

# تخمین کارایی فنی صنعت لوله‌های گاز و نفت ایران بر اساس برآورد تابع مرزی تصادفی

محمدرضا شریف آزاد<sup>۱</sup>  
دانشیار دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات تهران  
مهدی بصیرت<sup>۲</sup>  
دانش آموخته دکتری اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات تهران

تاریخ دریافت: ۹۰/۰۶/۲۲  
تاریخ تأیید: ۹۱/۰۸/۰۹

## چکیده

نفت و گاز طبیعی مهم‌ترین منابع تأمین انرژی هستند و در معادلات اقتصادی سیاسی جهان اهمیت استراتژیکی دارند و در روابط بین‌المللی نقش مهمی ایفا می‌کنند. از این رو، انتقال و جابجایی این مواد پرارزش از مسائل مهمی است که امروزه بسیار مورد توجه قرار می‌گیرد. این پژوهش به دنبال برآورد کارایی فنی صنعت لوله‌های گاز و نفت ایران می‌باشد. برای این منظور روش تابع مرزی تصادفی (SFA) به کار گرفته شده است. مدل مورد استفاده در این پژوهش، مدل ناکارایی متغیر با زمان بتیس و کولی<sup>۳</sup> (۱۹۹۲) می‌باشد. نتایج آزمون‌ها حاکی است که برای تابع تولید صنعت لوله‌سازی، فرم کاب داگلاس بهتر می‌تواند تابع تولید را توضیح دهد. همچنین آماره نسبت راستنمایی تعمیم یافته به منظور بررسی وجود آثار ناکارایی فنی محاسبه گردید و نتیجه به دست آمده دلالت بر وجود آثار ناکارایی فنی در این صنعت دارد. با توجه به نتایج به دست آمده میانگین کارایی فنی صنعت لوله‌های گاز و نفت از ۵۳/۵۷ درصد در سال ۱۳۷۵ با یک روند صعودی به ۷۴/۷۲ درصد در سال ۱۳۸۹ افزایش یافته است. از دلایل صعودی بودن کارایی فنی این صنعت می‌توان به افزایش قیمت نفت و به تبع آن افزایش میزان سرمایه‌گذاری‌های انجام پذیرفته در صنعت گاز و نفت (به خصوص پروژه‌های پارس جنوبی) و نیاز به لوله‌های انتقال اشاره کرد.

واژگان کلیدی: کارایی فنی، تابع تولید مرزی تصادفی (SFA)، الگوی خطای ترکیبی مرزی، صنعت لوله‌های گاز و نفت  
طبقه‌بندی موضوعی: C14, D24, D61

## مقدمه

یکی از مسائل مهمی که امروزه در ادبیات اقتصادی مورد توجه قرار گرفته است، اندازه‌گیری کارایی بنگاه‌های اقتصادی و صنعت می‌باشد. در واقع سنجش کارایی از آنجا ضرورت می‌یابد که در شرایط کنونی با کمبود منابع و امکانات مواجه هستیم و این منابع را باید به گونه‌ای تخصیص دهیم که بنگاه یا صنعت مورد نظر بتواند حداکثر تولیدات یا خدمات را از طریق آن منابع عرضه نماید.

1. Email: Msharifazadeh@yahoo.com

2. Email: Mehdi.Basirat@yahoo.com

3. Battese & cooli

(نویسنده مسئول)

با توجه به نقش حیاتی که انرژی در بقا و رشد اقتصادی کشورهای دنیا دارد، دولت‌ها همیشه سعی در رشد شبکه انتقال سوخت و حامل انرژی داشته‌اند و بی‌تردید یکی از ساختارهای زیر بنایی اولیه لازم برای رشد اقتصادی هر کشور، وجود این شبکه می‌باشد.

صنعت تولید لوله‌های انتقال نفت و گاز جزء صنایع فلزی و زیر مجموعه صنعت فولاد می‌باشد. صنایع آهن و فولاد به علت خواص و کاربردهای متنوع آن در فعالیت‌های صنعتی و اقتصادی به عنوان یکی از معیارهای توسعه صنعت و پیشرفت اقتصادی کشور شناخته شده و تأثیرپذیری شرایط اقتصادی - اجتماعی کشور در برآورد و پیش‌بینی مصرف آن باید مورد توجه قرار گیرد. این صنعت به علت تأثیر زیادی که روی توسعه صنایع کشورها دارد صنعت مادر نیز نامیده می‌شود. از همین رو لزوم توجه به صنایع بالادستی و پائین‌دستی صنعت فولاد از اهمیت بسیاری در اقتصاد و صنعت یک کشور برخوردار است.

از آنجایی که موضوع کارایی و بهره‌وری مهم‌ترین و معمول‌ترین سازوکار برای ارزیابی و اندازه‌گیری عملکرد یک بنگاه اقتصادی به شمار می‌رود، لذا در چند دهه گذشته بررسی عملکرد بخش‌های مختلف اقتصادی و یا بنگاه‌ها و واحدهای اقتصادی در سطح خرد از طریق سنجش و برآورد کارایی و بهره‌وری، همواره مورد توجه محققان در رشته‌های مختلف علوم اجتماعی به ویژه مدیریت و اقتصاد بوده است. بدین منظور رهیافت‌ها و روش‌های متعدد و متنوعی ارائه شده است که در یک تقسیم‌بندی کلی می‌توان همه روش‌های مورد استفاده را در دو دسته پارامتری و ناپارامتری جای داد. هدف این مقاله برآورد کارایی فنی صنعت لوله‌های گاز و نفت به روش پارامتری می‌باشد.

#### ۱- سؤالات و فرضیه‌های تحقیق

##### سؤالات تحقیق:

- الف- آیا شرکت‌هایی که در داخل کشور به تولید لوله‌های نفت و گاز مبادرت می‌ورزند از حداکثر توان خود استفاده می‌نمایند؟
- ب- آیا کارایی اقتصادی صنعت لوله‌های گاز و نفت در طی سال‌های گذشته روند صعودی داشته است؟

##### فرضیه‌های تحقیق:

- الف- شرکت‌های تولیدکننده لوله‌های نفت و گاز در ایران بر روی مرز تولید فعالیت می‌کنند و ناکارایی در این زمینه وجود ندارد.
- ب- کارایی اقتصادی صنعت لوله‌های گاز و نفت در طی سال‌های گذشته روند صعودی داشته است.

## ۲- مفهوم کارایی

در نظریه اقتصاد خرد تابع تولید بر اساس حداکثر میزان محصول، به ازای مقادیر معینی از نهاده‌ها و سطح خاص فن‌آوری، تعریف شده است.

لذا با توجه به نظریه تولید می‌توان فرض کرد که برخی از تولیدکنندگان با استفاده از نهاده‌های مشخص قادر نیستند حداکثر محصول را با بکارگیری فن‌آوری موجود تولید کنند که اصطلاحاً این گروه، تولیدکنندگان غیرکارا هستند. اقتصاددانان این امکان ناکارایی در تولید را با تأکید بر مبنای نظری اندازه‌گیری کارایی، مد نظر قرار داده‌اند. تا اواخر دهه ۱۹۶۰ میلادی بیشتر مطالعات تجربی مربوط به کارایی، از روش حداقل مربعات برای تعیین تابع تولید یک بنگاه یا صنعت استفاده می‌کردند که این روش تنها بیانگر رابطه‌ای متوسط میان سطح نهاده‌ها و محصول حاصل شده بود. اما سرانجام، کار برجسته فارل در سال ۱۹۵۷ است، که سمت و سوی مطالعات تجربی را به تخمین تابع تولید مرزی معطوف کرد.

فارل<sup>۱</sup> (۱۹۵۷) روش اندازه‌گیری کارایی را بر مبنای نظریه‌های اقتصادی بیان و کارایی بخش کشاورزی آمریکا را به طور عملی محاسبه کرد. اما این روش، به دلیل مشکلات عملی در اندازه‌گیری کارایی و محدودیت عملی در اندازه‌گیری کارایی و محدودیت‌های آن، مثل بازده ثابت نسبت به مقیاس، کاربرد عملی چندانی نیافت تا اینکه در سال ۱۹۷۷ اندازه‌گیری کارایی بر اساس تعریف فارل با روش اقتصادسنجی امکان‌پذیر شد<sup>۲</sup>. همچنین در سال ۱۹۷۸، از طریق روش برنامه‌ریزی خطی اندازه‌گیری عملی کارایی ممکن شد<sup>۳</sup>. در محاسبه کارایی به روش تحلیل فراگیر داده‌ها، از روش برنامه‌ریزی خطی استفاده می‌شود و کارایی به وسیله انجام یک سری عملیات بهینه‌سازی به صورت مجزا برای هر بنگاه محاسبه می‌شود. اما در روش تحلیل مرزی تصادفی، ناکارایی نسبت به تابع مرزی، با استفاده از داده‌های آماری تخمین زده می‌شود که مستلزم مشخص کردن شکل تابع است. مزیت روش برنامه‌ریزی خطی در این است که نیازی به مشخص کردن فرم تابع نیست، اما در این روش، جایی برای شوک‌های تصادفی در نظر گرفته نشده است و تمامی انحرافات از مرز کارا، ناکارایی تلقی می‌شود.

## ۳- تابع تولید مرزی تصادفی

در علم اقتصاد، مجموعه امکانات تولیدی<sup>۴</sup> به مجموعه‌ای از ترکیبات داده و ستاده اطلاق می‌شود که در سطح فن‌آوری موجود قابل دسترسی باشد. در این میان، روابط بین داده و ستاده را

---

1. Farrell  
2. Aigner & Lovell & Schmidt  
3. Charnes & Cooper & Rhoades  
4. Production Possibility Set.

می توان به کمک معرفی تابع تولید بیان کرد. بنا به تعریف، بالاترین سطح ستاده قابل استحصال در ترکیب با سطح معینی از نهاده، تابع تولید مرزی نامیده می شود. بنگاههایی که به دنبال حداکثر کردن تولید خود هستند، سعی می کنند که ترکیب داده و ستاده را در روند تولیدی خود به مرز مجموعه قابل استحصال نزدیک کنند. به بیان اقتصادسنجی اگر بر یک سری نقاط مفروض در صفحه منحنی برازش شود و بزرگ ترین پسماند مثبت این مجموعه به مقدار عرض از مبدأ آن منحنی برازش شده اضافه شود در آن صورت به منحنی مرزی دست یافته ایم که تمام نقاط مفروض زیر آن قرار گرفته اند.

تابع تولید مرزی با استفاده از حداکثر مقدار تولید بنگاههای مختلف که در یک صنعت خاص فعالیت می کنند تخمین زده می شود. هدف اصلی در تمامی روش های برآورد کارایی آن است که ابتدا تابع مرزی تخمین زده می شود و سپس مقدار این تابع به ازای نهاده های هر بنگاه محاسبه شده و بدین ترتیب، میزان تولید مرزی برای هر بنگاه به دست می آید. تفاوت تولید واقعی و تولید مرزی برای هر بنگاه ناکارایی تلقی خواهد شد. در حالت خاص ممکن است مقدار تولید واقعی بنگاه خاص با مقدار تولید مرزی آن برابر باشد که به چنین بنگاهی یک بنگاه کارا از لحاظ فنی اطلاق می شود. استفاده از الگوهای مرزی به دلایل زیر به طور گسترده در حال افزایش است:

- ۱- ماهیت این الگوها مطابق با اصول نظریه های اقتصادی رفتار بهینه است.
- ۲- انحراف از توابع مرزی معیاری برای سنجش کارایی است به طوری که واحدهای اقتصادی اهداف فنی و رفتاریشان را با توجه به آن تابع مرزی تنظیم می کنند.
- ۳- اطلاعات مربوط به ساختار توابع مرزی و کارایی فنی واحدهای اقتصادی، کاربردهای سیاستی دارد.

در الگوهای مرزی تصادفی علت تفاوت بین تولید واقعی و تولید مرزی همزمان با ناکارایی فنی و عامل تصادفی بیان می شود. بدین معنا که اگر بنگاهی کمتر از تولید مرزی عملکرد داشته باشد بخشی از آن به دلیل ناکارایی فنی و بخش دیگری به دلیل عامل تصادفی خواهند بود و اگر بنگاهی بالاتر از تابع تولید مرزی عمل کند دلیلی جز وجود عامل تصادفی نخواهد داشت. برتری الگوهای مرزی تصادفی نسبت به الگوهای معمول اقتصادسنجی در این است که در برازش تابع، نقاط متوسط را در نظر نمی گیرد، بلکه نقاط مرزی و سرحدی را لحاظ می کند.

ساختار اساسی تابع تولید مرزی تصادفی به صورت زیر است:

$$\begin{aligned} Y &= \beta X + V - U \\ V &\sim N(0, \sigma_v^2) \\ U &\sim N(0, \sigma_u^2) \quad U = |U| \end{aligned} \quad (1)$$

به طوری که در الگوی بالا  $Y$  محصول بنگاه،  $X$  بردار نهاده‌ها،  $\beta$  بردار پارامترها،  $U$  اثرات ناکارایی و  $V$  جزء اختلال<sup>۱</sup> است که به علت وجود عوامل تصادفی خارج از کنترل بنگاه است. اثرات ناکارایی منفی معنا نخواهد داشت. زیرا به ازای مقدار صفر برای جزء ناکارایی، بنگاه بر روی مرز تولید قرار می‌گیرد و به ازای مقادیر بزرگ‌تر از صفر درون مرز تولید قرار خواهد گرفت که بیانگر ناکارایی بنگاه است.

لذا انحراف نقاط مشاهده شده از تابع تولید مرزی به دو بخش  $U$ ،  $V$  بستگی دارد که از نظر ماهیت با یکدیگر متفاوت هستند، به طوری که  $V$  جمله اختلال و  $U$  جزء ناکارایی است. از این رو به این الگو، الگوی خطای ترکیبی گفته می‌شود.<sup>۲</sup>

#### ۴- تشریح الگو

الگوی اول: الگوی خطای ترکیب<sup>۳</sup> بتیس و کولی (۱۹۹۲)

بتیس و کولی تابع تولیدی مرزی تصادفی را پیشنهاد کردند که قابلیت بکارگیری داده‌های تلفیقی را داشت. اثرات ناکارایی بنگاه، متغیری با توزیع نرمال منقطع است و قابلیت تغییر سیستماتیک آن در طول زمان مشاهده می‌شود. این الگو به صورت زیر مشخص می‌شود:

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

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

که در آن،  $Y_{it}$ : تولید بنگاه  $i$  در دوره زمانی  $t$ ؛

$X_{it}$ : بردار ( $K \times 1$ ) مقادیر نهاده‌های بنگاه  $i$  در دوره زمانی  $t$ ؛

$V_{it}$ : متغیرهای تصادفی جزء اختلال با توزیع  $V_{it} \sim N(0, \sigma_v^2)$ ؛

$U_{it}$ : متغیرهای تصادفی غیرمنفی و مستقل از  $V_{it}$  است و بیانگر ناکارایی فنی در تابع تولید و دارای توزیع نرمال منقطع در صفر است.

$\eta$  و  $\beta$  پارامترهایی برای تخمین هستند.

از خصوصیات این الگو آن است که با داده‌های تلفیقی نامتوازن<sup>۴</sup> نیز قابل برآورد است. به این دلیل که این الگو اثرات ناکارایی را متغیر طی زمان در نظر می‌گیرد، لذا تنها از داده‌های سری زمانی یا تلفیقی می‌توان استفاده کرد. به عبارت دیگر در هر دوره زمانی و در هر مقطع باید حداقل یک مشاهده وجود داشته باشد.

---

1. Random Error  
2. Composed Error Model  
3. Error Component Model  
4. Unbalanced Panel Data

## الگوی دوم: الگوی اثر ناکارایی فنی بتیس و کولی (۱۹۹۵).

در بررسی ادبیات اندازه‌گیری کارایی، مطالعاتی در زمینه تعریف اثرات ناکارایی نظیر کارهای پیت و لی<sup>۱</sup> (۱۹۸۱) وجود دارد که از یک روش دو مرحله‌ای استفاده کرده است. بدین صورت که در مرحله اول تحلیل الگو، تابع تولید مرزی تصادفی تخمین زده شده و سطوح ناکارایی بنگاه‌ها مشخص می‌شود و در مرحله دوم تحلیل، اثر متغیرهای مربوط به مشخصات بنگاه نظیر تجربیات مدیریتی، نوع مالکیت و میزان دارایی بر میزان ناکارایی هر بنگاه اندازه گرفته می‌شود. اما، عمل تخمین دو مرحله‌ای ناقص برخی از فروض اقتصادسنجی است. زیرا، در مرحله اول برآورد جزء خطای یک طرفه که معرف ناکارایی است مستقل از مشاهدات در نظر گرفته می‌شود و در مرحله دوم، این فرض نقض می‌شود. بنابراین، سعی بر آن شد که به منظور بررسی اثرات ناکارایی یک روش یک مرحله‌ای ارائه شود. لذا، الگوهای مرزی تصادفی پیشنهاد شد که در آن جزء ناکارایی به طور صریح تابعی از بردار مشخصه‌های هر بنگاه تعریف می‌شود و خود شامل یک جزء تصادفی است. بتیس و کولی (۱۹۹۵)، الگوی مدل (۳) را به منظور برآورد چنین الگویی ارائه کردند. به طوری که،  $Y_{it} = \beta + X_{it} + U_{it}$  قبلاً تعریف شده‌اند.

$U_{it}$ : متغیرهای تصادفی غیرمنفی و مستقل از  $V_{it}$  که بیانگر ناکارایی فنی تابع تولید است و دارای توزیع نرمال منقطع در صفر و میانگین  $mit$  است.

$$\begin{aligned} U_{it} &= Z_{it} \delta + w_{it} \\ U_{it} &\sim N(m_{it}, \sigma_{it}^2) \\ m_{it} &= Z_{it} \delta \end{aligned} \quad (3)$$

که در آن،  $Z_{it}$ : بردار  $(P \times 1)$  از متغیرهای ویژه بنگاه است که در طول زمان تغییر نمی‌کند.  $\delta$ : بردار  $(1 \times P)$  از پارامترهایی است که باید تخمین زده شود.

دو الگوی ارائه شده هیچ نقطه اشتراکی با هم ندارند و این گونه نیست که تخمین قیودی به یکی از آن‌ها، الگوی دیگر را حاصل نماید. به عبارت دیگر، این دو الگو از یک گروه نیستند.

برای برآورد توابع تولیدی با مشخصات بالا از نرم‌افزار FRONTIER استفاده می‌شود. این نرم‌افزار را که تیم کولی در دانشگاه نیوانگلند طراحی کرده است، برای تخمین پارامترهای تابع تولید (هزینه) تصادفی به روش حداکثر درست‌نمایی تهیه شده است. این برنامه کارایی فنی هر بنگاه را با استفاده از توابع تولید (هزینه) مرزی تخمین زده شده، پیش‌بینی می‌کند. همچنین، روش حداکثر درست‌نمایی به بنگاه‌های کارا اجازه می‌دهد که در تعیین مرز تولید (هزینه)، نقش بیشتری داشته باشند تا از اشکال ساختاری روش حداقل مربعات معمولی که به مشاهدات دور افتاده وزن یکسان

می‌دهد، بکاهد. در اکثر تحلیل‌های کاربردی و تجربی در شاخه علم مدیریت تحلیل فراگیر داده‌ها (DEA)<sup>۱</sup> روش متعارف و مناسبی است. در روش تحلیل مرزی تصادفی (SFA)<sup>۲</sup> عدم کارایی نسبت به تابع مرزی با استفاده از داده‌های آماری تخمین زده می‌شود که مستلزم مشخص نمودن شکل تابع است. روش SFA بدان سبب روش مطلوبی است که تعریف بهتری از عدم کارایی بر پایه تئوری اقتصاد عرضه می‌نماید. به عبارت دیگر، روش SFA با مباحث تئوری تولید در توضیح روابط بین عوامل تولید و محصولات، سازگار و منطبق است.

### ۵- مطالعات انجام گرفته

فریر و لاول<sup>۳</sup> (۱۹۹۰) بر مبنای اطلاعات ۵۷۵ بانک در آمریکا مربوط به سال ۱۹۸۴ با نگرش تولیدی و روش پارامتری آماری با استفاده از تابع هزینه ترانس لوگ و همچنین روش ناپارامتری پژوهش خود را انجام دادند. نتایج این مطالعه بیانگر این بود که متوسط کارایی بر اساس روش پارامتری ۷۴٪ و روش ناپارامتری ۷۹٪ می‌باشد.

بتیس و حشمتی<sup>۴</sup> (۱۹۹۸) برای دوره زمانی ۱۹۸۴ الی ۱۹۹۵، از اطلاعات مربوط به ۱۵۶ بانک با نگرش واسطه‌ای و روش پارامتری آماری با استفاده از تابع هزینه ترانس لوگ برای برآورد کارایی نیروی کار صنعت بانکداری سوئد استفاده کرده‌اند. نتایج این مطالعه بیانگر این بود که، متوسط کارایی فنی ۸۸٪ است و کارایی رابطه منفی با تعداد شعب و رابطه مثبت با کل دارایی‌های بانک دارد. فریز و تاکی<sup>۵</sup> (۲۰۰۴) برای دوره زمانی ۱۹۹۳-۲۰۰۰ بر مبنای اطلاعات ۲۸۹ بانک از پانزده کشور اروپای شرقی و با روش پارامتری آماری و با استفاده از تابع هزینه ترانس لوگ پژوهش خود را انجام دادند. نتایج مطالعه بیانگر این بود که استونی، قزاقستان، لیتوانی، اسلواکی و اسلوانی کشورهای با میانگین کارایی بالا (۸۶٪-۷۵٪)، کرواسی، مجارستان و لهستان کشورهای با میانگین کارایی متوسط (۶۸٪-۶۲٪) و بلغارستان، مقدونیه، رومانی، روسیه، جمهوری چک و اکران کشورهای با میانگین کارایی پایین (۵۹٪-۴۲٪) می‌باشند.

تانگزون و هنگ<sup>۶</sup> (۲۰۰۵) در مطالعه‌ای با عنوان «خصوصی‌سازی اسکله‌ها، کارایی و رقابت‌پذیری: برخی شواهد تجربی درباره اسکله‌ها» با اشاره به رابطه بین ساختار مالکیت اسکله‌ها و کارایی فنی آن‌ها و استفاده از مدل مرزی تصادفی به بررسی و تبیین تأثیر خصوصی‌سازی اسکله‌ها بر کارایی آن‌ها جهت یافتن راهکار ضروری به منظور دستیابی به بهره‌وری و توان رقابتی اسکله‌ها

- 
1. Data Envelopment Analysis
  2. Stochastic Frontier Approach
  3. Ferrier & Lovell
  4. Battes & Heshmati
  5. Fires & taki
  6. Tongzon & Heng

پرداخته‌اند. بر اساس انتخاب و بررسی ۲۵ اسکله به عنوان نمونه‌ای از بندرگاه‌های جهان، نتایج نشان داده است که حضور بخش خصوصی در بهره‌برداری از بندرگاه‌ها، تا حد امکان کارایی عملکرد آن‌ها را ارتقاء می‌بخشد.

لوپز و همکارانش<sup>۱</sup> (۲۰۰۸) کارایی ناوگان شیلات صید میگو در کشور پرتغال را تجزیه و تحلیل کردند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که کارایی و بهره‌وری کل عوامل تولید طی دوره ۱۹۹۵ تا ۲۰۰۴ به طور نسبی پایین بوده است.

تانگ<sup>۲</sup> (۲۰۱۰) در پژوهش خود کارایی فنی مزارع غیرمترکم اصلاح شده را برای استان ماکائو ویتنام بررسی نمود. نتایج دلالت بر این امر دارد که کارایی فنی در طی دوره مورد بررسی روند صعودی داشته است.

سهیل و همکارانش<sup>۳</sup> (۲۰۱۲) مطالعه‌ای را تحت عنوان «تخمین کارایی فنی تولید گندم در ناحیه سارگودا<sup>۴</sup> پاکستان» انجام دادند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که میانگین کارایی فنی مزارع مورد تحقیق بین ۶۰ تا ۱۰۰ درصد می‌باشد.

حاجیانی و همکاران (۱۳۸۳) مطالعه‌ای را تحت عنوان «بررسی کارایی فنی ناوگان صید میگوی خلیج فارس مطالعه موردی استان بوشهر»، انجام دادند. نتایج نشان می‌دهد متوسط کارایی فنی سه طبقه شناور، لنج‌ها، کشتی‌ها و قایق‌ها به ترتیب برابر با ۸۱٪، ۷۳٪ و ۴۷٪ بوده است. در مقایسه با سایر مطالعات انجام شده به نظر می‌رسد که کارایی فنی لنج‌ها و کشتی‌ها نسبتاً خوب ولی کارایی قایق‌ها بسیار پایین بوده است.

سیدان (۱۳۸۳) در پژوهشی به «بررسی عوامل مؤثر بر عدم کارایی فنی بهره‌برداران سیر کار در استان همدان» پرداخته است، نتایج تحقیق نشان می‌دهد که متوسط کارایی فنی بهره‌برداران این محصول ۷۴ درصد می‌باشد. بنابراین می‌توان بدون تغییر عمده در سطح فن‌آوری و منابع به کار رفته و صرفاً از طریق افزایش کارایی فنی کشاورزان، تولید را به مقدار زیادی افزایش داد.

رحیمی سوره و صادقی (۱۳۸۴) مطالعه‌ای را تحت عنوان «بررسی عوامل مؤثر بر کارایی و اقتصاد مقیاس در رهیافت‌های پارامتری و ناپارامتری» انجام دادند. یافته‌های بررسی تطبیقی رهیافت‌ها حاکی است که، الف- هر دو رهیافت دارای قابلیت‌های خاصی هستند. ب- بروز نتایج متناقضی محتمل است. ج- بکارگیری رهیافت پارامتری در تحقیقات مربوط به بخش کشاورزی و منابع طبیعی به واسطه ویژگی‌های آن‌ها بسیار ضروری است. د- بالا بودن متوسط کارایی در

1. Lopes & et al

2. Tung

3. Sohail & et al

4. Sargodha



رهیافت پارامتری نسبت به رهیافت ناپارامتری در بخش کشاورزی احتمال بیشتری دارد. زارع (۱۳۸۴)، در مطالعه خود تحت عنوان «اقتصاد تولید و انگور کاران استان خراسان» با استفاده از تابع تولید کاب داگلاس ضرایب تابع را تخمین زده و به منظور محاسبه کارایی فنی انگورکاران از تابع تولید مرزی تصادفی استفاده کرده است. نتایج مطالعه مذکور نشان داده است که متوسط کارایی ۶۱ درصد می‌باشد.

خداد کاشی و توسلی (۱۳۹۱) مطالعه‌ای تحت عنوان «تخمین کارایی فنی بانک کشاورزی با استفاده از تابع تولید مرزی» انجام دادند. نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که کارایی فنی مدیریت‌های ستادی شعب بانک کشاورزی ۷۹/۵۷ درصد می‌باشد. علاوه بر این، کارایی فنی مدیریت‌های ستادی شعب بانک با شبکه شعب گسترده‌تر، سهم بالاتر از کل سپرده‌های بانک‌های دولتی استان مربوطه و نسبت تسهیلات پرداختی بالاتر در بخش کشاورزی رابطه مثبت دارد و همچنین با بی‌ثباتی مدیریتی، سهم بالاتر از کل سپرده‌های بانک، عدم وصولی و زمان دارای رابطه منفی می‌باشد.

#### ۶- تجزیه و تحلیل داده‌ها

در این مقاله صنعت لوله‌های گاز و نفت به عنوان یک صنعت که در یک بازار غیررقابتی فعالیت می‌کند در نظر گرفته شده است. در حال حاضر سه بنگاه در داخل کشور به تولید لوله‌های گاز و نفت در سایز بزرگ (۲۴ الی ۵۶ اینچ) مشغول فعالیت هستند. در این مطالعه شرکت‌های لوله‌سازی اهواز، لوله‌سازی صفا و لوله‌سازی سدید ملاک بررسی واقع می‌شوند و برای بررسی کارایی فنی این صنعت میزان تولید سالیانه بر حسب تناژ به عنوان ستانده صنعت در نظر گرفته شده است و نیروی کار متخصص و غیرمتخصص بر حسب نفر و موجودی سرمایه بر حسب میلیون ریال به عنوان نهاده صنعت مورد استفاده قرار گرفته است. داده‌های متغیر موجودی سرمایه با استفاده از میزان سرمایه‌گذاری اولیه و سری زمانی میزان سرمایه‌گذاری در هر سال و با توجه به شاخص قیمت ماشین‌آلات به قیمت سال پایه (۱۳۷۶) ایجاد گردیده، سپس با استفاده از شاخص نرخ کاربردی، سری زمانی موجودی سرمایه تعدیل و به صورت سرمایه مولد سال بعد تبدیل شده است. در ادامه کارایی فنی صنعت با استفاده از تابع تولید مرزی تصادفی تخمین زده شده است.

#### ۶-۱- بنگاه‌های فعال در صنعت

اکنون با هدف آشنایی با صنعت، واحدهای فعال صنعت به صورت مجزا مورد بررسی قرار می‌گیرد.

#### ۶-۱-۱- شرکت لوله‌سازی اهواز

در سال ۱۳۴۵ قرارداد احداث دو کارخانه لوله‌سازی با یک شرکت آمریکایی منعقد شد که عملیات ساختمانی، با نظارت شرکت ملی نفت در بهمن ماه ۱۳۴۵ در شهرستان اهواز آغاز گردید. علت انتخاب محل احداث کارخانه، نزدیکی به مراکز بهره‌برداری بندر امام، همجواری با راه آهن سراسری و شاهراه جاده‌ای شمال - جنوب و نزدیکی به دیگر مجتمع‌های صنعت نفت بوده است. این دو کارخانه در آذر ماه سال ۱۳۴۶ مورد بهره‌برداری قرار گرفتند.

به منظور تأمین لوله‌های مورد نیاز طرح صادرات گاز طبیعی به کشور شوروی سابق و همچنین اجرای طرح گازرسانی به شهرهای شمال ایران (خط سراسری جنوب - شمال به طول ۲۳۰۵ کیلومتر)، شرکت ملی نفت دو کارخانه دیگر در سال ۱۳۵۳ در جوار دو کارخانه قبلی احداث نمود که در اسفند ماه سال ۱۳۵۵ مورد بهره‌برداری قرار گرفتند و این مجموعه تاکنون نیز به فعالیت خود ادامه داده است به طوری که شرکت لوله‌سازی اهواز در بین صد شرکت برتر تولیدکننده کشور از نظر فروش، رتبه سی و پنجم در سال ۱۳۸۷ را به خود اختصاص داده است.

ظرفیت اسمی و پیش‌بینی شده شرکت لوله‌سازی اهواز بر اساس لوله مینایی به قطر ۴۲ اینچ و ضخامت ۰/۵ اینچ و طول ۱۲ متر، مقدار ۲۴۰ هزار تن در سال می‌باشد که این ظرفیت در قطر ۵۶ اینچ و ضخامت حداکثر یک اینچ به مقدار حداکثر خود معادل ۴۵۰ هزار تن در سال و در قطر ۲۴ اینچ و ضخامت حداقل ۰/۲۵ اینچ به ۱۲۰ هزار تن در سال می‌رسد.

#### ۶-۱-۲- شرکت لوله‌سازی صفا

طرح نورد و لوله صفا با هدف تولید انواع ورق فولادی گرم و سرد گالوانیزه و رنگی در سال ۱۳۷۰ در زمینی به مساحت ۵۰۰ هکتار شروع شد. هدف مورد نظر شرکت تولید ۲/۵ میلیون تن در سال، ورق‌های نورد شده گرم و سرد و نیز گالوانیزه و رنگی و همچنین تولید سالیانه ۱/۵ میلیون تن لوله‌های فولادی مورد استفاده در صنایع نفت، گاز، پتروشیمی و آب و فاضلاب می‌باشد.

در سال ۱۳۷۸ بررسی‌های فنی، روی فاز یک طرح توسعه شرکت انجام شد. این طرح شامل چهار بخش تولید لوله به قطرهای ۱۲۰-۱۸ اینچ و ۲ بخش مربوط به روکش پلی اتیلن لوله‌ها بوده که این امر باعث شد، در سال ۱۳۸۰ شرکت اقدام به خرید تجهیزات مورد نیاز برای تولید لوله‌های اسپیرال نماید که این خط توانایی تولید صد هزار تن در سال، لوله‌های اسپیرال را دارا می‌باشد. شرکت در سال ۱۳۸۱ اقدام به خرید تجهیزات تولید لوله‌های با قطر زیاد به روش درز جوش مستقیم از شرکت HAEUSLER سوئیس نمود و توانست خط تولیدی این نوع لوله را در اواخر سال ۱۳۸۱ به مرحله بهره‌برداری برساند.

۶-۱-۳- شرکت لوله‌سازی سدید

این شرکت در سال ۱۳۷۳ با عنوان شرکت لوله و پروفیل سدید در تهران تأسیس گردید. با توجه به افزایش تقاضای لوله‌های گاز و نفت، شرکت لوله‌سازی ماهشهر متعلق به گروه صنعتی سدید با سرمایه‌ای معادل ۵۵۰ میلیارد ریال به منظور تأمین لوله‌های مورد نیاز پروژه‌های صنعت نفت و گاز کشور در منطقه ویژه اقتصادی پتروشیمی در ماهشهر، در زمینی به مساحت ۱۸ هکتار در سال ۱۳۸۱ به بهره‌برداری رسید. با راه اندازی این خط ظرفیت اسمی این مجتمع به ۴۰۰ هزار تن در سال افزایش یافت.

۶-۲- ستانده صنعت

ستانده صنعت لوله‌سازی برای بنگاه‌های مورد بررسی در جدول زیر آمده است.

جدول (۱): تولیدات داخلی کشور (ارقام به تن)

سال	لوله‌سازی اهواز	لوله‌سازی صفا	لوله‌سازی سدید
۱۳۷۵	۱۵۹۰۰۰	۵۱۰۰۰	۴۵۰۰۰
۱۳۷۶	۱۵۱۰۰۰	۵۳۰۰۰	۴۲۰۰۰
۱۳۷۷	۱۳۷۰۰۰	۶۰۰۰۰	۵۶۰۰۰
۱۳۷۸	۲۰۶۰۰۰	۶۷۰۰۰	۵۸۰۰۰
۱۳۷۹	۲۸۶۰۰۰	۷۱۰۰۰	۶۶۰۰۰
۱۳۸۰	۲۰۵۰۰۰	۸۵۰۰۰	۸۲۰۰۰
۱۳۸۱	۱۸۰۰۰۰	۸۲۰۰۰	۵۶۰۰۰
۱۳۸۲	۲۷۱۰۰۰	۹۷۰۰۰	۷۶۰۰۰
۱۳۸۳	۲۳۵۰۰۰	۸۰۰۰۰	۸۱۰۰۰
۱۳۸۴	۲۶۵۰۰۰	۱۶۰۰۰۰	۸۵۰۰۰
۱۳۸۵	۳۱۵۰۰۰	۱۷۰۰۰۰	۱۱۰۰۰۰
۱۳۸۶	۳۲۳۰۰۰	۲۱۵۰۰۰	۱۵۸۰۰۰
۱۳۸۷	۱۵۳۰۰۰	۱۲۳۰۰۰	۱۳۵۰۰۰
۱۳۸۸	۱۶۱۰۰۰	۱۴۵۰۰۰	۱۳۸۰۰۰
۱۳۸۹	۱۷۱۰۰۰	۱۵۶۰۰۰	۱۴۲۰۰۰

منبع: معاونت تولید بنگاه‌های تولیدکننده لوله

۶-۳- نهاده‌های تولید

نهاده‌های این صنعت شامل نیروی انسانی، سرمایه و مواد خام می‌باشد. در ادامه به شرح آن‌ها پرداخته می‌شود.

۶-۳-۱- نیروی انسانی

با توجه به چارت پرسنلی موجود در شرکت‌های لوله‌ساز که در آن از کارگر ساده تا کارشناسان فنی با رتبه‌های متفاوت وجود دارند و به دلیل اینکه اثر هر کدام از افراد بر تولید متفاوت است. بنابراین شاغلین در این صنعت به دو دسته دارای تحصیلات دانشگاهی (دارندگان مدارک کاردانی به بالا)، تحت عنوان نیروی انسانی متخصص و فاقد تحصیلات دانشگاهی، تحت عنوان نیروی انسانی غیرمتخصص تقسیم‌بندی شده‌اند.

جدول (۲): نیروی انسانی شاغل (ارقام به نفر)

سال	لوله‌سازی اهواز		لوله‌سازی صفا		لوله‌سازی سدید	
	متخصص	غیرمتخصص	متخصص	غیرمتخصص	متخصص	غیرمتخصص
۱۳۷۵	۲۰۱	۱۰۰۲	۷۰	۴۸۲	۹۲	۵۲۳
۱۳۷۶	۲۱۲	۱۰۴۷	۷۱	۵۰۱	۹۲	۵۳۱
۱۳۷۷	۲۲۵	۱۰۳۱	۷۶	۵۲۸	۱۰۳	۵۴۵
۱۳۷۸	۲۴۱	۱۲۸۳	۷۸	۵۴۱	۱۰۴	۵۵۰
۱۳۷۹	۲۷۲	۱۳۳۶	۸۱	۵۴۵	۱۱۵	۵۶۲
۱۳۸۰	۲۶۸	۱۳۳۸	۸۹	۵۴۵	۱۲۱	۵۹۰
۱۳۸۱	۲۸۱	۱۳۳۳	۹۶	۵۵۲	۱۲۰	۵۶۵
۱۳۸۲	۳۰۱	۱۲۹۸	۹۶	۵۴۷	۱۲۷	۵۷۸
۱۳۸۳	۳۱۶	۱۳۶۰	۱۲۳	۶۰۸	۱۴۰	۵۹۸
۱۳۸۴	۳۲۳	۱۴۲۱	۱۲۷	۶۱۱	۱۴۱	۶۰۳
۱۳۸۵	۳۳۸	۱۴۳۸	۱۲۷	۶۱۵	۱۵۲	۶۲۸
۱۳۸۶	۳۴۱	۱۴۴۵	۱۴۱	۶۳۰	۱۵۹	۶۷۹
۱۳۸۷	۳۴۰	۱۳۲۱	۱۳۸	۵۹۰	۱۵۹	۶۵۰
۱۳۸۸	۳۴۷	۱۳۱۸	۱۴۴	۵۹۸	۱۶۸	۶۳۸
۱۳۸۹	۳۵۸	۱۳۳۱	۱۴۷	۶۰۳	۱۷۳	۶۳۷

منبع: معاونت نیروی انسانی بنگاه‌های تولیدکننده لوله

۶-۳-۲- سرمایه

یکی از مهم‌ترین عوامل در فرآیند رشد و توسعه اقتصادی کشورها، عامل سرمایه است. موجودی سرمایه به مفهوم مجموع کالاهای سرمایه‌ای است که با یک معیار سنجش واحد اندازه‌گیری می‌شوند. به سخن دیگر، کالاهای سرمایه‌ای، از قبیل کارخانه‌ها، ماشین‌آلات، جاده‌ها، وقتی با یک واحد اندازه‌گیری مشترک تبدیل و با هم جمع شوند، ملاکی از موجودی سرمایه فیزیکی جامعه به دست می‌دهند. از سوی دیگر، نهاده موجودی سرمایه، یکی از مهم‌ترین عوامل تولید در فرآیند برآورد تابع تولید می‌باشد.

در این پژوهش از رابطه زیر جهت تعدیل موجودی سرمایه استفاده شده است:

$$Kt = (1 - P)Kt - 1 + It \quad (۴)$$

که در این رابطه  $K_0$  (سرمایه اولیه)، برابر با میزان سرمایه‌گذاری در شروع بهره‌برداری هر کدام از بنگاه‌ها است. به عنوان مثال، برای شرکت لوله‌سازی اهواز، مقدار  $K_0$  برابر با مجموع سرمایه‌گذاری‌های انجام شده در سال ۱۳۴۶ می‌باشد. از آنجایی که در تابع تولید می‌بایست ارزش سرمایه واقعی و نه ارزش دفتری، در محاسبات لحاظ گردد. لذا با توجه به بررسی‌های به عمل آمده و همچنین محاسبه با خبرگان صنعت لوله‌های گاز و نفت، نرخ استهلاک به میزان ۵ درصد در نظر گرفته شده است. که این نرخ استهلاک، با برآوردهای انجام شده برای بخش صنعت و معدن توسط سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی (۴/۷٪) تطابق دارد (امینی، ۱۳۸۴: ۵۳/۹۰).

بنابراین سرمایه بر اساس نرخ استهلاک کاهش می‌شود و با توجه به نرخ تورم سیر صعودی پیدا می‌کند. داده‌های متغیرهای موجودی سرمایه با استفاده از میزان سرمایه‌گذاری اولیه و سری زمانی میزان سرمایه‌گذاری در هر سال و با توجه به شاخص قیمت ماشین‌آلات به قیمت سال پایه (۱۳۷۶)، ایجاد گردیده سپس سری زمانی موجودی سرمایه به صورت سرمایه مولد سال بعد تبدیل شده است.

جدول (۳): سرمایه در سال‌های مختلف (ارقام به میلیون ریال)

سال	لوله‌سازی اهواز	لوله‌سازی صفا	لوله‌سازی سدید
۱۳۷۵	۳۶۱۲۵۶	۲۰۲۴۳۷	۲۴۲۲۷۴
۱۳۷۶	۴۱۱۳۵۴	۲۱۶۱۸۵	۲۴۳۱۳۵
۱۳۷۷	۴۴۸۲۸۹	۲۲۳۵۵۲	۲۸۳۲۱۲
۱۳۷۸	۵۵۰۰۶۹	۲۴۱۸۵۷	۳۰۱۰۱۲
۱۳۷۹	۵۸۹۸۸۷	۲۷۳۱۳۲	۳۸۹۵۰۴
۱۳۸۰	۶۲۱۵۲۴	۳۰۱۴۵۲	۴۷۳۰۱۳
۱۳۸۱	۷۶۳۷۰۷	۳۷۴۱۲۵	۴۸۲۲۵۳
۱۳۸۲	۹۰۳۳۵۲	۳۶۷۲۷۳	۴۸۱۱۵۴
۱۳۸۳	۱۰۱۱۷۵۵	۴۲۷۸۷۵	۵۱۲۷۵۲
۱۳۸۴	۱۱۳۳۱۶۵	۶۲۵۱۷۳	۵۲۷۲۱۳
۱۳۸۵	۱۲۶۹۱۴۵	۸۷۵۲۱۳	۶۰۳۰۱۲
۱۳۸۶	۱۴۲۱۴۴۲	۹۲۱۲۷۳	۸۱۵۲۷۳
۱۳۸۷	۱۵۹۲۰۱۶	۹۳۲۱۸۳	۸۳۷۴۷۳
۱۳۸۸	۱۷۱۹۳۷۷	۱۰۲۵۴۰۱	۸۷۹۳۴۷
۱۳۸۹	۱۷۷۰۹۵۸	۱۰۹۷۱۷۹	۹۳۲۱۰۷

منبع: محاسبات پژوهش

۶-۳-۳- مواد خام مصرفی

مواد اولیه کارخانه‌های لوله‌سازی به صورت ورق یا کویل می‌باشند که معمولاً از کشورهای آلمان، روسیه، چین و هندوستان وارد می‌شوند و همچنین کویل‌های مورد نیاز علاوه بر خارج کشور از شرکت فولاد مبارکه نیز تهیه می‌گردند.

جدول (۴): مواد خام مصرفی (ارقام به تن)

سال	لوله‌سازی اهواز	لوله‌سازی صفا	لوله‌سازی سدید
۱۳۷۵	۱۷۳۰۰۰	۵۴۰۰۰	۴۸۰۰۰
۱۳۷۶	۱۶۳۰۰۰	۵۶۰۰۰	۴۵۰۰۰
۱۳۷۷	۱۴۷۰۰۰	۶۴۰۰۰	۶۰۰۰۰
۱۳۷۸	۲۱۹۰۰۰	۷۰۰۰۰	۶۱۰۰۰
۱۳۷۹	۳۰۴۰۰۰	۷۴۰۰۰	۶۹۰۰۰
۱۳۸۰	۲۱۶۰۰۰	۹۰۰۰۰	۸۵۰۰۰
۱۳۸۱	۱۸۹۰۰۰	۸۶۰۰۰	۵۸۰۰۰
۱۳۸۲	۲۸۵۰۰۰	۱۰۱۰۰۰	۷۹۰۰۰
۱۳۸۳	۲۴۴۰۰۰	۸۳۰۰۰	۸۴۰۰۰
۱۳۸۴	۲۷۶۰۰۰	۱۶۶۰۰۰	۸۸۰۰۰
۱۳۸۵	۳۲۸۰۰۰	۱۷۷۰۰۰	۱۱۵۰۰۰
۱۳۸۶	۳۳۴۰۰۰	۲۲۲۰۰۰	۱۶۴۰۰۰
۱۳۸۷	۱۵۸۰۰۰	۱۲۷۰۰۰	۱۴۰۰۰۰
۱۳۸۸	۱۶۶۰۰۰	۱۵۰۰۰۰	۱۴۳۰۰۰
۱۳۸۹	۱۷۶۰۰۰	۱۶۱۰۰۰	۱۴۷۰۰۰

منبع: معاونت تولید بنگاه‌های تولیدکننده لوله

۶-۴- تصریح مدل مرزی تصادفی

روش مرزی تصادفی یک روش پارامتریک مبتنی بر آزمون فرضیات آماری است برای برآورد کارایی فنی، در این روش قبل از هر چیز باید فرم تابع تولید مشخص شود. بدین منظور در اقتصاد از توابع تولید مختلف استفاده شده است. در مطالعات تجربی اخیر به‌رغم توجه خاص به تابع کاب - داگلاس، از تابع تولید ترانسلوگ استفاده بیشتری گردیده و این تابع با توجه به ویژگی‌های انعطاف پذیرش به عنوان پیش فرض در بسیاری از مطالعات تجربی پذیرفته شده است. اما در این مطالعه هیچ‌گونه پیش فرضی در مورد فرم تابعی مناسب انجام نشده است و با استفاده از آزمون‌های آماری لازم از جمله آزمون  $X^2$  (کای دو) و آزمون  $F$  حداقل مربعات مقید و آزمون نسبت حداکثر راستنمایی تعمیم یافته فرم تابعی مناسب انتخاب گردید.

بنابراین در ابتدا تابع تولید مرزی تصادفی صنعت لوله‌های گاز و نفت به فرم ترانسلوگ (معادله ۵) در نظر گرفته شده، سپس با انجام آزمون‌های ساختاری فرم مناسب انتخاب گردیده است.

$$\begin{aligned} \ln y_i = & \beta_0 + \beta_1 \ln(k_i) + \beta_2 \ln(l_i) + \beta_3 \ln(H_i) + \beta_4 \ln(M_i) \\ & + \beta_6 \ln(K_i)^2 + \beta_5 \ln(l_i)^2 + \beta_7 \ln(H_i)^2 + \beta_8 \ln(M_i)^2 \\ & + \beta_9 \ln(k_i) \ln(l_i) + \beta_{10} \ln(k_i) \ln(H_i) + \beta_{11} \ln(H_i) \ln(l_i) \\ & + \beta_{12} \ln(k_i) \ln(M_i) + \beta_{13} \ln(L_i) \ln(M_i) \\ & + \beta_{14} \ln(H_i) \ln(M_i) + (V_i - U_i) \end{aligned} \quad (5)$$

که در آن،

$y_i$ : ستانده بنگاه در سال  $i$ ، به عنوان متغیر وابسته؛

$k_i$ : نهاد سرمایه بنگاه در سال  $i$ ؛

$L_i$ : نهاد نیروی کار غیرمتخصص بنگاه در سال  $i$ ؛

$H_i$ : نهاد نیروی کار متخصص بنگاه در سال  $i$ ؛

$M_i$ : نهاد مواد خام مصرفی بنگاه در سال  $i$ .

#### ۵-۶- آزمون فرضیات فرم ساختاری

دو فرم اصلی توابع عملکرد در اقتصاد و مخصوصاً در سال‌های اخیر که بارها به منظور برآورد تابع تولید یا کارایی استفاده شده است، توابع تولید کاب - داگلاس و ترانسلوگ می‌باشند. بنابراین یکی از فرضیات این مطالعه به منظور شناخت فرم تابعی مناسب به صورت زیر است:

فرضیه اول:

$$H_0: \beta_5 = \beta_6 = \beta_7 = \beta_8 = \beta_9 = \beta_{10} = \beta_{11} = \beta_{12} = \beta_{13} = \beta_{14} = 0$$

صورت  $H_1$ : فرضیه آلترناتیو در صورتی که فرضیه صفر پذیرفته شود می‌توان حکم به انتخاب فرم تابع کاب - داگلاس کرد و در صورتی که این فرضیه به نفع فرض رقیب رد شود. فرم تابع مناسب، فرم ترانسلوگ خواهد بود. علاوه بر این فرضیه، فرضیه دیگری نیز به صورت زیر در نظر گرفته شده است:

فرضیه دوم:

$$H_0: \gamma = 0$$

$$H_1: \gamma \neq 0$$

فرضیه صفر بیان می‌کند که آثار ناکارایی فنی سیستماتیک صفر است و هر بنگاه بر روی مرز عمل می‌کند به عبارت دیگر ناکارایی فنی - قطعی و تصادفی وجود ندارد. اگر فرضیه صفر پذیرفته شود عبارت  $U_i$  را می‌توان از مدل برداشت و روش OLS را بهتر از روش حداکثر راستنمایی دانست. اما اگر فرض  $H_0$  رد شود، روش MLE برای تخمین بهتر از روش حداقل مربعات معمولی است.

جهت آزمون فرضیات از آماره نسبت راستنمایی تعمیم یافته (LR) استفاده شده است. طبق این آزمون،  $\lambda$  به وسیله رابطه زیر تعیین می‌شود:

$$\lambda = -2 \{ \ln[L(H0)/L(H1)] \} = -2 \{ \ln[l(H0)] - \ln[l(H1)] \} \quad (۶)$$

که مقادیر  $L(H0)$  و  $L(H1)$ ، مقادیر تابع راستنمایی تحت فرض صفر و آلترناتیو را نشان می‌دهند. در فرضیه دوم  $\lambda$  دارای توزیع مختلط  $X^2$  (کای دو) است. مقادیر ممکن  $X^2$  مختلط را کوچه و پالم در سال ۱۹۸۶<sup>۲</sup> تهیه کرده‌اند.

به منظور آزمون فرضیه اول از آماره  $X^2$  استاندارد استفاده شده است. برای آزمون فرضیه اول (فرم کاب داگلاس یا ترانسلوگ) هر دو تابع از طریق برنامه Frontier جداگانه مورد تخمین قرار گرفتند. این برنامه مقادیر نسبت LR را به ترتیب برای توابع مرزی کاب داگلاس و ترانسلوگ به ترتیب  $۵/۴۷$  و  $۳/۲۸$  محاسبه نموده است. مقدار آزمون نسبت راستنمایی تعمیم یافته به منظور آزمون فرضیه  $H_0: \beta_5 = \beta_6 = \beta_7 = \beta_8 = \beta_9 = \beta_{10} = \beta_{11} = \beta_{12} = \beta_{13} = \beta_{14} = 0$  به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$\lambda = -2[-5/47 - (-3/28)] = 4/38 \quad (۷)$$

مقدار بحرانی توزیع کای دو با درجه آزادی برابر با تعداد محدودیت‌ها از جدول مربوطه، در سطح معنی داری ۵ درصد برابر  $۱۸/۳$  می‌باشد. که بیشتر از LR محاسبه شده است. بنابراین فرضیه  $H_0$  رد نشده و از این رو فرم تبعی کاب داگلاس برای مدل مرزی تصادفی مناسب می‌باشد.

برای آزمون فرضیه دوم ( $H_0: \gamma = 0$  در مقابل  $H_1: \gamma \neq 0$ ) نتایج برنامه Frontier، لگاریتم تابع راستنمایی خطای یکطرفه<sup>۳</sup> برای مدل مرزی تصادفی برابر  $۵/۴۷$  و برای روش OLS معادل  $۱۱/۴۸$  به دست آمده است. آماره نسبت راستنمایی تعمیم یافته به منظور آزمون نبود آثار ناکارایی فنی (LR) به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$\lambda = LR = -2[-11/48 - (-5/47)] = 12/02 \quad (۸)$$

که مقدار بحرانی بر اساس جدول کوچه و پالم و با درجه آزادی معادل تعداد محدودیت‌های اعمال شده و در سطح معنی داری ۵ درصد برابر با  $۱۰/۳۷$  می‌باشد و کمتر از LR محاسبه شده در مدل است. از این رو فرضیه صفر یعنی نبود آثار ناکارایی با قوت بیشتری رد می‌شود. نتایج تخمین مدل در جداول ۵ و ۶ آورده شده است.

---

1. Generalized likelihood Ratio test  
2. Koode & Palm  
3. LR test of one – side error



جدول (۵): نتایج برآورد مدل (۱) بتیس و کولی (۱۹۹۲)، اندازه‌گیری کارایی (به روش SFA)

پارامتر	توضیح	برآورد	آماره t
$\beta_0$	عرض از مبدا	۴/۸	۲/۴۸
$\beta_1$	Lk = Log (سرمایه)	۰ / ۱۱۲	۲/۲۷
$\beta_2$	LL = Log (نیروی کار غیرمتخصص)	-۰ / ۰۸۴	-۲/۷
$\beta_3$	LH = Log (نیروی کار متخصص)	۰ / ۱۸۳	۳/۰۳
$\beta_4$	LM = Log (مواد خام مصرفی)	۰ / ۴۲	۴/۶۵
Gamma	میزان اعتبار برآورد مرزی تصادفی	۰ / ۳۸۷	۵/۸۷
Eta	رابطه کارایی با زمان	۰ / ۰۶۱	۲/۵۲
MU		۰ / ۲۶	۱/۶۵
Log Likelihood function = -5/47			

منبع: محاسبات پژوهش

جدول (۶): روند کارایی اقتصادی بنگاه‌های تولیدکننده لوله‌های نفت و گاز (درصد)

سال	لوله‌سازی اهواز	لوله‌سازی صفا	لوله‌سازی سدید	میانگین صنعت
۱۳۷۵	۷۳/۱۸	۴۷/۱۳	۴۰/۴	۵۳/۵۷
۱۳۷۶	۷۴/۰۵	۴۹/۰۸	۴۲/۳۸	۵۵/۱۷
۱۳۷۷	۷۵/۳۶	۵۱/۰۲	۴۴/۳۴	۵۶/۹۰
۱۳۷۸	۷۶/۴۳	۵۳/۱۱	۴۶/۱۷	۵۸/۵۷
۱۳۷۹	۷۷/۴۳	۵۵/۲۷	۴۸/۱۶	۶۰/۲۸
۱۳۸۰	۷۸/۱۵	۵۷/۳۴	۵۰/۷۱	۶۲/۰۶
۱۳۸۱	۷۹/۳۵	۵۹/۱۹	۵۲/۱۱	۶۳/۵۵
۱۳۸۲	۸۰/۲۳	۶۱/۱۲	۵۴/۵۷	۶۵/۳۰
۱۳۸۳	۸۱/۰۷	۶۲/۵۸	۵۶/۱۷	۶۶/۶۰
۱۳۸۴	۸۱/۷۸	۶۴/۳۴	۵۸/۴۱	۶۸/۱۷
۱۳۸۵	۸۲/۴۴	۶۶/۱۰	۶۰/۲۱	۶۹/۵۸
۱۳۸۶	۸۳/۵۴	۶۷/۳۲	۶۲/۰۳	۷۰/۹۶
۱۳۸۷	۸۴/۱۵	۶۹/۱۴	۶۳/۷۷	۷۲/۳۵
۱۳۸۸	۸۴/۸۱	۷۰/۵۱	۶۵/۳۸	۷۳/۵۶
۱۳۸۹	۸۵/۴۲	۷۱/۷۸	۶۶/۹۶	۷۴/۷۲

منبع: محاسبات پژوهش

### نتیجه‌گیری

در این پژوهش داده‌های شرکت‌های لوله‌سازی اهواز، لوله‌سازی صفا و لوله‌سازی سدید به عنوان بنگاه‌های فعال در صنعت لوله‌های گاز و نفت به منظور برآورد تابع تولید به روش مرزی تصادفی مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت. روش مرزی تصادفی یک روش پارامتریک مبتنی بر آزمون فرضیات آماری برای برآورد کارایی فنی است؛ در این روش قبل از هر چیز باید فرم تابع تولید مشخص شود. بدین منظور در اقتصاد از توابع تولید مختلف استفاده شده است. در مطالعات تجربی اخیر به‌رغم توجه خاص به تابع کاب - داگلاس، از تابع تولید ترانسلوگ استفاده بیشتری گردیده و این تابع با توجه به ویژگی‌های انعطاف پذیرش به عنوان پیش فرض در بسیاری از مطالعات تجربی پذیرفته شده است. اما در این مطالعه هیچ‌گونه پیش فرض در مورد فرم تابعی مناسب انجام نشد و با استفاده از آزمون‌های آماری لازم از جمله آزمون  $X^2$  (کای دو) و آزمون  $F$  حداقل مربعات مقید و آزمون نسبت حداکثر راستنمایی تعمیم یافته فرم تابعی مناسب انتخاب گردید.

نتایج آزمون‌ها حاکی است که برای تابع تولید صنعت لوله‌سازی فرم کاب - داگلاس بهتر می‌تواند تابع تولید را توضیح دهد. همچنین آماره نسبت راستنمایی تعمیم یافته به منظور بررسی، وجود آثار ناکارایی فنی محاسبه گردید و نتیجه به دست آمده دلالت بر وجود آثار ناکارایی فنی در این صنعت می‌باشد.

بر مبنای داده‌های تحقیق و نتایج به دست آمده از تخمین مدل و آزمون‌های مربوط به مدل تحقیق می‌توان به موارد و یافته‌های زیر اشاره کرد:

الف - متوسط کارایی فنی در سه بنگاه فعال در صنعت به میزان  $64/75$  درصد برآورد گردید. این رقم نشان می‌دهد که برنامه‌ریزان و مجریان بخش صنعت لوله‌سازی می‌توانند امیدوار باشند با همکاری فعالان این صنعت و با اجرای برنامه‌ها و اعمال مدیریت اصولی در زمینه‌های مختلف، کارایی در این صنعت به میزان  $35/25$  درصد قابل ارتقاء می‌باشد. بنابراین فرضیه اول تحقیق که بیان می‌نمود تولیدکنندگان لوله‌های گاز و نفت بر روی مرز تولید فعالیت می‌نمایند رد می‌گردد.

ب - با توجه به نتایج به دست آمده در این تحقیق میانگین کارایی فنی صنعت از  $53/57$  درصد در سال  $1375$  با یک روند صعودی به  $74/72$  درصد در سال  $1389$  افزایش یافته است. بنابراین فرضیه دوم تحقیق مورد تأیید قرار می‌گیرد. از دلایل صعودی بودن کارایی فنی صنعت می‌توان به افزایش قیمت نفت و به تبع آن افزایش میزان سرمایه‌گذاری‌های انجام پذیرفته در صنعت گاز و نفت (به خصوص پروژه‌های پارس جنوبی) و نیاز به لوله‌های انتقال طی این سال‌ها اشاره کرد.

ج- از نظر بالا بودن کارایی فنی صنعت لوله‌های گاز و نفت، رده بندی سه بنگاه مورد مطالعه عبارت است از: ۱- لوله‌سازی اهواز با  $79/83$  درصد؛ ۲- لوله‌سازی صفا با  $60/34$  درصد؛ ۳- لوله‌سازی سدید با  $54/12$  درصد.

با توجه به نتایج به دست آمده از تحقیق پیشنهاد می‌گردد که سیاست‌گذاران اقتصادی برای افزایش کارایی فنی این صنعت برنامه‌های زیر را دنبال نمایند.

صادرات به کشورهای منطقه؛ بهبود وضعیت بنگاه‌های فعلی با افزایش راندمان زمان؛ بهبود عملکرد ماشین‌آلات و تجهیزات؛ افزایش بهره‌وری نیروی انسانی؛ کاهش هزینه‌های تولید از طریق بهبود روش‌ها و تکنولوژی تولید.

## منابع

### الف- فارسی

۱. امامی میدی، علی: *اصول اندازه‌گیری کارایی و بهره‌وری (علمی کاربردی)*، مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی، تهران، ۱۳۷۹.
۲. امینی، علیرضا؛ نشاط، حاجی محمد؛ «برآورد سری زمانی موجودی سرمایه در اقتصاد ایران طی دوره زمانی ۱۳۸۱-۱۳۳۸»، مجله برنامه و بودجه، ۱۳۸۴، شماره ۹۰.
۳. حاجیانی، پرویز و همکاران؛ «بررسی کارایی فنی ناوگان صید میگوی خلیج فارس: مطالعه موردی استان بوشهر»، فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه، ۱۳۸۳، شماره ۵۲.
۴. خدادکاشی، فرهاد؛ توسلی، مهدی؛ «تخمین کارایی فنی بانک کشاورزی با استفاده از تابع مرزی تصادفی»، فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، ۱۳۹۱، شماره ۶۱.
۵. رحیمی سوره، صادق؛ صادقی، حسین؛ «محاسبه و تحلیل عوامل مؤثر در کارایی تولید طرح‌های مرتع‌داری واگذار شده (خصوصی‌سازی مراتع): مطالعه موردی استان‌های خراسان، یزد و آذربایجان غربی»، فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه، ویژه‌نامه سال سیزدهم، مؤسسه پژوهش‌های برنامه‌ریزی و اقتصاد کشاورزی، ۱۳۸۴.
۶. زارع، شجاعت؛ «اقتصاد تولید و کارایی انگور کاران استان خراسان: مطالعه موردی شهرستان کاشمر»، فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه، ویژه‌نامه سال سیزدهم، مؤسسه پژوهش‌های برنامه‌ریزی و اقتصاد کشاورزی، ۱۳۸۴.
۷. سیدان، محسن؛ «بررسی عوامل مؤثر بر عدم کارایی فنی بهره‌برداران سیرکار: مطالعه موردی در استان همدان»، مجله پژوهش و سازندگی، ۱۳۸۳، شماره ۶۴.

### ب- لاتین

8. Afriat, S; 1972, "Efficiency estimation of production functions", International Economic Review, Vol. 13.3, PP. 568-598.
9. Aigner, D.C., A.K. Lovell and P. Schmidt; 1977, "formulation and estimation of stochastic frontier production function models", Journal of econometrics, Vol. 6, PP. 21-37.
10. Aigner, D.C., A.K. Lovell and P. Schmidt; 1977, "Formulation and estimation of stochastic frontier production function models", Journal of econometrics, Vol. 6, PP. 21-37.

11. Banker, R.D. Charnes, A. and Cooper, W.; 1984, "Some models for estimating technical and scale inefficiencies in data envelopment analysis", *Management Science*, Vol. 30, PP. 1078-1092.
12. Battese, G.E., A. Heshmati, and L.Hjalmarsson; 1998, "Efficiency of labor use in the Swedish banking industry : A stochastic frontier approach", CEPA working paper 98/06, Department of economics, university of new England, Armidate.
13. Boles, J.N.; 1966, "Efficiency squared- efficient computation of efficiency indexes", *Proceedings of the Thirty Ninth Annual Meeting of the Western Farm Economics Association*, PP.137-142.
14. Charnes, A. Cooper, W.W. and Rhoades, E; 1978, "Measuring the efficiency of decision making units", *European Journal of operational Research*, Vol. 2, PP. 429-441.
15. Coelli, T.J. & Perelman, S; 1996, "A comparison of parametric and non parametric distance functions: With Application to European Railways", *Crepp Discussion paper no. 96/11*, University of Liege, liege.
16. Coelli, T. J; 1996, "A Guide to Frontier Version 4.1: A computer program for frontier production function estimation", *CEPA Working Paper 96/07*, Department of Econometrics, University of New England Armidale.
17. Debreu, G; 1951, "The Coefficient of Resource Utilization", *Econometric*, vol. 19:3, PP. 273-290.
18. Farrell, M. J; 1957, "The measurement of productive efficiency", *Journal of the Royal Statistical Society. Series A, CXX*, Part 3. PP.253-290.
19. Ferrier, C.D, Lovell, C.A.h; 1990, "Measuring cost efficiency in banking", *Journal of econometrics*, Vol. 496 (1-2), pp. 229-245.
20. Fires, S. & Taki, A; 2004, "cost Efficiency of banks in transition: evidence from 289 banks in 15 post-communist countries", *Journal of econometric*, pp.1-19.
21. Green, W; 1997, "Frontier production functions" In *handbook of applied econometrics*, (Volum II: Microeconomics), Hashem Pesaran, M. and Schmidt, P., Blackwell pub. Ltd., USA, PP.81-166.
22. Koode, D.A. and F.C.Palm; 1986, "Wald criteria for jointly testing equality and inequality restrictions", *Econometric*, Vol .54 (5), PP. 1243-1248.
23. Koopmans, T.C; 1951, "An Analysis of production as an Efficient Combination of Activities", In T.C. Koopmans (Ed.) *Activity Analysis of production and Allocation* Cowles Commission for Research in Economics Monograph, Wiley, New York. of the Royal Statistical Society, Series A, CXX, No. 13, Part 3, PP. 253-290.
24. Lopes, R.J. & et al; 2008, "Efficiency analysis of the portuguese beam trawl fleet that targets the common prawn *palaemon serratus* (pennant)", *CEFAGE-UE working paper*.
25. Pitt, M.M. and Lee, L.F; 1981, "Measurement and sources of technical inefficiency in the indonesian weaving Industry", *Journal of Development Economics*, 1981, Vol, 9, PP. 43-64.
26. Sohail, N. & et al; 2012, "Estimation of technical efficiency and investigation of efficiency variables in wheat production: A case of district Sargodha (Pakistan)", *Interdisciplinary Journal of Contemporary Research in business*, vol. 3, PP.897-904.
27. Tongzon, J. & Heng, WU; 2005, "port privatization, efficiency and competitiveness: some Empirical evidence from container parts (terminals)", *transportation research*, part A, 39.
28. Tung, pbv; 2010, "Technical efficiency of improved extensive shrimp farming in ca mau province Vietnam", *Masters Thesis in Fisheries and Aquaculture Management and Economics*, University of Troms.