

اندازه‌گیری بهره‌وری سرمایه در صنایع بزرگ استان خوزستان

دکتر منصور زراء نژاد و الهه انصاری*

تاریخ وصول: 1386/8/2 تاریخ پذیرش: 1386/11/18

چکیده:

اندازه‌گیری صحیح میزان بهره‌وری سرمایه یکی از لوازم بهبود بهره‌وری سرمایه است. در این تحقیق برای محاسبه‌ی میزان بهره‌وری صنایع بزرگ استان خوزستان طی دوره‌ی 83-1350، ابتدا تابع تولید به صورت توابع کاب-داگلاس، دبرتین، متعالی و ترانسلاگ با متغیرهای مستقلی مانند موجودی سرمایه و نیروی کار تخمین زده شده است. با توجه به عدم وجود داده‌های موجودی سرمایه و نیروی کار همگن، این داده‌ها تولید شد. برای تخمین موجودی سرمایه‌ی صنایع استان خوزستان از روش روندنمایی سرمایه‌گذاری و برای همگن سازی تعداد نیروی کار از جدول پایه‌ی حقوقی کارمندان دولت استفاده شده است. تابع تولید ترانسلاگ به عنوان مناسب‌ترین تابع انتخاب شد و سپس بهره‌وری نهایی سرمایه محاسبه گردید. نتایج برآورد نشان داد که میزان بهره‌وری سرمایه به دلیل وقوع جنگ با افت روبه‌رو شده است، اما پس از افت محسوس سال 1360، علی‌رغم وجود شرایط جنگی و خسارات بسیاری که به موجودی سرمایه استان وارد شد، با پشت سر گذاشتن شوک اولیه ناشی از وقوع جنگ، بهره‌وری سرمایه از رشد نسبتاً بالایی برخوردار بوده است. بهره‌وری سرمایه از سال 1370 روندی نزولی را پیش گرفت. این روند نزولی تا سال 1374 ادامه پیدا کرد. از سال 1374 تا پایان دوره‌ی مورد بررسی، رشد بهره‌وری سرمایه تقریباً ثابت بوده است.

طبقه بندی JEL: D24

واژه‌های کلیدی: بهره‌وری، سرمایه، موجودی سرمایه، صنایع بزرگ، استان خوزستان

* به ترتیب، دانشیار و دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد دانشگاه شهید چمران

1- مقدمه

در دهه‌های اخیر اعتقاد بر این است که درجه‌ی توسعه یافتگی کشورها از بعد اقتصادی، به میزان بهره‌گیری مطلوب و بهینه از منابع و امکانات موجود در جهت نیل به اهداف اقتصادی آنها باز می‌گردد. افزایش بهره‌وری نه تنها به مفهوم استفاده مطلوب از منابع است، بلکه به ایجاد موازنه‌ی بهتر میان ساختارهای اقتصادی، اجتماعی و سیاسی در جامعه کمک می‌کند. از نظر اقتصاددانان بهره‌وری در توسعه دارای اهمیت زیادی است. توسعه‌ی همه جانبه بدون استفاده‌ی بهینه از هر یک از عوامل تولید امکان پذیر نیست. یکی از این عوامل تولید، سرمایه است. انسان که وسیله‌ی اصلی توسعه‌ی همه جانبه است، می‌تواند با استفاده از عامل سرمایه و پیشرفت تکنولوژی سرمایه‌ی مورد استفاده، از راه افزایش بهره‌وری سرمایه، مسیر ساده‌تر و سریعتری را برای رسیدن به توسعه طی کند.

تجربه‌ی کشورهای توسعه یافته نشان داده است که پویایی و رشد بخش صنعت نقش بسزایی در رشد و توسعه‌ی بخش‌های دیگر و در نتیجه رشد اقتصادی در سطح کلان ایفا می‌کند. از این رو، در اکثر مطالعات مربوط به رشد اقتصادی، بخش صنعت از بیشترین توجه در نزد محققان برخوردار است. سرمایه نیز به عنوان یک عامل تولید کلیدی، نقش انکار ناپذیری در رسیدن به هدف توسعه یافتگی کشورها دارد. بنابراین، تعیین عوامل مؤثر بر بهره‌وری سرمایه زمینه را برای اتخاذ راهکارهای مناسب در فرایند سیاست‌گذاری به منظور دستیابی به رشد و توسعه اقتصادی فراهم می‌سازد. از این رو، اندازه‌گیری میزان بهره‌وری سرمایه، چه در سطح اقتصاد ملی و چه در سطح بخش‌های مختلف، لازم و کاملاً مفید است. انتخاب استان خوزستان برای مطالعه به دلیل سهم بالای این استان در تولید محصول ناخالص داخلی کشور است. انتخاب بخش صنایع نیز به لحاظ وسعت، اهمیت و نقش کلیدی آن در اقتصاد استان بوده است.

مقاله‌ی حاضر شامل پنج بخش است. بخش دوم به ارائه‌ی مفاهیم و تعاریف بهره‌وری می‌پردازد. بخش سوم پیشینه‌ی تحقیق و مطالعات انجام شده را مرور می‌کند. بخش چهارم به معرفی الگو و داده‌ها و بررسی نتایج تجربی می‌پردازد و بخش پنجم به جمع‌بندی و نتیجه‌گیری اختصاص دارد.

2- مفهوم بهره‌وری

در متون اقتصادی، تعاریف متفاوتی برای بهره‌وری ارائه شده است که همه‌ی آنها به گونه‌ای به استفاده‌ی صحیح و کارآمد از منابع در راه تحقق اهداف تعیین شده اشاره دارند. در واقع، بهره‌وری معیار و وسیله‌ی سنجشی برای اندازه‌گیری کارایی فعالیت‌های اقتصادی در جامعه است. واژه‌ی بهره‌وری در لغت به معنای «قدرت تولید، بارور و مولد بودن» است. ساده‌ترین تعریف بهره‌وری در فرهنگ اصطلاحات اقتصادی، «نسبت بین مقدار معینی محصول و مقدار معینی از یک یا چند عامل تولید» است (فرهنگ، ص 1725). تعاریف کلی تدوین شده توسط هر یک از سازمان‌های بین‌المللی، از نظر مفهوم، تفاوت چندانی با یکدیگر ندارند.

تاریخ پژوهش‌های منظم علمی در مورد بهره‌وری با زمان ما فاصله‌ی چندانی ندارد. فرانسوا کنه¹ در سال 1776 در کتاب خود تحت عنوان دیدگاه تاریخی نظریه‌های اقتصادی، نظریه‌ای برای بهره‌وری ارائه داد. در این نظریه، زمین و کشاورزی به عنوان منابع ثروت حقیقی در نظر گرفته می‌شد (وزارت صنایع سنگین، 1371، ص 9). اولین تحقیق آماری در زمینه‌ی بهره‌وری نیز منتسب به رایت² است. یافته‌های پژوهشی رایت که اساساً متوجه سنجش بهره‌وری مربوط به کار دستی و کار با ماشین بود، در سال 1898 در گزارش سالانه‌ی وزارت کار ایالات متحده‌ی امریکا منتشر شد. پس از آن، تحقیقات بسیاری در زمینه‌ی انواع بهره‌وری انجام شد.

به طور کلی، هر سازمانی که درصدد افزایش بهره‌وری باشد، در هر مقطعی از زمان، با در نظر گرفتن تعریف ثابتی از بهره‌وری، نیاز به بررسی مراحل چهارگانه‌ی اندازه‌گیری بهره‌وری، ارزیابی بهره‌وری، برنامه‌ریزی بهره‌وری و بهبود بهره‌وری دارد. اندازه‌گیری، جزء جدایی ناپذیر و به تعبیری دیگر، نقطه‌ی آغاز فرایند علمی بهره‌وری است. اندازه‌گیری بهره‌وری، اطلاعاتی را فراهم می‌کند که ارزیابی چگونگی حرکت از شرایط موجود به سمت اهداف مورد نظر را امکان پذیر می‌کند.

¹ Quesney, Francois

² Wright

متخصصان رشته‌های مختلف، روش‌های متفاوتی را برای اندازه‌گیری بهره‌وری به کار برده‌اند. اقتصاددانان از روش شاخص³، روش تابع تولید⁴ و روش داده-ستاده⁵ استفاده کرده‌اند. شاخص بهره‌وری نسبت بین حجم یا ارزش خروجی کالاها و خدمات به حجم یا ارزش یک یا چند عامل ورودی است. بر این اساس، شاخص‌ها و مدل‌های مختلفی همچون مدل بهره‌وری کل⁶ (TPM)، شاخص ابتدایی⁷، شاخص کندریک⁸، شاخص دیویژیا⁹ و شاخص تورنکوئیست¹⁰ ارائه شده است. شاخص‌های بهره‌وری، خالص صرفه‌جویی در هزینه‌های تولید محصول را در دوره‌های زمانی متوالی اندازه می‌گیرند، ولی دارای اشکالات متعددی نیز هستند. بسیاری از اقتصاددانان و محققان اقتصاد کاربردی، بهره‌وری را از طریق تابع تولید اندازه‌گیری و تحلیل می‌کنند. اساس کار در روش مبتنی بر تابع تولید، ایجاد روابط ریاضی برای نشان دادن تولید به عنوان تابعی از عوامل تولید است. این کار از طریق ترکیب مشاهدات، تئوری‌های اقتصادی، ریاضیات و روش‌های آماری و اقتصادسنجی انجام می‌شود. منظور از تابع تولید، رابطه‌ی فنی بین نهاده‌های مورد استفاده در یک واحد تولیدی و ستاده یا محصول آن واحد تولیدی است. در این روش، بهره‌وری متوسط یک عامل تولید، همان تولید متوسط عامل تولید و بهره‌وری نهایی یک عامل تولید همان تولید نهایی آن عامل است. در این مقاله بحث از بهره‌وری نهایی سرمایه در صنایع بزرگ استان خوزستان است. این بهره‌وری با استفاده از روش تابع تولید اندازه‌گیری شده است.

3- پیشینه‌ی تحقیقات انجام شده

در چند دهه‌ی گذشته مطالعات متعددی در زمینه‌ی بهره‌وری انجام گرفته است. بررسی گریلکز و جورگنسون¹¹ (1967) نخستین مطالعه‌ی منسجم در

³ Index Approach

⁴ Product Function Approach

⁵ Input - Output

⁶ Total Production Model

⁷ Elementary Index

⁸ Kendrick Index

⁹ Divisia

¹⁰ Tornquist

¹¹ Griliches and Jorgenson

زمینه‌ی بهره‌وری بود که به بررسی نقش فن آوری در تولید و چگونگی تفکیک سهم رشد نهاده‌ها و بهره‌وری آنها در تولید معطوف گردید.

ستورامان¹² (1974) پس از مطالعه و بررسی روند بهره‌وری در بخش‌های مختلف کشور هندوستان به این نتیجه رسید که از سال 1950 به بعد بهره‌وری در بخش خدمات و تجارت کاهش، اما در بخش معادن و جنگداری به شدت افزایش یافته است.

سامنت¹³ (1979) مدل دیگری را برای اندازه‌گیری بهره‌وری کل ارائه نموده است که در آن اثر نهاده‌ها بر سطح محصول بنگاه اندازه‌گیری می‌شود.

کریستنسن و کامینگز¹⁴ (1981) به برآورد تابع تولید و نهاده‌ی واقعی و بهره‌وری کل عوامل در کشور کره جنوبی پرداخته‌اند.

کروگر و تنسر¹⁵ (1982) رشد بهره‌وری در صنایع تولیدی ترکیه را بر حسب بخش‌های خصوصی و دولتی بررسی کردند. بر اساس نتایج این تحقیق کاهش رشد بهره‌وری در صنایع این کشور ناشی از محدودیت‌های تجاری بوده است. نتایج مطالعه همچنین نشان داد که رشد بهره‌وری کل در صنایع خصوصی و دولتی ترکیه تقریباً یکسان بوده است، اما مقدار استفاده از منابع و عوامل تولید در صنایع دولتی به مراتب بیشتر از صنایع خصوصی بوده است.

تسائو¹⁶ (1985) با مطالعه‌ی رشد بهره‌وری در صنایع سنگاپور نشان داد که رشد بهره‌وری صنایع در این کشور با رشد تولید همراه نبوده است. علل این عدم همراهی بر اساس نتایج این تحقیق گسترش استفاده از نیروی کار غیر ماهر در واحدهای تولیدی، عدم استفاده از تکنولوژی منطبق با شرایط اقتصادی کشور توسط سرمایه‌گذاران خارجی و کمبود مدیران صنعتی در این کشور بوده است.

کوان¹⁷ (1986) در مقاله‌ای تحت عنوان «به کارگیری سرمایه، مقیاس اقتصادی و تغییر تکنولوژی در رشد بهره‌وری کل عوامل تولید» یک روش برای تفسیر و تشریح رشد بهره‌وری کل عوامل تولید ارائه کرده است. این تفسیر به طور

¹² Sethuraman

¹³ Sumanth

¹⁴ Christensen and Cummings

¹⁵ Krueger and Tancer

¹⁶ Tsao

¹⁷ Kwon

مستقیم رشد بهره‌وری را به پارامترهای کلیدی تابع هزینه ارتباط داده است. کوان در این تحقیق نشان داد که شاخص بهره‌وری به تغییر تکنولوژی، بازده نسبت به مقیاس و تغییر در به کارگیری سرمایه قابل تفکیک است.

کمی¹⁸ (1987) رشد بهره‌وری در صنایع لهستان را اندازه‌گیری کرد. وی در این مطالعه به بررسی نقش استفاده از ماشین‌ها و تجهیزات وارداتی و انجام سرمایه‌گذاری‌های خارجی در بهره‌وری صنایع این کشور توجه کرده و نشان داد که اگر چه رشد واردات کالاهای سرمایه‌ای از رشد متوسط صنایع بیشتر بوده است، اما با رشد بهره‌وری همراه نبوده است.

چن و تانگ¹⁹ (1990) رابطه‌ی بین صادرات و بهره‌وری در صنایع تایوان را بررسی کردند. نتایج تحقیق نشان داد که صادرات نه تنها موجب رشد بهره‌وری در صنایع این کشور شده است، بلکه افزایش بهره‌وری در سایر بخش‌ها را نیز در پی داشته است.

بونلی²⁰ (1992) رابطه‌ی بین تغییرات بهره‌وری کل عوامل و رشد تولید در صنایع برزیل را بررسی کرد. وی در مطالعه‌ی خود نشان داد که در صنایع این کشور، یک رابطه‌ی مستقیم بین رشد بهره‌وری و رشد تولید وجود داشته است. چاندراسکان و سیدهاران²¹ (1993) روند بهره‌وری نیروی کار و سرمایه در صنعت پنبه‌ی هند را طی دوره‌ی 1972-87 تجزیه و تحلیل کردند. آنان با استفاده از تابع تولید کاب-داگلاس²² به شکل خطی و لگاریتمی و با فرض بازدهی ثابت نسبت به مقیاس، کشش‌های نهاده‌ها را برآورد کردند. بر اساس نتایج این تحقیق بهره‌وری نیروی کار در صنعت پنبه‌ی هند بیش از بهره‌وری سرمایه در دوره‌ی مورد مطالعه افزایش داشته است. بهره‌وری پایین سرمایه ناشی از عوامل مدیریتی ذکر شده است.

پیلات²³ (1995) بهره‌وری سیزده صنعت مختلف در کره جنوبی را با بهره‌وری صنایع مشابه در آمریکا و اروپا مقایسه کرد. بر اساس نتایج این تحقیق، در حالی که بهره‌وری جزئی در صنایع کره در سال 1967، تقریباً 4/5 درصد از

¹⁸ Kemme

¹⁹ Chen and Tang

²⁰ Bonelli

²¹ Chandrasekaran and Sidharan

²² Cobb - Douglas Production Function

²³ Pilat

سطح بهره‌وری جزئی در صنایع امریکا بوده است، این میزان در سال 1987 به 18 درصد افزایش یافته است.

پانیکوس²⁴ و همکاران (1998) اثر سیاست‌های بخش مالی بر متوسط بهره‌وری سرمایه در پنج اقتصاد جنوب شرق آسیا را بررسی کردند. در این مدل برای محاسبه بهره‌وری متوسط سرمایه، محدودیت‌ها و سرکوب‌های مالی استفاده کردند. نتایج تحقیق نشان داد که سیاست‌های سرکوب‌گرانه مالی، مانند کنترل نرخ بهره، به جز در مورد کشور کره جنوبی، دارای اثر منفی با معنا بر بهره‌وری بوده است.

لیو²⁵ و هکاران (1998) در تحقیق خود، بهره‌وری نهایی نیروی کار و سرمایه را در سال‌های 1989 و 1990 با استفاده از تخمین تابع تولید کاب-داگلاس به وسیله داده‌های خرد 140 بنگاه صنعتی محاسبه کردند. بر اساس نتایج تحقیق میزان آموزش نیروی کار تأثیر بسیار زیادی بر بهره‌وری نهایی نیروی کار داشته است. در بنگاه‌های صنعتی مورد بررسی، با وجود بهره‌وری بالای سرمایه، بهره‌وری نیروی کار از چنین وضعیتی برخوردار نبوده است.

کیم²⁶ (2005) رابطه‌ی میان نظارت صنفی و عملکرد بهره‌وری بنگاه‌های صنعتی در کره را بررسی کرد. بر اساس برخی از نتایج یک رابطه‌ی مثبت میان این دو متغیر وجود داشته است.

در ایران نیز مطالعات متعددی در زمینه بهره‌وری انجام شده است. یکی از این تحقیقات توسط آذربایجانی (1368) انجام شده است که بهره‌وری صنایع کشور در طول سال‌های 64-1346 را بررسی کرده است. در این مطالعه که تابع تولید از نوع کاب-داگلاس با کشش جانشینی ثابت و برابر با یک در نظر گرفته شده و صنایع کشور بر اساس طبقه‌بندی بین‌المللی فعالیت‌های صنعتی (ISIC) تقسیم‌بندی شده‌اند، از دو شاخص بهره‌وری کندریک و تابع تولید سولو برای تخمین بهره‌وری کل عوامل تولید استفاده شده است. شاخص‌های محاسبه شده حاکی از آن است که صنایع ماشین‌آلات، ابزار و محصولات فابریکی، صنایع فلزات اساسی و صنایع شیمیایی در مقایسه با دیگر گروه‌های صنعتی کشور از بیشترین بهره‌وری عوامل تولید برخوردار بوده است.

²⁴ Panicos

²⁵ Liu

²⁶ Kim

آذربایجانی (1369) با استفاده از یک مدل اقتصادسنجی، عوامل مؤثر بر بهره‌وری عوامل تولید صنایع کشور را در دوره‌ی زمانی 64-1346، شناسایی و مورد بررسی قرار داده است. بر اساس این مطالعه، عوامل و متغیرهایی نظیر تولید، ضریب سرمایه‌ی انسانی، واردات، ابعاد کارگاه، سهم کارگران تولیدی از کل کارکنان شاغل، شدت سرمایه یا نسبت عامل سرمایه به تعداد نیروی کار، ارزش مواد اولیه‌ی وارداتی به کل ارزش مواد اولیه مصرفی، سهم نیروی کار مردان در کل اشتغال و ارزش مواد خام مورد استفاده در تولید، به عنوان عوامل مؤثر بر بهره‌وری عوامل تولید بررسی شد و تأثیرات آنها اندازه‌گیری شده است. بر اساس نتایج این تحقیق، به جز متغیرهای شدت سرمایه و سهم مزد و حقوق در کل ارزش افزوده‌ی صنعتی، بقیه‌ی متغیرها دارای ضرایب مثبت و معناداری بوده است.

آذربایجانی (1373) در تحقیقی برای رسیدن به هدف تعیین شاخه‌ها و رشته‌هایی از فعالیت‌های صنعتی ایران که دارای بازدهی و بهره‌وری اقتصادی باشند، بهره‌وری کل عوامل تولید را به تفکیک گروه‌های مختلف صنعتی از دو شاخص کندریک و تابع تولید سولو محاسبه کرده است. بر اساس نتایج این تحقیق طی دوره‌ی مورد بررسی (67-1346) صنایع ماشین آلات، ابزار و محصولات فابریکی و همچنین صنایع فلزات اساسی آهن و فولاد و صنایع شیمیایی از بالاترین بهره‌وری عوامل تولید برخوردار بوده است.

قطمیری و قادری (1375) با استفاده از شاخص‌های بهره‌وری جزئی و کلی، روند بهره‌وری و عوامل مؤثر بر آن را در گروه‌های صنعتی ایران در سال‌های 72-1352 بررسی کردند.

سلامی و شاهنوشی (1379) بهره‌وری کل عوامل بخش‌های صنعت و کشاورزی ایران طی دوره‌ی 72-1344 را بررسی کردند. در این تحقیق، روش تابع تولید به کار برده شده است. تابع تخمین زده شده برای هر دو بخش، تابع تولید کاب-داگلاس بوده است. در دوره‌ی مذکور، بهره‌وری در بخش کشاورزی بیشتر از بهره‌وری عوامل تولید در صنعت بوده است. با افزایش واردات مواد اولیه بهره‌وری صنایع افزایش داشته است. اما واردات کالاها و خدمات نهایی تأثیری منفی بر بهره‌وری بخش کشاورزی داشته است.

شهریارپور و همکاران (1379) در مطالعه‌ی خود، علاوه بر تقسیم بندی صنایع کشور مطابق طبقه‌بندی بین المللی فعالیت‌های صنعتی (ISIC)، صنایع به

سه گروه صنایع مصرفی، واسطه‌ای و سرمایه‌ای و همچنین به سه گروه آغازین، میانی و پایانی نیز تقسیم‌بندی شده است. همچنین در این تحقیق شاخص‌های بهره‌وری مربوط به هر کدام محاسبه شده است. بهره‌وری نیروی کار و سرمایه به صورت نسبت تولید به نهاده مورد نظر و شاخص‌های بهره‌وری کل، رشد تولید در ارتباط با مجموعه‌ای از عوامل تولید با استفاده از شاخص‌های ابتدایی، سولو، کندریک و دیویژیا اندازه‌گیری و بررسی شده است.

خاکسار (1380) بهره‌وری شرکت آلومینیوم ایران (ایرالکو) را اندازه‌گیری کرده است. در این تحقیق، بهره‌وری در کارگاه‌های احیا و ریخت این شرکت، با استفاده از دو روش شاخص و تابع تولید اندازه‌گیری شده است. بهره‌وری فیزیکی و ارزشی نیروی کار با استفاده از نسبت مقادیر فیزیکی و ارزشی تولیدات به تعداد کارکنان محاسبه شده‌اند. در این تحقیق بهره‌وری ارزشی سرمایه نیز محاسبه شده است. برای به دست آوردن شاخص بهره‌وری، مقدار به دست آمده برای سال 1363 برابر با 100 در نظر گرفته شده است و مقدار بهره‌وری سال‌های دیگر نسبت به آن سنجیده شده است.

جمشیدیان و شهشهانی (1380) علاوه بر بررسی علل افت و خیز بهره‌وری در کارخانه‌ی نساجی بارش، بهره‌وری کل را از نسبت ارزش افزوده به ارزش کل داده‌ها محاسبه کرده‌اند.

شجاعی (1380) عوامل مؤثر بر رشد تولید بخش صنعت ایران در دوره‌ی 77-1350 را مورد تجزیه و تحلیل قرار داده است. برای این منظور، رشد تولید به رشد بهره‌وری کل عوامل تولید و مجموع وزنی رشد عوامل تولید شامل سرمایه، نیروی کار، مواد اولیه و انرژی تجزیه شده است.

تفضلی و مجاور حسینی (1381) بهره‌وری بخش‌های مختلف صنایع کارخانه‌ای برای دوره‌ی 70-1350 را به تفکیک طبقه‌بندی *ISIC* سه رقمی اندازه‌گیری کردند. برای رسیدن به این هدف، از شاخص‌های پاشه²⁷ و لاسپیرز²⁸ استفاده شده است.

یدالهی (1382) کارایی و بهره‌وری در صنایع کارخانه‌ای ایران را بررسی کرد. در این تحقیق برای اندازه‌گیری و تخمین کارایی و بهره‌وری، از دو روش

²⁷ Paache

²⁸ Laspeyres

ناپارامتریک و پارامتریک استفاده کرده است. در این راستا، ابتدا تابع تولید صنایع کارخانه‌ای تخمین زده شده است. پس از تخمین توابع کاب-داگلاس، کشش جانشینی ثابت و ترانسلوگ، از تابع ترانسلوگ (که امکان تغییر کشش جانشینی عوامل و کشش مقیاس را همراه با تغییر عامل یا محصول فراهم می‌سازد) استفاده شده است. در این تحقیق بهره‌وری بر اساس شاخص تورنکووست نیز اندازه‌گیری شده است. نتایج حاصل از دو روش مذکور حاکی از تغییرات بسیار اندک (در حد صفر) بهره‌وری در طول دوره‌ی مورد بررسی (79-1338) بوده است.

زرانژاد و قنادی (1384) برای اندازه‌گیری میزان بهره‌وری نیروی کار در صنایع استان خوزستان، تابع بهره‌وری نیروی کار صنایع این استان را برآورد کردند. بدین منظور برای دوره‌ی زمانی 80-1350 از یک مدل کاب-داگلاس تعمیم‌یافته با متغیرهای مستقلی مانند موجودی سرمایه، شکاف بین تولید بالقوه و بالفعل و هزینه‌های تحقیق و توسعه استفاده شده است.

فرقانی و کیانی ابری (1384) بهره‌وری اقتصادی دامداری‌های سنتی شهرستان گلپایگان را بررسی کردند. در این تحقیق از معیار درآمد به هزینه به عنوان معیار اندازه‌گیری بهره‌وری استفاده شده است.

4- معرفی مدل و داده‌ها

با استفاده از اطلاعات به دست آمده در طول تحقیق، روش تابع تولید برای اندازه‌گیری بهره‌وری سرمایه انتخاب شد. منظور از تابع تولید، رابطه‌ی فنی بین نهاده‌های مورد استفاده در یک واحد تولیدی و ستاده یا محصول آن واحد تولیدی است. بنابراین، بر اساس تابع تولید $Q = F(L, K)$ که در آن L عامل کار، K عامل سرمایه و Q میزان تولید یا ستاده است، تولید نهایی عوامل کار و سرمایه به ترتیب $\frac{\partial F}{\partial K}$ و $\frac{\partial F}{\partial L}$ هستند و تولید متوسط عوامل کار و سرمایه (بهره‌وری متوسط) نیز به ترتیب $\frac{Q}{K}$ و $\frac{Q}{L}$ است. بنابراین، شاخص‌های فوق معیارهایی برای اندازه‌گیری بهره‌وری دو عامل تولید یعنی نیروی کار و سرمایه است.

فرم خطی شده توابع کاب-داگلاس، متعالی، دبرتین و ترانسلوگ که برای تعیین بهترین تابع تولید صنایع بزرگ استان خوزستان آزمون شده‌اند، به ترتیب به صورت زیر است.

$$\ln Y = a_0 + a_1 \ln L + a_2 \ln K + e \quad (1)$$

$$\ln Y = a_0 + a_1 \ln L + a_2 \ln K + a_3 L + a_4 K + a_5 KL + e \quad (2)$$

$$\ln Y = a_0 + a_1 \ln L + a_2 \ln K + a_3 \ln K \ln L + a_4 (\ln K)^2 + a_5 (\ln L)^2 + e \quad (3)$$

$$\ln Y = a_0 + a_1 \ln L + a_2 \ln K + a_3 L + a_4 K + e \quad (4)$$

در روابط فوق L نشانگر نیروی کار، K موجودی سرمایه و Y ارزش افزوده‌ی صنایع بزرگ استان خوزستان و \ln نشانگر لگاریتم طبیعی است.

برای اندازه‌گیری بهره‌وری سرمایه‌ی صنایع بزرگ استان خوزستان در دوره‌ی 83-1350، ابتدا تابع تولید مربوط به آن تخمین زده شده است. برای انجام این تخمین، به متغیرهایی همچون تعداد نیروی کار شاغل و موجودی سرمایه در این گروه از صنایع نیاز بوده است. استفاده از آمارهای خام یا غیر همگن نیروی کار در روش‌های اقتصادسنجی موجب انحراف نتایج تحقیق می‌شود. برای پیشگیری از این اشتباه، اقدام به همگن کردن نیروی کار شاغل در کارگاه‌های بزرگ صنعتی استان خوزستان بر حسب میزان تحصیلات شده است. سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی کشور هر ساله اقدام به انتشار جدولی برای پایه‌ی حقوق افراد شاغل در سازمان‌های دولتی بر مبنای گروه شغلی آنها می‌کند. با استفاده از این جدول و ضریبی که برای هر یک از گروه‌های تحصیلی به دست آمد، نیروی کار شاغل در کارگاه‌های بزرگ صنعتی استان خوزستان همگن شده است.

با استفاده از سری زمانی تکمیل شده‌ی سرمایه‌گذاری ناخالص (IN)، مراحل روش نمایی را برای دستیابی به سری زمانی موجودی سرمایه به صورت زیر دنبال شده است. در روش نمایی، ابتدا باید موجودی سرمایه از طریق تخمین تابع نمایی زیر برآورد شود.

$$IN_t = IN_0 e^{I t} \quad (5)$$

در روابط فوق IN_t نشانگر متغیر سرمایه‌گذاری ناخالص انجام شده در سال t و IN_0 سرمایه‌گذاری ناخالص انجام شده در سال پایه (1350) است. تبدیل لگاریتمی تابع بالا به صورت زیر است.

$$\ln IN_t = \ln IN_0 + I t \quad (6)$$

پس از تخمین رابطه‌ی فوق از روش OLS برای رفع خود همبستگی جملات اخلاص، فرایند خود توضیح مرتبه‌ی اول به معادله اضافه شده است.

$$\begin{aligned} \ln IN_t &= 7/962 + 0/188 T + 0/841 AR(1) \\ t: & \quad 5/18 \\ \text{prob:} & \quad (0/00) \end{aligned} \quad (7)$$

ضریب متغیر توضیحی (یعنی روند زمانی) که در روابط قبلی با λ نشان داده شده است، معنا دار و برابر با 0/18 است. برای تعیین موجودی سرمایه در سال 1350، بدون احتساب استهلاک سرمایه، از رابطه‌ی زیر استفاده شده است.

$$K_0 = \frac{IN_0}{I} = \frac{2872/502}{0/18} = 15154/24 \quad (8)$$

با در نظر گرفتن استهلاک سرمایه و کسر 5 درصد از موجودی سرمایه به عنوان استهلاک (خداپرست شیرازی و همکاران، ص 56)، موجودی سرمایه در سال پایه (1350) به قیمت جاری برابر با 14396/5 میلیون ریال محاسبه شده است.

$$15154/24 - 0/05 (15154/21) = 14396/53 \quad (9)$$

اکنون با استفاده از تعریف K به صورت رابطه (10) و بر اساس موجودی سرمایه در سال پایه، مقادیر موجودی سرمایه برای سال‌های مختلف قابل محاسبه است.

$$K_t = \frac{K_{t-1} + I_t}{1+d} \quad (10)$$

در رابطه‌ی فوق، δ نشانگر نرخ استهلاک سرمایه برای بخش صنعت و برابر با 5 درصد است.

با استفاده از روش فوق، موجودی سرمایه به قیمت جاری طی دوره‌ی 83-1350 برای صنایع بزرگ استان خوزستان محاسبه شده است. اما این ارقام بدون در نظر گرفتن خسارات وارد بر موجودی سرمایه به دلیل وقوع جنگ طی دوره‌ی 67-1359 است. با برآورد میزان خسارات وارد شده بر بخش صنعت استان خوزستان در سال‌های جنگ، مجدداً اقدام به برآورد سری موجودی سرمایه شده است. در سال‌های جنگ این خسارت‌ها از موجودی سرمایه کسر می‌شود، برای این کار رقم خسارت برآورد شده برای سال 1359 از موجودی سرمایه طبق رابطه‌ی (10) کسر شده است. برای سال 1360، ابتدا موجودی سرمایه با توجه به برآورد جدید از موجودی سرمایه سال 1359 و با استفاده از رابطه‌ی (10) برآورد شد. سپس خسارت سال 1360 از آن کسر شده است. برای سال‌های بعد نیز بر این اساس عمل شده است. این سری زمانی، موجودی سرمایه‌ی صنایع بزرگ

استان خوزستان به قیمت جاری و با احتساب خسارت‌های جنگ است. برای واقعی کردن این ارقام از شاخص ضمنی تشکیل سرمایه‌ی ثابت ناخالص استفاده شده است. در جدول (1) سری زمانی موجودی سرمایه‌ی صنایع بزرگ استان خوزستان به قیمت ثابت سال 1376 نشان داده شده است.

جدول 1: برآورد موجودی سرمایه به قیمت ثابت 1376 با احتساب خسارات جنگ (میلیون ریال)

سال	1350	1351	1352	1353	1354
موجودی سرمایه	2131459	2129807	1816067	2176072	2043424
سال	1355	1356	1357	1358	1359
موجودی سرمایه	2061601	1753721	1554818	1424011	1136133
سال	1360	1361	1362	1363	1364
موجودی سرمایه	941449	750967	653555	565150	496497
سال	1365	1366	1367	1368	1369
موجودی سرمایه	325353	295680	256943	461198	536412
سال	1370	1371	1372	1373	1374
موجودی سرمایه	611672	966060	966060	3920422	3403320
سال	1375	1376	1377	1378	1379
موجودی سرمایه	3407404	3358371	3276913	3262409	3737297
سال	1380	1381	1382	1383	
موجودی سرمایه	3845638	3704333	4390830	4492379	

مأخذ: محاسبات نویسندگان

مطابق انتظار، در سال‌های وقوع انقلاب و جنگ، روند موجودی سرمایه کاملاً نزولی و از سال 1368 روند صعودی آغاز شده است. در سال 1373 با جهش میزان تشکیل سرمایه‌ی ثابت در این سال، جهش بزرگ در موجودی سرمایه مشاهده شده است. تشکیل سرمایه‌ی ثابت در سال 1373 حدود 9 برابر تشکیل سرمایه‌ی ثابت در سال 1372 بوده است.

برای به دست آوردن اندازه بهره‌وری سرمایه از روش تابع تولید، تخمین توابع تولید متعالی، دبرتین، ترانسلوگ، محاسبه کشش جانشینی ثابت و کاب- داگلاس و انتخاب بهترین تابع تولید از میان آنها برای صنایع بزرگ استان خوزستان استفاده شده است.

خلاصه‌ی نتایج تخمین توابع، در جدول (2) ارائه شده است. در این جدول، شکل نهایی توابع پس از حذف متغیرهای بی‌معنا نشان داده شده است. بر اساس

نتایج به دست آمده، تابع تولید کاب- داگلاس از تصریح درستی برخوردار نبود. تابع تولید دبرتین نیز پس از حذف متغیری که دارای ضریب تقریباً صفر است، به تابع تولید متعالی تبدیل شده است. تنها در توابع تولید نهایی ترانسلوگ و متعالی کلیه ضرایب در سطح احتمال خطای 5 درصد معنادار، علایم متغیرها سازگار با نظریه تولید، فروض کلاسیک برقرار و فرم تابعی مدل‌ها بدون مشکل بوده است. بنابراین، انتخاب مناسبترین الگو برای تخمین تابع تولید صنایع بزرگ استان خوزستان از میان این دو تابع و با توجه به معیارهای مختلف بررسی شد.



جدول 2: نتایج برآورد توابع تولید مختلف

متغیرهای مستقل	کاب - داگلاس	متعالی	دیرترین	ترانسلوگ
C	-7/86 (-5/88) [0/000]	-25/25 (-4/07) [0/000]	-20/68 (-3/15) [0/003]	-117/86 (-3/95) [0/000]
LnL	1/28 (10/57) [0/000]	2/92 (5/28) [0/000]	2/59 (4/10) [0/000]	22/49 (4/02) [0/000]
LnK	0/59 (9/04) [0/000]	0/75 (5/28) [0/000]	0/59 (2/13) [0/041]	0/71 (4/10) [0/000]
L	-	-5/01 (10^{-5}) (-3/25) [0/003]	-2/82(10^{-5}) (-1/25) [0/221]	-
K	-	-	-3/08(10^{-7}) (0/423) [0/967]	-
KL	-	-	0/000 (None) [None]	-
$(LnL)^2$	-	-	-	-1/03 (-3/80) [0/000]
$AR(1)$	-	0/57 (3/30) [0/002]	-	0/75 (4/92) [0/000]
R^2	0/9006	0/9300	0/9214	0/9310
\bar{R}^2	0/8942	0/9200	0/9073	0/9211
Akaike info criterion	-10/2230	0/3352	0/5430	0/3209
Schwarz criterion	-12/5135	0/5619	0/8124	0/5476
RSS	3/0448	1/9953	2/4075	1/9670
DW	1/31	1/95	1/26	1/99
LM	3/506 [0/071]	0/018 [0/892]	3/869 [0/059]	0/036 [0/850]
Ramsy RESET	9/364 [0/005]	0/652 [0/426]	2/67 [0/113]	3/063 [0/091]
Normality	1/713 [0/424]	0/76 [0/681]	1/02 [0/598]	1/218 [0/543]
Heteroskedasticity	0/113 [0/738]	2/28 [0/066]	1/44 [0/224]	1/12 [0/368]

* اعداد داخل پرانتز مقدار آماره t و اعداد داخل کروشه احتمال خطا ($prob$) را ارایه می کنند.

مناسب‌ترین مدل برای تخمین تابع تولید صنایع بزرگ استان خوزستان، تابع تولید ترانسلوگ (رابطه‌ی 11) بوده است.

$$LnY = -117/86 + 22/49 LnL + 0/71 LnK - 1/03(LnL)^2 + 0/75 AR(1) \quad (11)$$

5- آزمون همجمعی

برای اطمینان از عدم برآورد رگرسیون کاذب و اثبات اعتبار آماره‌های t و F معمول، باید آزمون‌های همجمعی انجام شود. همجمعی بیانگر وجود یک رابطه‌ی تعادلی بلند مدت است که سیستم اقتصادی در طول زمان به سمت آن حرکت می‌کند. برای انجام آزمون همجمعی از روش یوهانسن - جوسیلیوس²⁹ استفاده می‌کنیم.

ابتدا پایایی متغیرهای مدل نهایی را بررسی می‌کنیم. برای این منظور، از آزمون ریشه‌ی واحد دیکی- فولر استفاده شده است. خلاصه‌ی نتایج این آزمون که با استفاده از نرم افزار *EViews3* انجام شده است، در جدول (3) ارائه شده است.

جدول 3: نتایج آزمون ریشه‌ی واحد

متغیر	عرض از مبدأ	روند	تعداد وقفه	آماره آزمون	مقدار بحرانی مکینون	سطح معنی‌داری	نتیجه
LnY	دارد	دارد	0	-2/18	-3/55	5%	ناپایا
$DLnY$	دارد	دارد	0	-6/31	-4/27	1%	پایا
LnL	دارد	دارد	0	-4/88	-4/26	1%	پایا
LnK	دارد	-	0	-0/60	-2/95	5%	ناپایا
$DLnK$	دارد	-	0	-4/65	-3/65	1%	پایا
$(LnL)^2$	دارد	دارد	0	-4/89	-4/26	1%	پایا

مأخذ: نتایج تحقیق

نتایج حاکی از آن است که به جز متغیر $(LnL)^2$ که در سطح ایستا است، بقیه‌ی متغیرها پایا از درجه‌ی یک، $I(1)$ هستند.

²⁹ Johanson- Juselius

در آزمون همجمعی حداکثر درست‌نمایی یوهانسن - جوسیلیوس علاوه بر آزمون وجود همجمعی میان متغیرهای الگو، تعداد روابط بلندمدت (r) را در صورت وجود، آزمون می‌کند.

در این مرحله باید تعداد بهینه‌ی وقفه در مدل VAR انتخاب شود و بر اساس این تعداد وقفه، از آماره‌ی آزمون اثر $(\lambda_{trace})^{30}$ یا آماره‌ی آزمون حداکثر مقدار ویژه $(\lambda_{max})^{31}$ برای تعیین بردارهای همجمعی استفاده شود.

با استفاده از نرم افزار *Microfit* و بر اساس معیارهای آکائیک و شوارز - بیزین می‌توان تعداد وقفه‌ی بهینه را معین کرد. در این تحقیق در انتخاب طول وقفه‌ی بهینه مدل VAR ، معیارهای آکائیک و شوارز - بیزین حداکثر مقدار خود را به ازای طول وقفه‌ی $p=1$ اختیار می‌کنند. بنابراین، طول وقفه‌ی بهینه مدل VAR برابر با 1 است.

در مرحله‌ی بعد، برای تصمیم‌گیری در مورد الگوی بردارهای همجمعی و الگوی تصحیح خطای کوتاه‌مدت از نظر شمول متغیرهای قطعی عرض از مبدأ و روند، باید الگوهای مختلفی برآورد نمود. در عمل، عدم وجود عرض از مبدأ و روند در توابع کوتاه‌مدت و بلندمدت و نیز وجود روند زمانی در الگوی کوتاه‌مدت و وجود روند درجه‌ی دوم در رابطه بلندمدت، کمتر محتمل است. فقط سه الگوی دیگر برآورد می‌شوند و از میان آنها الگوی مناسب انتخاب می‌شود. برای تصمیم‌گیری در مورد انتخاب یکی از این سه الگو به روش یوهانسن، لزوم وارد کردن متغیرهای قطعی در الگو را به صورت توأم با تعیین تعداد بردارهای همجمعی، مورد آزمون قرار گرفته است (نوفرستی، 1378).

خلاصه‌ی نتایج برای سطح اطمینان 95 درصد، در جداول (4) و (5) ارائه شده است.

جدول 4: کمیت‌های آماره‌ی آزمون λ_{max} برای تعیین الگوی مناسب و تعداد بردارهای همجمعی

الگوی چهارم		الگوی سوم		الگوی دوم		فرضیه‌ها	
مقدار بحرانی	آماره λ_{max}	مقدار بحرانی	آماره λ_{max}	مقدار بحرانی	آماره λ_{max}	H_1	H_0
19/22	38/58	14/88	36/01	15/87	41/23	$r=1$	$r=0$
12/39	11/75	8/07	5/48	9/16	6/08	$r=2$	$r \leq 1$

مأخذ: نتایج تحقیق

³⁰ Trace

³¹ Maximal Eigen Value

جدول 5: کمیت‌های آماره‌ی آزمون λ_{trace} برای تعیین الگوی مناسب و تعداد بردارهای همجمعی

الگوی چهارم		الگوی سوم		الگوی دوم		فرضیه‌ها	
مقدار بحرانی	آماره λ_{trace}	مقدار بحرانی	آماره λ_{trace}	مقدار بحرانی	آماره λ_{trace}	H ₁	H ₀
25/77	50/34	17/86	41/49	20/18	47/32	$r=1$	$r=0$
12/39	11/75	8/07	5/48	9/16	6/08	$r=2$	$r \leq 1$

مأخذ: نتایج تحقیق

با توجه به آزمون‌های اثر و حداکثر مقدار ویژه و تعداد بردارهای همجمعی ($r=1$) الگوی مورد پذیرش، الگوی شماره‌ی (2) است که بر اساس آن در کوتاه-مدت، مدل فاقد عرض از مبدأ و روند است و در بلندمدت فقط عرض از مبدأ وجود دارد.

با توجه به نتیجه‌ی به دست آمده، انتخاب رابطه‌ی (11) به عنوان تابع نهایی تولید بلندمدت صنایع بزرگ استان خوزستان، تأیید شده است. این معادله تنها دارای عرض از مبدأ است و شامل روند زمانی نیست. در این الگو، رابطه‌ی مستقیم میان میزان تولید و موجودی سرمایه تأیید شده است. بنابراین، رابطه‌ی بلندمدت به دست آمده با مبانی تئوریک تابع تولید سازگار است. کشش تولیدی نیروی کار متغیر است و برای مقادیر مختلف نهاده‌ها، اندازه‌ی این کشش تغییر می‌کند. یکی از خواص تابع تولید ترانسلوگ، تغییر کشش جانشینی عوامل تولید همراه با تغییر عامل یا محصول است. کشش تولیدی سرمایه برخلاف نیروی کار ثابت و برابر با 0/71 است؛ یعنی با فرض ثابت بودن سایر نهاده‌ها، 10 درصد افزایش در میزان سرمایه موجب 7/1 درصد افزایش تولید در صنایع بزرگ استان خوزستان می‌شود. برای برآورد الگوی تصحیح خطای برداری و رابطه‌ی کوتاه مدت، از آنجا که تعداد وقفه‌ی مناسب برای مدل VAR برابر با دو به دست آمد، باید جملات خطای مربوط به تنها رابطه‌ی همجمعی تخمین زده شده را به دست آورد و آن را با یک وقفه‌ی زمانی به عنوان یک متغیر توضیحی در کنار تفاضل اول سایر متغیرهای توضیحی الگو قرار داد. سپس، این الگو را به روش حداقل مربعات معمولی تخمین زد تا الگوی تصحیح خطا شکل بگیرد. همان طور که پیش از این اشاره شد، الگوی دوم در کوتاه مدت دارای عرض از مبدأ و روند نیست. با توجه به این مطلب، الگوی تصحیح خطای برداری به صورت زیر تعریف شده است.

$$DLnY = \alpha_1 DLnL + \alpha_2 DLnK + \alpha_3 D(LnL)^2 + \alpha_4 ECT(-1) + \varepsilon \quad (12)$$

که در آن D نشان دهنده‌ی تفاضل مرتبه‌ی اول متغیرها است. نتایج تخمین رابطه‌ی فوق به روش حداقل مربعات معمولی در رابطه‌ی زیر خلاصه شده است.

$$DLnY = 23/50DLnL + 0/69DLnK - 1/08D(LnD)^2 - 0/49ECT \quad (13)$$

$$t: \quad 5/04 \quad 4/12 \quad -4/76 \quad -3/12$$

$$prob: \quad (0/000) \quad (0/000) \quad (0/000) \quad (0/004)$$

همان گونه که ملاحظه می‌شود، تمامی ضرایب متغیرهای کوتاه‌مدت در سطح احتمال خطای 1 درصد معنا دار هستند. ضریب تعیین تعدیل شده \bar{R}^2 برابر با 0/77 است که نشان دهنده‌ی قدرت توضیح دهنده‌ی نسبتاً خوب الگو است. ضریب جمله‌ی تصحیح خطا (ECT) برابر با -0/49 است؛ یعنی در هر سال 49 درصد از عدم تعادل در هر دوره تعدیل می‌شود. بنابراین، انحراف از تعادل با سرعت قابل قبولی به سمت تعادل باز می‌گردد. تأثیر کوتاه‌مدت³² سرمایه بر میزان تولید نیز برابر با 0/69 است؛ یعنی تغییر شرایط موجودی سرمایه، با نسبت 0/62 در همان سال به متغیر میزان تولید منتقل می‌شود (گولک و یوانیدیس،³³ 1997، ص 138).

6- محاسبه‌ی بهره‌وری سرمایه

پس از تعیین و تخمین تابع تولید صنایع بزرگ استان خوزستان، اکنون می‌توان بهره‌وری سرمایه (CP) را در این صنایع به وسیله‌ی مشتق گیری از تابع تولید نسبت به موجودی سرمایه به دست آورد. مشتق تابع تولید ترانسلوگ نهایی، رابطه‌ی (11)، نسبت به K به صورت زیر تعریف می‌شود.

$$CP = \frac{dY}{dK} = \frac{a_2 Y}{K} \quad (14)$$

با جایگذاری ضریب به دست آمده از تابع تولید برای LnK ، رابطه‌ی نهایی بهره‌وری سرمایه‌ی صنایع بزرگ استان خوزستان به صورت زیر است.

$$CP = 0/71 \frac{Y}{K} \quad (15)$$

³² Short-run Effect

³³ Guellec and Ioannidis

بنابراین، برای به دست آوردن بهره‌وری سرمایه در هر سال، میزان متغیرهای Y و K مربوط به آن سال را در رابطه‌ی (15) قرار می‌دهیم. بر اساس این ارتباط بین رشد بهره‌وری و رشد تولید ارتباط مستقیم وجود داشته است. در جدول (6) میزان بهره‌وری سرمایه در دوره‌ی 83-1350 نشان داده شده است. به خاطر استفاده از مقادیر واقعی برای متغیرهای ارزشی مدل، بهره‌وری سرمایه نیز به قیمت ثابت سال 1376 محاسبه شده است.

جدول 6 نتایج تخمین بهره‌وری سرمایه‌ی واقعی طی دوره‌ی 83-1350 (هزار ریال)

سال	1350	1351	1352	1353	1354
بهره‌وری سرمایه	120/88	263/7	315/93	389/69	497/54
سال	1355	1356	1357	1358	1359
بهره‌وری سرمایه	469/32	621/94	774/89	842/97	706/08
سال	1360	1361	1362	1363	1364
بهره‌وری سرمایه	120/68	471/29	635/97	1044/07	1392/38
سال	1365	1366	1367	1368	1369
بهره‌وری سرمایه	1147/24	1149/88	1279/29	1383/16	2003/99
سال	1370	1371	1372	1373	1374
بهره‌وری سرمایه	1906/21	1114/71	1352/47	497/92	617/77
سال	1375	1376	1377	1378	1379
بهره‌وری سرمایه	703/06	791/56	838/43	919/89	1266/67
سال	1380	1381	1382	1383	
بهره‌وری سرمایه	1071/66	1419/19	1118/27	1202	

مأخذ: نتایج تحقیق

در سال‌های شروع دوره‌ی مورد بررسی (58-1350)، بهره‌وری سرمایه رشد داشته است. در این دوره، به طور متوسط سالانه 27/5 درصد رشد در بهره‌وری سرمایه‌ی صنایع بزرگ استان خوزستان وجود داشته است. در سال 1359 به دلیل وقوع جنگ در نیمه‌ی دوم سال، بهره‌وری سرمایه‌ی اندکی کاهش داشته است. افت بهره‌وری سرمایه در سال 1360 قابل توجه است. از دلایل این افت، می‌توان به اوج گرفتن جنگ و وارد شدن خسارات عمده به واحدهای صنعتی استان و به حالت نیمه تعطیل در آمدن بسیاری از واحدهای تولید صنعتی در اثر شوک وقوع جنگ اشاره کرد. بی‌ثباتی اقتصادی که به دنبال وقوع انقلاب و بروز جنگ در

کشور به وجود آمد، کاهش تولید کارگاه‌های صنعتی به سطحی کمتر از ظرفیت تولیدی آنها را در پی داشته است.

پس از افت محسوس بهره‌وری سرمایه در سال 1360، علی‌رغم وجود شرایط جنگی و خسارات بسیاری که به موجودی سرمایه‌ی استان وارد شد، با پشت سر گذاشتن شوک اولیه ناشی از وقوع جنگ و نیز استفاده بیشتر از ظرفیت‌های تولید در جهت تولید ملزومات جنگی، بهره‌وری سرمایه از رشد نسبتاً بالایی برخوردار بوده است. افزایش تقاضا برای کالاهای داخلی در اثر کاهش واردات نیز از دلایل تلاش برای تولید بیشتر در سال‌های بعد از 1360 بوده است. از طرف دیگر، با توجه به کاهش موجودی سرمایه و نیز با در نظر گرفتن رابطه‌ی (15)، افزایش بهره‌وری سرمایه بدیهی به نظر می‌رسد. بهره‌وری سرمایه تا سال 1364 رشد سریعی را تجربه کرده است، اما در سال 1365 نسبت به سال 1364، با افت کمی روبه‌رو شده است و در سال‌های پایانی جنگ رشد ملایمتری داشته است. این امر می‌تواند ناشی از عدم سرمایه‌گذاری در صنایع استان در طول دوران جنگ باشد.

در سال‌های اولیه پس از جنگ، بهره‌وری به بالاترین مقدار خود طی دوره‌ی 83-1350 رسیده است. در این سال‌ها به دلیل حذف آثار مخرب جنگ، بهره‌وری سرمایه روندی صعودی پیدا کرده است. واحدهای صنعتی که طی سال‌های جنگ به مرز تعطیلی رسیده بودند، به تدریج به فرایند تولید وارد شدند و در حقیقت با وجود ثابت ماندن نسبی موجودی سرمایه، میزان تولید با به کارگیری کامل ظرفیت‌ها افزایش یافت و افزایش بهره‌وری سرمایه را به دنبال داشت. پس از آن، به دلیل استهلاک بالای سرمایه در اثر دوران جنگ و عدم جایگزینی مناسب سرمایه‌ها به دلیل شرایط اقتصادی پس از جنگ، بهره‌وری سرمایه کاهش نسبی داشته است.

در سال 1373 سرمایه‌گذاری بسیار زیادی در صنایع استان انجام شد. در این سال بهره‌وری سرمایه در صنعت، افت شدید داشته است. برخی از دلایل این مسئله کمبود نیروی کار متخصص و عدم تناسب نیروی کار به کار گرفته شده در امر تولید با سرمایه موجود بوده است. این عدم تناسب، بهره‌وری سرمایه را تحت تأثیر قرار داده و مقدار آن را نسبت به سال‌های قبل، با کاهش قابل ملاحظه‌ای روبه‌رو ساخته است. پس از این رخداد، از سال 1374 بهره‌وری سرمایه در صنایع

بزرگ استان رشد داشته است. از دلایل این مطلب هماهنگی بیشتر نیروی کار متخصص استخدام شده با موجودی سرمایه‌ی صنایع بزرگ خوزستان بوده است. اگر میزان موجودی سرمایه و بهره‌وری سرمایه در دوره‌ی 83-1350 را در کنار هم قرار دهیم و روند تغییرات آنها را به طور همزمان بررسی کنیم، مشخص می‌شود که در برخی از سال‌ها که موجودی سرمایه در حداقل خود قرار داشته است، بهره‌وری سرمایه در حد بالایی قرار دارد. به عکس، در سال‌هایی همچون 1373، که به دلیل سرمایه‌گذاری ثابت بالای انجام شده در صنایع بزرگ استان خوزستان، موجودی سرمایه به سطح بالایی ارتقا پیدا کرده، بهره‌وری سرمایه به سطح پایینی تقلیل یافته است. البته، وجود رابطه‌ی معکوس میان بهره‌وری سرمایه و موجودی سرمایه در رابطه‌ی (15) نیز تأیید می‌شود. به این ترتیب، می‌توان نتیجه گرفت که کاهش بهره‌وری سرمایه در صنایع بزرگ استان، همواره به عدم تزریق سرمایه مربوط نمی‌شود. چنان‌که ملاحظه شد، با وجود عدم سرمایه‌گذاری زیاد در دوران جنگ، برای افزایش تولید به اجبار بهره‌وری سرمایه افزایش یافته است. بنابراین، ابتدا باید ظرفیت بهینه‌ی سرمایه‌گذاری سنجیده شود و سپس به همان اندازه، سرمایه‌گذاری صورت گیرد.

7- جمع‌بندی

این تحقیق با هدف اندازه‌گیری بهره‌وری سرمایه‌ی صنایع استان خوزستان برای سال‌های 1350 تا 1383 انجام شده است. انتخاب استان خوزستان برای مطالعه به دلیل سهم بالای این استان در محصول ناخالص ملی ایران بوده است. برای اندازه‌گیری بهره‌وری روش‌های متفاوتی وجود دارد. در این مقاله، روش تابع تولید برای اندازه‌گیری بهره‌وری سرمایه انتخاب شده است. بنابراین، ابتدا تابع تولید صنایع بزرگ استان خوزستان در دوره‌ی 83-1350 تخمین زده شد. پیش از انجام این تخمین، با استفاده از روش‌های آماری و در برخی از موارد با استفاده از رگرسیون خطی و نتایج پیش‌بینی حاصل از آن، سری‌های زمانی ناقص برخی از داده‌ها کامل شد.

چون استفاده از آمارهای خام یا غیر همگن نیروی کار در روش‌های اقتصادسنجی موجب انحراف نتایج تحقیق می‌شود. برای پیشگیری از این اشتباه،

اقدام به همگن کردن نیروی کار شاغل در کارگاه‌های بزرگ صنعتی استان خوزستان بر حسب میزان تحصیلات شد.

متغیر دیگری که باید برآورد می‌شد، موجودی سرمایه کارگاه‌های بزرگ صنعتی در دوره‌ی 83-1350 بود. برای به دست آوردن موجودی سرمایه، از روش روند نمایی استفاده شد. بر اساس نتایج برآورد، در سال‌های وقوع انقلاب و جنگ، روند موجودی سرمایه کاملاً نزولی است و از سال 1368 روند صعودی آن آغاز شد. در سال 1373 موجودی سرمایه جهش داشته است که از جهش میزان تشکیل سرمایه ثابت در همین سال سرچشمه گرفته است. تشکیل سرمایه‌ی ثابت در سال 1373 حدود 9 برابر تشکیل سرمایه ثابت در سال 1372 شده است.

برای تعیین تابع تولید صنایع بزرگ استان خوزستان، توابع گوناگونی مانند تابع تولید کاب-داگلاس، متعالی، دبرترین و ترانسلوگ تخمین زده شد. ژس از انجام آزمون‌های مختلف اقتصادسنجی و برترین تابع انتخاب شد.

بر اساس نتایج به دست آمده، تنها در دو تابع تولید متعالی و ترانسلوگ کلیه‌ی ضرایب معنی دار و با نظریه‌ی تولید سازگار بوده است. همچنین، تنها در این دو تابع تمامی فروض کلاسیک برقرار بوده است. با استفاده از معیارهای مختلف، تابع تولید ترانسلوگ مناسبترین الگو برای تخمین تابع تولید صنایع بزرگ استان خوزستان بوده است. با آزمون همجمعی یوهانسن - جولسیلیوس وجود رابطه‌ی بلندمدت در این مدل تأیید شد.

پس از تخمین رابطه‌ی بلندمدت تابع تولید، بهره‌وری سرمایه (CP) به وسیله‌ی مشتق گیری از تابع تولید نسبت به موجودی سرمایه به دست آمد و مقادیر بهره‌وری سرمایه مربوط به سال‌های مختلف در دوره‌ی 83-1350 محاسبه شد. ارقام به دست آمده نشان از وجود رابطه‌ی معکوس میان بهره‌وری سرمایه و موجودی سرمایه داشت. بنابراین، عدم تزریق سرمایه‌ی صنایع بزرگ استان دلیلی برای کاهش بهره‌وری سرمایه نبوده است. در این بخش، ابتدا باید ظرفیت بهینه‌ی سرمایه‌گذاری سنجیده شود و سپس به همان اندازه، سرمایه‌گذاری صورت پذیرد.

فهرست منابع

- آذربایجانی، کریم. (1368). اندازه‌گیری و تجزیه و تحلیل بهره‌وری صنایع کشور. اصفهان، سازمان برنامه و بودجه استان.
- آذربایجانی، کریم. (1369). الگوی اقتصادسنجی عوامل مؤثر بر بهره‌وری صنایع کشور. اصفهان، سازمان برنامه و بودجه استان.
- آذربایجانی، کریم. (1373). پویایی شناسی فعالیتهای صنعتی ایران بر اساس اندازه‌های بهره‌وری: مجموعه مقالات و سخنرانیهای اولین کنگره ملی بهره‌وری ایران، 241-255.
- تفضلی، فریدون و فرشید مجاور حسینی. (1381). برآورد بهره‌وری در بخش صنعت و بررسی عوامل تعیین‌کننده آن به تفکیک زیر بخشها. تهران: وزارت صنایع و معادن، دفتر برنامه ریزی.
- جمشیدیان، مهدی و سید محمد حسن شهشهانی. (1380). بررسی علل افت و خیز بهره‌وری در صنعت نساجی کشور: مورد کارخانجات بارش. پژوهشهای اقتصادی مدرس، 3: 152-131.
- خاکسار، غلامرضا. (1380). اندازه‌گیری و تحلیل بهره‌وری در صنعت آلومینیوم کشور. پژوهشهای اقتصادی مدرس، 1: 137-106.
- زراء نژاد، منصور و بهروز قنادی. (1384). تخمین تابع بهره‌وری نیروی کار در صنایع خوزستان. پژوهشهای اقتصادی ایران، 7(24): 52-33.
- سلامی، حبیب‌الله و ناصر شاهنوشی. (1379). مقایسه بهره‌وری در بخشهای صنعت و کشاورزی و عوامل مؤثر بر آن: مجموعه‌ی مقالات سومین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران. دانشگاه فردوسی مشهد، 213-201.
- شجاعی، امیر سعید. (1380). بررسی عوامل مؤثر بر رشد بخش صنعت ایران به تفکیک رشد عوامل و رشد بهره‌وری کل عوامل 77-1350. پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شیراز.
- شهریارپور، علی، اکبر توکلی و کریم آذربایجانی. (1379). اندازه‌گیری و تجزیه و تحلیل بهره‌وری عوامل تولید در گروه‌های صنایع ایران (72-1351). چهارم‌حال بختیاری، سازمان مدیریت و برنامه ریزی استان چهارمحال و بختیاری.
- فرقانی، حسین و مهدی کیانی ابری. (1383). بررسی بهره‌وری دامداری‌های سنتی گاوهای شیری در شهرستان گلپایگان. بررسی‌های اقتصادی، 2(1): 62-51.
- فرهنگ، منوچهر. (1371). فرهنگ بزرگ علوم اقتصادی. تهران، نشر البرز.

قطمیری، محمدعلی و جعفر قادری. (1375). اندازه گیری و تجزیه و تحلیل عوامل مؤثر بر بهره وری در صنایع ایران (72-1350). در مجموعه مقالات و سخنرانی‌های دومین کنگره ملی بهره وری ایران: 163-137.

مرکز آمار ایران. (55-1350؛ 73-1358). نتایج آمارگیری از کارگاه‌های بزرگ صنعتی کشور. تهران: مرکز آمار ایران.

نوفروستی، محمد. (1378). ریشه واحد و همجمعی در اقتصاد سنجی. تهران: نشر رسا، چاپ اول.

وزارت صنایع سنگین. (1371). حرکت بهره وری. تهران: وزارت صنایع سنگین.

یداللهی، حسین. (1382). بررسی و تخمین کارایی و بهره وری در صنایع کارخانه‌ای ایران. پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه علامه طباطبایی.

Bonelli, R. (1992). Growth and productivity in Brazilian Industries. *Journal of Development Economics*, 39(1):85- 109.

Chandrasekaran, M. & B. Sidharan. (1993). Productivity Trends in Cotton industry in India. *Journal of Indian Economy*, 41: 61- 70.

Chen, T. & D. Tang. (1990). Export Performance and Productivity Growth; the Case of Taiwan. *Economic Development and Cultural Change*, 38 (9): 577- 587.

Christensen, L. & D. Cummings. (1981). Real Product, Real Factor Input, and Productivity in the Republic of Korea, 1960-1973. *Journal of Development Economics*, 8: 285- 302.

Guellec, D. & E. Ioannidis. (1997). Causes of Fluctuations in R&D Expenditures a Quantitative Analysis. *OECD Economic Review*. 29(II): 123 – 138.

Griliches, Z. & D. Jorgenson. (1967). The Explanation of Productivity Change. *Review of Economic Studies*, 34: 249- 283.

Kemme, D. (1987). Productivity Growth in Polish Industry. *Journal of Comparative Economics*, Vol. II: 1- 20.

Kim, E. (2005). The Impact of Family Ownership and Capital Structures on Productivity Performance of Korean Manufacturing Firms. *Journal of The Japanese and International Economies*, 29: 1- 25.

Krueger, A. & B. Tancer. (1982). Growth of Factor Productivity in Turkish Manufacturing Industries. *Journal of Development Economics*, II(3): 307- 325.

Kwon, J. (1986). Capital Utilization, Economics of Scale and Technical change in the Growth of Total Factor Productivity. *Journal of Development Economics*, 24 (2): 75- 89.

- Liu, Y., C. Beng & L. Wenzhi. (1998). Education, Experience and Productivity of Labor in China's Township and Village Enterprises: The Case of Jiangsu Province. *China Economic Review*, 9 (1): 47- 58.
- Panicos, O., M. Devereuxb & K. Luintelc. (1998). Productivity and Financial Sector Policies: Evidence from South East Asia. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 35: 61- 82.
- Pilat, D. (1995). Comparative Productivity of Korean Manufacturing, 1967-1987. *Journal of Development Economics*, 46: 123- 144.
- Sethuraman, S. (1974). Employment and Labor Productivity in Indian since 1950. *Economic Development and Cultural Change*, 22(4): 673- 690.
- Sumanth, D. (1985). *Productivity Engineering and Management*. Mc Graw Hill.
- Tsao, Y. (1985). Growth without Productivity. *Journal of Development Economics*, 19(1/2): 25- 38.

