

## اندازه‌گیری و تحلیل روند بهره‌وری عوامل تولید به تفکیک بخش‌های اقتصادی استان بوشهر

شهین نرگسی<sup>\*۱</sup>

حشمت اله عسگری<sup>۲</sup>

### چکیده

به دلیل محدودیت منابع، ضرورت افزایش بهره‌وری و استفاده از عوامل تولید در فعالیت‌هایی که حداکثر بازدهی را دارند اهمیت دارد. هدف این مطالعه، اندازه‌گیری بهره‌وری عوامل تولید در بخش‌های مختلف اقتصادی استان بوشهر برای سالهای ۸۶-۱۳۷۹ است. با استفاده از تابع تولید و روش داده‌های تابلویی و بکارگیری روش مانده سولو بهره‌وری کل عوامل تولید محاسبه شد. براساس نتایج، متوسط بهره‌وری کل عوامل تولید، سرمایه و نیروی کار در طی دوره مورد بررسی از روند نامنظمی برخوردار بوده‌اند و دارای نوسانات افزایشی و کاهش می‌باشند.

بخش صنعت و معدن بیشترین میزان نرخ رشد بهره‌وری کل و بهره‌وری متوسط نیروی کار و بخش ارتباطات نیز بالاترین میزان بهره‌وری متوسط سرمایه را داشته است.

**واژه‌های کلیدی:** بهره‌وری کل عوامل تولید، روش مانده سولو، داده‌های تابلویی، موجودی سرمایه

طبقه‌بندی JEL: C23, D24

۱- کارشناس ارشد توسعه اقتصادی و برنامه‌ریزی - دانشگاه پیام نور ایلام،

\* نویسنده مسئول: [nargesi.shahin1@gmail.com](mailto:nargesi.shahin1@gmail.com)

۲- استادیار دانشکده اقتصاد دانشگاه ایلام

[he.asgari@gmail.com](mailto:he.asgari@gmail.com)

## ۱- مقدمه

بطور کلی افزایش تولید از طریق افزایش در عوامل تولید و نیز استفاده بهینه تر از آنها با اتخاذ مدیریت بهتر و بکارگیری روشهای مناسب در ترکیب این عوامل قابل حصول است. با توجه به محدودیت منابع، امروزه افزایش تولید اغلب از طریق افزایش بکارگیری عوامل تولید و نیز ترکیب بهتر این عوامل صورت می‌گیرد. یکی از راه‌های اندازه‌گیری بهینه بودن ترکیب عوامل تولید، استفاده از شاخص بهره‌وری می باشد. بهره‌وری منشأ تولید ثروت و رفاه فردی و اجتماعی است و براساس تئوریهای جدید رشد اقتصادی امکان رشد درازمدت را فراهم می‌آورد. بنابراین ارتقای بهره‌وری به عنوان یکی از منابع تأمین رشد بیش از گذشته اهمیت یافته است. بهره‌وری در سطح ملی موجب بالارفتن سطح زندگی مردم، کاهش تورم و ایجاد توان رقابت ملی در بازارهای جهانی می‌شود (بختیاری، هادی زنوز، ۱۳۸۹).

دستیابی به سطح مطلوب بهره‌وری در یک بنگاه، مستلزم مشخص نمودن سطح بهره‌وری در شرایط کنونی و روش صحیحی برای اندازه‌گیری آن از جمله روش شاخص می‌باشد. اقتصاددانان روش‌های شاخص را به دو دسته تقسیم‌بندی می‌کنند. دسته اول روش‌های مستقیم محاسبه بهره‌وری کل عوامل تولید که بدون استفاده صریح از تابع تولید اقدام به برآورد شاخص بهره‌وری کل عوامل تولید می‌نماید. از جمله می‌توان به روش کندریک<sup>۱</sup> و روش دیویژیا<sup>۲</sup> اشاره کرد. دومین روش که مبتنی بر استفاده صریح از تابع تولید است، با در نظر گرفتن فرم تابعی معین و با انجام عملیات ریاضی بر روی تابع تولید به برآورد شاخص بهره‌وری کل عوامل تولید می‌پردازد. در این روشها نرخ رشد سالانه، میانگین نرخ رشد سالانه و میانگین سالانه بهره‌وری کل عوامل تولید تخمین زده می‌شود، از جمله این مدلها می‌توان به روش سولو<sup>۳</sup> و روش مانده سولو<sup>۴</sup> (روش مانده سولو از رابطه‌ی زیر که چیزی جز تفاضل میانگین موزون رشد عوامل از رشد تولید نیست، به دست می‌آید) اشاره کرد (خاکی، ۱۳۷۶).

به منظور ارتقای بهره‌وری، مطالعات زیادی در خصوص سنجش و شناسایی عوامل موثر بر رشد بهره‌وری و ارتباط بهره‌وری با شاخص‌های کلان اقتصادی انجام شده است.

وان در انج<sup>۵</sup> (۲۰۰۹) رشد بهره‌وری کل عوامل تولید را برای سالهای ۱۹۷۰ تا ۲۰۰۷ در اندونزی تخمین زد که سهم سرمایه ۰/۷٪ و سهم نیروی کار ۳۴٪ درصد بوده است و همچنین رشد بهره‌وری کل عوامل

1 -Kendrick

2 -Divisia

3 -Sollow

4 - Sollow-Residual

5 - Van Der Eng

تولید ۴۰٪ درصد بوده است. محقق در این مقاله از تابع کاب-داگلاس جهت تخمین استفاده کرده و همچنین انباشت سرمایه را به عنوان عامل اصلی رشد اقتصادی در اندونزی می‌داند.

جاجری<sup>۱</sup> (۲۰۰۷) به اندازه‌گیری رشد بهره‌وری کل عوامل تولید و عوامل موثر بر آن طی دوره ۱۹۷۱ تا ۲۰۰۴ در مالزی پرداخت که نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که اقتصاد مالزی نیازمند به پرداختن به بهبود بهره‌وری کل عوامل تولید برای دست یافتن به رشد اقتصادی می‌باشد. همچنین از عوامل موثر بر بهره‌وری کل عوامل تولید می‌توان به آموزش، ساختار اقتصادی، سرمایه، شدت تقاضا و... در این پژوهش اشاره کرد.

کلاد ناجیگا<sup>۲</sup> و فنتاین (۲۰۰۶) منابع کلی رشد و تعیین‌کننده بهره‌وری کل عوامل تولید در نیجریه برای سالهای ۱۹۶۳ تا ۲۰۰۳ را با استفاده از تابع تولید کاب - داگلاس محاسبه نموده‌اند. سهم سرمایه ۰/۳۵ و سهم سرمایه فیزیکی ۲۹/۴ درصد و رشد بهره‌وری کل عوامل تولید ۷۰/۶ درصد محاسبه شده است.

یولاح خان<sup>۳</sup> (۲۰۰۵) با استفاده از چارچوب متعارف رشد حسابداری، برای اولین بار به برآورد بهره‌وری کل عوامل تولید در پاکستان و پس از آن عوامل کلان تعیین‌کننده (TFP) برای سالهای ۱۹۶۰ تا ۲۰۰۳ پرداخته است. نتایج نشان می‌دهد که ثبات اقتصاد کلان، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، و توسعه بخش مالی نقش مهمی در بهره‌وری کل عوامل تولید دارد.

لی<sup>۴</sup> (۲۰۰۵) به اندازه‌گیری بهره‌وری کل عوامل تولید در کشور کره جنوبی طی سالهای ۱۹۹۴ تا ۱۹۶۰ پرداخت که متوسط رشد سالیانه تولید ناخالص داخلی ۷/۳ درصد می‌باشد و طی همین دوره متوسط رشد سالیانه بهره‌وری کل عوامل تولید ۲/۱۱ درصد و بر این اساس رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در رشد اقتصادی این کشور طی این دوره، ۴۴/۵۳ درصد است. این در حالی است که سهم رشد دو عامل نیروی کار و سرمایه به ترتیب ۱۴/۹۴ و ۴۰/۵۳ درصد حاصل شده است.

ایل کیم<sup>۵</sup> (۲۰۰۱) به اندازه‌گیری رشد بهره‌وری کل عوامل تولید و ماهیت آن در رشد اقتصادی آسیای پرداخت از عوامل اثرگذار بر رشد بهره‌وری کل عوامل تولید تحقیق و توسعه و افزایش سطح آموزش می‌باشد که بیشترین مقدار آن در فاصله بین سالهای ۱۹۸۴ تا ۱۹۹۴ حدود ۱/۶ درصد بوده است. در مورد انباشت سرمایه مالزی با ۷۶/۷ درصد اولین کشور، ژاپن با ۶۳/۸ درصد دومین کشور می‌باشد و کمترین مقدار در مورد انباشت سرمایه برای هنگ‌کنگ با ۳۶/۲ درصد برای دوره مابین ۱۹۷۰ تا ۱۹۹۰ می‌باشد. هنگ‌کنگ با ۳/۲ نرخ رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در جایگاه اول قرار دارد و تایوان با ۲/۶ درصد

1 - Jajri

2 - Claude Nachege and Fontaine

3 - Ullah Khan

4 - Lee

5 - Il Kim

و کره ۱/۸، اندونزی ۱/۷، تایلند ۱/۵، ژاپن و سنگاپور ۱/۳ و در نهایت مالزی با ۰/۵ درصد در جایگاه‌های بعدی قرار دارند که سهم نیروی کار و سرمایه در تایوان از همه کشورها بیشتر می‌باشد.

گُرراتان<sup>۱</sup> (۲۰۰۱) رشد بهره‌وری کل عوامل تولید را طی دوره زمانی ۱۹۶۰ تا ۲۰۰۰ در فیلیپین از روش تابع تولید و استفاده از تابع کاب-داگلاس اندازه‌گیری نمود نتایج نشان می‌دهد که رشد بهره‌وری کل عوامل تولید به طور متوسط منفی است. این به این معنی است که رشد بهره‌وری کل عوامل تولید به عنوان یک منبع رشد در فیلیپین خیلی اثرگذار نبوده است هرچند که به نظر می‌رسد در دهه ۱۹۹۰، دارای روند رو به بالا بوده است.

مهرآرا واحمدزاده (۱۳۸۸) به بررسی سهم رشد بهره‌وری کل عوامل تولید و رشد نهاده‌های تولیدی نیروی کار و سرمایه در رشد تولیدات بخش‌های عمده اقتصادی و کل اقتصاد غیر نفتی طی دوره ۱۳۸۳ تا ۱۳۴۵ پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که متوسط سهم رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در رشد تولیدات بخش اقتصاد غیر نفتی طی برنامه اول، دوم و سوم توسعه اقتصادی به ترتیب معادل ۳۹/۵، ۱۲/۲ و ۲۴/۸ درصد بوده است و برای برنامه چهارم توسعه پیش بینی می‌شود مقدار آن به ۳۲/۶ درصد ارتقاء یابد. همچنین تابع تولید تخمین زده شده در این تحقیق از نوع کاب-داگلاس است.

خاوری نژاد (۱۳۸۵) بهره‌وری کل عوامل تولید در اقتصاد و بخش‌های اقتصاد را برای دوره زمانی ۱۳۷۵ تا ۱۳۸۴ اندازه‌گیری و بررسی نمود متوسط شاخص بهره‌وری کل عوامل تولید در این مطالعه طی دوره مربوطه ۰/۶ درصد برآورد شده است.

امینی (۱۳۸۳) در مطالعه‌ای به اندازه‌گیری و تحلیل روند بهره‌وری به تفکیک بخش‌های اقتصادی ایران پرداخت نتایج نشان می‌دهد طی دوره ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۲، متوسط رشد سالانه بهره‌وری کل عوامل تولید در اقتصاد ۰/۴ درصد بوده و بخش ارتباطات بالاترین رشد بهره‌وری نیروی کار و سرمایه و بخش بازرگانی، رستوران و هتلداری بیشترین کاهش بهره‌وری نیروی کار و سرمایه را داشته است. بخش ارتباطات بهترین و بخش بازرگانی، رستوران و هتلداری ضعیف‌ترین بخش از نظر استفاده بهینه از منابع تولید بوده است.

آذرمنند (۱۳۸۴) بهره‌وری کل عوامل تولید را با استفاده از روش مانده سولو محاسبه و سهم آن را از رشد تولید ناخالص داخلی تعیین نموده است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که طی دوره ۱۳۶۰ تا ۱۳۸۰، سهم بهره‌وری کل عوامل تولید از میانگین رشد تولید ناخالص داخلی یک درصد بوده است و طی همین دوره سهم رشد عوامل تولید نظیر سرمایه انسانی و سرمایه فیزیکی از رشد تولید ناخالص داخلی به ترتیب

۱/۲ و ۱/۶ درصد بوده است. همچنین نتایج محاسبات نشان می‌دهد، روند بهره‌وری کل عوامل تولید طی دو دهه اخیر، نوسانات زیادی داشته است.

در این پژوهش تلاش می‌گردد بهره‌وری عوامل تولید در استان بوشهر اندازه‌گیری شود. استان بوشهر با توجه به جایگاه جغرافیایی و اقتصادی ویژه و داشتن مرزهای دریایی و بنادر تجاری بعنوان یکی از مبادی ورودی و خروجی کالاها و خدمات نقش مؤثری در توسعه مناسبات تجاری در سطح ملی و منطقه‌ای ایفا می‌نماید. وضعیت اقتصادی و اجتماعی استان تا حدود زیادی به فعالیت تجاری خارجی با محوریت بندر بوشهر متکی بوده محاسبه بهره‌وری در این استان قطعاً می‌تواند به توسعه استان کمک نماید همچنین، با توجه به اینکه بیشتر مطالعات در زمینه بهره‌وری با رویکرد سری زمانی و در سطح کشوری انجام یافته است؛ لذا این پژوهش به دنبال این است که با استفاده از داده‌های ترکیبی و برای استانی که از نظر اقتصادی جایگاه ویژه‌ای دارد و با استفاده از چند بخش بهره‌وری کل عوامل تولید را مورد محاسبه قرار دهد.

برای محاسبه بهره‌وری کل عوامل تولید از تخمین تابع تولید کاب داگلاس و روش مانده سولو و برای محاسبه بهره‌وری متوسط عوامل از نسبت ارزش افزوده واقعی به حجم عوامل تولید استفاده شد. اطلاعات مورد استفاده در این پژوهش به صورت داده‌های ترکیبی در طی سالهای ۱۳۷۹ تا ۸۶ برای پنج بخش کشاورزی، صنعت و معدن، ساختمان و مسکن، خدمات و ارتباطات جمع‌آوری شد. علت مطالعه وضعیت اقتصاد استان به این پنج بخش اهمیت آنها می‌باشد هرچند که در بسیاری از مطالعات بهره‌وری علی‌رغم تقسیم بندی بخش های کشور به صنعت و معدن، کشاورزی و خدمات از این گونه تقسیم بندی به وفور مشاهده می‌گردد. آمارهای مورد استفاده در این پژوهش از مرکز آمار ایران و حساب های ملی و منطقه ای، سازمان مدیریت و برنامه ریزی استان بوشهر و سند توسعه، اشتغال و سرمایه‌گذاری استان استخراج گردید و به منظور تخمین مدل از نرم افزار Eviews استفاده شد. برای برآورد مدل تصریح شده از روش حداقل مربعات تعمیم یافته استفاده می‌شود. بدین منظور با استفاده از آزمون F لیمر و هاسمن<sup>۱</sup>، از میان روش های داده های ترکیبی، اثرات ثابت<sup>۲</sup> و اثرات تصادفی<sup>۳</sup> روش مناسب برای برآورد مدل انتخاب و نتایج تحلیل خواهد شد.

1- Hausman

2 -Fixed Effects

3- Random Effects

## ۲- داده‌ها و روش تحقیق

### ۲-۱- داده‌ها

داده‌های مورد استفاده در این پژوهش شامل ارزش افزوده، میزان اشتغال و سرمایه‌گذاری (که با روش نمایی به موجودی سرمایه به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶ تبدیل شده) می‌باشد، که به ترتیب از مرکز آمار ایران، وزارت کار و امور اجتماعی و سند توسعه، اشتغال و سرمایه‌گذاری استان بوشهر جمع‌آوری شده‌اند. لازم به ذکر است که آمار متغیرهای فوق تنها برای سالهای ۱۳۷۹-۱۳۸۶ در دسترس بوده است. از این رو دوره زمانی این تحقیق به دوره فوق محدود می‌شود.

### ۲-۲- روش تحقیق

در این مطالعه تابع تولید کاب-گلاس مورد استفاده قرار گرفت. از جمله دلایل بکارگیری این فرم تابع تولید، سادگی و سودمند بودن آن در زمینه مطالعات تجربی، امکان جانشینی عوامل تولید و همچنین مشخص بودن محدودیت‌های این تابع عنوان می‌شود. فرم تبعی این تابع بصورت رابطه (۱) است:

$$Y_t = AL_t^\alpha K_t^\beta \quad (1)$$

که در این رابطه،  $Y$  تولید واقعی،  $A$  پارامتر بهره‌وری کل عوامل تولید،  $L$  نیروی کار شاغل،  $K$  موجودی سرمایه و  $\alpha$  و  $\beta$  به ترتیب مقادیر کشش نیروی کار و سرمایه می‌باشند. فرم برآوردی این تابع اغلب به صورت لگاریتمی است. در این تابع توان‌های نهاده‌های متغیر مبین کشش تولید هر یک از نهاده‌ها است. نرخ نهایی جانشینی در این تابع ثابت و کشش جانشینی آن نیز ثابت و برابر یک می‌باشد (سلیمی فر، ۱۳۹۰).

### ۲-۳- روش برآورد موجودی سرمایه

در این مطالعه برای برآورد موجودی سرمایه از روش نمایی سرمایه‌گذاری استفاده شد. پیش فرض روش مورد نظر این است که سرمایه‌گذاری با میزان رشد ثابتی در طول زمان افزایش می‌یابد. در چنین رشد یکنواختی رابطه مشخصی میان موجودی سرمایه و سرمایه‌گذاری برقرار می‌شود. براین اساس این روش موجودی سرمایه با رابطه (۲) برآورد می‌شود (کلانتری و عرب مازار، ۱۳۷۱):

$$I_t = I_0 e^{\lambda t} \quad (2)$$

که در آن  $I_t$  میزان تشکیل سرمایه در سال  $t$  و  $I_0$  میزان تشکیل سرمایه در سال پایه و  $\lambda$  نیز میزان رشد سرمایه‌گذاری است. با توجه به رابطه فوق تغییرات سرمایه‌گذاری را می‌توان به صورت رابطه (۳) تعریف کرد:

$$I_t = \frac{dk}{dt} \quad (۳)$$

با توجه به رابطه  $I_t$  موجودی سرمایه در سال پایه از رابطه (۴) و (۵) قابل محاسبه است:

$$K_t = \int_{-\infty}^0 I_t dt = \int_{-\infty}^0 I e^{\lambda t} dt = \frac{I}{\lambda} \quad (۴)$$

$$K_0 = \frac{I}{\lambda} \quad (۵)$$

برای محاسبه  $K_0$  لازم است که  $\lambda$  را برآورد نمود. که این امر از طریق تخمین تابع سرمایه‌گذاری یعنی رابطه ۲ امکان‌پذیر است. تبدیل لگاریتمی رابطه (۶) مورد نظر عبارت است از:

$$LnI_t = LnI_0 + Ln\lambda_0 \quad (۶)$$

با توجه به کوتاه بودن دوره زمانی مربوط به داده‌های تشکیل سرمایه در استان که سال‌های ۱۳۷۹-۱۳۸۶ را در برمی‌گیرد و نیز به دلیل مزیت‌هایی که این روش از آن بهره‌مند است (مانند افزایش تعداد مشاهدات و افزایش درجه آزادی) برای تخمین رابطه مورد نظر از ترکیب داده‌های مقطعی و سری زمانی استفاده شد. در این قسمت مطابق با روش معرفی شده یعنی روش روند نمایی سرمایه‌گذاری، موجودی سرمایه برآورد شد. با توجه به مقدار  $\lambda$  ذکر شده در رابطه ۶ برای دوره مورد نظر موجودی سرمایه در سال پایه (۱۳۷۹) برای بخش‌های مختلف استان تعیین می‌گردد. مقادیر موجودی سرمایه برای سال‌های پس از سال ۱۳۷۹ نیز با توجه به رابطه (۷) قابل محاسبه است:

$$K_t = \frac{K_{t-1} + I_t}{(1+\delta)} \quad (۷)$$

که در آن  $K_t$  موجودی سرمایه در سال مورد نظر،  $K_{t-1}$  موجودی سرمایه در سال قبل،  $I_t$  مقدار سرمایه‌گذاری در سال مورد نظر و  $\delta$  نرخ استهلاک سرمایه‌های ثابت برای بخش‌های مختلف می‌باشد. نرخ‌های استهلاک مناسب برای بخش کشاورزی (۵/۹ درصد)، بخش ساختمان و مسکن (۷/۸ درصد)، صنعت و معدن (۴/۱ درصد)، خدمات (۴/۱ درصد) و ارتباطات (۳/۶ درصد) در نظر گرفته شده است. امینی، محمد نشاط، (۱۳۸۴).

پس از تخمین رابطه‌ی فوق برای رفع خودهمبستگی جملات اخلاص، فرایند خود توضیح مرتبه‌ی اول به معادلات اضافه شده است.

همچنین آماره‌های  $(F, DW, R^2)$  در مدل فوق حکایت از تصریح مناسب مدل دارند. ضرایب  $T$  در معادلات، معرف نرخ رشد سرمایه‌گذاری ( $\lambda$ ) است و آماره  $t$  معنی‌داری ضرایب نرخ رشد سرمایه-

گذاری را در سطح خطای ۰/۰۵ درصد تایید می‌کند. (Ag نشان دهنده بخش کشاورزی، Con بخش ساختمان و مسکن، Ind صنعت و معدن، Ser خدمات و Com ارتباطات می‌باشد).

$$\text{Ln}(k_{ag}) = ۰/۴۷۹۱۶۲ + ۰/۱۳۹۳۸۸T - ۰/۵۳۵۹۲۹ AR(1)$$

$$\text{Ln}(k_{con}) = ۰/۳۹۶۰۴۵ + ۰/۳۱۹۰۹۴T + ۰/۰۴۸۶۶۹AR(1)$$

$$\text{Ln}(k_{ind}) = ۰/۸۲۳۵۷۳ + ۰/۲۹۹۱۸۷T + ۰/۲۱۸۳۶۴ AR(1)$$

$$\text{Ln}(k_{ser}) = ۰/۷۶۹۸۴۳ + ۰/۰۷۶۹۹۱T - ۰/۶۱۶۴۰۳ AR(1)$$

$$\text{Ln}(K_{com}) = -۲/۴۱۵۹۸۹ + ۰/۳۶۷۹۹۴T - ۰/۲۶۳۹۳۱AR(1)$$

$$R^2 = ۰/۹۳F = ۲۰/۲۵DW = ۱/۷۳$$

## ۲-۴- آزمون انتخاب داده‌های ترکیبی یا تابلویی<sup>۱</sup>

برای انتخاب میان داده‌های ترکیبی و تابلویی از آزمون لیمر استفاده شد. این آزمون در واقع حذف اجزا ثابت موجود در مدل را با استفاده از آماره F بررسی می‌کند. بدین منظور از معادله (۸) استفاده شد.

$$F(n-1, nT-n-k) = \frac{(R_u^2 - R_p^2)/(n-1)}{(1-R_p^2)/(nT-n-k)} \quad (۸)$$

که در این معادله N تعداد واحد، T تعداد مشاهدات سری زمانی،  $R_u$  ضریب تعیین در مدل غیر مقید و  $R_p$  ضریب تعیین در مدل مقید می‌باشد.

فرضیه  $H_0$  در این آزمون یکسان بودن عرض از مبداها (روش Pooling یا ترکیبی) در مقابل فرضیه مخالف  $H_1$  همسانی عرض از مبداها (روش داده‌های تابلویی) قرار می‌گیرد. بنابراین در صورت رد فرضیه  $H_0$  روش داده‌های تابلویی پذیرفته می‌شود (ویژگی‌های متمایز میان بخش‌های مورد بررسی از لحاظ آماری معنادار بوده و باید این ویژگی‌ها در مدل لحاظ شود).

روش داده‌های تابلویی مجموعه‌ای از داده‌های سری زمانی و مقطعی ترکیب می‌شوند. مزیت مدل داده‌های تابلویی بر مدل‌های با برش مقطعی این است که در این مدل‌ها محقق می‌تواند انعطاف‌پذیری بیشتری در تبیین تفاوت‌های رفتاری فردی پدیده‌ها در طول زمان داشته باشد (رحمانی و دیگران ۱۳۸۵).

مدل‌های داده‌های تابلویی اثرات ثابت اجازه می‌دهند که متغیرهای توضیحی مشاهده نشده (هم در حالت اثرات ثابت مقاطع و هم اثرات ثابت زمان) با متغیرهای توضیحی مشاهده شده همبسته باشند. اگر متغیرهای توضیحی مشاهده نشده اصلاً با متغیرهای توضیحی مشاهده شده وابسته نباشند باید از روش اثرات تصادفی استفاده کرد در این حالت مقادیر ثابتی که به هر مقطع داده شده بصورت تصادفی در



سرتاسر متغیرهای مقطعی توزیع شده است. در اقتصادسنجی پیشرفته اثرات تصادفی هم‌معنی همبستگی صفر بین متغیرهای توضیحی مشاهده شده و مشاهده نشده است.

آزمون فوق تنها به بررسی پذیرش و یا رد اثرات ثابت می‌پردازد و به وسیله این آزمون نمی‌توان با اطمینان به انتخاب اثرات ثابت پرداخت. جهت تصمیم‌گیری در مورد بکارگیری اثرات ثابت یا تصادفی باید توجه داشت روش اثرات ثابت معمولاً هنگامی کارایی دارد که کل جامعه آماری در نظر گرفته شود. در صورتی که اگر از بین جامعه بزرگی، نمونه‌هایی به صورت تصادفی (نمونه‌گیری) انتخاب شود، روش اثرات تصادفی کارآتر خواهد بود. آزمون هاسمن<sup>۱</sup> برای تعیین روش تخمین در داده‌های تابلویی بکار می‌رود (آذربایجانی و دیگران، ۱۳۸۹).

در صورت تایید ضرورت لحاظ نمودن اثرات ثابت فردی در مدل توسط آزمون لیمر، گام بعدی در رابطه با روش انتخاب بهینه انتخاب بین دو روش اثرات ثابت و تصادفی است بدین منظور آزمون هاسمن مورد استفاده قرار می‌گیرد. تست هاسمن (۱۹۷۸) بصورت رابطه (۹) است :

$$H = (b_1 b_0)' [var(b_0) - var(b_1)]^{-1} (b_1 - b_0) \quad (9)$$

که در آن  $H$  دارای توزیع مجانبی کی‌دو با درجه آزادی  $K$  است و  $b_0$  معرف تخمین زنده‌های روش اثرات ثابت و  $b_1$  نشان دهنده تخمین زنده‌های روش اثرات تصادفی می‌باشد. فرضیه صفر این آزمون آن است که تخمین‌زن‌های اثرات ثابت و تصادفی اساساً اختلاف ندارند. اگر فرضیه صفر رد شود، نتیجه آن است که اثرات تصادفی درست نیست و استفاده از اثرات ثابت بهتر است (گجراتی، ۱۳۸۴).

به منظور تخمین مدل مورد نظر در چارچوب دو مسیر کلی فوق (ترکیبی و تابلویی) از تخمین زنده حداقل مربعات تعمیم یافته استفاده خواهد شد. علت این امر را می‌توان چنین بیان داشت که در این معادلات، احتمالاً جملات اخلاص در یک زمان نامشخص در برگزیده برخی از عوامل غیر قابل اندازه‌گیری یا حذف شده می‌باشند که این عوامل در طول زمان با یکدیگر در ارتباط هستند، از این رو روش فوق می‌تواند تا حدودی این مشکل را برطرف نماید (شیرازی و اکبریان، ۱۳۸۹).

همچنین در مورد مشکلات مربوط به وجود خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس در مدل‌ها بایستی گفت که خود همبستگی مشکل مربوط به داده‌های سری زمانی، و ناهمسانی واریانس مشکل خاص داده‌های مقطعی است که این مشکلات در داده‌های تلفیقی پیچیده‌تر می‌شوند. در یک تقسیم‌بندی کلی می‌توان گفت هنگامی که سری زمانی مورد مطالعه طولانی و واحدهای مقطعی محدود باشد، بایستی به وجود مشکل خودهمبستگی بیشتر توجه داشت. در شرایطی که سری زمانی دوره مطالعه

محدود و واحدهای مقطعی متعدد باشد احتمال بیشتری در وجود ناهمسانی واریانس بین گروهی وجود خواهد داشت در این مطالعه از آنجا که سری زمانی دوره مورد بررسی کوتاه است و نیز واحد های مقطعی کوتاه می‌باشند انجام آزمون برای اطمینان از عدم وجود ناهمسانی واریانس الزامی نیست در صورت نیاز معمولا وجود ناهمسانی واریانس بین گروهی یا بین واحدهای مقطعی مطرح می‌باشد (Baltagi, 2008).

در مورد انجام آزمون ایستایی برای داده‌های ترکیبی بر طبق مطالعه لوین و همکاران این آزمون تنها برای داده‌هایی بکار می‌رود که تعداد مشاهدات یا دوره زمانی مورد بررسی بین  $(250 < T < 25)$  و تعداد مقاطع مورد بررسی نیز مابین  $(10 < N < 250)$  باشد که چون در این مطالعه دوره زمانی مورد بررسی کمتر از 25 سال و تعداد مقاطع نیز کمتر از 10 مقطع می‌باشد نیاز به انجام آزمون ایستایی نخواهد بود (Levin, etc 2002).

### ۳- نتایج و بحث

بر اساس توضیحات ارائه شده به منظور برآورد موجودی سرمایه نتایج حاصل به شرح جدول ۱ است:

جدول ۱: نتایج برآورد موجودی سرمایه در استان بوشهر (میلیارد ریال)

سال	کشاورزی	ساختمان و مسکن	صنعت و معدن	خدمات	ارتباطات
۱۳۷۹	۴۳۴۰۳۲۳/۰۷	۳۲۰۶۷۱۶/۱۲	۲۳۴۰۶۴۰/۹۰	۱۲۷۲۷۰۲۸/۵۷	۸۰۰۰۶/۷۵
۱۳۸۰	۹۴۹۸۲۴۱/۸۶	۱۳۴۳۹۰۵۵/۷۲	۵۷۵۵۵۷۵/۹۴	۳۶۹۸۵۵۱۶/۳	۲۴۴۲۲۱/۱۳
۱۳۸۱	۱۱۶۶۶۹۶۷/۱۳	۸۸۱۵۶۰۳/۰۸	۶۴۵۸۷۲۸/۲۶	۲۴۶۹۰۳۴۴/۶۹	۳۷۴۳۶۳/۱۴
۱۳۸۲	۱۰۶۱۷۸۰۶/۲۳	۸۹۱۶۵۷۸/۷۴	۱۲۷۱۹۵۶۳/۲۲	۲۲۴۶۷۱۴۴/۳۲	۵۰۰۹۹۸/۴۷
۱۳۸۳	۱۲۰۳۵۸۹۳/۴۲	۸۵۱۱۲۹۰/۷۹	۱۷۴۹۳۶۷۲/۳۵	۱۹۴۲۵۲۰/۹۲	۹۲۶۹۸۴/۲۶
۱۳۸۴	۱۲۱۹۹۰۳۹/۵	۱۰۰۲۱۱۰۷/۶	۱۵۴۳۴۲۴۴/۰۸	۱۷۳۸۷۱۸۴/۴۷	۱۱۹۲۰۳۶/۸۸
۱۳۸۵	۱۳۴۴۷۳۶۵/۵	۱۲۹۳۲۰۹۴/۸۲	۱۳۰۶۷۷۰۲/۶۰	۱۵۶۳۴۰۶۷/۹۴	۱۵۸۷۴۷۳/۸۲
۱۳۸۶	۱۳۰۳۵۰۵۴/۰۸	۱۴۱۷۰۸۳۴/۴۹	۱۵۹۷۲۰۲۷/۹۵	۱۴۲۷۴۹۳۱/۸۱	۱۷۵۸۲۳۹/۳۵

ماخذ: محاسبات تحقیق

مطابق با نتایج گزارش شده در جدول ۲ و مقادیر دو آماره آزمون لیمر و هاسمن، از میان روش‌های مذکور، مدل داده‌های تابلویی با اثرات تصادفی مود تایید قرار می‌گیرد.

در واقع آماره آزمون لیمر (۱۸/۳۱۲۴۱۸) از مقدار F جدول بزرگتر بوده و در سطح اطمینان ۵ درصد فرض  $H_0$  مبنی بر یکسان بودن عرض از مبدا برای بخش‌های مختلف رد می‌شود و فرض اثرات ثابت پذیرفته می‌شود. از طرفی بر اساس آماره آزمون هاسمن (۰/۶۳۶۴۵۲) روش اثرات تصادفی به اثرات ثابت ترجیح داده می‌شود و مدل مورد نظر باید به روش اثرات تصادفی برآورد گردد.

نتیجه برآورد تابع تولید برای سال‌های ۱۳۸۶ تا ۱۳۷۹ به تفکیک بخش‌ها و فعالیت‌های مختلف اقتصادی استان بوشهر به شرح جدول ۲ می‌باشد:

جدول ۲: نتایج برآورد مدل (۱)

سهم عوامل تولید	ضرائب	آماره t	سطح معناداری
عرض از مبدا	۴/۱۰۹۹۶۴	۲/۳۴۹۶۲	۰/۰۲۴۲
سهم نیروی کار بخش کشاورزی	۰/۷۶۲۷۸۰	۷/۵۴۳۴۹۵	۰/۰۰۰۰
سهم نیروی کار بخش ساختمان و مسکن	-۰/۲۲۷۹۵۴	-۱/۹۵۷۹۸۹	۰/۰۵۰۷
سهم نیروی کار بخش صنعت و معدن	-۰/۱۴۲۶۹۵	-۲/۲۸۲۱۹۲	۰/۰۲۲۸
سهم نیروی کار بخش خدمات	۰/۸۳۳۶۱۹	۵/۱۱۸۳۶۶	۰/۰۰۰۰
سهم نیروی کار بخش ارتباطات	۱/۰۹۵۲۰۶	۲۳/۷۰۹۶۶	۰/۰۰۰۰
سهم سرمایه بخش کشاورزی	۰/۶۶۹۲۵۳	۲/۰۸۰۵۲۷	۰/۰۰۰۰
سهم سرمایه بخش ساختمان و مسکن	۰/۹۷۵۷۰۰	۱۱۰/۴۷۷۱	۰/۰۰۰۰
سهم سرمایه بخش صنعت و معدن	۰/۹۴۳۱۶۰	۴۳/۲۹۸۶۰	۰/۰۰۰۰
سهم سرمایه بخش خدمات	۰/۳۲۰۳۳۰	۲/۸۰۹۸۲۰	۰/۰۰۰۸
سهم سرمایه بخش ارتباطات	-۰/۱۶۹۰۶۸	-۲/۳۶۸۳۵۵	۰/۰۲۴۷

تعداد مشاهدات: ۴۰  
طول دوره: ۸  
دوربین واتسون: ۱/۸۹

R-squared= 0.92  
Adjusted R-squared = (0/89)  
F-statistic= 35.00  
Prob(F-statistic)= 0.0000

ماخذ: محاسبات تحقیق

همانگونه که از نتایج تخمین مشخص است  $R^2$  مدل ۰/۹۲ درصد است به بیان دیگر مدل مذکور ۰/۹۲ درصد از تغییرات ارزش افزوده حقیقی استان را توضیح می‌دهد. همچنین آماره  $R^2$  نیز ۰/۸۹ درصد است تقریب زیاد  $R^2$  و نشان از تصریح مناسب الگوی اقتصادسنجی است. آماره  $F$  و  $t$  حاکی از معنی‌دار بودن تک‌تک ضرایب و همچنین معنی‌داری کلی ضرایب رگرسیون است و ضرایب بدست آمده با احتمال ۰/۹۵ معنی‌دار می‌باشند و عدد دوربین واتسون نیز حکایت از عدم خودهمبستگی مدل دارد.

با توجه به اینکه در تابع کاب - داگلاس ضرایب کشش نهاده‌ها در طول تولید و در سالهای مختلف ثابت هستند، می‌توان به طور مثال کشش نهاده موجودی سرمایه را این گونه تفسیر کرد که در صورت ثابت بودن شرایط با ۱ درصد افزایش (کاهش) در موجودی سرمایه بخش کشاورزی، ارزش افزوده به میزان ۰/۶۶ افزایش (کاهش) می‌یابد. کشش تولید معیاری برای اندازه‌گیری میزان واکنش تولید در

ازای تغییر مصرف نهاده است. کشش تولید هر چه بزرگتر باشد، به این معنی است که واکنش تولید نسبت به افزایش استفاده از عوامل تولید شدیدتر می باشد.

کشش‌های تولیدی نیروی کار در بخش‌های کشاورزی، خدمات و ارتباطات نشان می‌دهد که استفاده از این نهاده در تولید در حد بهینه می باشد اما مقدار منفی ضریب نیروی کار در تخمین تابع تولید بخش-های ساختمان و مسکن و صنعت نشان می‌دهد که در این دو بخش از عامل نیروی کار بیش از حد نیاز استفاده می‌شود و کشش‌های تولیدی سرمایه در بخش‌های کشاورزی، ساختمان و مسکن، صنعت و معدن، خدمات نشان می‌دهد که از این عامل تولیدی در این بخش‌ها نسبت به بخش ارتباطات بهینه‌تر استفاده شده است.

بازده نسبت به مقیاس در بخش کشاورزی و خدمات نیز از نوع صعودی بوده که مقدار آن  $1/42$  و  $1/15$  برابر محاسبه شده است اما در بخش‌های ساختمان و مسکن، صنعت و معدن و ارتباطات به ترتیب  $0/75$ ،  $0/80$  و  $0/93$  بازده نسبت به مقیاس کاهش یافته است.

با جایگذاری ضرایب نیروی کار و سرمایه و نیز مقادیر لگاریتم  $L, K, VA$  در رابطه یک برای سال‌های مختلف و گرفتن آنتی لگاریتم از مقادیر ثابت (A) بدست آمده مقدار بهره‌وری کل عوامل تولید (که نشان می‌دهد به ازای هر واحد از کل نهاده‌ها چه میزان تولید بدست آمده است) محاسبه می‌شود که در حقیقت همان روش مانده سولو می‌باشد و شاخص بهره‌وری کل عوامل تولید، که همان نسبت کل ارزش محصول تولید شده به مجموع ارزش تمامی نهاده‌های مصرف شده است. این شاخص تأثیر مشترک و همزمان همه نهاده‌ها و منابع در ارتباط با ارزش محصول بدست آمده را اندازه‌گیری می‌کند. همچنین بهره‌وری متوسط سرمایه و نیروی کار از تقسیم سطح تولید به هر کدام از عوامل تولید سرمایه و نیروی کار بدست می‌آید. شاخص‌های بهره‌وری جزئی عوامل تولید، همراه با قیمت عوامل، در توضیح تغییرات در هزینه کار و سرمایه در واحد تولید اهمیت خاصی دارند. به عبارت دیگر، این شاخص‌ها در نشان دادن صرفه‌جویی‌هایی که به مرور در هر یک از عوامل در واحد تولید حاصل می‌گردد مفیدند (امینی: ۱۳۸۳).

رشد بهره‌وری کل عوامل بیانگر بخشی از رشد تولید است که به رشد نیروی کار، سرمایه و مصارف واسطه مربوط نمی‌شود. به عبارت دیگر، بخشی از رشد تولید مربوط به عواملی مانند ارتقای سرمایه انسانی، دانش و فناوری و سرمایه اجتماعی (زیرساخت‌های اجتماعی) می‌باشد که متناسب به رشد بهره‌وری کل عوامل تولید است. گفتنی است، افزایش سهم رشد بهره‌وری در تامین رشد اقتصادی باعث افزایش قابلیت بهره‌گیری از ظرفیت‌های موجود اقتصاد می‌شود و به معنای ارتقای کارایی استفاده از منابع است.

بهره‌وری کل عوامل تولید در سال ۱۳۷۹ معادل با ۰/۸۸ بوده که در سال ۱۳۸۱ این رقم به ۱/۲۲ درصد رسیده اما در سال ۱۳۸۱ مجدداً کاهش و به ۰/۹۴ درصد رسیده است و تا سال ۱۳۸۳ افزایش و به ۱/۱۶ درصد رسیده و تا سال ۱۳۸۵ باز هم کاهش یافته است و به ۰/۹۰ رسیده و در پایان دوره به ۰/۹۹ درصد افزایش یافته است.

پس بهره‌وری کل عوامل تولید در کل اقتصاد استان دارای نوسان بوده و در طی دوره افزایش و کاهش داشته است و از روند منظمی برخوردار نبوده است.

نرخ رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در استان در طی دوره مورد بررسی بطور متوسط سالانه ۰/۰۵ رشد داشته است. بخش صنعت و معدن بیشترین میزان نرخ رشد بهره‌وری کل عوامل تولید نسبت به سایر بخش‌ها را دارا می‌باشد و بعد از این بخش، بخش‌های ساختمان و مسکن و ارتباطات قرار دارند. همچنین کمترین میزان نرخ رشد مربوط به بخش کشاورزی با نرخ رشد منفی می‌باشد و بخش خدمات نیز دارای رشد صفر در طول دوره مورد بررسی است.

بهره‌وری نیروی کار نشان می‌دهد که به طور متوسط هر نفر نیروی انسانی شاغل چه میزان ارزش افزوده ایجاد کرده است. بهره‌وری متوسط نیروی کار و شاخص آن در بخش‌های کشاورزی، صنعت و معدن، خدمات و ارتباطات هر چند که نوسانات افزایشی و کاهش‌ی داشته است اما در پایان دوره نسبت به ابتدای دوره افزایش یافته است اما در بخش ساختمان و مسکن بهره‌وری متوسط نیروی کار کاهش یافته است.

از میان بخش‌های استان بهره‌وری نیروی کار در بخش صنعت و معدن به طور متوسط بیشتر از سایر بخش‌ها افزایش یافته است. بعد از این بخش، بخش‌های خدمات، ارتباطات، کشاورزی و ساختمان و مسکن قرار دارند.

مهمترین عامل ایجاد برتری متوسط بهره‌وری نیروی کار استان بوشهر فعالیت صنعت و معدن است، که سهم بالایی را در ارزش افزوده استان بوشهر به خود اختصاص داده است.

بهره‌وری نیروی کار در طی دوره ۱۳۷۹-۸۶ در سال ۱۳۷۹ برابر ۱۰۷ نفر میلیون ریال بوده است که در پایان دوره با افزایشی معادل ۲/۹۰ برابر، به ۳۱۱/۱۶ نفر میلیون ریال رسیده و میانگین رشد بهره‌وری در دوره مورد بررسی ۰/۱۵ درصد بوده است. تغییر بهره‌وری نیروی کار استان در دوره مورد بررسی روند یکسانی نداشته است در سال ۱۳۸۰ اندازه شاخص کاهش یافته از سال ۱۳۸۰ تا سال ۱۳۸۳ روند تغییر افزایشی بوده اما در سال‌های ۱۳۸۴ و ۱۳۸۵ مجدداً کاهش در بهره‌وری نیروی کار روی می‌دهد و پس از آن مجدداً در سال ۱۳۸۶ افزایش یافته اما مقدار آن هنوز به سطح سال ۱۳۸۲ نرسیده است.

افزایش فعالیت صنعت و معدن (استخراج نفت و گاز) در استان بوشهر تمامی شاخص‌های اقتصادی استان را تحت تاثیر قرار داده است. بطوری‌که ضمن ارتقا بهره‌وری سالانه نیروی کار استان، بهره‌وری نیروی کار بخش مورد نظر استان نیز افزایش یافته است.

در سال ۱۳۷۹ که آغاز توسعه فعالیت‌های استخراج نفت و گاز در استان است، بهره‌وری نیروی کار در بخش صنعت و معدن با ۱۶۳/۲۵ نفر میلیون ریال، ساختمان و مسکن با ۱۵۰/۱ نفر میلیون ریال بیشترین میزان بهره‌وری نیروی کار را داشته‌اند و بعد از آنها بخش‌های خدمات، ارتباطات و کشاورزی قرار گرفته‌اند و در سال ۱۳۸۰ همین روند ادامه داشته است.

از سال ۱۳۸۱ تا ۱۳۸۳ بخش‌های صنعت و معدن و نیز خدمات دارای بیشترین میزان بهره‌وری نیروی کار بوده‌اند و بخش‌های ارتباطات، کشاورزی و ساختمان و مسکن در رده‌های بعدی قرار گرفته‌اند.

جدول ۳: برآورد بهره‌وری به تفکیک بخش‌های اقتصادی استان بوشهر

سال								نوع فعالیت	نوع بهره‌وری
۱۳۸۶	۱۳۸۵	۱۳۸۴	۱۳۸۳	۱۳۸۲	۱۳۸۱	۱۳۸۰	۱۳۷۹		
۱/۱۴	۰/۹۳	۰/۹۳	۰/۸۸	۰/۹۸	۱/۱۲	۰/۸۷	۰/۹۹	کشاورزی	بهره‌وری کل عوامل تولید
۱/۱۸	۰/۵۴	۰/۷۰	۱/۰۴	۱/۰۷	۱/۰۲۵	۲/۰۰۴	۱/۹۰	صنعت و معدن	
۰/۷۰	۱/۱۶	۱/۶۰	۱/۹۴	۱/۲۱	۰/۴۸	۰/۹۳	۰/۶۸	خدمات	بهره‌وری نیروی کار
۱/۰۵	۰/۹۶	۱/۰۰	۰/۹۹	۱/۰۴	۰/۹۶	۱/۰۲	۱/۰۰	ارتباطات	
۰/۸۸	۰/۹۲	۰/۹۶	۰/۹۹	۱/۱۷	۱/۱۲	۱/۲۸	۰/۷۸	کشاورزی	بهره‌وری نیروی کار
۱۰۲/۹۹	۱۰۲/۷۵	۸۵/۲۴	۷۲/۷۵	۷۷/۶۹	۸۰/۸۴	۶۴/۴۸	۶۱/۹۷	صنعت و معدن	
۸۵/۲۲	۳۰/۶۲	۴۲/۶۸	۴۳/۳۸	۲۶/۲۷	۲۱/۴۰	۱۰۲/۲۰	۱۵/۰۱	خدمات	بهره‌وری نیروی کار
۱۱۷/۱۵	۹۱۲/۱۳	۱۰۲/۴۶	۲۰۶/۷۱	۲۱۰/۷۳	۴۵۴/۴۴	۲۴۴/۵۳	۱۶۲/۲۵	ارتباطات	
۱۰۷/۸۱	۱۰۲/۳۲	۱۰۲/۳۴	۱۰۰/۰۴	۱۰۳/۲۴	۹۵/۷۳	۹۹/۶۱	۹۵/۴۰	کشاورزی	بهره‌وری عامل سرمایه
۸۸/۲۸	۸۶/۴۲	۸۳/۳	۸۲/۳۸	۹۸/۲۷	۸۸/۲۱	۹۸/۰۲	۶۶/۰۳	صنعت و معدن	
۰/۲۹	۰/۲۹	۰/۲۴	۰/۲۳	۰/۲۵	۰/۸۸	۰/۲۹	۰/۲۶	خدمات	بهره‌وری عامل سرمایه
۰/۱۸	۰/۱۰	۰/۱۳	۰/۱۵	۰/۱۴	۰/۱۴	۰/۳۲	۰/۲۸	ارتباطات	
۱/۶۶	۱/۸۳	۲/۲۲	۳/۲۴	۲/۸۳	۰/۷۷	۰/۷۵	۰/۵۱	کشاورزی	بهره‌وری عامل سرمایه
۰/۷۱	۰/۶۸	۰/۵۹	۰/۵۰	۰/۴۵	۰/۳۵	۰/۳۴	۰/۲۹	صنعت و معدن	
۱/۸۹	۱/۹۵	۲/۳۳	۲/۸۲	۲/۸۷	۵/۶۲	۷/۶۷	۷/۷۷	خدمات	بهره‌وری عامل سرمایه
								ارتباطات	

ماخذ: محاسبات تحقیق

از سال ۱۳۸۴ تا پایان دوره بخش‌های صنعت و معدن و خدمات باز هم دارای بیشترین میزان بهره‌وری نیروی کار بوده‌اند و بخش‌های کشاورزی، ارتباطات و ساختمان و مسکن در مراتب بعدی جای گرفته‌اند که نشان‌دهنده ارتقای بهره‌وری نیروی کار در بخش کشاورزی می‌باشد زیرا تغییرات مذکور یا در اثر افزایش کارایی نیروی کار یا سایر عوامل تولید روی داده است.

بیشترین متوسط رشد شاخص بهره‌وری نیروی کار در طی دوره مورد بررسی از آن بخش صنعت و معدن است که طی دوره ۷/۱۶ برابر شده که بسیار قابل توجه می‌باشد.

در حالی که بخش‌های صنعت و معدن، کشاورزی، خدمات و ارتباطات در طول دوره ۱۳۷۹-۱۳۸۶ به ترتیب از رشد مثبت بهره‌وری نیروی کار برخوردار بوده‌اند، بخش ساختمان در دوره مورد بررسی با کاهش شدید بهره‌وری نیروی کار مواجه است. با توجه به آثار انتشاری توسعه فعالیتهای استخراج نفت و گاز و پیشرفت بخش صنعت و معدن انتظار می‌رود که بخش ساختمان نیز از آن بهره‌مند شود اما احتمالاً ساختار اشتغال بخش ساختمان است که در کاهش ارزش افزوده بخش مورد نظر با وجود افزایش تعداد شاغلین اثر گذار بوده است.

متوسط بهره‌وری سرمایه در طی دوره ۸۶-۱۳۷۹ در سال ۱۳۷۹ برابر با ۱/۸۲ درصد بوده است که در پایان دوره با کاهشی معادل ۵۱/۰ درصد، به ۹۴/۰ درصد رسیده و میانگین رشد بهره‌وری در دوره مورد بررسی ۰/۰۸ درصد بوده است. تغییر بهره‌وری سرمایه استان در دوره مورد بررسی روند یکسانی نداشته است در سالهای ۱۳۸۰ و ۱۳۸۱ اندازه شاخص کاهش یافته در سال ۱۳۸۲ مجدداً افزایش یافته است و در نهایت از سال ۱۳۸۳ تا پایان دوره کاهش در متوسط بهره‌وری سرمایه روی می‌دهد.

در سال ۱۳۷۹ بخش ارتباطات با ۷/۷۷ درصد، صنعت و معدن با ۵۱/۰ درصد بیشترین میزان بهره‌وری متوسط سرمایه را داشته‌اند و بخش‌های خدمات با ۲۹/۰ درصد، ساختمان و مسکن با ۲۸/۰ و کشاورزی با ۲۶/۰ در مراتب بعد جای گرفته‌اند که این روند در سال ۱۳۸۰ ادامه داشته است.

در سال ۱۳۸۱ همین روند ادامه داشته است اما بخش کشاورزی با افزایش در بهره‌وری متوسط سرمایه، بعد از بخش ساختمان و مسکن قرار گرفته که در سال ۱۳۸۲ تا پایان دوره همین روند ادامه داشته است و تنها در سال ۱۳۸۳ بخش صنعت و معدن بیشتر از بخش ارتباطات در میزان بهره‌وری متوسط سرمایه افزایش داشته است.

#### ۴- نتیجه‌گیری و پیشنهادات

بخش صنعت و معدن بیشترین میزان نرخ رشد بهره‌وری کل عوامل تولید نسبت به سایر بخش‌ها را دارا می‌باشد و بعد از این بخش، بخش‌های ساختمان و مسکن و ارتباطات قرار دارند همچنین کمترین میزان

نرخ رشد مربوط به بخش کشاورزی با نرخ رشد منفی می‌باشد و بخش خدمات نیز دارای رشد صفر در طول دوره مورد بررسی است.

مقایسه بهره‌وری متوسط سرمایه و نیروی کار نشان می‌دهد اگر چه بهره‌وری متوسط نیروی کار روند مثبت داشته است اما برای عامل سرمایه این شاخص همواره مثبت اما روندی کاهشی داشته است که روند کاهشی بهره‌وری متوسط سرمایه نشان از کاهش مشارکت عامل سرمایه در جریان تولید استان داشته که خود بیانگر اتلاف سرمایه در این استان است. بهره‌وری متوسط سرمایه و شاخص آن در بخش‌های کشاورزی، صنعت و معدن و خدمات نوسانات افزایشی و کاهشی داشته است اما در بخش ساختمان و مسکن و ارتباطات بهره‌وری متوسط سرمایه کاهش یافته است. کاهش بهره‌وری سرمایه به معنای کاهش متوسط تولید به ازای هر واحد سرمایه است که بیانگر وجود ظرفیت بیکار ماشین‌آلات و تجهیزات و به بهره برداری نرسیدن سرمایه‌گذاری‌های انجام شده است.

به طور کلی مقایسه بهره‌وری متوسط سرمایه و نیروی کار در طول دوره مورد بررسی نشان می‌دهد که بهره‌وری متوسط نیروی کار در مقایسه با بهره‌وری متوسط سرمایه در استان بوشهر به مراتب وضعیت مناسب‌تری دارد که حکایت از مدیریت بهتر نیروی کار نسبت به عامل سرمایه است. با توجه به نتایج فوق الذکر برخی از مهم‌ترین راهکارها و پیشنهادات در خصوص ارتقاء بهره‌وری عوامل تولید در استان به شرح زیر است:

دقت لازم سیستم بانکی در نحوه اعطای تسهیلات و انتخاب واحدهای مورد هدف، مدیریت مناسب سرمایه‌های موجود و حمایت از شکل‌گیری نهادها و تشکل‌های فراگیر سرمایه-گذاری منطقه‌ای برای توسعه و افزایش بهره‌ور، آموزش و بالا بردن سطح کیفیت نیروی کار، حمایت دولت در زمینه زیر ساخت‌ها از جمله توسعه زیر ساخت‌های بازرگانی و تاسیسات بندری، زمین، آماده سازی آب، برق، راه‌ها و... در استان، آشنایی مدیران با شیوه‌های نوین رقابت، محصولات رقیب، تنوع تقاضای بازار و... امکان برقراری مناسبات منطقه‌ای در زمینه مبادلات تجاری و بهره‌مندی از منابع مالی کشورهای همسایه، حمایت دولت از منطقه ویژه اقتصادی بوشهر، ایجاد زمینه برای بهبود ساختار تولید در فعالیت‌های مختلف به منظور افزایش بهره‌وری عوامل و اقتصادی کردن فعالیت.

### فهرست منابع

آذربایجانی، کریم، سمیعی، ندا، شیرازی، همایون، ۱۳۸۹، اثر نهادها بر روی تجارت کشورهای منتخب خاورمیانه، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، سال پانزدهم، شماره ۴۵، ص ۱-۲۳.



- آذرمنند، حمید، ۱۳۸۴، سنجش بهره‌وری کل عوامل تولید و بررسی روند تغییرات آن در ایران، مجموعه مقالات نخستین همایش ملی بهره‌وری و توسعه تبریز، ۱۵-۱۶.
- امینی، علیرضا، محمد نشاط، حاجی، ۱۳۸۴، برآورد سری زمانی موجودی سرمایه در اقتصاد ایران طی دوره زمانی ۸۱-۱۳۳۱، مجله علمی ترویجی برنامه و بودجه، شماره ۹۰، ص ۷-۹.
- امینی، علیرضا، ۱۳۸۳، اندازه‌گیری و تحلیل روند بهره‌وری به تفکیک بخش‌های اقتصادی ایران، مجله برنامه و بودجه سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی کشور، شماره ۹۳، صفحه ۸۹-۸۵.
- امینی، علیرضا، ۱۳۸۳، اندازه‌گیری و تحلیل عوامل موثر در بهره‌وری کل عوامل در بخش صنعت و معدن، بیک نور، سال دوم، شماره چهارم، ص ۲.
- اندازه‌گیری بهره‌وری در بخش خدمات، ترجمه مدیریت بهره‌وری بنیاد مستضعفان و جانبازان انقلاب اسلامی، ۱۳۷۵، ص ۱۰.
- باقر کلاتری، عباس و عرب مازار، عباس، ۱۳۷۱، برآورد موجودی سرمایه اقتصاد کشور (۱۳۶۷-۱۳۳۸)، مجله علمی پژوهشی دانشکده علوم اقتصادی و سیاسی دانشگاه شهید بهشتی، شماره ۱، تابستان ۱۳۷۱، ص ۱۲-۱۳.
- بختیاری، حمید. هادی زوز، بهروز، ۱۳۸۹، عوامل مؤثر بر اندازه‌گیری بهره‌وری عوامل تولید: مطالعه موردی در شرکت کرین ایران، پژوهش‌نامه اقتصادی، سال دهم شماره دوم، ص ۳.
- خاکی، غلام رضا، ۱۳۷۶، ارزش افزوده (راهی برای اندازه‌گیری بهره‌وری)، موسسه مطالعات و برنامه‌ریزی آموزشی سازمان گسترش و نوسازی صنایع ایران، ص ۱۲.
- خاوری نژاد، ابوالفضل، ۱۳۸۵. شاخص‌های بهره‌وری اقتصاد ایران، فصلنامه حساب‌های اقتصادی ایران، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، شماره ۱، ص ۱۲-۱۳.
- رحمانی، میترا، منصور، عسگری، و محمد رضا، عابدین، (۱۳۸۵)، دستاوردهای تجاری تشکیل بلوک منطقه‌ای در مرکز قاره آسیا، فصلنامه پژوهش‌های بازرگانی، سال ۱۰، شماره ۳۸، ص ۲۱۳-۲۳۶.
- سلیمی‌فر، حمیده، سلیمی‌فر، مصطفی، شورورزی، محمدرضا، ملک‌الساداتی، سعید، ۱۳۹۰، تاثیر افزایش سرمایه بر افزایش بهره‌وری واحدهای صنعتی استان خراسان رضوی (طی دوره ۱۳۸۲-۱۳۸۶)، مجله توسعه اقتصادی و منطقه‌ای، سال اول، شماره ۱، ص ۱۳.
- شیرازی، همایون، اکبریان، رضا، ۱۳۸۹، اثر فساد بر میزان حجم تجارت کشورهای منتخب منطقه خاورمیانه و آمریکای لاتین (۲۰۰۸-۲۰۰۲)، پایان‌نامه کارشناسی ارشد دانشکده اقتصاد دانشگاه شیراز، ص ۵۶-۶۷.

- گجراتی، دامور۱۳۸۴، مبانی اقتصاد سنجی، ترجمه حمید ابریشمی، انتشارات دانشگاه تهران، چاپ پنجم، جلد دوم، ص ۶۰۰-۷۰۰
- عسگری، حشمت اله، ۱۳۹۰، تحلیل بهره‌وری در صنایع استان ایلام، فصلنامه پژوهش‌های بازرگانی، شماره ۶۲، بهار ۱۳۹۱، ص ۱۰۱-۱۲۳.
- مهرآرا، محسن. احمدزاده، ابراهیم، ۱۳۸۸، بررسی نقش بهره‌وری کل عوامل تولید در رشد تولیدات بخش‌های عمده اقتصادی ایران، مجله تحقیقات اقتصادی دانشگاه تهران، دوره ۴۴، شماره ۲، ص ۵-۶.
- Baltagi, Badi. 2008, "A Companion to Econometric Analysis of Panel data .Hoboken", NJ: John Wiley and amp, Sons, Vol. 39, No. 3, pp307-309.
- Claude Nachegea, Jean and Fontaine, Thomson T, 2006, "Economic Growth and Total Factor Productivity in Niger", International Monetary Fund, September, Vol. 42, No. 13, pp 36-38.
- Cororaton, Caesar B. 2005, "Total Factor Productivity Growth in the Philippines 1960-2000", Asian Development Bank, Vol. 26, No. 15, pp 97-113.
- Jajri, Idris. 2007, "Determinant Total Factor Productivity Growth in Malaysia", Journal of Economics Cooperation, Vol. 18, No. 10, pp 41-58 .
- Il Kim, Jong. 2001, " Total Factor Productivity Growth in East Asia": Implications and Future Department of Economics, Vol. 42, No. 16, pp1-5.
- Levin, Andrew, Chien-Fu, Lin and Shangm Chia. James, Chu 2002 "Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties", *Journal of Econometrics*, Vol 108, No. 4, pp1-24.
- Lee, Byoungki. 2001, "Measuring Total Factor Productivity in Republic of Korea Measuring Total Factor Productivity Tokyo" : Asian Productivity Organization, Vol. 12, No. 10, pp 47-49 .
- Safdar Ullah Khan, K. 2005, "Determinants of Total Factor Productivity in Pakistan", State Bank of Pakistan, Karachi, Pakistan Macro, Online at <http://mpr.ub.uni-muenchen.de/8693/>.
- Sethuraman, SV. 1974, "Employment and Labor Productivity in Indian since 1950", Economic Development and Cultural Change, Vol. 22, No. 4, pp 673-690.
- Van Ser Eng, Pierre. 2009, "Total Factor Productivity and Economic Growth in Indonesia", The Australian National University (ANU), Working Paper in Trade and Development, Vol. 10, No. 6, pp1-10.