup>۹</sup>، ۲۰۰۲).

<sup>۷</sup> Seemingly Unrelated Regression

<sup>۸</sup> Shepard's Lemma

<sup>۹</sup> Mutairi and Burney

الف- فرض همگنی

$$\alpha_i = 1, \quad \beta_{ij} = \beta_{ji} = \delta_{iQ} = \beta_{Ti} = 0 \quad (4)$$

ب- فرض تقارن

$$\beta_{ij} = \beta_{ji} \quad i \neq j \quad i, j = 1, 2 \dots n \quad (5)$$

از طرف دیگر به دلیل برابر بودن مجموع سهم هزینه‌ها  $\sum_{i=1}^3 S_i = 1$ ، به منظور جلوگیری از صفر شدن دترمینان ماتریس واریانس-کوواریانس اجزاء اخلاص، 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 هزینه کل انتخاب و حذف شده است. از این رو با اعمال این شرط و فرض‌های تقارن و همگنی بر تابع هزینه و معادلات سهم تقاضا، شکل قابل برآورد تابع هزینه در این تحقیق به صورت زیر است.

$$\begin{aligned} \ln \frac{TC}{P_S} = & \alpha_0 + \alpha_Q \ln Q + \frac{1}{2} \alpha_{QQ} \ln^2 Q + \beta_L \ln \frac{P_L}{P_S} + \beta_K \ln \frac{P_K}{P_S} \\ & + \frac{1}{2} \beta_{LL} \ln^2 \frac{P_L}{P_S} + \frac{1}{2} \beta_{KK} \ln^2 \frac{P_K}{P_S} \\ & + \beta_{LK} \ln \frac{P_L}{P_S} \ln \frac{P_K}{P_S} + \delta_{LQ} \ln \frac{P_L}{P_S} \ln Q \\ & + \delta_{KQ} \ln \frac{P_K}{P_S} \ln Q + \beta_{TL} T \ln \frac{P_L}{P_S} + \beta_{TK} T \ln \frac{P_K}{P_S} \\ & + \theta_T T + \frac{1}{2} \theta_{TT} T^2 + \alpha_{TQ} T \ln Q \end{aligned} \quad (6)$$

در رابطه‌ی فوق،  $TC$  هزینه کل عوامل تولید،  $P_S$  قیمت سایر خدمات،  $P_L$  قیمت نیروی کار،  $P_K$  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 به مقیاس و تغییر تکنولوژی عوامل تولید قابل استخراج است.

۲-۱- صرفه‌های ناشی از مقیاس<sup>۱۰</sup>

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 به صورت رابطه‌ی (۷) است.

$$ECS = \varepsilon_{cqi} = \frac{\partial Lnc}{\partial Lnq_i} \quad (7)$$

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 به مقیاس است.

۲-۲- بازدهی نسبت به مقیاس<sup>۱۱</sup>

بازدهی نسبت به مقیاس، نسبت تغییر در محصول وقتی همه‌ی عوامل تولید به یک نسبت تغییر می‌کند را نشان می‌دهد. به پیروی از بامول و همکاران<sup>۱۲</sup> (۱۹۸۲) این شاخص برابر معکوس کشش هزینه نسبت به محصول است.

$$RTS = \frac{\partial LnTC}{\partial LnQ}^{-1} = \frac{1}{\varepsilon_{cq}} \quad (8)$$

در رابطه‌ی فوق  $RTS$  بازدهی نسبت به مقیاس است.

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

<sup>10</sup> Economies of Scale

<sup>11</sup> Return to Scale

<sup>12</sup> Baumol, *et. al*

### ۲-۳- شاخص تغییرات تکنولوژیکی<sup>۱۳</sup>

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.

$$\frac{\partial \ln(TC)}{\partial T} = \theta_T + \theta_{TT}T + \beta_{TK} \ln P_K + \beta_{TL} \ln P_L + \beta_{TS} \ln P_S + \alpha_{TQ} \ln Q \quad (9)$$

در صورت برقراری شرط  $0 < \frac{\partial \ln c}{\partial Trend}$ ، 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 تعیین‌کننده آن به‌صورت زیر است.

$$T_1 = \alpha_{TQ} \ln Q \quad (10)$$

$$T_2 = \theta_T + \theta_{TT}T \quad (11)$$

$$T_3 = \beta_{TK} \ln P_K + \beta_{TL} \ln P_L + \beta_{TS} \ln P_S \quad (12)$$

در رابطه‌ی فوق  $T_1$  اثر بسط مقیاس<sup>۱۴</sup> است. این شاخص نشان‌دهنده‌ی تأثیر افزایش محصول با فرض ثابت بودن سایر شرایط، بر رشد هزینه‌ها است.  $T_2$  اثر تکنولوژی خنثی<sup>۱۵</sup> 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<sup>۱۶</sup> 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.

<sup>13</sup> Technical Change Index

<sup>14</sup> Scale Augmenting Effect on TFP

<sup>15</sup> Neutral Technological Effect on TFP

<sup>16</sup> Non Technological Effect on TFP

## ۳- مروری بر مطالعات انجام شده

## ۳-۱- مطالعات انجام شده در خارج از کشور

بلاچ<sup>۱۷</sup> 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 نامرتبب تکراری طی دوره‌ی ۹۶-۱۹۷۶ برآورد کرده است. مطابق نتایج، ساختار تولید به کار گرفته شده هموتتیک<sup>۱۸</sup> 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 نیروی کار 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<sup>۱۹</sup> (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، ۱۹۹۵ و ۱۹۹۶ برای تخمین هزینه استفاده شده است. مطابق نتایج، خصوصیات تابع هزینه‌ی ترکیبی<sup>۲۰</sup> نسبت به توابع ترانسلوگ<sup>۲۱</sup>، ترانسلوگ تعمیم‌یافته<sup>۲۲</sup> و درجه‌ی

<sup>17</sup> Bloch

<sup>18</sup> Homothetic

<sup>19</sup> Piacenza, and Vannoni

<sup>20</sup> Multi-product composite cost function

<sup>21</sup> Standard translog

<sup>22</sup> Generalized translog



دو جدایی‌پذیر<sup>۲۳</sup> سازگاری بهتری با داده‌های مشاهده شده داشته است. همین‌طور تابع هزینه ترکیبی، توضیح واضح‌تری از تکنولوژی چند محصولی نسبت به ترانسلوگ تعمیم‌یافته داشته است. در نهایت، تخصصی شدن بنگاه‌ها عامل مهم کاهش دهنده‌ی هزینه‌ها بوده است.

بوتاسو<sup>۲۴</sup> 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<sub>s</sub>)<sup>۲۵</sup> و تمامی شرکت‌های آب (WOC<sub>s</sub>)<sup>۲۶</sup> 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 هزینه ترکیبی نسبت به سایر توابع هزینه‌ای بوده است. کشش هزینه‌ی برآوردی نسبت به خروجی آب برای WASC<sub>s</sub>، ۰/۴ و برای WOC<sub>s</sub> برابر ۰/۸ بوده است. کشش هزینه‌ی برآوردی نسبت به خروجی فاضلاب ۰/۴۱ بوده است. همچنین سهم هزینه‌ی نیروی کار و سرمایه به ترتیب ۰/۴ و ۰/۸۷ استخراج شده است.

### ۲-۳- مطالعات انجام شده در داخل کشور

رحمتی (۱۳۸۰) ساختار هزینه‌ی مجتمع مس سرچشمه کرمان را بررسی کرده است. در این تحقیق تابع هزینه بنگاه با فرم تابع ترانسلوگ، با استفاده از معادلات سهم نهاده‌های تولید، با روش رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبب 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.

<sup>23</sup> Separable quaderatic

<sup>24</sup> Bottasso

<sup>25</sup> Larg water and Sewerage companies

<sup>26</sup> Water only companies

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 شفرده، توابع تقاضای شرطی نهاده‌های کود شیمیایی، بذر، نیروی کار و ماشین‌آلات در چارچوب معادلات سیستمی با بهره‌گیری از روش رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبب تکراری به صورت مقید برآورد شده است. داده‌های به کار 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) به بررسی ساختار هزینه‌ی شرکت مخابرات ایران در خصوص مکالمات درون شهری و برون شهری (تلفن سیمی) پرداخته است. بدین منظور توابع هزینه‌ی ترانسلوگ بلندمدت و کوتاه‌مدت مکالمات تلفنی با استفاده از روش رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبب تکراری طی دوره‌ی ۷۹-۱۳۵۵ برآورد شده است. مطابق نتایج در بلندمدت عوامل سرمایه و نیروی کار 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 به مقیاس همراه بوده است.

جمالی (۱۳۸۲) ساختار هزینه‌ی پالایشگاه نفت شیراز و لاوان را بررسی کرده است. بدین منظور 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 به غیر از عامل سرمایه، سایر عوامل تولید کم‌کشش بوده است. همچنین نفت خام نسبت به سایر عوامل تولید کم‌کشش تر بوده است. مطابق سایر نتایج رابطه مکملی میان نفت خام و نیروی کار، نفت خام و کالا، نیروی کار و کالا و رابطه‌ی جانشینی میان سرمایه و نیروی کار، 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. بدین منظور تابع هزینه‌ی بنگاه با فرم تابعی ترانسلوگ و بسط ناقص سری دوم تیلور، به همراه معادلات سهم هزینه به روش رگرسیون‌های

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<sup>۲۷</sup> (۱۹۹۲) به‌طور همزمان با معادلات سهم هزینه، برای دو خروجی و سه عامل تولید (نیروی کار، 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 نیروی کار 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

<sup>27</sup> Pulley and Braunstein

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. به دلیل نبود اطلاعات لازم برای محاسبه‌ی قیمت سرمایه، برای به دست آوردن قیمت سرمایه از شاخص هزینه‌ی استفاده از سرمایه<sup>۲۸</sup> مطابق رابطه‌ی زیر استفاده شده است (مک گیهان<sup>۲۹</sup>، ۱۹۹۳).

(۱۳)  $P_K = \text{نرخ تورم} - \text{نرخ استهلاک} + \text{نرخ سود سپرده بلندمدت بانکی}$   
در رابطه‌ی فوق، نرخ تورم و نرخ سود سپرده‌ی بلندمدت بانکی از سایت بانک مرکزی استخراج شده است. همچنین نرخ استهلاک با توجه به صورت‌های مالی شرکت سیمان فارس به دست آمده است.

منظور از قیمت نیروی کار، متوسط دستمزد و حقوق و مزایای پرداختی به هر کدام 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.

<sup>28</sup> User cost of capital

<sup>29</sup> Mc Geehan

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.

#### ۳-۴- نتایج تخمین تابع هزینه

الگوی هزینه‌ی کل به‌همراه معادلات سهم هزینه، به‌روش رگرسیون‌های به‌ظاهر نامرتبب 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  $\beta_{LL}$ ،  $\beta_{KK}$ ،  $\beta_{TL}$  و  $\delta_{LQ}$  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	کای دو 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

با توجه به نتایج این آزمون فرضیه‌ی  $H_0$  با احتمال ۰.۹۵ پذیرفته شده است. به عبارت دیگر حذف پارامترهای  $\beta_{KK}$ ،  $\beta_{LL}$ ،  $\beta_{TL}$  و  $\delta_{LQ}$  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
$\alpha_0$	۴/۷۸۳۳۶۱	۰/۹۴۵۷۹۰	۵/۰۵۷۵۳۲
$\alpha_q$	-۱/۶۷۶۸۶۸	۰/۳۷۲۳۵۶	-۴/۵۰۳۴۰۷
$\alpha_{qq}$	-۱/۵۲۵۱۲۵	۰/۵۴۰۷۷۴	-۲/۸۲۰۲۶۶
$\beta_l$	۱/۰۷۲۸۶۹	۰/۰۷۶۷۰۶	۱۳/۹۸۶۸۴
$\beta_k$	۰/۸۹۱۸۶۳	۰/۱۵۸۶۰۹	۵/۶۲۳۰۲۱
$\beta_{ll}$	-	-	-
$\beta_{kk}$	-	-	-
$\beta_{lk}$	۰/۱۴۸۹۱۶	۰/۰۵۳۴۵۲	۲/۷۸۵۹۶۴
$\delta_{lq}$	-	-	-
$\delta_{kq}$	-۰/۲۱۵۱۵۳	۰/۰۷۲۱۳۲	-۲/۹۸۲۷۴۸
$\beta_{ll}$	-	-	-
$\beta_{lk}$	-۰/۰۱۱۷۵۱	۰/۰۰۵۹۵۰	-۱/۹۷۴۸۸۸
$\theta_l$	-۰/۳۴۲۱۵۱	۰/۰۷۶۷۲۹	-۴/۴۵۹۲۱۸
$\theta_{ll}$	۰/۰۰۹۷۲۳	۰/۰۰۲۹۱۲	۳/۳۳۹۲۰۰
$\alpha_{lq}$	۰/۰۳۵۷۰۲	۰/۰۱۴۲۷۸	۲/۵۰۰۵۸۸
$\beta_s^*$	-۰/۹۶۴۷۳۲	-	-
$\beta_{ls}^*$	-۰/۱۴۸۹۱۶	-	-
$\beta_{ks}^*$	-۰/۱۴۸۹۱۶	-	-
$\beta_{ss}^*$	-۰/۲۹۷۸۳۲	-	-
$\beta_{ts}^*$	۰/۰۱۱۷۵۱	-	-
$\delta_{sq}^*$	۰/۲۱۵۱۵۳	-	-

$R^2 = ۰/۸۶$   $DW = ۱/۲۲$

« پارامترهای برآوردی به صورت 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. به منظور حصول اطمینان از نتایج به دست آمده، فرض‌های مربوط به جملات اخلاص

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

#### ۴-۳- آزمون ریشه‌ی واحد جملات اخلاص<sup>۳۰</sup>

یکی از آزمون‌هایی که جهت تعیین پایایی اجزاء اخلاص معادلات سیستم صورت می‌گیرد، آزمون ریشه‌ی واحد جملات اخلاص است. در صورت عدم وجود شرایط ریشه‌ی واحد در اجزاء اخلاص، 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 اخلاص استفاده شده است. در صورت بزرگتر بودن قدرمطلق مقدار محاسبه شده‌ی آماره‌ی PP برای اجزاء اخلاص 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 اخلاص برای هر یک از معادله‌های هزینه و سهم هر یک از عوامل تولید مطابق جدول (۴)، پایا بودن جملات اخلاص سیستم معادلات را تأیید می‌کند. بنابراین برآورد کلیه‌ی معادلات به روش رگرسیون‌های به ظاهر نامرتب تکراری امکان‌پذیر است.

#### ۴-۴- آزمون جارک-براک<sup>۳۱</sup>

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 تأیید فرض نرمال بودن از اهمیت زیادی برخوردار است. یک آزمون رایج در این

<sup>۳۰</sup> Unit Root Test

<sup>۳۱</sup> Jarque-Bera

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.

جملات خطا به‌طور نرمال توزیع می‌شوند :  $H_0$

جملات خطا به‌طور نرمال توزیع نمی‌شوند :  $H_1$

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 نیروی کار $S_L$	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 به مقیاس

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.

$$\begin{aligned}
 ECS = \varepsilon_{cqi} &= \frac{\partial Lnc}{\partial Lnq_i} \\
 &= \alpha_q + \alpha_{qq} LnQ + \delta_{lq} LnF_L + \delta_{kq} LnF_K \\
 &+ \delta_{sq} LnF_S + \alpha_{tq} T = -0.770110237
 \end{aligned}
 \tag{۱۵}$$



با توجه به اینکه قدرمطلق کشش هزینه‌ی کل کمتر از یک است، در نتیجه تابع هزینه‌ی کل بی‌کشش بوده است. به عبارت 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 به مقیاس، 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.

$$RTS = \frac{\partial \ln TC}{\partial \ln Q}^{-1} = \frac{1}{\epsilon_{cq}} = -1.298515397 \quad (15)$$

مقدار قدرمطلق شاخص بازدهی نسبت به مقیاس بزرگتر از واحد است، که بیانگر وجود بازدهی صعودی نسبت به مقیاس در این کارخانه است. به عبارت 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. به عبارت دیگر شرط وجود انحصار طبیعی در این بنگاه پذیرفته شده است.

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

به طور کلی پیشرفت فنی، به صورت 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. به عبارت 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 به مقیاس، افزایش تولید باعث کاهش هزینه‌ها در طول زمان شده است. منفی بودن تغییرات تکنولوژیکی خنثی به این مفهوم است که بدون این که تغییری در نسبت

استفاده از عوامل تولید ایجاد شود، با استفاده از دانش و مهارت‌های فنی و آموزش نیروی کار 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

مقادیر محاسباتی	رابطه	شاخص
-۰/۱۲۵۹۷۴۴۶	$\frac{\partial \ln(TC)}{\partial T} = \theta_T + \theta_{TT}T + \beta_{TK} \ln P_K + \beta_{TL} \ln P_L + \beta_{TS} \ln P_S + \alpha_{TQ} \ln Q$	اثر تکنولوژیکی کل عوامل تولید
-۰/۰۰۲۵۱۳۰۱۷	$T_1 = \alpha_{TQ} \ln Q$	اثر بسط مقیاس
-۰/۱۲۳۳۸۳۵	$T_2 = \theta_T + \theta_{TT}$	اثر تکنولوژی خنثی
-۰/۰۰۰۰۷۷۹۴۳۱	$T_3 = \beta_{TK} \ln P_K + \beta_{TL} \ln P_L + \beta_{TS} \ln P_S$	اثر تکنولوژی غیر خنثی

مآخذ: یافته‌های تحقیق

## ۵- نتایج

۱- با توجه به این که 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 به مقیاس بزرگتر از واحد و نشانگر وجود بازدهی صعودی نسبت به مقیاس در بنگاه مورد مطالعه است. به عبارت دیگر در صورتی که عوامل تولید همگی با یک نسبت افزایش یابند، تولید با نسبت بیشتری افزایش خواهد یافت.

۳- با توجه به نتایج به دست آمده فرض وجود انحصار طبیعی در کارخانه سیمان فارس تأیید 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 متغیر روند است. این نتیجه

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

## ۶- پیشنهادها

۱- با توجه به کوچک بودن کشتش‌های جانشینی همچنین بی‌کشتش 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 کشتش مقیاس بیانگر وجود بازدهی صعودی نسبت به مقیاس 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.

## 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، لیلان. (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.

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.

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

واریان، هال. (۱۳۷۸). تحلیل اقتصاد خرد. 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 Econometrics: Classic and Contemporary*, Dison. Wesley Publishing Company.

Binswanger, H. P. (1973). A cost function approach to the measurement of factor demand elasticities and elasticities of substitution. *American Journal of Agricultural Economics*, 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.

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- Energy Substitution in U.S. Manufacturing. *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 62, p.p. 207-212.

Guldmann, 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. *Journal of Transport Economics and Policy*, p.p. 19-35.

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 Statical Associations*, Vol.57, p.p. 348-368.

