

فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی (سال دوم، شماره ۲ «پیاپی ۲۶»، زمستان ۱۳۸۷، صفحات ۱۷۶-۱۵۱)

تخمین مدل عوامل تولید و بهره‌وری شرکت بهره‌بردار نفت و گاز کارون

فرهاد قلمباز* دکتر علی اصغر اسفندیاری** دکتر مجید دلاوری***

تاریخ دریافت: ۱۳۸۸/۹/۲۰ تاریخ پذیرش: ۱۳۸۹/۷/۱۵

چکیده

بهره‌وری به عنوان یکی از عوامل اصلی در استفاده بهینه از منابع و امکانات برای واحدهای تولیدی و خدماتی است. شرکت‌های بهره‌بردار نفت و گاز به عنوان یکی از صنایع پیشرو و در عین حال با اهمیت در کشور است که سهم قابل ملاحظه‌ای در صادرات، درآمدهای دولت و تولید ملی دارد. از این رو برآورد بهره‌وری و تخمین عوامل تولید نفت از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. در این راستا، شرکت بهره‌بردار نفت و گاز کارون که بزرگترین شرکت بهره‌بردار نفت و گاز کشور است، به عنوان موضوع پژوهش انتخاب و بهره‌وری و عوامل تولید آن طی دوره ۱۳۶۵-۱۳۸۷ تخمین زده شد. برای این کار ابتدا، متغیرهای مورد مطالعه از نظر پایایی 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 و متوسط رشد بهره‌وری در شرکت بهره‌بردار نفت و گاز کارون ۸/۳ درصد می‌باشد. کشش نیروی کار ۰/۶۴، کشش سرمایه ۰/۱۵ و کشش انرژی ۰/۵۵ می‌باشد. نتیجه آزمون والد نشان می‌دهد که بازده نسبت به مقیاس فزاینده و برابر ۱/۳۴ می‌باشد.

طبقه‌بندی JEL: D24 .

کلید واژه‌ها: بهره‌وری؛ نفت و گاز؛ هم‌جمعی.

* کارشناس ارشد توسعه اقتصادی و برنامه‌ریزی شرکت ملی نفت ایران [نویسنده مسئول]

email:fghalambaz@gmail.com

** استادیار گروه اقتصاد دانشگاه علوم و تحقیقات واحد خوزستان.

*** استادیار گروه اقتصاد دانشگاه علوم و تحقیقات واحد خوزستان.

۱- مقدمه

با توجه به محدودیت عوامل مختلف تولید، امروزه جهان ما نیاز حیاتی به بهره‌وری بیشتر، چه در کشورهای پیشرفته و چه در کشورهای در حال پیشرفت دارد و کارشناسان و صاحب‌نظران اقتصادی در نظام‌های مختلف، به نحوی یکسان، اهمیت موضوع افزایش بهره‌وری را مورد تاکید قرار می‌دهند.

۲- مبانی نظری

کوشش‌های اقتصادی انسان همیشه و همواره معطوف بر آن بوده است که حداکثر نتیجه را از حداقل تلاش‌ها و امکانات به دست آورد. با توجه به محدودیت عوامل مختلف تولید، امروزه جهان ما نیاز حیاتی به بهره‌وری بیشتر، چه در کشورهای پیشرفته و چه در کشورهای در حال پیشرفت دارد و کارشناسان و صاحب‌نظران اقتصادی در نظام‌های مختلف، به نحوی یکسان، اهمیت موضوع افزایش بهره‌وری را مورد تاکید قرار می‌دهند. بهره‌وری به عنوان «نسبت تولید کالاها و خدمات، یا مجموعه‌های از کالا و خدمات (خروجی) به یک یا چند داده (ورودی) موثر در تولید آن کالاها و خدمات» تعریف شده است. ورودی‌ها ممکن است «زمین»، «سرمایه»، «انرژی»، «تکنولوژی» و غیره باشد.

با توجه به این‌که همواره شکافی بین عرضه و تقاضا وجود داشته، برای کم کردن این شکاف سه راه حل پیشنهاد شده است: ۱- توسعه فیزیکی منابع و نهادها (به ویژه سرمایه)، ۲- کاهش مصرف و ۳- افزایش بهره‌وری. به عقیده اقتصاددانان، تنها سه راه وجود دارد که شهروندان جوامع مختلف می‌توانند از طریق آن به سطح مصرفی سرانه بالاتری دست یابند. اول اینکه آنقدر کار و اشتغال وجود داشته باشد که نسبت بیشتری از جامعه به کار و فعالیت مشغول شوند. دوم اینکه، یک کشور قادر باشد از سایر کشورها اعتبار دریافت کرده و یا دارایی‌های خود را به سرمایه‌گذاران خارجی بفروشد تا از طریق آن بر واردات کالاهای خارجی بیفزاید. راه سوم این است که یک کشور بتواند از طریق سرمایه‌گذاری، سهم بیشتری از درآمد ملی در تولید یا افزایش کارآمدی، نرخ بهره‌وری را افزایش دهد. حتی پاول کروگمن در کتاب «عصر افول

انتظارات» گفته است که در مقایسه با مشکل نرخ رشد اندک بهره‌وری، سایر نگرانی‌های بلند مدت اقتصادی نظری رقابت خارجی، عقب افتادگی تکنولوژیک، ضعف زیر ساخت‌ها و غیره، کم اهمیت به شمار می‌روند.

آمارها بیانگر این واقعیت است که کاهش بهره‌وری موجب شده است تا شدت انرژی (میزان مصرف انرژی به ازای مقدار معینی تولید) به نحو غیر معقولی در کشور افزایش داشته باشد. بدون شک با اعمال مدیریت صحیح و افزایش کارایی مدیریت در بنگاه‌های صنعتی، می‌توان در مراحل اولیه توسعه نیز بدون صرف هزینه چشم‌گیر تا حدود زیادی از میزان مصرف انرژی کاست. به طور کلی ارتقای سطح بهره‌وری انرژی از ضرورت‌های غیرقابل انکار اقتصادی، ملی و استراتژیک قلمداد می‌گردد.

بنابراین راه کار عمده جهت افزایش تولید کالا و خدمات، ارتقای سطح بهره‌وری است که باید به طور جدی به آن پرداخته شود. با ارتقای بهره‌وری می‌توان محصولاتی با کیفیت برتر و قیمت کمتر تولید و زمینه‌های لازم جهت ورود به بازارهای جهانی را فراهم نمود. بدین ترتیب نه تنها از تمامی ظرفیت‌های تولیدی موجود کشور بهره‌گیری خواهد شد، بلکه امکان توسعه این ظرفیت‌ها نیز فراهم خواهد گردید.

از سوی دیگر، عامل نیروی انسانی به عنوان یک عامل تولید کالاها و خدمات، که از یک سو به طور مستقیم در تولید شرکت می‌کند و از سوی دیگر به عنوان یک عامل ذی‌شعور و هماهنگ کننده سایر عوامل تولید شناخته شده است، جایگاه ویژه‌ای در بین سایر عوامل تولید دارد. لذا بررسی عوامل موثر بر ارتقای بهره‌وری آن از اهمیت قابل ملاحظه‌ای برخوردار است.

متخصصان مختلف، روش‌های متفاوتی را به شرح زیر برای اندازه‌گیری در سطح شرکت‌ها به کار می‌برند:

- اقتصاددانان، از روش شاخصی^۱، روش تابع تولید^۲، و روش داده - ستانده^۳؛
- مهندسان از روش شاخص، روش مطلوبیت و روش نظام خودکار^۴ (یا سیستم قابل تنظیم)؛

1. Index Approach
2. Productivity Function Approach
3. Input - Output Approach
4. Servo System

- مدیران از روش صف^۱، و روش نسبت‌های مالی؛
 - حسابداران از روش‌های بودجه بندی سرمایه^۲ و روش هزینه‌های واحد^۳؛
 - چارچوب نظری اندازه گیری بهره وری بر اساس شاخص مالم کوئیست^۴ (۱۹۵۳) بوده که با تکامل تدریجی و کاربرد آن در چارچوب تابع تولید (۱۹۸۲) وبا ملحوظ نمودن مقادیر کارایی (۱۹۹۲)، در محاسبه بهره وری مورد استفاده قرار گرفت. شاخص مالم کوئیست هم چنین تفکیک بهره وری کل را به دو جزء عمده یعنی؛ تحولات تکنولوژیکی و تغییرات در کارایی میسر ساخته است. این دو جزء از نظر تحلیلی و بنیانی کاملاً متفاوت بوده و از نظر سیاست گذاری نیز اقداماتی متفاوت را می‌طلبند. گاهی پسماند سولو نیز به عنوان معیاری از بهره وری کل در نظر گرفته می‌شود. در این روش، فرض می‌شود که تابع تولید بصورت زیر تصریح شده است:

$$Y_t = A_t F(K_t, L_t, \dots)$$

که مقدار بهره وری کل عوامل تولید در این حالت به نوع تصریح تابع تولید وابسته است. به طور مثال، اگر تنها از دو عامل تولید نیروی کار و سرمایه استفاده شود و تابع تولید از نوع کاب-داگلاس باشد، آن گاه می‌توان نوشت:

$$TFP = \frac{Y}{K^\alpha L^{1-\alpha}}$$

که در آن، α از برآورد تابع تولید به دست می‌آید. منظور از روش شاخص بهره وری، نسبت بین حجم یا ارزش خروجی کالاها و خدمات، به حجم یا ارزش یک یا چند عامل ورودی است که برای آن خروجی در نظر گرفته شده است، البته این تعریف یک تعریف کلی است و تلاش تحلیل‌گران بهره وری بر آن است که بتوانند نسبت‌هایی را که با توجه به نوع صنعت و سطح بهره وری مورد نظر، در تحلیل‌های خود لازم دارند بدست آوردند. به طور کلی عوامل موثر بر بهره وری را می‌توان به دو گروه کلان عوامل کوتاه مدت و بلند مدت دسته بندی نمود. مهمترین عوامل کوتاه مدت موثر بر ارتقاء بهره

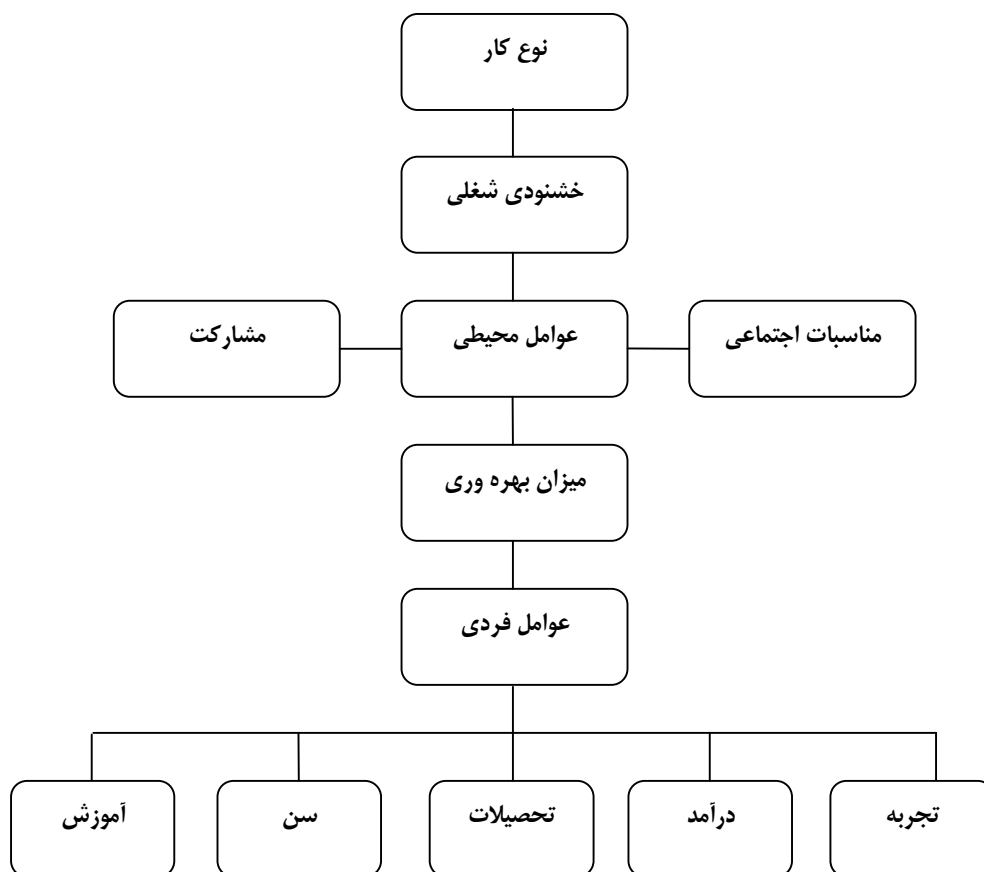
1. Array Approach
 2. Capital Budgeting
 3. Unit Cost Approach
 4. Malmquist

وری شامل: عوامل مدیریتی (ناشی از ضعف مدیریتی)، عوامل انسانی، عوامل تشکیلاتی و فنی، تلفات، نوآوری‌های طراحی محصول، خدمات پس از فروش، میزان استفاده از ظرفیت و هزینه‌های انرژی می‌باشد. عوامل بلند مدت نیز شامل: تغییرات فن آوری، ایجاد و توسعه محصولات جدید، روش‌های نوین تولید، روش‌ها و کانال‌های نوین بازاریابی، دسترسی به منابع مالی، تغییرات تکنولوژی، عقلایی کردن ساختار اقتصادی و بهره‌وری، موقعیت کسب و کار، چرخه رقابت، مقررات زیست محیطی و سیاست‌ها و قوانین دولت می‌باشد. به طور کلی می‌توان اجزای بهبود بهره‌وری را به صورت زیر بر شمرد:

مشارکت کارمندان، تشویق‌ها و انگیزش‌ها، سود سهمی، مالکیت اندازه‌گیری، نظارت، هدایت و رهبری، اهداف، ارتباط، کارگروهی، تشریک مساعی، تعلیم و تربیت، سبک زندگی، محیط کار، احترام، قابلیت رشد، طراحی شغلی، امنیت شغل، رضایت شغلی، انگیزش مثبت، برنامه ریزی، استقلال کاری، ساختار، شخصیت، آموزش و گسترش، تعهد به کیفیت، انعطاف پذیری و انگیزه.

از نگاه تئوریک، رشد بهره‌وری نیروی کار از دو منبع رشد سرمایه سرانه و ارتقای بهره‌وری کل عوامل بدست می‌آید. تکنیک‌های تولید سرمایه بر، بهره‌وری نیروی کار را افزایش داده و بهبود بهره‌وری کل عوامل تولید، به افزایش بهره‌وری نیروی کار کمک می‌کند. بهبود بهره‌وری کل عوامل تولید می‌تواند در نتیجه عواملی نظیر مدیریت بهتر منابع تولید (شامل تخصیص بهینه منابع و استفاده بهتر از منابع و امکانات موجود)، افزایش سرمایه انسانی (شامل ارتقای سطح بهداشت و سلامتی و افزایش سطح آموزش و مهارت نیروی کار) افزایش انگیزه نیروی کار بیشتر و بهتر، خلاقیت و نوآوری، اصلاح ساختار سنی، جنسی و شغلی نیروی کار و پیشرفت فناوری، رخ دهد. تکنیک‌های تولید کاربر نیز بهره‌وری سرمایه را افزایش داده و بهبود عوامل کل تولید به افزایش بهره‌وری سرمایه کمک می‌کند.

شکل (۱) ارتباط عوامل موثر بر بهره‌وری نیروی انسانی را نشان می‌دهد.



شکل (۱) ارتباط عوامل موثر بر بهره‌وری نیروی انسانی

تجربه نشان داده است کشورهای در راه توسعه و پیشرفت گوی سبقت را ربوده‌اند که از جنبه مدیریت خوب و بهره‌وری به سطوح بالایی رسیده‌اند. در این میان مردم آن کشورها نقش بسزایی داشته‌اند. با نگاهی به مسیر صعودی پیشرفت ژاپن می‌توانیم به این مهم پی ببریم. پس از جنگ جهانی دوم فجایع بزرگی که کشور ژاپن متحمل شد و اقتصاد و صنعت این کشور از بین رفت و شاهدیم که چگونه با صرفه‌جویی، انضباط و سخت‌کوشی، استفاده صحیح از امکانات باقی مانده موجود، به سبب برنامه‌ریزی و مدیریت صحیح و مهم‌تر از همه همکاری مستمر مردم در صحنه کار و کوشش، این کشور به چنان سطحی از اقتصاد و صنعت دست یافت که هم‌اکنون بدون تردید یکی

از قطب‌های اقتصادی و صنعتی بزرگ دنیا، یا در واقع یک قطب «فراصنعتی» محسوب می‌شود. گفتنی است که بهره‌وری سرانه کارمندان در ژاپن $7/4$ ساعت اعلام شده است. در حالی که کشور ما طبق پژوهشی که چند سال پیش توسط برنامه و بودجه انجام شده بود، متأسفانه سرانه کارمندان دولت از نیم ساعت کمتر اعلام شده است. تحقیقی که توسط «سازمان بهره‌وری آسیایی» (APO)^۱ در آسیا انجام گرفته است، شاهد بر این مدعا است. در ده سال گذشته ۶۰ درصد رشد اقتصادی ژاپن مرهون افزایش قدرت تولیدی (بهره‌وری) و ۴۰ درصد نتیجه افزایش و گسترش منابع تولید (در بخش‌های خدمات، صنعت، کشاورزی و بازرگانی) بوده است. در همین مدت ۱۰ درصد رشد اقتصادی هندوستان مولود افزایش قدرت تولیدی (بهره‌وری) و ۹۰ درصد ناشی از منابع تولید بوده است در صورتی که در سال انجام این مطالعه رشد اقتصادی ژاپن ۹ درصد و رشد اقتصادی هندوستان $3/5$ درصد بوده است.

شورای ملی بهره‌وری سنگاپور در یک بررسی در مورد بهره‌وری که در سال ۱۹۸۴ انجام شده، عنوان کرده است که نیمی از افزایش تولید ناخالص داخلی این کشور به دلیل ارتقای بهره‌وری کار در یک دوره زمانی ۱۷ ساله بوده است (۸۳-۱۹۹۶). برعکس، در فیلیپین $97/7$ درصد از افزایش تولید کل کشور بین سال‌های ۱۹۰۰ تا ۱۹۶۰ در اثر افزایش کمی عوامل تولید یعنی استفاده بیشتر از منابع بوده است. به عبارت دیگر، رشد اقتصادی این کشور در طی ۶۰ سال نتوانسته است به بهره‌وری متکی شود و به همین دلیل بسیار آسیب پذیر بوده است.

نرخ رشد بهره‌وری در اروپا، ژاپن و ایالات متحده آمریکا در سال ۲۰۰۷ پائین بوده است ($1/1$ درصد). رشد بهره‌وری نیروی کار در ایالات متحده آمریکا ادامه پیدا کرد و به $1/5$ و $2/5$ درصد رسید. نرخ رشد بهره‌وری برای اروپا و ژاپن به $1/4$ درصد رسید. در مقایسه با سال ۲۰۰۶، اروپا در سال ۲۰۰۷ از نرخ کند رشد بهره‌وری نیروی کار خود زیان دید. در حالی که نرخ رشد اشتغال به صورت شتابان و به طور هم‌زمان با نرخ رشد تولید در سال ۲۰۰۷ افزایش می‌یافت. علاوه بر این اصلاحات در بازار نیروی کار و بازار تولیدات بخش خدمات به صورت آرام انجام می‌شد.

در سال ۲۰۰۷ رشد بهره‌وری ایالات متحده آمریکا به کشورهای اروپایی نزدیک بود؛ مثل آلمان (۱ درصد) و فرانسه (۰/۶ درصد). تنها پنج کشور (اتریش، فنلاند، یونان، ایرلند و انگلیس) شاهد رشد نرخ بهره‌وری بیشتر از آمریکا بودند. انگلیس رکورد رشد بهره‌وری نیروی کار را در کشورهای EU-15^۲ از آن خود کرد، که نرخ رشد در آن ۲/۵ درصد بود و این امر منجر به رشد سریعی در تولید ناخالص داخلی آن کشور شد (۳/۱ درصد). در صورتی که بهبود ناچیزی در ساعات کار (تنها ۰/۲ درصد) گزارش شد.

برای کشورهای BRIC^۳ رشد متوسط بهره‌وری در بین سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۰۷، ۷/۶ درصد بوده است. بین سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۰۵ رشد شتابانی به میزان ۷/۵ درصد داشته که در سال ۲۰۰۶ به ۷/۹ درصد رسیده است. در سال‌های ۲۰۰۷ این رقم به ۸/۳ درصد ارتقا یافت. بیشتر سهم این عملکرد مربوط به کشور چین می‌شود.

عملکرد اقتصادی در کشورهای BRIC متفاوت بوده است. این تفاوت‌ها در نتیجه اختلافات زیادی است که در رشد بهره‌وری وجود داشته است. رشد بهره‌وری نیروی کار برای سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۰۷، ۰/۳ درصد در برزیل، و ۱۰/۵ درصد در هند گزارش شد. رشد تولید ناخالص داخلی در چین ۳ درصد و در برزیل ۱۱/۶ درصد بوده است. رشد اشتغال در روسیه کمتر از همه بود (۰/۶ درصد برای سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۰۷). چین در رده دوم از آخر قرار می‌گیرد (۱ درصد) و برزیل که بیشترین رشد را تجربه کرده بود. نرخ رشدی معادل ۲/۷ درصد داشت. این نرخ برای هند ۲/۵ درصد گزارش شده است.

هدف اساسی مقاله حاضر، تخمین بهره‌وری و عوامل تولید شرکت بهره‌بردار نفت و گاز کارون است. با استفاده از تابع تولید برآورد شده، روابط بین عوامل مختلف تولید و مقدار تولید نفت بررسی و تفسیر می‌شود. افزون بر این، میزان تأثیر هر کدام از نهادها بر تولید، حساسیت تولید نسبت به هریک از عوامل تولید و بازده نسبت به

۱. اتریش، بلژیک، دانمارک، فنلاند، فرانسه، آلمان، یونان، ایرلند، ایتالیا، لوگزامبورگ، هلند، پرتغال، اسپانیا، سوئد و انگلیس
۲. برزیل، روسیه، هند و چین

مقیاس عوامل تولید، مورد بررسی قرار می‌گیرد.

پس از مقدمه و در بخش دوم شرکت بهره‌برداری نفت و گاز کارون معرفی می‌شود و در بخش‌های سوم و چهارم پیشینه و روش پژوهش مورد بحث و بررسی قرار می‌گیرد. بخش پنجم به معرفی و آزمون پایایی متغیرهای الگو، برآورد انواع توابع، بهره‌وری و انتخاب الگوی مناسب، اختصاص دارد. بخش ششم به جمع‌بندی و نتیجه‌گیری می‌پردازد.

۳- پیشینه پژوهش

در زمینه تخمین بهره‌وری و عوامل تولید بخش‌های مختلف اقتصاد، صنایع متعدد و بنگاه‌های گوناگون مطالعات فراوانی انجام شده است. این بخش مرور مختصری بر تخمین توابع تولید صنایع مختلف دارد.

واکفورد (۲۰۰۴)^۱، در مطالعه رابطه بین بهره‌وری نیروی کار، متوسط دستمزد واقعی و نرخ بیکاری را در آفریقای جنوبی در سطح کلان و با استفاده از تکنیک‌های سری زمانی اقتصادسنجی مورد بررسی قرار داده است. شواهد نشان از یک تغییرات ساختاری در دهه ۱۹۹۰ دارد و این تغییرات در مرحله اول با اثرات منفی بر سطح اشتغال همراه بوده و سپس از طریق دستمزد و بهره‌وری نیروی کار ظاهر شده است و نیز رابطه‌ای بلندمدت بین دستمزد واقعی و بهره‌وری وجود داشته است.

کشش بلندمدت دستمزد - بهره‌وری به میزان ۰/۵۸ نشان می‌دهد که بهره‌وری سریع‌تر از دستمزدها رشد یافته است. به عبارت دیگر، در بلندمدت یک درصد افزایش در بهره‌وری منجر به افزایش تقریباً ۵۸ درصد دستمزد واقعی می‌شود و این نشان از تغییرات سریع‌تر تکنولوژی و اثر آن بر بهره‌وری نیروی کار دارد و از جانب دیگر سهم نیروی کار از تولید ناخالص داخلی نسبت به سهم سرمایه در گذشته کاهش یافته و به عبارتی در این ساختار سرمایه‌بری و کاراندوزی جایگزین کاربری و سرمایه‌اندوزی گردیده است. همچنین در کوتاه‌مدت در رابطه علت دستمزدهای

1. Wakeford, Jeremy. 2004

واقعی اثر منفی بر بهره‌وری داشته؛ اما بهره‌وری اثری بر دستمزد نداشته است و در نهایت این که عملکرد رشد اقتصادی در دهه گذشته متوسط بهره‌وری (دستمزد واقعی) را سرعت بخشید و این شرایط بر سطح اشتغال اثر منفی داشته است. پیتروهارتلی و روبین سیکلس (۲۰۰۴)^۱، در تحقیقی که در دانشگاه هوستون جهت مرکز مطالعات اقتصاد سیاسی امریکا انجام شده تابع تولید در عربستان به شرح زیر تخمین زده شد:

$$v_t(N_t, CP_t) = \text{Max}_{X_t, dN_t} \{r(X_t) - C(X_t, dN_t, W_t, N_t) + \beta v_{t+1}(N_{t+1}, CP_{t+1})\}$$

که در آن علائم اختصاری به کاررفته به شرح زیر است:

N تعداد چاههای موجود در حال حفاری، W مقدار آب تزریقی، X مقدار تولید نفت برحسب میلیون بشکه در روز، dN چاههای جدید در حال حفاری، CP تولید اضافی (تراکمی) که بستگی به سیاست دولت دارد، β یک ضریب و α تابع درآمد می‌باشد.

خلیفه قالی (۲۰۰۴)^۲ در تحقیقی تحت عنوان "رابطه مصرف انرژی و رشد اقتصادی در کانادا با استفاده از تجزیه و تحلیل هم‌گرایی و مدل اقتصاد سنجی WEC" به این نتیجه می‌رسد که ۱۵/۸٪ رشد تولید در کانادا به علت افزایش استفاده از انرژی است. وی در مدل خود از تابع تولید نئوکلاسیک زیر استفاده می‌کند که متغیرهای آن شامل:

Y_t تولید واقعی، K سرمایه، L سطح اشتغال و E کل انرژی مصرفی است. نتایج تست علیت گرنجر نشان می‌دهد که یک رابطه علی دوطرفه بین رشد GDP و مصرف انرژی وجود دارد.

سه فاکتور سرمایه، سطح اشتغال و انرژی بیش از ۵۱٪ تغییرات رشد را توضیح می‌دهند و ۴۹٪ مربوط به سایر عوامل می‌باشد. تاثیر سرمایه بر رشد به میزان ۲۸/۹۳۰ می‌باشد که بیشتر از بقیه عوامل بوده و تاثیر انرژی و سطح اشتغال بر رشد اقتصادی به ترتیب ۱۵/۸٪ و ۷/۴٪ می‌باشد.

اکبر کمیجانی و جواد صلاحی (۱۳۸۶)، در بررسی عوامل موثر بر بهره‌وری کل عوامل تولید در صنایع معدنی ایران ضمن مروری بر مبانی نظری مدل‌های رشد در

1. Peter Hartly, Robin C. Sickles (2004)
2. Kalifa. Ghali, *Energie Economics* 26(2004), page 225-238

و نزا: اثر گذاری سرمایه انسانی، تحقیق و توسعه، فناوری اطلاعات و ارتباطات و صادرات بر رشد اقتصادی و بهره‌وری کل عوامل تولید با بهره‌گیری از مطالعات تجربی صورت گرفته در این خصوص، در سه بخش تولید محصولات اولیه آهن و فولاد، تولید محصولات اساسی آلومینیومی و تولید محصولات اساسی در دوره (۱۳۸۵-۱۳۷۳) ضمن برآورد موجودی سرمایه فیزیکی اقدام به برآورد تابع تولید و محاسبه رشد بهره‌وری کل عوامل تولید گردید. ملاحظه گردید کثرت سرمایه فیزیکی بیشترین مقدار کثرت نهاده در تولید را داشته و کثرت هزینه تحقیق و توسعه و فناوری اطلاعات و ارتباطات بسیار کوچک بوده و کثرت صادرات و سرمایه انسانی معنی‌دار نمی‌باشد. نرخ رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در هر سه بخش مورد مطالعه روندی مشابه داشته و در چهار سال ۸۵،۸۳،۷۹،۷۵ دارای رشدی مثبت و در بقیه سال‌ها منفی می‌باشد.

داریوش وافی نجار (۱۳۸۵)، در بررسی بهره‌وری کل عوامل در بخش نفت و گاز ایران تخمین تابع تولید بخش نفت و گاز طی دوره ۱۳۷۹-۱۳۵۷، نشان می‌دهد که سهم عامل سرمایه در تولید این بخش به طور متوسط برابر ۰/۵۶ و سهم نیروی کار، برابر ۰/۳۷ بوده است. این نتایج، برای محاسبه بهره‌وری کل این بخش با استفاده از رویکرد سولو به کار رفته‌اند. بررسی نتایج نشان می‌دهد که بخش عمده‌ای از رشد ارزش افزوده بخش نفت، به رشد (مثبت یا منفی) بهره‌وری طی سال‌های مختلف وابسته است و نهاده نیروی کار و سرمایه سهم اندکی در تامین این رشد دارند که البته این فرآیند برای صنعت نفت و صنایع مشابه که از ارزش ذاتی مخازن نفتی سود می‌برند، امری طبیعی است. لذا عامل تکنولوژی‌های نوین در جلوگیری از افت تولید مخزن و میزان ذخایر، از جمله عواملی‌اند که لازم است در مطالعات مربوط به تجزیه عوامل مؤثر بر بهره‌وری این بخش، مورد توجه قرار گیرند.

آرش پرویزی (۱۳۸۴) در پایان نامه خود به نام (تخمین تابع تولید نیروگاه رامین اهواز) تابع تولید کاب - داگلاس را به صورت ذیل برای این نیروگاه تخمین زده است:

$$R^2 = 0/995$$

$$D_w = 1/8325$$

و براساس 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 بلند مدت باروش OLS به ترتیب ۰/۱۵۸، ۰/۶۴۷ و ۰/۳۳۹ و با روش یوهانسن و جوسیلیوس 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 کوتاه مدت 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.

ناصرخیابانی و داریوش وافی نجار (۱۳۸۴) در پژوهش برای موسسه مطالعات انرژی تحت عنوان "بررسی تاثیر بهبود فناوری تولید بر ارتقاء بهره‌وری در فعالیت‌های بالادستی صنعت نفت با استفاده از یک مدل اقتصاد سنجی" با استفاده از یک رابطه بهینه یابی تابع هزینه تولید استخراج گردید و با تخمین این تابع برای دوره ۱۳۸۲-۱۳۴۷ با استفاده از روش IV سهم هریک از عوامل تکنولوژی تجمعی و استخراج هزینه تولید نفت در ایران تخمین زده شده است. معادله تابع هزینه متوسط برای بخش نفت و گاز در ایران و با در نظر گرفتن دو سناریو برای استفاده از تکنولوژی تصریح تخمین زده شده:

سناریوی اول: با در نظر گرفتن فرآیند کامل پیشرفت جهانی و با فرض این که از آخرین تکنولوژی روز دنیا استفاده گردد:

$$\log(AC_t) = 1.26 + 2.33 \log(QS_t) - 1.32 \log(Q_t) - 0.517 \log(NI_t) - 0.15 \log$$

(-0.35) (3.9) (-10.6) (-0.51) (-6.9)

$$+ 0.15 \text{DUM } 7382 * T - 3.2 \text{DUM } 7382 + 0.34 \text{DUM } 5354 - 0.45 \text{D70}$$

(5.3) (-2.9) (1.99) (-2.1)

در تابع فوق AC_t هزینه متوسط واقعی تولید سالانه نفت و گاز در شرکت ملی نفت ایران، QS_t تولید تجمعی نفت و گاز، Q_t تولید نفت و گاز، NI_t تکنولوژی انباشته اکتشاف و تولید نفت و گاز در جهان، T متغیر روند، DUM متغیر موهومی، علامت تمامی متغیرها مطابق انتظار می‌باشد. اما متغیر تکنولوژی طی دوره بی معنا شده است. ضریب

تخمین برای تکنولوژی بیانگر میزان تاثیرگذاری متغیر تکنولوژی در کاهش هزینه متوسط است.

سناریوی دوم: با ثابت در نظر گرفتن تکنولوژی اکتشاف در دنیا نتایج نشان داد که تابع هزینه متوسط تولید نفت طی سالهای ۶۰-۸۲ هیچگونه تاثیر معناداری از تکنولوژی نمی پذیرد و لذا فرآیند تکنولوژی از سال ۱۳۶۰ به بعد ثابت در نظر گرفته شده است که با واقعیات استخراج سازگار است، نتایج تخمین زیر حاصل شد:

$$\log(AC_t) = 15.18 + 5.17 \log(QS(-1)) - 1.19 \log(Q_t) - 3.15 \log(NF_t) - 0.24 * T$$

| | | | | | |
|---|---------|-------|--------------|--------|---------|
| t | (-1.63) | (2.9) | (-10) | (-1.7) | (-4.91) |
| | | | $R^2 = 0.92$ | | D.W=1.8 |

که در آن متغیر NF_t شاخصی است از مجموع پیشرفت‌های تکنولوژی جهانی در بخش نفت و گاز که در دوره مذکور برای ایران از سال ۱۳۶۰ به بعد ثابت در نظر گرفته شده است.

نتایج مدل نشان می‌دهد که کلیه ضرائب تخمین معنادار و علامت‌ها موافق تئوری می‌باشند. ضریب تولید تجمعی برابر با ۵/۱۷ بدست آمده که بیانگر شدت استفاده از منابع نفتی طی دوره مورد بررسی است. افزایش یک درصد در تولید تجمعی نفت موجب می‌گردد که هزینه متوسط تولید نفت به میزان ۵/۱۷ درصد افزایش یابد. از طرف دیگر تغییرات تولید تجمعی نرخ تخلیه سازی منابع را مشخص می‌سازد. با این تعبیر یک درصد تخلیه سازی منابع نفتی ایران ۵/۱۷ درصد افزایش هزینه به دنبال خواهد داشت. ضریب متغیر تولید نفت منفی و برابر ۱/۱۹- است. علامت منفی نشانگر همان ویژگی وجود بازده صعودی نسبت به مقیاس منابع پایان پذیر است که در ایران به عواملی نظیر ناکافی بودن سرمایه گذاری در دهه شصت و اوایل دهه ۷۰ و همچنین محدودیت در عرضه به دلیل سهم اوپک نیز مرتبط بوده است و چنانچه تولید یک درصد افزایش یابد، هزینه متوسط تولید به طور متوسط ۱/۱۹- درصد کاهش خواهد یافت. ضریب تکنولوژی برابر ۳/۵- بدست آمده است، تکنولوژی برای سال‌های ۱۳۶۰ به بعد ثابت در نظر گرفته شده است و هیچ ارتباط معناداری میان تغییرات هزینه و روند

تکنولوژی انباشته دنیا در بخش نفت و گاز طی سال‌های ۸۲-۶۰ مشاهده نگردید. زیرا انتظار بر آنست که اثرات تکنولوژی در کاهش هزینه و ارتقاء بهره‌وری تولید نمایان گردد.

داریوش وافی نجار (۱۳۷۵) تحقیقی با عنوان "تحلیل اثر نهاده‌های انرژی و تخمین تابع تولید انرژی برای ایران طی سال‌های ۱۳۷۲-۱۳۴۷ انجام داده است که در بخش صنعت تخمین زیربرآورد گردیده است:

$$\log VAI_t = 0.61 + 0.77 \log E_t + 0.14 \log K_t + 0.33 \log L_t$$

t (1.05) (26) (3.4) (1.97)

$$R^2 = 0.98 \quad D.W = 1.878$$

که در آن VAI_t ارزش افزوده بخش صنعت، E مصرف انرژی در بخش صنعت، K سرمایه‌گذاری و L نیروی کار می‌باشد، عبارات داخل پرانتز آماره t می‌باشد که در سطح ۰/۰۵ معنادار هستند.

۴- روش تحقیق

این پژوهش از نوع عملی - پژوهشی است که به کشف و تفسیر روابط بین متغیرهای مربوط می‌پردازد. از طرفی دیگر، پژوهشی کاربردی است که نتایج آن می‌تواند به منظور بهبود شرایط و برنامه تولید مورد استفاده قرار گیرد. داده‌های این پژوهش بر اساس مطالعات کتابخانه‌ای است. جامعه آماری این پژوهش شرکت بهره‌برداری نفت و گاز کارون در دوره زمانی ۱۳۸۷-۱۳۶۵ است. داده‌ها و اطلاعات آماری مورد استفاده در این پژوهش، داده‌های ثانویه است که به صورت سالانه است و از صورت‌های مالی شرکت بهره‌برداری نفت و گاز کارون و امور کارکنان وزارت نفت و اداره شاخص‌های اقتصادی مرکز آمار ایران استخراج شده است.

داده‌های مربوط به نیروی کار نیز، از سوی محقق جمع‌آوری شده و بر اساس پایه حقوقی همگن سازی 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 پژوهشگر با استفاده از میزان سرمایه‌گذاری اولیه شرکت بهره‌برداری نفت و گاز کارون و سری زمانی از

میزان سرمایه‌گذاری در هر سال و با توجه به شاخص قیمت ماشین آلات (زیر بخش شاخص قیمت عمده فروشی کالاها)^۱ 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، از این رو، لازم است که ضریبی برای تعدیل سرمایه و اندازه‌گیری میزان واقعی ارزش سرمایه صرف شده در فرآیند تولید در نظر گرفته شود. این ضریب به عنوان عامل ظرفیت یا نرخ کاربرد شاخص نسبت به محصول واقعی به محصول بالقوه است.^۲ 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.

داده‌های متغیرهای مورد بحث در این پژوهش به صورت سری زمانی است. با استفاده از این داده‌ها و به کارگیری روش‌های اقتصادسنجی، رابطه میان مقدار تولید نفت و نهاده‌های کار و موجودی سرمایه در شرکت بهره‌برداری نفت و گاز کارون در قالب تابع تولید نفت برآورد و نتایج تجزیه و تحلیل می‌شود. در این پژوهش از تجزیه و تحلیل رگرسیونی با استفاده از روش‌های نوین اقتصادسنجی و نرم افزار Eviews برای برآزش و تجزیه و تحلیل داده‌ها استفاده شده است. در این روش، از آزمون ریشه واحد دیکی - فولر تعمیم یافته، مرتبه جمعی بودن متغیرهای دخیل در الگو تعیین می‌شود. سپس، با استفاده از روش‌های هم جمعی انگل - گرنجر روابط بلند مدت، کوتاه مدت و ضریب تعدیل برآورد می‌شود. در این پژوهش توابع تولید مختلف تخمین زده می‌شوند و پس از آزمون‌های مختلف نتایج مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرند.

۵- نتایج تجربی

درالگوی تابع تولید، LY نشانگر لگاریتم میزان تولید سالانه شرکت بر حسب بشکه درسال به عنوان متغیر وابسته است. متغیر مستقل عبارتند از: C نشانگر عرض از مبدا، L نیروی کار بر حسب نفر - ساعت، K سرمایه بر حسب میلیارد تومان، E انرژی بر حسب

1. Whole sale price index(WPI)

۲. صادقی، عمادزاده، ۱۳۸۲

مگاوات ساعت در سال، LL لگاریتم متغیر L، LK لگاریتم متغیر K و LE لگاریتم متغیر E و LLLK حاصل ضرب متغیرهای LK و LKLE حاصل ضرب متغیرهای LK و LE و LLLLE حاصل ضرب متغیرهای LL و LE است، داده‌های آماری به صورت سری زمانی سالانه ۱۳۸۷-۱۳۶۵ است. موجودی سرمایه با استفاده از شاخص عمده فروشی زیر بخش ماشین آلات به قیمت سال پایه (۱۳۷۶)، محاسبه شده است، در این پژوهش هر جا که از تابع لگاریتمی استفاده شده، منظور تابع لگاریتم طبیعی است.

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.

خلاصه نتایج آزمون‌های یاد شده در سطح و تفاضل اول سری‌های زمانی الگو، در جدول (۱) ارائه شده است. براساس 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 تفاضل اول متغیرها نشان می‌دهد که فرضیه‌های ناپایایی تمام متغیرها پس از یک بار تفاضل گیری رد می‌شوند. بنابراین براساس 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.

1. Stationary
 2. Non stationary
 3. cointegration
 4. Augmented Dickey – Fuller Unit Root Test (ADF)

جدول (۱) نتایج آزمون ADF بر داده‌های سری زمانی

| نام متغیر | آماره T دیکی- فولر | مقدار بحرانی مک کینون | عرض از مبدأ | روند | وقفه | نتیجه |
|-----------|-------------------------|--------------------------|----------------|-------|------|--------|
| Q | -۲.۱۳۳۸۳۷ | -۳.۶۳۳۰ | دارد | دارد | ۰ | ناپایا |
| DQ | -۳.۷۱۹۱۲۵ | -۳.۶۴۵۴ | دارد | دارد | ۰ | پایا |
| L | -۲.۲۰۱۴۴۳ | -۳.۶۴۵۴ | دارد | دارد | ۱ | ناپایا |
| DL | -۳.۷۷۴۰۴۴ | -۳.۶۵۹۱ | دارد | دارد | ۱ | پایا |
| K | -۲.۴۳۹۲۸ | -۳.۶۳۳۰ | دارد | دارد | ۰ | ناپایا |
| DK | -۴.۳۹۷۶۰۱۸ | -۳.۶۴۵۴ | دارد | دارد | ۰ | پایا |
| F | -۴.۱۷۰۲۷۸ | -۱.۹۵۷۴ | ندارد | ندارد | ۰ | ناپایا |
| DF | -۲.۰۶۹۳۷ | -۱.۹۵۸۳ | ندارد | ندارد | ۰ | پایا |
| LQ | ۲.۲۹۴۲۱۷ | -۱.۹۵۷۴ | ندارد | ندارد | ۰ | ناپایا |
| DLQ | -۲.۹۷۶۵۹۹ | -۱.۹۵۸۳ | ندارد | ندارد | ۱ | پایا |
| LL | ۲.۹۴۷۳۱۸ | -۱.۹۵۷۴ | ندارد | ندارد | ۰ | ناپایا |
| DLL | -۲.۰۳۳۲۵۰ | -۱.۹۵۸۳ | ندارد | ندارد | ۱ | پایا |
| LK | -۲.۵۵۲۷۲۰ | -۳.۶۳۳۰ | دارد | دارد | ۰ | ناپایا |
| DLK | -۵.۱۲۸۴۷۳ | -۳.۶۴۵۴ | دارد | دارد | ۱ | پایا |
| LF | -۰.۴۰۵۷۳۰ | -۳.۶۴۵۴ | دارد | دارد | ۱ | ناپایا |
| DLF | -۳.۷۸۶۶۵۲ | -۳.۶۵۹۱ | دارد | دارد | ۱ | پایا |
| LLLK | -۲.۳۱۸۹۱۳ | -۳.۶۳۳۰ | دارد | دارد | ۰ | ناپایا |
| DLLLK | -۴.۲۹۵۶۷۹ | -۳.۶۴۵۴ | دارد | دارد | ۱ | پایا |
| LLLF | ۶.۱۱۴۴۹۷ | -۱.۹۵۷۴ | ندارد | ندارد | ۰ | ناپایا |
| DLLLF | -۱.۹۶۴۴۱۸ | -۱.۹۵۸۳ | ندارد | ندارد | ۱ | پایا |
| LKLF | -۱.۳۹۹۹۲۸ | -۳.۶۳۳۰ | دارد | دارد | ۰ | ناپایا |
| DLKLF | -۵.۳۴۲۱۱۲ | -۳.۶۴۵۴ | دارد | دارد | ۱ | پایا |
| LK2 | -۲.۵۴۷۲۱۴ | -۳.۶۳۳۰ | دارد | دارد | ۰ | ناپایا |
| DLK2 | -۵.۱۲۳۳۰۲ | -۳.۶۴۵۴ | دارد | دارد | ۱ | پایا |
| LL2 | ۲.۸۴۸۸۵۶ | -۱.۹۵۷۴ | ندارد | ندارد | ۰ | ناپایا |
| DLL2 | -۱.۹۷۵۰۰۰ | -۱.۹۵۸۳ | ندارد | ندارد | ۱ | پایا |
| LF2 | -۰.۳۷۴۵۰۲ | -۳.۶۴۵۴ | دارد | دارد | ۱ | ناپایا |
| DLF2 | -۳.۷۵۳۶۹۸ | -۳.۶۵۹۱ | دارد | دارد | ۱ | پایا |

منبع: نتایج پژوهش

در این بخش شکل لگاریتمی توابع تولید کاب داگلاس^۱، متعالی^۲، ترانسلوگ^۳ به صورت معادلات (۱) تا (۳) به روش حداقل مربعات معمولی تخمین زده و نتایج مربوطه ارائه می‌شود:

(۱) تابع کاب- داگلاس

$$y = AL^\alpha K^\beta F^\gamma$$

$$Lny = +0.6450LL + 0.1557LK + 0.5522LE + AR(1)$$

(۲) تابع تولید متعالی

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

$$Ly = 0.54LL + 1.74LK - 0.94LE - (0.000189)L$$

$$- (2.51 * 10^{-13})K - (2.66 * 10^{-9})E$$

(۳) تابع تولید ترانسلوگ

$$Ly = C + \alpha_1 Lk + \alpha_2 Ll + \alpha_3 LE + \lambda_{LK} LL.LE +$$

$$\lambda_{KF} LK.LE + \lambda_{LF} LL.LE + \frac{1}{2} \lambda_L (LK)^2$$

$$+ \frac{1}{2} \lambda_{LK} (LK)^2 + \frac{1}{2} \lambda_{LF} (LE)^2$$

$$Ly = -2.6LL + 25.26LK - 32.26LE + 1.64LE^2 + 0.208LL^2 - 0.855LK^2$$

نتایج تخمین معادله ۲ تابع تولید متعالی نشان می‌دهد که علی‌رغم این که ضریب متغیر LK معنی دار می‌باشد ولی ضریب متغیرهای K, LE, LL دارای علامت مورد انتظار نیستند.

بر اساس نتایج حاصل از برآورد تابع تولید کاب - داگلاس کلیه ضرایب در سطح احتمال خطای یک درصد معنی دار و علامت‌های متغیرهای مدل سازگار با تئوری هستند. هم‌چنین بر اساس نتایج آزمون‌های تشخیص فروض کلاسیک (جدول ۲)، جمله پسماند تابع تولید کاب- داگلاس به لحاظ خود هم بستگی، فرم تبعی، نرمال بودن

1. Cobb-Douglass
2. Trancendental
3. Trancendental logarithmic

توزیع و واریانس همسانی همه شرایط کلاسیک را دارد.

جدول (۲): نتایج برآورد توابع تولید

| نوع تابع | کاب-داگلاس | متعالی | ترانسلوگ |
|-------------------------|----------------------------------|------------------------------------|------------------------------------|
| متغیر وابسته | LQ | LQ | LQ |
| متغیر مستقل | | | |
| C | - | - | - |
| LK | 0.155777 (1.180768) 0.0031 | 1.74 (5.436963) 0.0000 | 25.26903 (4.779340) 0.0002 |
| LL | 0.645019 (4.144678) 0.0006 | 0.545182 (1.821386) 0.0862 | -2.634095 (-0.645160) 0.5274 |
| LE | 0.552417 (3.166635) 0.0053 | -0.943496 (-2.987134) 0.0083 | -32.26936 (-5.855901) 0.0000 |
| K | - | -2.51E-13 (-5.687160) 0.0000 | - |
| L | - | -0.000189 (-0.697742) 0.4948 | - |
| E | - | 2.66E-09 (3.538751) 0.0025 | - |
| LLLK | - | - | - |
| LLLF | - | - | - |
| LKLF | - | - | - |
| LK2 | - | - | -0.855112 (-4.787718) 0.0002 |
| LL2 | - | - | 0.208749 (0.762592) 0.4562 |
| LE2 | - | - | 1.640311 (5.892898) 0.0000 |
| R ² | 0.919 | 0.958 | 0.965 |
| ADJUSTED R ² | 0.905 | 0.946 | 0.955 |
| DW | 2.216 | 1.079 | 1.300 |

روش آزمون انگل-گرنجر (EG) وانگل-گرنجر تعمیم یافته (AEG) به این صورت است که باید رگرسیون مربوط به روش OLS برآورد شود و جملات پسماند به دست آمده را به روش دیکی-فولر (DF) یا دیکی-فولر تعمیم یافته (ADF) از نظر پایایی آزمون کرد. اگر جملات پسماند پایا باشند، آنگاه نتیجه می‌شود که متغیرهای مورد بحث هم جمع هستند.

قدم اول در انجام آزمون هم‌جمعی انگل گرنجر آن است که مرتبه جمعی بودن متغیرهای الگو تعیین و اطمینان حاصل شود که همگی (۱) هستند. برای این منظور، از آزمون ریشه واحد دیکی - فولر استفاده می‌کنیم. نتایج کامپیوتری به دست آمده با نرم افزار Eviews در جدول (۱) به صورت خلاصه آمده است. نتایج حاکی از آن است که متغیرهای الگو همگی در سطح اطمینان ۹۹ درصد از درجه یک، یعنی (۱) هستند. در قدم دوم، رابطه (۲) 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.

مقادیر جملات پسماند رابطه (۱) را که به روش OLS برآورد شده است بدست می‌آوریم. سپس وجود ریشه واحد در جملات پسماند رگرسیون آزمون می‌شود که نتایج در جدول ۳ آمده است، همان طور که نتایج نشان می‌دهد آماره $t = -4.995440$ می‌باشد و کمیت بحرانی آماره دیکی-فولر در سطح اطمینان ۹۵ درصد برابر با -1.9583 است. پس فرضیه صفر وجود ریشه واحد (ناپایایی) جملات پسماند رد می‌شود، به عبارت دیگر جملات پسماند پایا هستند. بنابراین نتیجه می‌گیریم که یک رابطه تعادلی بلند مدت بین متغیرهای الگوی تابع تولید وجود دارد و رگرسیون برآورد شده کاذب نیست.

این رابطه تعادلی بلند مدت که توسط نرم افزار Eviews برآورد شده و در رابطه ۱ گزارش شده عبارت است از :

$$Ly = 0.645019LL + 0.155777LK + 0.552417LE + (.997955AR(1))$$

T (564.3) (3.16) (1.18) (4.14)

$R^2 = 0.919239$ $R^{-2} = 0.905779$ F=68.293 DW= 2.2168

ملاحظه می‌شود که تمامی ضرایب در سطح اطمینان ۹۱ درصد معنی دارند و دارای علائم سازگار با مبانی نظری هستند. ضریب تعیین R^2 برابر با ۹۰ درصد است که نشان دهنده قدرت توضیح دهنده‌گی بالای الگو است.

مجموع سهم نیروی کار و سرمایه و انرژی از تولید برابر مجموع $(0.64 + 0.15 + 0.55 = 1.34)$ است. با توجه به مقدار ۱.۳۴ احتمال داده می‌شود که در دوره مورد مطالعه (۱۳۸۷-۱۳۶۵) تولید در شرکت بهره‌برداری نفت و گاز کارون از بازدهی فراینده 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.

$$H_0: \alpha + \beta + \gamma = 1 \quad (\text{تولید ازبازدهی ثابت برخوردار است})$$

$$H_1: \alpha + \beta + \gamma \neq 1 \quad (\text{تولید ازبازدهی ثابت برخوردار نیست})$$

نتایج آزمون والد در جدول (۴) گزارش شده است.

با توجه به نتایج فوق $F = 0.001539$ و سطح احتمال خطای محاسبه شده $Pr ob = 0.9691$ است. بنابراین فرض H_0 ، یعنی بازده ثابت نسبت به مقیاس، رد می‌شود. به عبارتی دیگر با توجه به این که $\alpha + \beta + \gamma = 1.34$ است، می‌توان گفت که در شرکت نفت و گاز کارون بازده نسبت به مقیاس صعودی و برابر ۱.۳۴ است.

اکنون 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 توضیح دهنده 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 ارائه شده، توسط نرم افزار Eviews به شرح زیر گزارش می‌شود:

$$D(Ly) = 0.42D(LL) + 0.11D(LK) + 0.31D(LE) - 0.20ECM(-1)$$

| | | | |
|--------|---------|---------|---------|
| T: | (3.27) | (0.400) | (2.21) |
| Prob : | (0.004) | (0.003) | (0.040) |

$$R^2 = 0.9005 \quad \bar{R}^2 = 0.8947 \quad DW = 1.84 \quad F = 3.78[0.000]$$

همان گونه که ملاحظه می‌شود، کلیه ضرایب الگو کاملاً معنی دارند. ضریب تعیین R^{-2} برابر با 89 درصد است که نشان دهنده قدرت توضیح دهنده‌گی بالای الگو است. ضریب جمله تصحیح خطا (ECT) برابر با -0.20 است، یعنی 20 درصد از عدم تعادل در هر دوره تعدیل می‌شود. مقایسه ضرایب عوامل تولید در تابع کوتاه مدت و بلند مدت نشان می‌دهد که تفاوت فاحشی بین آنها وجود ندارد. همان طور 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 تاثیر معنی داری بر تولید ندارد، هم چنان که در بلند مدت تاثیر آن نیز کم بود.

اگر فرض کنیم رشد تولید به صورت پیوسته باشد طبق تعریف نرخ رشد، اگر Y تابعی از زمان به صورت $y=f(t)$ باشد، خواهیم داشت:

$$\rho = \frac{\dot{y}}{y} = r$$

در واقع \dot{y} نرخ تغییر تابع Y است و $\frac{\dot{y}}{y}$ نرخ تغییر یک واحد Y یعنی نرخ رشد r است؛ اما اگر توجه شود رابطه فوق یک معادله دیفرانسیل است پس داریم:

$$\frac{dy/dt}{y} = r \Rightarrow \frac{dy}{y} = r \cdot dt$$

این یک معادله دیفرانسیل جداست:

$$Lny = rt + Lnc$$

$$Ln \frac{y}{c} = r \cdot t \Rightarrow y = ce^{rt}$$

و اگر فرض کنیم در $t = 0$ ، $y = y_0$ داریم:

$$y = y_0 e^{rt}$$

از آنجایی که قیمت دلار در سال‌های دهه ۶۰ دارای نرخ‌های متفاوتی بوده، لذا نرخ رشد در طی برنامه سوم محاسبه می‌گردد. قیمت نفت در سال ۷۸ معادل ۱۹/۹ دلار و در سال ۸۷ معادل ۷۵/۲ دلار. پس خواهیم داشت:

$$t=9, y_0=y_{87}, y=y_{78}$$

تخمین مدل عوامل تولید و بهره‌وری شرکت بهره‌برداری نفت و گاز کارون _____ ۱۷۳

$$Y_{78} = \frac{\text{قیمت دلار به ریال} * \text{قیمت نفت در سال ۷۸ به دلار} * (\text{مقدار تولید در سال ۷۸})}{\text{نفر ساعت نیروی انسانی}} = \frac{338048000 * 19/9 * 865}{3621888}$$

$$Y_{87} = \frac{\text{قیمت دلار به ریال} * \text{قیمت نفت در سال ۸۷ به دلار} * (\text{مقدار تولید در سال ۸۷})}{\text{نفر ساعت نیروی انسانی}} = \frac{380541045 * 75/2 * 943}{3614976}$$

مقادیر بدست آمده را با شاخص مصرف کننده (CPI) به قیمت ثابت سال WF تبدیل می‌کنیم. لذا بدست خواهد آمد: $Y_{78}=120695$ و $Y_{87}=16692$ پس خواهیم داشت:

$$\frac{Ln y_t - Ln y_{t-1}}{t} = r Ln e$$

و از معادله فوق آنتی لگاریتم می‌گیریم و سپس قسمت اعشاری را اگر در صد ضرب کنیم، متوسط نرخ رشد بهره‌وری نیروی انسانی در طی سالهای ۷۸-۸۷ بدست می‌آید.

$$r=1/083$$

بنابراین متوسط رشد بهره‌وری در شرکت بهره‌برداری نفت و گاز کارون ۸/۳ درصد می‌باشد.

۶- نتیجه گیری

هدف اصلی این مقاله، تخمین بهره‌وری و عوامل تولید نفت در شرکت بهره‌برداری نفت و گاز کارون و بررسی سهم نهاده‌های تولید یعنی سرمایه، نیروی کار و انرژی در تولید است. بر این اساس، روابط بلند مدت و کوتاه مدت تولید با استفاده از روش‌های نوین اقتصاد سنجی برای دوره ۱۳۸۷-۱۳۶۵ برآورد شده است. داده‌های این مقاله، مبتنی بر استفاده از داده‌های سری‌های زمانی است؛ اما از آنجا که اغلب متغیرهای سری زمانی ناپایا هستند، این امکان وجود داشت که با رگرسیون ساختگی روبه‌رو شویم. به همین دلیل، از آزمون ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم یافته استفاده شد که نتایج حاکی از (I) بودن تمامی متغیرها است. در ادامه نیز از رویکرد هم‌جمعی انگل-گرنجر (۱۹۸۷) برای شناسایی روابط کوتاه مدت و بلند مدت استفاده شده، نتایج حاصل از برآورد تابع

تولید نشان می‌دهد که در طول دوره مورد مطالعه (۱۳۸۷-۱۳۶۵)، متوسط رشد بهره‌وری در شرکت بهره‌بردار نفت و گاز کارون ۸/۳ درصد می‌باشد. ضریب کشش کار (0.64) است، همچنین کشش سرمایه (0.15) و کشش انرژی (0.55) می‌باشد، که دلیل آن برقی بودن اکثر کارخانجات گازوگازمايع و تقویت فشارمی باشد. این نتایج هم‌چنین بیانگر کاربرد و افزایش بودن تولید نسبت به مقیاس است. یعنی محصول بیشتر از مقیاس نهاده افزایش می‌یابد. ضریب جمله تصحیح خطا برابر با -0.20 است یعنی در هر سال 20 درصد از عدم تعادل در هر دوره تعدیل می‌شود. در کوتاه مدت نیز نیروی کار و سرمایه هر دو دارای اثر مثبت بر تولید نفت دارند و با انتظارات تئوریک سازگارند.

جدول ۳: آزمون ریشه واحد برای جملات پسماند رگرسیون تابع تولید کاب-داگلاس

| | | | |
|--------------------|-----------|--------------------|---------|
| ADF Test Statistic | -4.995440 | 1% Critical Value* | -2.6819 |
| | | 5% Critical Value | -1.9583 |
| | | 10% Critical Value | -1.6242 |

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(U3)

Method: Least Squares

Date: 12/04/09 Time: 22:06

Sample(adjusted): 13671387

Included observations: 21 after adjusting endpoints

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|----------|
| U (-1) | -1.117166 | 0.223637 | -4.995440 | 0.0001 |
| R-squared | 0.504936 | Mean dependent var | | -0.00103 |
| Adjusted R-squared | 0.554936 | S.D. dependent var | | 0.05428 |
| S.E. of regression | 0.036212 | Akaike info criterion | | -3.75242 |
| Sum squared resid | 0.026226 | Schwarz criterion | | -3.70268 |
| Log likelihood | 40.40048 | | | |
| Durbin-Watson stat | 1.953679 | | | |

جدول ۴: آزمون والد برای فرضیه بازده ثابت نسبت به مقیاس

Wald Test:
Equation: COBBDOUGLASARMA
Null Hypothesis: $C(1)+C(2)+C(3)=1.34$

| | | | |
|--------------|----------|-------------|----------|
| F-statistic | 0.001539 | Probability | 0.969138 |
| Chi – square | 0.001539 | Probability | 0.969138 |

جدول ۵: الگوی تصحیح خطای تابع تولید

Dependent Variable: DLY
Method: Least Squares
Date: 12/23/05 Time: 15:07
Sample(adjusted): 1362 1383

Included observations: 22 after adjusting endpoints

| Prob. | t-Statistic | Std. Error | Coefficient | Variable |
|----------|-----------------------|------------|-------------|--------------------|
| 0.0038 | 0.400401 | 0.049821 | 0.421140 | DLL |
| 0.0045 | 3.272975 | 0.128672 | 0.119948 | DLK |
| 0.0408 | 2.213914 | 0.144211 | 0.319270 | DLF |
| 0.0074 | -0.760550 | 0.267227 | -0.203227 | ecm(-1) |
| 0.022855 | Mean dependent var | | 0.900547 | R-squared |
| 0.051126 | S.D. dependent var | | 0.894761 | Adjusted R-squared |
| -3.28861 | Akaike info criterion | | 0.042935 | S.E. of regression |
| -3.08965 | Schwarz criterion | | 0.031338 | Sum squared resid |
| 3.786396 | F-statistic | | 38.83043 | Log likelihood |
| 0.000020 | Prob(F-statistic) | | 1.841762 | Durbin-Watson stat |

سیاسگزاری

از اداره پژوهش و فناوری شرکت مناطق نفت خیز جنوب که در اجرای تحقیق مرا یاری نمودند کمال تشکر و قدردانی را دارم.

فهرست منابع فارسی

- ابریشمی، حمید، ۱۳۸۱: اقتصاد سنجی کاربردی (رویکردهای نوین)، انتشارات دانشگاه تهران.
- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، ۱۳۸۱: گزارش مشروح تجدیدنظر شاخص بهای عمده فروشی در ایران بر مبنای سال پایه ۱۳۷۶، مدیریت کل آمارهای اقتصادی.
- پرویزی، آرش، ۱۳۸۴: تخمین تابع تولید نیروگاه رامین اهواز، پایان نامه کارشناسی ارشد دانشگاه علوم و تحقیقات اهواز.

- خیابان ناصر، وافی نجارداریوش، سال ۱۳۸۴: بررسی تاثیر بهبود فناوری تولید بر ارتقاء بهره وری در فعالیتهای بالادستی صنعت نفت با استفاده از یک مدل اقتصادسنجی در سطح شرکت ملی نفت، موسسه مطالعات انرژی.
- شرکت بهره برداری نفت و گاز کارون، ۱۳۸۷، صورت‌های مالی شرکت بهره برداری نفت و گاز کارون.
- شیرین بخش، شمس الله، حسن خونساری، زهرا، ۱۳۸۴: کاربرد *Eviews* در اقتصاد سنجی، انتشارات پژوهشکده امور اقتصادی، صفحات ۱۵۶-۸۷ و ۲۴۵-۲۲۵.
- صادقی، مسعود، عمادزاده، مصطفی، ۱۳۸۲: برآورد سهم سرمایه انسانی در رشد اقتصادی ایران طی سالهای ۱۳۸۰-۱۳۴۵، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، شماره ۱۷، صفحات ۹۸-۷۹.
- کمیجانی، ا، صلاحی، ج، ۱۳۸۶: بررسی عوامل موثر بر بهره وری کل عوامل تولید در صنایع معدنی ایران. مجله تحقیقات اقتصادی
- نوفرستی، محمد، ۱۳۷۸: ریشه واحد و هم‌جمعی در اقتصاد سنجی، موسسه خدمات فرهنگی رسا
- وافی نجار، داریوش، ۱۳۷۵: تحلیل اثر نهاده‌های انرژی و تخمین تابع تولید انرژی برای ایران، پایان نامه کارشناسی ارشد دانشگاه تهران.
- وافی نجار، داریوش، ۱۳۸۵: بهره وری کل عوامل در بخش نفت و گاز ایران، مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۷۵، صفحات ۲۵۱-۲۲۳.
- هندرسن، جیمز، کوانت، ریچارد، ۱۳۷۹: تئوری اقتصاد خرد، ترجمه مرتضی قره باغیان و جمشید پژوهیان، انتشارات موسسه خدمات فرهنگی رسا، چاپ دوم.

فهرست منابع غیر فارسی

- Kalifa H. Ghali , M. I. T. EL-Sakka , Energy , use and output growth in canada : a multi variate cointegration analysis ,Energy Economics 26(2004) 225- 238.
- Peter Hartley , optimal Dynamic Production Policy : The case of a large oil field in saudi ---- Arabia , Hoston , Texas (2004).
- Wakeford. Jeremy. (2004) "The Productivity-Wage Relationship in South Africa: An Emprical Investigation". Journal of Development Southern Africa, Vol. 21, NO.1, March. Pp. 109-132.