

تخمین تابع تولید شرکت بهره‌برداری نفت و گاز مارون

تاریخ دریافت: ۱۳۹۲/۱۱/۱۴

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۴/۹/۲۵

از صفحه ۱۱۵ تا صفحه ۱۳۲

چکیده

این تحقیق بر آن است تا یک مدل عملی در خصوص برآورد ضرایب کشش عوامل تولید نفت که دارای ویژگی‌های خاص خود هستند را ارائه نماید. تخمین تابع تولید در صنعت نفت به دلیل

نقش گسترده نفت در تولید ناخالص ملی و درآمد ملی از اهمیت بالایی برخوردار است. در این راستا، شرکت بهره‌برداری نفت و گاز مارون که تولیدکننده ۱۵ درصد نفت کشور می‌باشد به عنوان موضوع پژوهش انتخاب و تابع تولید آن طی دوره ۱۳۶۸-۱۳۸۸ تخمین زده شده است. برای این کار ابتدا، متغیرهای مورد مطالعه از نظر پایداری با آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته مورد آزمون قرار گرفتند. سپس با استفاده از روش همجمعی انگل-گرنجر الگوی تصحیح خطا برآورد شد. نتایج حاصل نشان داد که در طول دوره مورد بررسی شکل تابع به صورت کاب-داگلاس است. کشش نیروی کار ۰/۶۶، کشش سرمایه ۰/۳۱ و کشش انرژی ۰/۶۱ می‌باشد. نتیجه آزمون Wald نشان داد که بازده نسبت به مقیاس افزایشی و برابر با ۱/۵۹۶ است.

علی اصغر اسفندیاری
استادیار گروه اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی
واحد علوم و تحقیقات خوزستان.

گل شید اخگر
کارشناس ارشد توسعه اقتصادی و برنامه
ریزی دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و
تحقیقات خوزستان.

Golshid.akhgar@yahoo.com

کلیدواژه:

تابع تولید، نفت و گاز، همجمعی
انگل-گرنجر.

طبقه‌بندی:

JEL:24D

۱. مقدمه

اهمیت نفت و همچنین تابع تولید بر هیچ عضوی از خانواده اقتصاد و به خصوص اقتصاد توسعه و انرژی پوشیده نیست. شناخت تابع تولید نفت و برآورد کثش عوامل تولید نیز از جنبه‌های مختلفی حائز اهمیت است که بخشی از مهم‌ترین آن‌ها عبارتند از: اولاً برآورد تابع تولید دارای اهمیت ذاتی است چرا که در تعیین ظرفیت‌های بالقوه تولید و مقادیر عددی بسیاری از کمیت‌های مهم اقتصادی همانند کثش تولید نسبت به نهاده‌های نیروی کار، سرمایه، انرژی و نیز بازدهی نسبت به مقیاس اهمیت اساسی را دارا می‌باشد. ثانیاً از این طریق، می‌توان اطلاعات مفیدی را در رابطه با تابع هزینه بدست آورد. به خصوص این که یک روش پیشنهادی برای محاسبه هزینه نهایی برای استفاده در بحث قیمت‌گذاری رمزی، استفاده از تابع تولید نفت و ضریب بازدهی نسبت به مقیاس است. ثالثاً سبب شناخت در مورد وضع موجود و پیش‌بینی نیازها و ظرفیت‌های لازم در آینده می‌گردد.

آنچه به صنعت نفت اهمیت روزافزون بخشیده این است که تأمین انرژی مورد نیاز از تولیدات این صنعت نسبت به سایر انرژی‌ها از نظر اقتصادی مقرون به صرفه است، زیرا دسترسی به آن‌ها راحت‌تر و قیمت ارزان‌تری دارند و به همین دلیل است که از اول پیدایش نفت تا امروز، از سوخت نفت در مقایسه با سایر سوخت‌ها بیشتر استفاده شده است.

هدف اصلی مقاله حاضر، تخمین تابع تولید در شرکت بهره‌برداری نفت و گاز مارون است. با استفاده از تابع تولید برآورد شده، روابط بین عوامل مختلف تولید و مقدار تولید نفت و گاز بررسی و تفسیر می‌شود. افزون بر این، میزان تأثیر هر کدام از نهاده‌ها بر تولید، حساسیت تولید نسبت به هر یک از عوامل تولید بازده نسبت به مقیاس، مورد بررسی قرار می‌گیرد.

۲. معرفی شرکت بهره‌برداری نفت و گاز مارون

شرکت بهره‌برداری نفت و گاز مارون بر اساس سیاست‌ها و برنامه‌های وزارت نفت مبنی بر ایجاد کیفیت و تحول در نحوه اداره فعالیت‌های مبتنی بر سیاست شکل‌گیری بنگاه‌های اقتصادی و به منظور کارآیی و اثربخشی سازمان‌ها و هم‌چنین ایجاد بهره‌جویی از فن‌آوری و آمادہ‌سازی بستر لازم برای مدیریت در جهت ارتقاء سطح کیفی و کمی صنعت نفت به عنوان یکی از شرکت‌های فرعی تابعه شرکت ملی مناطق نفتخیز در تاریخ یکم فروردین ماه ۱۳۷۹ تشکیل گردید.

تأسیسات مرتبط با فرآورش نفت و گاز، نمک‌زدایی، تقویت فشار و تزریق گاز شرکت بهره‌برداری نفت و گاز مارون جمعاً مشتمل بر ۲۸ واحد است که شامل ۶ واحد بهره‌برداری، ۵ واحد نمک‌زدایی، ۸ واحد تقویت فشار گاز، ۲ واحد گاز و گازمایع، ۲ ایستگاه تزریق گاز در میادین نفتی، ۲ مجتمع تفکیک‌گر، ۱ واحد لخته‌گیر، ۱ واحد فرآورش مایعات گازی خامی و ۱ تلمبه‌خانه آب‌رسانی می‌باشد.

وجود بزرگ‌ترین تأسیسات تزریق گاز ایران و تأکید بر تولید صیانتی و همچنین راهبری میدان‌ها و مخازنی که از نظر پیچیدگی سرآمد مخازن نفتی دنیاست، مارون را به میدان آزمون مهارت‌ها و تخصص‌های

گوناگون مرتبط با نفت و گاز تبدیل کرده است.

۳. پیشینه تحقیق

در زمینه تخمین توابع تولید در بخش‌های مختلف اقتصاد، صنایع متعدد و بنگاه‌های گوناگون مطالعات فراوانی انجام شده است که در این بخش به برخی از آن‌ها اشاره می‌کنیم. آگنارسون^۱ و همکاران (۲۰۰۹)، در مطالعه‌ای به تخمین تابع تولید ناوگان‌های ماهی‌گیری ایسلند در دوره زمانی ۱۹۹۴-۱۹۸۹ با استفاده از تکنیک پانل دیتا و روش حداقل مربعات معمولی (OLS) اقدام نمودند. داده‌ها شامل مشاهدات سالانه مربوط به ۹ ناوگان ماهی‌گیری در دوره زمانی ۱۹۸۹-۱۹۹۴ می‌باشد و شامل داده‌های مربوط به خصوصیات کشتی‌ها (اندازه و طول کشتی، اندازه موتور و طول عمر موتور)، هزینه‌ها، میزان فروش‌ها و مقدار ماهی صید شده (گونه شاه‌ماهی کاپلین^۲ و شاه‌ماهی هرینگ^۳) برحسب واحد تن بود. بنا به اعلام انجمن شیلات، در آن سال‌ها در حدود ۴۰ قایق به عنوان ناوگان ماهی‌گیری طبقه‌بندی شدند. از این رو نمونه ما ۲۵٪ از جمعیت را شامل می‌شود. فرم تابع تولید تخمین زده شده به صورت زیر می‌باشد:

$$Y_{it} = B_0 + B_1 d_{it} + B_3 s_{it} + B_4 a_{it} + B_5 z_{it}^c + B_6 z_{it}^h + \varepsilon_{it}$$

که در آن:

Y : کل دریافتی هر کشتی از همه موجودات دریایی، d : نشانگر روزهایی است که کشتی‌ها در دریا بودند، h : اندازه موتور بر حسب واحد اسب بخار (HP)، S : اندازه کشتی با واحد GRT، a : عمر موتور، z^c : به ترتیب نشانگر سهم شاه‌ماهی هرینگ و شاه‌ماهی کاپلین و B : پارامترهای تخمین زده شده می‌باشند. نتایج تخمین به شرح زیر می‌باشد:

۱. پارامتر اندازه موتور بر خلاف انتظار، منفی می‌باشد و این بدین معنی است که کشتی‌های با موتور بزرگ نسبت به کشتی‌های با موتور کوچک، دارای قدرت دستیابی بیشتری به ماهی می‌باشند.
۲. پارامتر عمر موتور منفی است که دلالت بر اثر زیان‌آور یک موتور قدیمی بر کل دریافتی کشتی‌ها دارد.
۳. پارامتر سهم شاه‌ماهی هرینگ به‌طور معنی‌داری مثبت است، در حالی که اگر با نژاد کاپلین ترکیب شود معنی‌دار نمی‌باشد. این مطلب بیانگر این واقعیت است که اگر کشتی‌ها به‌طور معمولی اداره شوند، بیشتر محصول صید شده آن‌ها را شاه‌ماهی هرینگ تشکیل می‌دهد و شاه‌ماهی کاپلین درصد

1- Agnarsson

2- Capelin

3- Herring

کمی از صید آن‌ها را به خود اختصاص می‌دهد.

۴. به‌طور کلی سهمیه کل ماهی در هر سال بستگی زیادی به تخمین‌های حاصل از گونه‌های تخم ماهی‌ها دارد تا بتواند نتایج بدست آمده را توضیح دهد.

هالپرن ۱ و همکاران (۲۰۰۹)، به بررسی تأثیر واردات بر بهره‌وری در شرکت‌های تولیدی مجارستان طی سال‌های ۲۰۰۳-۱۹۹۲ با استفاده از تابع تولید کاب-داگلاس پرداختند. فرم تابع مورد نظر به صورت زیر می‌باشد:

$$Y = \Omega L^\alpha K^B \prod_{i=1}^N X_i^{\gamma_i} \quad (2)$$

که در آن: K: داده‌های سرمایه، L: داده‌های نیروی کار، Ω : ضریب TFP، γ : مقیاس تابع تولید در روند تولید است که جمع آن را به صورت $\gamma = \sum \gamma_i$ نشان می‌دهند. X_i ترکیبی از مقدار کالاهای خارجی (X_{iF}) و مقدار کالاهای داخلی (X_{iH}) می‌باشد و به صورت زیر محاسبه می‌شود.

$$X_i = \left[(B_i X_{iF})^{\frac{\theta-1}{\theta}} + X_{iH}^{\frac{\theta-1}{\theta}} \right]^{\frac{\theta}{\theta-1}} \quad (3)$$

در این فرمول، θ ، کشش جانشینی بین کالای خارجی و داخلی می‌باشد. نتایج حاصل نشان می‌دهد که: ۱- افزایش واردات تأثیر بسیاری بر بهبود بهره‌وری دارد. به طوری که افزایش سهم واردات کالاها از ۰ تا ۱۰۰٪، موجب افزایش بهره‌وری به میزان ۴۰٪ می‌شود و ۶۰٪ باقیمانده افزایش بهره‌وری، ناشی از جانشینی ناقص بین کالاها می‌باشد. به طوری که $\theta = 4/9$ می‌باشد که این به معنی کوچک بودن کشش جانشینی کالای داخلی و خارجی است.

۲- کاهش تعرفه واردات در این مطالعه تأثیر بسیاری بر بهبود بهره‌وری دارد که این امر موجب ورود شرکت‌های جدید به بازار کالاهای وارداتی می‌شود.

والرا مولیک و کابرال^۲ (۲۰۰۸)، به بررسی اثرات بهره‌وری نیروی کار و بهره‌وری کل عوامل تولید (TFP) بر اشتغال در ۲۵ صنعت تولیدی در کشور مکزیک با استفاده از تکنیک پانل دیتا و تابع تولید کاب-داگلاس طی دوره زمانی ۲۰۰۰-۱۹۸۴ اقدام نمودند. لازم به ذکر است که از میان ۲۸ صنعت، ۳ مورد یعنی کد ۳۵۴

1-Halpern

2- Varella Mollick and Cabral.

(محصولات گوناگون نفت و زغالسنگ)، کد ۳۲۳ (وسایل چرمی) و کد ۳۵۳ (پالایشگاه‌های نفت) به دلیل اثر منفی بر سرمایه ثابت حذف شدند و تنها ۲۵ صنعت مورد بررسی قرار گرفتند. نتایج مطالعه آنها نشان داد که افزایش بهره‌وری کل عوامل و بهره‌وری نیروی کار بر اشتغال صنایع با سرمایه کم مکزیکی اثر مثبت دارد و باید جهت بهبود وضعیت بهره‌وری در اشتغال از فاکتورهایی مانند افزایش دستمزد واقعی، سیکل‌کاری و اجرای نفتا^۱ استفاده شود. در صنایع با سرمایه بالا نتایج فوق عکس می‌باشد.

بوگل و قمیر^۲ (۲۰۰۶)، در مطالعه‌ای به تخمین تابع تولید برنج هیوند در منطقه مورانگ واقع در کشور نپال طی دوره زمانی ۲۰۰۲-۲۰۰۳ با استفاده از تابع تولید کاب-داگلاس و روش حداقل مربعات معمولی (OLS) پرداختند. جمعیت مورد مطالعه، ۳۵ نفر از کشاورزان نواحی رانجل، آمپاچی و تاکوا در منطقه مورانگ بودند که به دلیل مناسب بودن این نواحی جهت تولید برنج زمستانی، بدین منظور انتخاب شدند. داده‌های اولیه از طریق انجام یک سری مصاحبه‌های حضوری و پرسشنامه و گفتگوهای شخصی با آژانس‌های وابسته بدست آمد. نتایج مطالعه آنها نشان داد که: ۱- هر ۱٪ افزایش در ناحیه تولید برنج، تولید برنج را به میزان ۹۱٪ افزایش می‌دهد. ۲- هر ۱٪ افزایش در میزان پتاس به کار رفته و ساعت کاری تراکتور و میزان فسفر به کار رفته، تولید برنج را به میزان ۰/۳۳، ۰/۰۲، ۰/۰۲ درصد افزایش می‌دهد. ۳- هر ۱٪ افزایش در تعداد دفعات آبیاری برای ۱۰ بار، تولید را به میزان ۰/۳۶٪ و برای بیش از ۱۰ بار، تولید را به میزان ۰/۴۲٪ افزایش می‌دهد. ۴- به دلیل اثر منفی استفاده از نیتروژن بر تولید برنج، از فسفر و پتاس به میزان بیشتری استفاده می‌شود. همچنین به دلیل اثر ضعیف نیروی انسانی و گاو آهن، از تراکتور به علت صرفه‌جویی در وقت و هزینه استفاده می‌شود.

هادی زنون و بختیاری (۱۳۸۹)، در مطالعاتی به بررسی عوامل موثر بر اندازه‌گیری بهره‌وری عوامل تولید در شرکت کربن ایران طی دوره ۱۳۷۸-۱۳۸۷ با استفاده از روش تابع تولید کاب-داگلاس پرداخته‌اند. در این تابع متغیرهای توضیحی عبارتند از: نیروی کار ساده، نیروی کار متخصص، موجودی سرمایه و انرژی که به منظور رفع نامانایی موجود در داده‌ها، از تغییرات مرتبه اول آن‌ها در تخمین تابع تولید استفاده شده است. نتایج مطالعه آنها نشان داد که بهره‌وری نیروی کار ساده و متخصص، علی‌رغم نوسانات شدید، از رشد نسبی برخوردار بوده‌اند. بهره‌وری انرژی رشد قابل ملاحظه‌ای داشته؛ هر چند در حالیکه به دلیل استفاده بیشتر از ظرفیت ماشینآلات، بهره‌وری موجودی سرمایه مورد استفاده در فرآیند تولید افزایش یافته، اما بهره‌وری کل موجودی سرمایه به شدت در حال کاهش است.

قلمباز (۱۳۸۸) در پایان‌نامه کارشناسی ارشد خود با عنوان «تخمین تابع تولید و برآورد نرخ بهره‌وری نیروی انسانی در شرکت بهره‌برداری نفت و گاز کارون»، تابع تولید و نرخ بهره‌وری نیروی انسانی در شرکت مذکور را با استفاده از داده‌های سری زمانی ۱۳۸۷-۱۳۶۵ برآورد نموده است. برای این کار او ابتدا، متغیرهای

1- Nafta

2- Bhujel and Ghimire.

مورد مطالعه را از نظر پایداری با آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته مورد آزمون قرار داده است. سپس با استفاده از روش همجمعی انگل-گرنجر^۱ الگوی تصحیح خطا برآورد نموده است. نتایج حاصل نشان داد که در طول دوره مورد بررسی شکل تابع به صورت کاب-داگلاس است که به شرح زیر می‌باشد:

$$LQ = 0.155 LK + 0.645 LL + 0.552 LF + 0.997 AR(1) \\ R^2 = 0.919$$

کمیجانی و صلاحی (۱۳۸۶)، در بررسی عوامل مؤثر بر بهره‌وری کل عوامل تولید در صنایع معدنی ایران ضمن مروری بر مبانی نظری مدل‌های رشد درونزا، اثرگذاری سرمایه انسانی، تحقیق و توسعه، فناوری اطلاعات و ارتباطات و صادرات بر رشد اقتصادی و بهره‌وری کل عوامل تولید و با بهره‌گیری از مطالعات تجربی صورت گرفته است. در این خصوص آنها، در سه بخش تولید محصولات اولیه آهن و فولاد، تولید محصولات اساسی آلومینیومی و تولید محصولات اساسی در دوره ۱۳۸۵-۱۳۷۲ ضمن برآورد موجودی سرمایه فیزیکی اقدام به برآورد تابع تولید و محاسبه رشد بهره‌وری کل عوامل تولید نمودند. نتایج مطالعه آنها نشان داد که کشش سرمایه فیزیکی بیشترین مقدار کشش نهاده در تولید را داشته و کشش هزینه تحقیق و توسعه و فناوری اطلاعات و ارتباطات بسیار کوچک بوده و کشش صادرات و سرمایه انسانی معنی‌دار نمی‌باشد. نرخ رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در هر سه بخش مورد مطالعه روندی مشابه داشته و در ۴ سال ۸۳، ۷۹، ۷۵ و ۸۵ دارای رشدی مثبت و در بقیه سال‌ها منفی می‌باشد.

کمیجانی و صفوی (۱۳۸۵)، به بررسی اثر توسعه صادرات بر رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در زیر بخش‌های صنعتی استان‌های تهران، اصفهان، آذربایجان شرقی و خراسان در دوره (۱۳۸۰-۱۳۶۷) با استفاده از تابع تولید کاب-داگلاس و متغیرهای نیروی انسانی و موجودی سرمایه اقدام نمودند. پس از محاسبه بهره‌وری کل عوامل تولید در چهار استان، آن را بر صادرات و واردات هر یک از زیر بخش‌های صنعتی چهار استان برازش نموده‌اند و نتیجه گرفتند که اثر صادرات در صنعت فلزات اساسی روی بهره‌وری کل عوامل تولید بی معنی است.

پرویزی (۱۳۸۴) در پایان‌نامه خود با عنوان «تخمین تابع تولید نیروگاه رامین اهواز»، تابع تولید کاب-داگلاس را به‌صورت ذیل برای این نیروگاه تخمین زده است.

$$LNQ = -10/3598 + 0/1581 LNK + 0/6477 LNK + 0/3398 LNF + 0/980 MA \quad (1) \\ R^2 = 0/99$$

1- . Engle- Granger

بر اساس نتایج حاصله، متغیرهای مؤثر بر تولید برق در بنگاه مورد مطالعه (نیروگاه رامین اهواز) شامل سرمایه، نیروی کار و سوخت بوده و کشش آن‌ها در مدل بلندمدت با روش حداقل مربعات معمولی (OLS) به ترتیب ۰/۰۸۶، ۰/۷۳۷ و ۰/۵۳۲ می‌باشد که در هر دو روش حکایت از مثبت بودن کشش تولید برق نسبت به نهاده‌های مذکور دارد. علاوه بر این بازده نسبت به مقیاس را در نیروگاه رامین اهواز فزاینده تشخیص داده است. در کوتاهمدت نیز ضریب جمله خطا را در روش OLS (۰/۹۷-) و در روش یوهانسن جوسیلیوس (۰/۸۶-) نشان داده است که در هر دو مدل نشان دهنده انحراف به سمت تعادل به سرعت بالاست.

مولایی (۱۳۸۴) برای مطالعه و محاسبه بهره‌وری کل و نهایی صنایع مختلف در فاصله سال‌های ۱۳۸۰-۱۳۶۶ در ۹ گروه صنعتی از تابع تولید کاب-داگلاس استفاده نموده و میانگین نسبت ارزشافزوده به عامل تولید کار و سرمایه را بهره‌وری متوسط تلقی کرده است. وی معتقد است بهره‌وری کلی، متوسط و نهایی در کل صنایع کوچک کمتر از کل صنایع بزرگ است. اما برخی گروه‌های صنعتی کوچک نسبت به صنایع بزرگ دارای بهره‌وری بیشتری هستند. صادقی و عمادزاده (۱۳۸۲)، به برآورد سهم سرمایه انسانی در رشد اقتصادی ایران طی سال‌های ۱۳۸۰-۱۳۴۵ با استفاده از تابع تولید کاب-داگلاس اقدام نمودند. در این مطالعه، تلاش می‌شود تا ضمن برآورد تابع تولید به تفکیک سهم عوامل مختلف تولید طی دوره مذکور، کششهای تولید به تفکیک عامل سرمایه انسانی و دیگر عوامل تولید به منظور شناسایی اهمیت سرمایه انسانی در مقایسه با سایر عوامل تولید با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی (OLS) تخمین زده شود. مطابق معادله تولید کاب-داگلاس، کشش تولیدی نیروی شاغل متخصص، نیروی کار غیرمتخصص و سرمایه فیزیکی به ترتیب ۰/۲۱، ۰/۴۹، ۰/۳۵ تولید ناخالص داخلی است. برآورد تابع تولید کاب-داگلاس در چهارچوب متغیرهای غیرقراردادی صورت گرفته است. طبق نتایج این برآورد، کشش تولیدی عوامل سرمایه فیزیکی، نیروی کار شاغل و تحصیلات نیروی متخصص به ترتیب ۰/۸۷/۴۲، ۰/۱۵ و ۰/۱۵ تولید ناخالص داخلی است. هم چنین، سهم مخارج جاری آموزش عالی ۰/۰۶٪ از تولید ناخالص داخلی برآورد شده است. نتایج برآوردهای فوق در مورد سرمایه انسانی حاکی است که:

۱. همواره در تمام معادلات عامل سرمایه انسانی یک عامل باثبات و معنی‌دار بوده که ضریب آن مثبت است.
۲. سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی از طریق آموزش موجب توسعه توانایی‌ها، مهارت‌ها و اکتساب تجربی می‌شود که برای دستیابی به رشد و توسعه اقتصادی پایدار از اهمیت خاصی برخوردار است.

۴. روش پژوهش

۴-۱. روش پژوهش و گردآوری داده‌ها

این پژوهش از نوع علمی-تحقیقی است که به کشف و تفسیر روابط بین متغیرهای مربوط می‌پردازد. از طرفی دیگر، تحقیقی کاربردی است که نتایج آن می‌تواند به‌منظور بهبود شرایط و برنامه تولید مورد

استفاده قرار گیرد. داده‌های این تحقیق بر اساس مطالعات کتابخانه‌ای است. جامعه آماری این تحقیق شرکت بهره‌برداری نفت و گاز مارون در دوره زمانی ۱۳۸۸-۱۳۶۸ است. داده‌ها و اطلاعات آماری، داده‌های ثانویه است که به‌صورت سالانه است و از صورت‌های مالی شرکت بهره‌برداری نفت و گاز مارون و امور کارکنان وزارت نفت و اداره شاخص‌های اقتصادی مرکز آمار ایران استخراج شده است.

داده‌های مربوط به نیروی کار نیز، از سوی محققین جمع‌آوری شده و بر اساس پایه حقوق همگن‌سازی صورت پذیرفته و به نفر- ساعت در سال مورد استفاده قرار گرفته است. لازم به توضیح است که داده‌های سری زمانی موجودی سرمایه وجود نداشته است و محقق با استفاده از سری زمانی از میزان سرمایه‌گذاری در هر سال و با توجه به شاخص قیمت ماشین‌آلات (زیربخش شاخص قیمت عمده فروشی کالاها) به محاسبه و تولید سری زمانی متغیر موجودی سرمایه مورد نیاز اقدام نموده است. از آنجا که در تخمین تابع تولید هدف برآورد مقادیر فیزیکی نهاده موجودی سرمایه نیست، بلکه میزان سرمایه به کار رفته در فرآیند تولید مورد استفاده قرار می‌گیرد، لازم است که ضریبی برای تعدیل سرمایه و اندازه‌گیری میزان واقعی ارزش سرمایه صرف شده در فرآیند تولید در نظر گرفته شود، این ضریب به‌عنوان عامل ظرفیت یا نرخ کاربرد شاخص نسبت محصول واقعی به محصول بالقوه است. با استفاده از این شاخص و با این فرض که از نهاده موجودی سرمایه با همان نسبت تولید واقعی به تولید بالقوه استفاده شده است، سری زمانی موجودی سرمایه تعدیل و به صورت سرمایه مولد به واحد سرمایه- ساعت تبدیل شده است.

۴-۲. روش تجزیه و تحلیل داده‌ها

داده‌های متغیرهای مورد بحث در این تحقیق به‌صورت سری زمانی است. با استفاده از این داده‌ها و به‌کارگیری روش‌های اقتصادسنجی، رابطه میان مقدار تولید نفت و نهاده‌های کار و موجودی سرمایه در شرکت بهره‌برداری نفت و گاز مارون در قالب تابع تولید نفت و برآورد نرخ بهره‌وری نتایج تجزیه و تحلیل می‌شود. در این تحقیق از تجزیه و تحلیل رگرسیونی با استفاده از روش‌های نوین اقتصادسنجی و نرم افزار Eviews برای برازش و تجزیه و تحلیل داده‌ها استفاده شده و توابع تولید مختلف تخمین زده می‌شوند و پس از آزمون‌های مختلف نتایج مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرد.

۵. بررسی تجربی تابع تولید شرکت بهره‌برداری نفت و گاز مارون

۱-۵. معرفی متغیرهای الگو

در الگوی تابع تولید، LY نشانگر لگاریتم میزان تولید سالانه شرکت برحسب بشکه در سال به عنوان متغیر وابسته است. متغیرهای مستقل عبارتند از: C نشانگر عرض از مبدأ، L نیروی کار بر حسب نفر-

1- Whole sale price Index(WPI)

ساعت، K سرمایه بر حسب ماشینآلات- ساعت، E انرژی بر حسب کیلووات، LL لگاریتم متغیر LK، L لگاریتم متغیر LE، K لگاریتم متغیر LLLK، E حاصلضرب متغیرهای LLE، LLL حاصلضرب متغیرهای LLE، LLEK حاصلضرب متغیرهای LLE، LL ۲ توان دوم متغیر LL تقسیم بر ۲، LK ۲ توان دوم متغیر LK تقسیم بر ۲، LE ۲ توان دوم متغیر LE تقسیم بر ۲ است. داده‌های آماری به صورت سری زمانی سالانه ۱۳۶۸-۱۳۸۸ می‌باشد. موجودی سرمایه با استفاده از شاخص عمدهفروشی زیربخش ماشینآلات به قیمت سال پایه ۱۳۷۶ محاسبه شده و توابع لگاریتمی استفاده شده از نوع توابع لگاریتم طبیعی است.

۲-۵. آزمون پایایی متغیرهای الگو

استفاده از روش‌های اقتصادسنجی برای کارهای تجربی مبتنی بر فرض پایایی^۱ متغیرهاست. بررسی‌های انجام شده در این فرضیه نشان می‌دهد که در مورد بسیاری از سری‌های زمانی اقتصادی این فرض نادرست است و اغلب این متغیرها ناپایا^۲ هستند. بنابراین مطابق با نظریه همجمعی^۳ در اقتصادسنجی نوین، ضروری است تا نسبت به پایایی یا ناپایایی آن‌ها تحقیق کرد. برای این منظور از آزمون ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم یافته^۴ استفاده می‌کنیم. نتایج آزمون ADF در سطح و تفاضل اول سری‌های زمانی الگوهای توابع تولید در جدول (۱) ارائه شده است. بر اساس آزمون‌های انجام شده، نتیجه می‌گیریم که فرض صفر مبنی بر وجود ریشه واحد برای هیچ یک از متغیرها رد نمی‌شود و کلیه متغیرهای مدل در سطح داده‌ها ناپایا هستند. لیکن نتایج تکرار آزمون در مورد تفاضل اول متغیرها نشان می‌دهد که فرضیه ناپایایی تمام متغیرها پس از یک بار تفاضلگیری رد می‌شوند. بنابراین بر اساس آزمون ریشه واحد دیکی-فولر همه متغیرهای موجود در مدل تابع تولید جمعی از درجه یک، I(۱) هستند. نماد D در جدول (۱) بیانگر تفاضل مرتبه اول متغیرها است.

۳-۵. برآورد انواع توابع تولید و انتخاب الگوی مناسب

در این بخش شکل لگاریتمی توابع تولید کاب-داگلاس^۵، متعالی^۶ و ترانسلوگ^۷ به صورت معادلات (۶) تا (۸) به روش حداقل مربعات معمولی تخمینزده و نتایج مربوطه ارائه می‌شود:

-
- 1- Stationary
 - 2- Non Stationary
 - 3- Cointegration
 - 4- Augmented Dickdey- Fuller Unit Root Test(ADF)
 - 5- Cobb-Douglass
 - 6- Transcendental
 - 7- Transcendental Logarithmic

تابع تولید کاب-داگلاس:

$$Y = AL^\alpha K^\beta E^\gamma$$

$$LY = 0/661LL + 0/319LK + 0/616LE$$

تابع تولید متعالی:

$$LY = C + \alpha_1 LL + \alpha_2 LK + \alpha_3 LE + \beta_1 L + \beta_2 K + \beta_3 E$$

$$LY = 5/41LL - 27/24LK + 43/82LE - 0/003L + 3/92K - 2/96E$$

تابع تولید ترانسلوگ:

$$LY = C + \alpha_1 LK + \alpha_2 LL + \alpha_3 LE + \lambda_{LK} LL.LE + \lambda_{KE} LK.LE + \lambda_{LE} LL.LE$$

$$+ \frac{1}{2} \lambda_{LL} (LL^2) + \frac{1}{2} \lambda_{KK} (LK^2) + \frac{1}{2} \lambda_{EE} (LE^2)$$

$$LY = -133/19LK + 95/77LL + 177/08LE - 35/08LLLE + 18/90LLLK + 3/82LE^2$$

نتایج برآورد توابع تولید در جدول (۲) آورده شده است.

بر اساس نتایج حاصل از برآورد توابع تولید، مشاهده می‌گردد که تنها مدلی که کلیه ضرایب آن در سطح احتمال خطای یک درصد معنی‌دار و علامت‌های متغیرهای الگو با نظریه سازگار هستند، و همچنین بر اساس نتایج آزمون‌های تشخیص فروض کلاسیک، جمله اخلاص آن به لحاظ عدم خود همبستگی ۱، فرم تبعی ۲، طبیعی بودن توزیع ۳ و واریانس همسانی ۴ کلیه شرایط کلاسیک را دارا می‌باشد، تابع تولید کاب-داگلاس است. بنابراین می‌توان گفت که رابطه بدست آمده از هر لحاظ قابل اعتماد است. پس، معادله تابع تولید کاب-داگلاس مناسب‌ترین الگو برای تخمین تابع تولید شرکت بهره‌برداری نفت و گاز مارون تشخیص داده شد. افزون بر این، نتایج تخمین همسو و سازگار با نظریه است. حال، برای این که نشان دهیم که رگرسیون برآورد شده کاذب نیست و آماره‌های آزمون t, F معمول از اعتبار لازم برخوردار هستند، آزمون همجمعی انگل-گرنجر را به کار می‌بریم. همجمعی تداعیکننده وجود یک رابطه تعادلی بلندمدت است که سیستم اقتصادی در طول زمان به سمت آن حرکت می‌کند.

- 1- Serial Correlation
- 2- Functional Form
- 3- Normality
- 4- Heteroscedasticity

جدول (۱): نتایج آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته بر داده‌های سری زمانی

نام متغیر	آماره τ دیکی فولر	مقدار بحرانی مک کینون	عرض از مبدأ	روند	وقفه	نتیجه
Q	-۰/۱۶۸۳۷۴	-۱/۹۶۰۲	ندارد	ندارد	۱	ناپایا
DQ	-۳/۱۵۰۹۱۶	-۱/۹۶۱۴	ندارد	ندارد	۱	پایا
L	۰/۶۵۴۶۴۰	-۱/۹۶۰۲	ندارد	ندارد	۱	ناپایا
DL	-۲/۷۸۶۶۹۵	-۱/۹۶۱۴	ندارد	ندارد	۱	پایا
K	۰/۸۵۶۱۶۲	-۱/۹۶۰۲	ندارد	ندارد	۱	ناپایا
DK	-۲/۶۰۲۵۹۳	-۱/۹۶۱۴	ندارد	ندارد	۱	پایا
F	-۱/۲۴۲۲۶۲	-۳/۶۷۴۶	دارد	دارد	۱	ناپایا
DF	-۴/۳۶۱۳۹۳	-۳/۶۹۲۰	دارد	دارد	۱	پایا
LQ	-۱/۹۶۷۹۱۶	-۳/۶۷۴۶	دارد	دارد	۱	ناپایا
DLQ	-۳/۷۸۰۰۲۵	-۳/۶۹۲۰	دارد	دارد	۱	پایا
LL	-۲/۶۵۳۰۶۴	-۳/۰۲۹۴	دارد	ندارد	۱	ناپایا
DLL	-۳/۸۴۸۱۳۷	-۳/۰۴۰۰	دارد	ندارد	۱	پایا
LK	۱/۲۰۰۸۵۲	-۱/۹۶۰۲	ندارد	ندارد	۱	ناپایا
DLK	-۲/۷۶۷۶۵۴	-۱/۹۶۱۴	ندارد	ندارد	۱	پایا
LF	۱/۷۱۳۴۷۲	-۱/۹۶۰۲	ندارد	ندارد	۱	ناپایا
DLF	-۳/۱۵۰۰۷۸	-۱/۹۶۱۴	ندارد	ندارد	۱	پایا
LLK	۱/۳۶۵۵۱۱	-۱/۹۶۰۲	ندارد	ندارد	۱	ناپایا
DLLK	-۳/۶۳۱۰۶۳	-۱/۹۶۱۴	ندارد	ندارد	۱	پایا
LLLF	۱/۷۳۹۵۴۷	-۱/۹۶۰۲	ندارد	ندارد	۱	ناپایا
DLLLF	-۳/۷۰۵۷۱۶	-۱/۹۶۱۴	ندارد	ندارد	۱	پایا
LKLF	-۲/۳۱۷۷۱۴	-۳/۶۷۴۶	دارد	دارد	۱	ناپایا
DLKLF	-۴/۷۶۸۴۸۷	-۳/۶۹۲۰	دارد	دارد	۱	پایا
LK ^۲	۱/۱۸۸۰۱۳	-۱/۹۶۰۲	ندارد	ندارد	۱	ناپایا
DLK ^۲	-۲/۷۶۰۹۷۵	-۱/۹۶۱۴	ندارد	ندارد	۱	پایا
LL ^۲	-۲/۴۶۸۰۲۸	-۳/۰۲۹۴	دارد	ندارد	۱	ناپایا
DLL ^۲	-۳/۶۳۵۲۲۹	-۳/۰۴۰۰	دارد	ندارد	۱	پایا
LF ^۲	۱/۷۰۳۹۶۷	-۱/۹۶۰۲	ندارد	ندارد	۱	ناپایا
DLF ^۲	-۳/۱۴۸۱۳۱	-۱/۹۶۱۴	ندارد	ندارد	۱	پایا

منبع: نتایج پژوهش

جدول (۲): نتایج برآورد توابع تولید

نوع تابع	کاب- داگلاس	متعالی	ترانسلوگ
متغیر وابسته/متغیر مستقل	LQ	LQ	LQ
C	-	-	-
LK	۰/۳۱۹۰۰۳ (۲/۳۶۰۰۵۲) ۰/۰۰۳۰	-۲۷/۲۴۵۸۴ (-۲/۷۶۳۵۵۲) ۰/۰۱۴۵	-۱۳۳/۱۹۵۴ (-۳/۰۱۱۶۷۱) ۰/۰۰۸۸
LL	۰/۶۶۱۲۰۰ (۲/۹۱۳۹۴۱) ۰/۰۰۹۳	۵/۴۱۱۳۴۴ (۱/۴۷۹۳۲۴) ۰/۱۵۹۷	۹۵/۷۷۱۲۹ (۰/۴۸۴۶۰۳) ۰/۶۳۵۰
LE	۰/۶۱۶۴۲۵ (۲/۴۲۹۱۱۵) ۰/۰۰۲۹	۴۳/۸۲۴۱۱ (۲/۸۰۳۵۰۹) ۰/۰۱۳۴	۱۷۷/۰۸۵۱ (۱/۴۳۳۴۴۴) ۰/۱۷۲۲
K	-	۱۲-۳E/۹۲ (۱/۴۸۱۷۸۷) ۰/۱۵۹۱	-
L	-	-۰/۰۰۳۹۴۰ (-۰/۴۹۳۱۳۴) ۰/۶۲۹۱	-
E	-	-EV-۲/۹۶ (-۲/۷۳۸۳۲۸) ۰/۰۱۵۲	-
LLK	-	-	۱۸/۹۰۹۱۱ (۲/۹۶۳۸۵۱) ۰/۰۰۹۷
LLLE	-	-	-۳۵/۰۸۰۷۱ (-۲/۷۶۹۶۷۱) ۰/۰۱۴۳
LKLE	-	-	-

نوع تابع	کاب- داگلاس	متعالی	ترانسلوگ
LK ²	-	-	-
LL ²	-	-	-
LE ²	-	-	۳/۸۲۸۸۱۳ (۰/۴۳۶۸۴۱) ۰/۶۶۸۴
R ²	۰/۹۴۹۵۲۲	۰/۷۶۶۴۳۴	۰/۸۰۰۵۱۲
ADJUSTED R ²	۰/۹۳۸۳۵۸	۰/۶۸۸۵۷۹	۰/۷۳۴۰۱۶
DW	۱/۶۹۷۸۳۶	۱/۴۲۶۹۴۸	۱/۵۸۴۲۱۵

منبع: نتایج پژوهش

۴-۵. روش آزمون انگل-گرنجر و انگل-گرنجر تعمیم یافته برای هم جمعی

روش انجام آزمون انگل-گرنجر و انگل-گرنجر تعمیم یافته ۱ به این شکل است که ابتدا رگرسیون مربوطه را به روش حداقل مربعات معمولی (OLS) برآورد می‌کنیم و سپس جملات پسماند حاصل را به روش دیکی-فولر (DF) یا دیکی-فولر تعمیم یافته (ADF) از نظر پایایی مورد بررسی قرار می‌دهیم. در صورت پایا بودن جملات پسماند نتیجه گرفته می‌شود متغیرهای مورد بحث هم انباشته (هم جمع) هستند. گام اول در انجام آزمون همجمعی انگل-گرنجر آن است که مرتبه جمعی بودن متغیرهای الگو تعیین و اطمینان حاصل شود که همگی I(۱) هستند. برای این منظور، از آزمون ریشه واحد دیکی-فولر استفاده می‌کنیم. نتایج کامپیوتری به دست آمده از نرم افزار Eviews در جدول (۱) به صورت خلاصه آمده است. نتایج حاکی از آن است که متغیرهای الگو همگی در سطح اطمینان ۹۴ درصد جمعی از درجه یک، یعنی I(۱) هستند.

1- Augmented Engle- Granger

جدول (۳): آزمون ریشه واحد برای جملات اخلاص رگرسیون تابع تولید کاب- داگلاس

ADF Test Statistic	-2.210798	1% Critical Value*	-2.6968
		5% Critical Value	-1.9602
		10% Critical Value	-1.6251
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.			
Augmented Dickey-Fuller Test Equation			
Dependent Variable: D(U)			
Method: Least Squares			
Date: 05/07/11 Time: 23:58			
Sample(adjusted): 1370 1388			
Included observations: 19 after adjusting endpoints			
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic
U(-1)	-0.446782	0.202091	-2.210798
D(U(-1))	0.181760	0.234498	0.775101
R-squared	0.223857	Mean dependent var	0.015637
Adjusted R-squared	0.178201	S.D. dependent var	0.863697
S.E. of regression	0.782969	Akaike info criterion	2.447852
Sum squared resid	10.42168	Schwarz criterion	2.547267
Log likelihood	-21.25460	F-statistic	4.903171
Durbin-Watson stat	1.875280	Prob(F-statistic)	0.040760

در قدم دوم، رابطه (۶) به روش حداقل مربعات معمولی برآورد می‌شود و جملات اخلاص آن به دست می‌آید (جدول (۲))، سپس در قدم سوم، وجود ریشه واحد در جملات اخلاص رگرسیون آزمون می‌شود. اگر وجود ریشه واحد، یا به عبارت دیگر، ناپایایی جملات اخلاص رد نشود، به معنی آن است که متغیرهای الگوی (۶) هم جمع نیستند و در نتیجه، رابطه تعادلی بلندمدتی بین آن‌ها وجود ندارد. اما اگر ناپایایی جملات اخلاص رد شود، می‌توان نتیجه گرفت که جملات اخلاص پایا هستند و یک رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگو برقرار است. به این منظور آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته را به کار می‌بریم. نتایج بدست آمده در جدول (۳) گزارش شده است. همان‌طور که نتایج نشان می‌دهد مقدار آماره t برابر با $2/210798$ - می‌باشد و کمیت بحرانی آماره دیکی-فولر در سطح اطمینان ۹۵ درصد برابر با $2/19602$ - است. پس فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد (ناپایایی) جملات پسماند رد می‌شود، به عبارت دیگر جملات پسماند پایا

هستند. بنابراین نتیجه می‌گیریم که یک رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگوی تابع تولید وجود دارد. این رابطه تعادلی بلندمدت که توسط نرم افزار Eviews برآورد شده، عبارت است از:

	$LY = 0 / 319003LK + 0 / 661200LL + 0 / 616425LE$			
۹	t:	2/360	2/913	2/429
	$R^2 = 0.949522$	$\bar{R}^2 = 0.938358$	F=877.3494	DW=1.6978

همان‌طور که مشاهده می‌گردد تمامی ضرایب در سطح اطمینان ۹۴ درصد معنی‌دارند و دارای علائم سازگار با مبانی نظری هستند. ضریب تعیین تعدیل شده (R^2) برابر با ۹۳ درصد است که نشان دهنده قدرت توضیح‌دهندگی بالای الگو می‌باشد.

مجموع سهم نیروی کار، سرمایه و انرژی از تولید برابر ($1/596 = 0/661 + 0/319 + 0/616$) است. با توجه به مقدار $1/596$ ، احتمال داده می‌شود که در دوره مورد بررسی ۱۳۸۸-۱۳۶۸ تولید در شرکت بهره‌برداری نفت و گاز مارون از بازده فزاینده برخوردار بوده است. جهت پذیرش یا رد این ادعا آزمون والد ۱ که فرضیه صفر و مقابل آن به صورت زیر است، مورد آزمون قرار گرفت.

۱۰	$H_0 = \alpha + \beta + \gamma = 1$ (تولید از بازدهی ثابت برخوردار است)
	$H_1 = \alpha + \beta + \gamma \neq 1$ (تولید از بازدهی ثابت برخوردار نیست)

نتایج آزمون والد در جدول (۴) آورده شده است. با توجه به نتایج به دست آمده، مقدار آماره F و سطح احتمال خطای محاسبه شده آن به ترتیب برابر با $8/607791$ و $0/008871$ است. بنابراین فرضیه H_0 ، یعنی بازده ثابت نسبت به مقیاس، رد می‌شود. به عبارت دیگر با توجه به این که $\alpha + \beta + \gamma = 1/596$ است، می‌توان گفت که در شرکت بهره‌برداری نفت و گاز مارون بازده نسبت به مقیاس صعودی و برابر با $1/596$ است.

جدول (۴): نتیجه آزمون والد

Wald Test:			
Equation: COBBDOUGLAS			
Null Hypothesis:	1.596C(1)+C(2)+C(3)=		
F-statistic	8.607791	Probability	0.008871
Chi-square	8.607791	Probability	0.003347

۵-۴-۱. الگوی تصحیح خطا (ECT)

حال برای تنظیم الگوی تصحیح خطای تابع تولید برآورد شده در رابطه، جملات خطای مربوط به رگرسیون همجمعی را با یک وقفه زمانی به عنوان یک متغیر توضیح‌دهنده در کنار تفاضل مرتبه اول سایر متغیرهای الگو قرار می‌دهیم و به کمک روش OLS ضرایب الگو را برآورد می‌کنیم. نتایج مربوط به الگوی تصحیح خطای تابع تولید (جدول (۵)) برآورد شده توسط نرم‌افزار Eviews به شرح زیر گزارش می‌شود:

	$D(LY) = 0.59D(LL) + 0.25D(LK) + 0.59D(LE) - 0.34ECM(-1)$			
	t:	(۱/۰۹)	(۱/۰۵)	(۱/۰۷)
۱۱	:Prob	(۰/۰۰۷)	(۰/۰۰۹)	(۰/۰۰۹)
	$R^2 = ۰/۹۹۶۸$	$\overline{R^2} = ۰/۹۹۰۵$	DW=۱/۷۸	F=۱۰۰/۰۶

همان‌گونه که ملاحظه می‌شود، کلیه ضرایب الگو کاملاً معنی‌دارند. ضریب تعیین تعدیل شده (R^2) برابر با ۹۹ درصد است که نشان دهنده قدرت توضیح‌دهندگی بالای الگو است. ضریب جمله تصحیح خطا (ECT) برابر با ۰/۳۴- است، یعنی ۳۴ درصد عدم تعادل در هر دوره تعدیل می‌شود. مقایسه ضرایب عوامل تولید در تابع کوتاه‌مدت و بلندمدت نشان می‌دهد که تفاوت فاحشی بین آن‌ها وجود ندارد. همان‌طور که انتظار می‌رفت، در کوتاه مدت نیز نیروی کار و موجودی سرمایه هر دو دارای اثر مثبت بر تولید هستند و با انتظارات نظری سازگارند. در کوتاه مدت سرمایه تأثیر معنی‌داری بر تولید ندارد، همچنان که در بلندمدت نیز تأثیر آن کم بود.

جدول(۵): الگوی تصحیح خطای تابع تولید

Dependent Variable: D(LQ)				
Method: Least Squares				
Date: 06/03/11 Time: 20:27				
Sample(adjusted): 1369 1388				
Included observations: 20 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LK)	0.258945	0.121669	1.051566	0.0095
D(LL)	0.590265	0.246680	1.092963	0.0071
D(LE)	0.590699	0.253540	1.076159	0.0092
ECM(-1)	-0.344303	0.172650	-1.994223	0.0635
R-squared	0.996815	Mean dependent var		0.163956
Adjusted R-squared	0.990593	S.D. dependent var		1.735652
S.E. of regression	0.141745	Akaike info criterion		-0.790087
Sum squared resid	0.567215	Schwarz criterion		-0.589234
Log likelihood	19.90087	F-statistic		100.0678
Durbin-Watson stat	1.785626	Prob(F-statistic)		0.000462

۶. نتیجه گیری

هدف اصلی مقاله حاضر، تخمین تابع تولید در شرکت بهره‌برداری نفت و گاز مارون است. بر این اساس، روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت تولید با استفاده از روش‌های نوین اقتصادسنجی برای دوره ۱۳۶۸-۱۳۸۸ برآورد شده است. داده‌های این مقاله، مبتنی بر استفاده از داده‌های سری زمانی است؛ اما از آنجا که اغلب متغیرهای سری زمانی ناپایا هستند، این امکان وجود داشت که با رگرسیون ساختگی روبرو شویم. به همین دلیل، از آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم یافته استفاده شد که نتایج آن حاکی از پایا بودن تمام متغیرها است. در ادامه نیز از رویکرد هم‌جمعی انگل-گرنجر (۱۹۸۷) برای شناسایی روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت استفاده شد. کشش‌های نیروی کار، سرمایه و انرژی به ترتیب برابر با ۰/۶۶، ۰/۳۱ و ۰/۶۱ می‌باشد. هم‌چنین نتیجه آزمون والد نشان داد که در این شرکت، بازده نسبت به مقیاس فزاینده و برابر با ۱/۵۹۶ است. ضریب جمله تصحیح خطا (ECT)، ۰/۳۴- است، یعنی ۳۴ درصد از عدم تعادل در هر دوره تعدیل می‌شود. در کوتاه‌مدت، نیروی کار و سرمایه دارای اثر مثبت بر تولید نفت هستند که با انتظارات توریک سازگارند.

منابع

- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، (۱۳۸۱)، گزارش مشروح تجدیدنظر شاخص بهای عمده‌فروشی در ایران بر مبنای سال پایه ۱۳۷۶، مدیریت کل آمارهای اقتصادی.
- پرویزی، آرش، (۱۳۸۴)، تخمین تابع تولید نیروگاه رامین اهواز، پایان‌نامه کارشناسی ارشد. دانشگاه علوم و تحقیقات خوزستان، ۱۷۶-۱۲۶.
- ذوقی، ایرج، (۱۳۸۷)، مسایل سیاسی- اقتصادی نفت ایران. انتشارات دانش پرور، چاپ هفتم.
- شرکت بهره‌برداری نفت و گاز مارون، (۱۳۸۸)، صورتهای مالی شرکت بهره‌برداری نفت و گاز مارون.
- شیرین‌بخش، شمس‌اله، حسنخوانساری، زهرا، (۱۳۸۴). کاربرد Eviews در اقتصادسنجی. انتشارات پژوهشکده امور اقتصادی.
- صادقی، مسعود، عمادزاده، مصطفی، (۱۳۸۲)، برآورد سهم سرمایه انسانی در رشد اقتصادی ایران طی سالهای ۱۳۸۰-۱۳۴۵، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، شماره ۱۷، ۹۸-۷۹.
- قلمباز، فرهاد، (۱۳۸۸)، تخمین تابع تولید و برآورد نرخ بهره‌وری نیروی انسانی در شرکت بهره‌برداری نفت و گاز کارون، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه علوم و تحقیقات خوزستان.
- کمیجانی، اکبر، صفوی، بیژن، (۱۳۸۵). بررسی اثر توسعه صادرات بر رشد بهره‌وری کل عوامل تولید استانهای تهران، اصفهان، آذربایجان شرقی و خراسان. مجله نامه اقتصادی مفید، شماره ۱، ۳۲-۳.
- _____، صلاحی، جواد، (۱۳۸۶). بررسی عوامل مؤثر بر بهره‌وری کل عوامل تولید در صنایع معدنی ایران. ماهنامه اقتصادی، شماره ۶۳، ۶۴-۲۵.
- گجراتی، دامودار، (۱۳۷۸)، مبانی اقتصادسنجی، ترجمه: حمید ابریشمی، انتشارات دانشگاه تهران. جلد دوم.
- مولایی، محمد، (۱۳۸۴)، بررسی و مقایسه بهره‌وری گروه‌های مختلف صنعتی کوچک و بزرگ ایران، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، سال هفتم، شماره ۲۲، ۱۵۷-۱۷۶.
- نوفرستی، محمد، (۱۳۷۸)، ریشه واحد و همجمعی در اقتصادسنجی، انتشارات موسسه خدمات فرهنگی رسا، چاپ اول. تهران.
- هادی‌زنوز، بهروز، بختیاری، حمید، (۱۳۸۹)، عوامل مؤثر بر اندازه‌گیری بهره‌وری عوامل تولید: مطالعه موردی در شرکت کربن ایران، سال دهم، شماره ۲، ۲۶۶-۲۴۱.
- Agnarsson S, et al, (2009), Estimation of production functions for the Icelandic purse seine fleet. A part of the European commission research Project: FAIR- CT-1778, University of Iceland.
- Halpern L, et al, (2009), Imported inputs and productivity. Hungarian Academy of Sciences and CEPR.
- Bhujel R and Ghimire S, (2006), Estimation of production function of Hiunde(Boro)rice. Nepal Agriculture, Vol.7.
- Varella Mollick A, Cabral R, (2008), Productivity effects on mexican manufacturing employment. North American Journal of Economics and Finance, 66-81.