

بررسی تأثیر سرمایه انسانی بر بهره‌وری کل عوامل تولید در صنایع متوسط و بزرگ ایران

دکتر پرویز محمدزاده*

فخری سادات محسنی زنوزی**

غلامحسین رهنمای قراملکی***

چکیده

همه کشورها ارتقای بهره‌وری را به عنوان یکی از راهکارهای مهم تأمین رشد اقتصادی و افزایش رقابت پذیری صنایع، مورد توجه قرار داده‌اند، طوری که کشورهای صنعتی و توسعه یافته، بخش چشمگیری از رشد تولید خود را از این طریق به دست آورده‌اند. در این مقاله، تأثیر سرمایه انسانی بر بهره‌وری کل عوامل تولید در صنایع متوسط و بزرگ ایران طی دوره زمانی ۱۳۷۴ الی ۱۳۸۶ بررسی شده است. بدین منظور ابتدا با استفاده از نرم افزار DEAP، شاخص مالم کوئیست (به عنوان شاخصی برای بهره‌وری کل عوامل)، تغییرات کارایی ناشی از مدیریت، و از مقیاس و تغییرات فناوری برای صنایع متوسط و بزرگ کشور محاسبه شده، سپس با استفاده از روش پانل پویا (روش AB) به تحلیل تغییرات شاخص مالم کوئیست در ارتباط با تغییرات کارایی ناشی از مدیریت، تغییرات کارایی ناشی از مقیاس و تغییرات تکنولوژی پرداخته شده است. یافته‌های پژوهش حاکی از آن است که تغییرات بهره‌وری صنایع متوسط و بزرگ کشور طی دوره مورد بررسی بیشتر متأثر از بهبود کارایی فناوری و بهبود کارایی ناشی از مدیریت به عنوان سرمایه انسانی بوده است.

pmohamadzadeh@yahoo.com
zonuzi.fm@gmail.com
rahnomay@gmail.com

تاریخ پذیرش
۹۱/۹/۲۹

* عضو هیئت علمی گروه اقتصاد دانشکده علوم انسانی و اجتماعی دانشگاه تبریز
** کارشناس ارشد توسعه اقتصادی و برنامه‌ریزی دانشگاه تبریز
*** کارشناس ارشد توسعه اقتصادی و برنامه‌ریزی دانشگاه تبریز
تاریخ دریافت
۹۰/۴/۱۰

طبقه‌بندی JEL: O14, O47, J24

کلید واژه‌ها: سرمایه انسانی، بهره‌وری کل عوامل تولید، شاخص مال‌کوئیست، پانل پویا، صنایع متوسط و بزرگ ایران.

۱. مقدمه

اصلی‌ترین ارکان هر صنعتی، منابع و توانایی‌های آن اعم از نیروی انسانی است. چنانچه یک صنعت بتواند از منابع در اختیار با حداکثر کارایی استفاده نماید، می‌توان ادعا کرد که در وضع کارا یا ترکیب مناسب عوامل تولید قرار دارد و فاقد منابع مازاد است. برای کنترل و استفاده مناسب از منابع تولیدی از شاخص‌های بهره‌وری کمک گرفته می‌شود (مقیمی و جلالی، ۱۳۸۶، ص ۳۱). بهره‌وری بیان می‌کند که چگونه یک بنگاه اقتصادی به طور کارا و مؤثر، کالا را با توجه به نهاده‌های مصرفی تولید می‌کند (Väisänen, et al. 2007, p.378). کشورمان به‌منظور فائق آمدن بر بیکاری در داخل و از بین بردن شکاف موجود در آمد سرانه و نیز بهره‌برداری مناسب از ظرفیت‌های فراوان در دسترس، نیازمند رشد مستمر صنعتی است. حصول به نرخ رشدی مطلوب، به دلیل وجود تقاضای بالا و باثبات در جهان خارج، تنها از طریق اتکا به صادرات صنعتی امکان‌پذیر است که آن هم نیازمند تولید محصولاتی است که قدرت رقابتی کافی داشته باشند و این، در صورت دسترسی به نیروی انسانی آموزش‌دیده و استفاده بهینه از آن امکان‌پذیر است. به عبارت دیگر، شکوفایی بخش صنعت با استفاده از شناخت دقیق‌تر این بخش و اشراف بر متغیرهای کلیدی آن امکان‌پذیر می‌باشد (غفارزاده، ۱۳۸۵، ص ۱۵). یکی از متغیرهای کلیدی که می‌تواند به شکوفایی و رشد مستمر صنعتی منجر شود، سرمایه انسانی و استفاده مولد از آن در بخش صنعت است. درواقع رشد بخش صنعت همانند سایر بخش‌ها علاوه بر سرمایه‌گذاری در ماشین‌آلات، نیازمند نیروی انسانی آموزش‌دیده و متخصص می‌باشد. بنابراین راهکار عمده برای افزایش تولید کالا و خدمات صنعتی و کیفیت بهتر و قیمت کمتر این کالاها، آموزش نیروی انسانی و استفاده مولد از آن می‌باشد که باید به‌طور جدی به آن پرداخته شود.

در ایران با توجه به موارد فوق، احکام و سیاست‌هایی در ارتباط با ارتقای بهره‌وری از سوی سیاست‌گذاران اتخاذ شده است. در سند چشم‌انداز بیست ساله، دستیابی به جایگاه

اول اقتصادی، علمی و فناوری در سطح منطقه متکی بر سهم برتر منابع انسانی و سرمایه اجتماعی در تولید ملی هدف گذاری شده است. در سیاست‌های کلی نظام در دوره چشم‌انداز، ایجاد سازوکارهای انگیزشی برای رشد بهره‌وری کل عوامل تولید (انرژی، سرمایه فیزیکی و انسانی، نیروی کار، آب و ...) پیش‌بینی شده است (جعفری مهر، ۱۳۸۷، ص ۱۲). در این خصوص، دولت در مواد ۶۹ و ۷۰ قانون برنامه پنجم توسعه، احکامی را به منظور ارتقای بهره‌وری آورده است. همچنین در برنامه تحول اقتصادی افزایش بهره‌وری در سرلوحه قرار گرفته و بدین منظور سرمایه انسانی و آموزش مستمر نیروی انسانی مورد توجه واقع شده است (سایت دیوان عدالت اداری، ۱۳۸۹). بنابراین می‌توان بیان داشت که بررسی عوامل مؤثر بر ارتقای بهره‌وری کل عوامل از اهمیت به‌سزایی برخوردار است. حصول به اهداف فوق در درجه نخست مستلزم شناخت میزان بهره‌وری عوامل تولید و نحوه تأثیرپذیری آن از عوامل کلیدی مؤثر (از جمله سرمایه انسانی) می‌باشد. در ضمن برای بهبود بهره‌وری در سطح ملی نیز ابتدا باید از سطح بخشی من جمله بخش صنعت شروع نمود. در واقع چنین شناختی می‌تواند سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان بنگاه اقتصادی را نسبت به نقاط ضعف و قوت صنایع آشنا سازد و در اتخاذ سیاست‌های مناسب جهت تخصیص بهینه منابع بین واحدهای مختلف تولید و به‌حداکثر رساندن بازدهی در مجموعه تولیدی و افزایش بهره‌وری یاری نماید. از این‌رو در این مقاله سعی می‌شود، به بررسی تأثیر سرمایه انسانی بر بهره‌وری کل عوامل تولید در صنایع متوسط و بزرگ ایران پرداخته شود. در این مقاله، پس از مقدمه، به تحلیل مبانی نظری مرتبط با موضوع و در بخش سوم، به برخی از مطالعات خارج و داخل کشور پرداخته شده است. در بخش چهارم، الگوی نظری و متغیرهای پژوهش معرفی می‌شود. در بخش پنجم با استفاده از داده‌های تابلویی طی دوره ۱۳۸۶-۱۳۷۴ که از منابع آماری مرکز آمار ایران فراهم شده است، به بررسی تأثیر سرمایه انسانی بر بهره‌وری کل عوامل تولید در صنایع متوسط و بزرگ^۱ ایران، بر حسب طبقه‌بندی

۱. در این مطالعه مطابق با تعریف وزارت صنایع و معادن، منظور از صنایع متوسط و بزرگ، کارگاه‌های پنجاه نفر کارکن و بیشتر است (سایت وزارت صنایع و معادن، ۱۳۹۱).

بین‌المللی فعالیت‌های صنعتی^۱ (کد دو رقمی ISIC) پرداخته می‌شود. در بخش ششم نیز جمع‌بندی و نتیجه‌گیری ارائه می‌گردد.

۲. مبانی نظری

۱.۲. بررسی تأثیر سرمایه انسانی بر بهره‌وری

برای دستیابی هر کشور به سرمایه‌های مولد و رشد اقتصادی، علاوه بر سرمایه فیزیکی، به سرمایه انسانی هم نیاز می‌باشد. تئوری‌های سرمایه انسانی و بهره‌وری بر این فرض استوارند که دانش و مهارت‌های نهادینه شده در سرمایه انسانی به‌طور مستقیم با افزایش بهره‌وری سبب افزایش ظرفیت‌های اقتصادی برای جذب فناوری‌های جدید می‌شود (Nelson and Phelps, 1996, p.7). نظریه سرمایه انسانی از عقاید «آدام اسمیت» نشأت می‌گیرد. وی بهبود مهارت کارکنان (مثلاً از طریق آموزش) را به‌عنوان یک منبع اصلی در ارتقای درآمد افراد مطرح می‌کند. کوزنتس^۲ (۱۹۳۰) در توجیه اهمیت اقتصادی سرمایه‌گذاری در تحصیلات مطرح می‌کند که مفهوم سرمایه که تنها سرمایه فیزیکی و کالایی را شامل می‌شود، مفهومی ناقص و نارساست. بدین ترتیب تحلیل‌های کوزنتس نشان داد که در توضیح بهره‌وری و متعاقباً رشد اقتصادی، اتکا به سرمایه‌گذاری فیزیکی گمراه‌کننده است و باید سرمایه انسانی و سرمایه فیزیکی هر دو به حساب آیند (موسوی ایلایی، ۱۳۸۲، ص ۱۷). شولتز (۱۹۶۱) که پدر «تئوری سرمایه انسانی» نامیده شده است به اهمیت و ضرورت توجه به سرمایه انسانی در تحلیل‌های اقتصادی تأکید فراوانی داشته و معتقد است که توانایی‌های اکتسابی انسان‌ها مهم‌ترین منبع رشد بهره‌وری و توسعه اقتصادی به‌شمار می‌آید. به عقیده وی توانایی‌های اکتسابی انسان که موجب افزایش بهره‌وری و بالا رفتن قدرت تولید می‌شود، درواقع همانند یک کالای سرمایه‌ای پایدار در فرایند تولید بوده و نوعی سرمایه‌گذاری قلمداد می‌شود. به‌طور کلی، شولتز و پیروانش در قالب نظریه سرمایه انسانی بر این نکته تأکید دارند که بهبود کیفیت نیروی کار از طریق سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی به‌عنوان یکی از عوامل تعیین‌کننده رشد اقتصادی از طریق

1. International Standard Industrial Classification (ISIC)

2. Kuznets

افزایش بهره‌وری می‌باشد. مطالعات بسیاری نیز به بررسی نقش این عامل بر بهره‌وری و رشد اقتصادی پرداخته و اثر مثبت آن را تأیید کرده‌اند (Schultz, 1961, p.5-7). در مدل‌های جدید رشد، نوآوری یک عامل تعیین‌کننده مهم رشد اقتصادی، از طریق افزایش بهره‌وری محسوب می‌شود. اخیراً، این مسئله تأیید شده که فناوری‌های جدید یک عامل هدایت‌کننده رشد بهره‌وری در بلندمدت محسوب می‌شوند. به‌رحال نوآوری خود، تحت تأثیر سرمایه انسانی است. در واقع سرمایه انسانی با تأثیر مثبت بر پیشرفت فنی، می‌تواند موجبات افزایش بهره‌وری را فراهم کند (Romer, 1990, p.99). یکی از وجوه بارز تمایز میان کشورها، نیروی کار متخصص و آموزش‌دیده آنهاست. آموزش و پرورش، ظرفیت و بینش علمی مردم را برای انجام تحقیقات کاربردی، اختراع و اکتشاف افزایش داده و موجب می‌گردد، نیروی کار خود را با تغییرات مداومی که در فناوری کالاهای صنعتی ایجاد می‌شود، تطبیق دهد و بتواند از ماشین‌آلات، تجهیزات و فناوری‌های پیشرفته، بهتر استفاده نماید (طیبی و همکاران، ۱۳۸۷، ص ۸۹). اما باید به این نکته توجه نمود که وقتی صحبت از سرمایه انسانی به میان می‌آید، منظور فقط بُعد آموزشی سرمایه انسانی نیست؛ درواقع سرمایه انسانی دارای ابعاد دیگری مانند سلامت و بهداشت نیز می‌باشد که در نظر نگرفتن آن به عنوان جنبه مهم از سرمایه انسانی موجب نادیده گرفتن یک عنصر مهم رشد اقتصادی و بهره‌وری می‌شود (احمدی شادمهری و همکاران، ۱۳۸۹، ص ۳۲). بهداشت از طریق اثراتش بر بهره‌وری نیروی کار و پذیرش تکنولوژی، مستقیماً بر بهره‌وری کل عوامل اثر می‌گذارد. نیروی کار سالم به دلیل ظرفیت بالایی که برای کار دارد، دارای بهره‌وری بالایی است (Kumar and Kober, 2012, p.2).

۲.۲. نگاهی اجمالی بر روش‌های مورد استفاده در بررسی عوامل مؤثر بر بهره‌وری

بررسی روند تغییر بهره‌وری در چارچوب روش‌های پارامتریک، اولین بار در سال ۱۹۵۷ از طریق تحقیقات مشهور سولو مطرح شد. او در مطالعات گسترده خود در بررسی رشد بهره‌وری ایالات متحده، رشد بهره‌وری را به پیشرفت تکنولوژی و دانش فنی نسبت داد. از آنجایی که تحقیقات سولو به صورتی کاملاً بدیع قادر به پاسخ‌گویی و توجیه برخی اتفاقات

اقتصادی بود که پیش از این توجیهی برای آنها وجود نداشت، پایه و اساس پژوهش‌های بسیاری از دانشمندان قرار گرفت که برای تکمیل نظریه سولو و رفع اشکالات آن کوشیدند. یکی از اشکالات به روش سولو، آن بود که در این روش از آنجایی که تابع تولید نشان‌دهندهٔ ماکسیمم خروجی ممکن به دست آمده از ترکیب عوامل ورودی است، همواره مقایسه برای واحدهایی انجام می‌گیرد که در هر دو دوره مورد بررسی کارا هستند. بنابراین، این روش برای محاسبهٔ میزان رشد واحدهای ناکارا مناسب نیست و در نتیجه آنچه به عنوان رشد سولو نمایش داده می‌شود فقط ناشی از تغییرات تکنولوژی است، اما روش‌های پارامتریک به رغم اینکه می‌توانستند از نظر تئوری تمام وقایع اقتصادی را توجیه کنند؛ در نهایت به دلیل استفاده از بستر پارامتریک و تابع تولید، با مشکلات محاسباتی و کاربردی مواجه شدند. به طور مثال، در این روش‌ها نیاز به دانستن تکنولوژی پایه، تحلیل‌گر را مجبور به انتخاب یک فرم تابعی پارامتری برای تابع تولید می‌کند. همچنین در این حالت فرض می‌شود که نوع تابع تولید از یک دوره به دوره دیگر تغییر نمی‌کند، حال آنکه در واقعیت شاید این گونه نباشد. یکی دیگر از مشکلات محاسباتی مربوط به ماهیت گسسته داده‌هاست، زیرا در روش‌های پارامتریک، همواره یک تابع تولید پیوسته برای داده‌های گسسته موجود، تخمین زده می‌شود و این موضوع باعث خطا و اریبی در محاسبات می‌گردد. مشکلاتی که در به کارگیری روش‌های پارامتریک به رغم قوت تئوری آنها وجود داشت، پژوهشگرانی نظیر کاوس و همکاران^۱ (۱۹۸۲) را بر آن داشت تا از روش‌های ناپارامتریک برای پوشش مشکلات مذکور استفاده نمایند. آنها شاخص بهره‌وری مالم کوئیست^۲ را به عنوان شاخص رشد، اولین بار در سال ۱۹۸۲ در تئوری تولید به کار بردند (علیرضایی و همکاران، ۱۳۸۶، ص ۱۸۰-۱۷۸). با معرفی تحلیل پوششی داده‌ها^۳ در سال ۱۹۷۸ به عنوان تعمیمی از روش ناپارامتری فارل^۴، توسط چارنز و همکاران^۵ (۱۹۷۸)، روش‌های محاسبهٔ رشد بهره‌وری به سوی بهره‌گیری از این تکنیک برنامه‌ریزی ریاضی سوق یافتند. از این رو، در سال ۱۹۸۹ فار و همکاران^۶، به منظور محاسبهٔ شاخص

1. Caves et al.

2. Malmquist

3. data envelopment analysis

4. Farrel

5. Charnes et al.

6. Fare et al.

مالم کوئیست از تکنیک‌های تحلیل پوششی داده‌ها استفاده کردند (ایزدی، ۱۳۸۸، ص ۱۵). آنها در سال ۱۹۹۲، با فرض بازده به مقیاس ثابت، این شاخص را به دو عامل تغییر در کارایی و تغییر در تکنولوژی تجزیه کردند که این تجزیه به خاطر نام پدیدآورندگان آن به تجزیه FGLR^۱ معروف شد (طلوعی و حسینی، ۱۳۸۶، ص ۲۴). فرض بازدهی ثابت نسبت به مقیاس هنگامی مناسب است که همه واحدها در مقیاس بهینه عمل کنند، اما وجود شرایط رقابت ناقص، موانعی همچون محدودیت سرمایه‌گذاری و ... موجب می‌شود بنگاه در مقیاس بهینه فعالیت نکند؛ لذا تلاش‌هایی برای رفع این نقیصه صورت گرفت (ایزدی، ۱۳۸۸، ص ۱۸). در نهایت در سال ۱۹۹۴، فار و همکاران با وارد کردن کارایی ناشی از مقیاس و فرض بازده به مقیاس متغیر، تجزیه دیگری از این شاخص به نام تجزیه FGZ^۲ ارائه دادند. این تجزیه، علاوه بر عوامل تجزیه شده FGLR، عامل دیگری به نام تغییرات کارایی ناشی از مقیاس را هم در بر داشت. در واقع روش FGZ در حین اندازه‌گیری کارایی، نوع بازده نسبت به مقیاس را نیز به تفکیک برای بنگاه‌ها ارائه می‌کند (پورکاظمی و غضنفری، ۱۳۸۴، ص ۷۷).

همان‌طوری که ملاحظه می‌شود، برای محاسبه بهره‌وری کل عوامل تولید از دو روش پارامتری (روش اقتصادسنجی) و روش غیر پارامتری^۳ استفاده می‌شود. در روش پارامتری بهره‌وری کل عوامل تولید بر اساس برآورد تابع تولید، تابع هزینه همراه با تابع تولید، تابع عرضه محصول و تقاضای نهاده‌های همراه با تابع سود، برآورد می‌شود. در روش دیگر شاخص بهره‌وری با استفاده از برنامه‌ریزی ریاضی یا محاسبه عدد شاخص محاسبه می‌شود. در روش برنامه‌ریزی ریاضی، شاخص بهره‌وری بر اساس تابع مسافت^۴ بنا شده و با استفاده از روش تحلیل فراگیر داده‌ها محاسبه می‌گردد.^۵

1. Fare, Grosskopf, Lindgren and Roos
3. non-parametric approach

2. Fare, Grosskopf, Norris and Zhang
4. distance function

۵. مدل‌های DEA، میزان توانایی هر واحد تصمیم‌گیرنده را در تبدیل ورودی‌ها به خروجی‌ها ارزیابی می‌کند که این میزان توانایی، کارایی نامیده می‌شود. به عبارت دقیق‌تر، در این گونه مدل‌ها، با استفاده از برنامه‌ریزی ریاضی و با توجه به جایگاه واحدهای مورد بررسی، ابتدا مجموعه امکان تولید به دست می‌آید، سپس این مجموعه، مرز امکان تولید را مشخص می‌سازد. این مرز نشان‌دهنده جایگاه، بهترین تبدیل ورودی‌ها به خروجی‌هاست. این مرز را مرز کارا گویند. سپس ارزیابی واحدها بر اساس فاصله آنها از این مرز، انجام می‌شود و راهکارهای بهبود کارایی، بر مبنای نزدیک شدن به مرز انجام می‌گیرد (برای جزئیات بیشتر به علیرضایی و همکاران (۱۳۸۶) مراجعه کنید).

شفرد^۱ (۱۹۷۰) تابع مسافت محصول را با تکنولوژی رایج در زمان t برای مجموعه محصول $P_t(x_t)$ به صورت زیر تعریف می کند.

$$d_0^t(x_t, y_t) = \inf \left\{ \theta: \frac{Y_t}{\theta} \in P_t(x_t) \right\} \quad (۱)$$

در این رابطه θ یک کمیت اسکالر و نشان دهنده فاصله تولید واقعی از تولید مرزی است. اگر θ حداقل گردد، عبارت $\frac{Y_t}{\theta}$ ماکزیمم خواهد شد. بنابراین تابع فاصله حداکثر تولید ممکن را در یک سطح مشخص از مصرف نهاده ها، اندازه گیری می کند که نشان دهنده کارایی فنی است. چنانچه دو دوره زمانی s, t را در نظر بگیریم می توان تابع مسافت را برای زمان s نیز به طور مشابه تعریف نمود.

تغییرات بهره وری به وسیله شاخص مالم کوئیست بین دو زمان t و s با توجه به تکنولوژی رایج در زمان t به صورت زیر تعریف می شود:

$$M_0^t(y_s, y_t, x_s, x_t) = \frac{d_0^t(x_t, y_t)}{d_0^t(x_s, y_s)} \quad (۲)$$

به طور مشابه شاخص مالم کوئیست با استفاده از تکنولوژی زمان s عبارت است از:

$$M_0^s(y_s, y_t, x_s, x_t) = \frac{d_0^s(x_t, y_t)}{d_0^s(x_s, y_s)} \quad (۳)$$

فار و همکاران (۱۹۹۲) به منظور جلوگیری از انتخاب دل خواهانه دوره زمانی، میانگین هندسی دو معادله فوق را به صورت زیر تعریف کردند:

$$M_0(y_s, y_t, x_s, x_t) = \left[\frac{d_0^s(y_t, x_t)}{d_0^s(y_s, x_s)} \times \frac{d_0^t(y_t, x_t)}{d_0^t(y_s, x_s)} \right]^{1/2} \quad (۴)$$

که در آن $d_0^s(y_t, x_t)$ نشان دهنده فاصله مشاهدات دوره t با توجه به تکنولوژی دوره s است، x و y به ترتیب نشان دهنده بردار نهاده و محصول و M علامت شاخص مالم کوئیست است. تعریف مشابه برای $d_0^t(y_s, x_s)$ نیز قابل ارائه است. چنانچه مقدار M_0 بزرگتر از یک باشد، بهره وری کل عوامل در فاصله دوره s تا t افزایش و چنانچه مقدار

آن کوچک‌تر از یک باشد، کاهش یافته است. از اشکالات معادله ۴ این است که تغییر در رشد بهره‌وری کل عوامل تولید را، که مجموعه‌ای از تغییرات در تکنولوژی، مقیاس تولید و کارایی فنی است، به صورت یک عدد نشان می‌دهد. فار و همکاران (۱۹۹۴) برای رفع این نقیصه نشان دادند که رابطه زیر با معادله ۴ برابر است:

$$M_0(y_s, y_t, x_s, x_t) = \frac{d_0^t(y_t, x_t)}{d_0^s(y_s, x_s)} \times \left[\frac{d_0^s(y_t, x_t)}{d_0^s(y_s, x_s)} \times \frac{d_0^t(y_t, x_t)}{d_0^t(y_s, x_s)} \right]^{1/2} \quad (5)$$

در رابطه (۵) عبارت خارج از کروشه نشان‌دهنده تغییر در کارایی فنی در تولید محصول در فاصله زمانی s تا t و برابر است با نسبت کارایی فنی در زمان t به کارایی فنی در زمان s. عبارت داخل کروشه نشان‌دهنده تغییر تکنولوژی بین دو زمان فوق است (Lall et al., 2002, p.217-219).

برای محاسبه شاخص مالم کوئیست از مدل برنامه‌ریزی خطی^۱ استفاده می‌شود. فرض می‌کنیم M, N, K و T به ترتیب نشان‌دهنده تعداد کل بنگاه‌ها، نهاده‌ها، محصولات و زمان باشد. φ یک اسکالر است که گسترش نسبی بردار محصول را در شرایط نهاده‌های موجود نشان می‌دهد. $\lambda = [\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_K]$ یک بردار از اعداد ثابت است که نشان‌دهنده میزان مشارکت یک محصول خاص در ایجاد مرز تولید است. اگر X_{it} و Y_{it} به ترتیب نشان‌دهنده یک بردار $(m \times 1)$ از محصول و یک بردار $(n \times 1)$ از نهاده‌ها در زمان $t = (1, 2, \dots, T)$ باشد، X_t و Y_t به ترتیب نشان‌دهنده یک ماتریس $(M \times K)$ از محصولات و $(N \times K)$ از نهاده‌ها در زمان t هستند که دربرگیرنده اطلاعات مربوط به کل بنگاه‌ها در زمان T است. برای محاسبه شاخص بهره‌وری مالم کوئیست در هر بنگاه ۴ مدل برنامه‌ریزی خطی به شرح زیر لازم است:

$$\begin{aligned} [d_0^t(y_{it}, x_{it})]^{-1} &= \text{Max}_{\varphi, \lambda} \varphi, \\ \text{st} \quad & -\varphi y_{it} + Y_t \lambda \geq 0, \\ & x_{it} - X_t \lambda \geq 0, \\ & \lambda \geq 0 \end{aligned} \quad (6)$$

$$\begin{aligned}
[d_0^s(y_{is}, x_{is})]^{-1} &= \text{Max}_{\phi\lambda} \phi, \\
st \quad & -\phi y_{is} + Y_s \lambda \geq 0, \\
& x_{is} - X_s \lambda \geq 0, \\
& \lambda \geq 0
\end{aligned} \tag{۷}$$

$$\begin{aligned}
[d_0^t(y_{is}, x_{is})]^{-1} &= \text{Max}_{\phi\lambda} \phi, \\
st \quad & -\phi y_{is} + Y_t \lambda \geq 0, \\
& x_{is} - X_t \lambda \geq 0, \\
& \lambda \geq 0
\end{aligned} \tag{۸}$$

$$\begin{aligned}
[d_0^s(y_{it}, x_{it})]^{-1} &= \text{Max}_{\phi\lambda} \phi, \\
st \quad & -\phi y_{it} + Y_s \lambda \geq 0, \\
& x_{it} - X_s \lambda \geq 0, \\
& \lambda \geq 0
\end{aligned} \tag{۹}$$

معادلات (۶) و (۷) کارایی فنی مشاهده نام را در سال s ، اندازه گیری می کنند. t و S نشان دهنده دو مقطع زمانی متفاوت است که در این تحقیق یک سال با هم فاصله دارند. در معادلات (۸) و (۹) آیین مشاهده از دوره t ام با شرایط تکنولوژی رایج و استفاده از داده های زمان s مقایسه می شود و برعکس (Senturk, 2010, p.12-15؛ زارع و همکاران، ۱۳۸۷، ص ۲۳۲-۲۳۰).

۳. پیشینه تحقیق

۱.۳. مروری بر مطالعات انجام شده در خارج

وی و هائو^۱ (۲۰۱۱) طی مطالعه ای به بررسی نقش سرمایه انسانی بر رشد بهره وری کل عوامل در ۳۰ استان چین طی دوره زمانی ۱۹۸۵-۲۰۰۴ پرداخته و برای اندازه گیری رشد بهره وری از شاخص مالم کوئیست استفاده کرده اند. نتایج مطالعه حاکی از آن است که سرمایه انسانی اثر مثبت و معنی داری بر رشد بهره وری کل عوامل داشته است. پرادوس و روزیز^۲ (۲۰۱۰) با استفاده از چارچوب حسابداری رشد، ضمن بررسی نقش سرمایه انسانی بر رشد بهره وری اسپانیا را طی دوره ۲۰۰۰-۱۹۸۵ به این نتیجه دست یافتند که سرمایه انسانی تأثیر مثبتی بر رشد بهره وری دارد.

1. WEI & HAO

2. Prados de la Escosura & Rosés

برونزینی و پیسلی^۱ (۲۰۰۹) با استفاده از تکنیک هم‌انباشتگی پانل، به بررسی ارتباط بلندمدت بین R&D، سرمایه انسانی و بهره‌وری کل عوامل در بخش‌های مختلف ایتالیا طی سال‌های ۱۹۸۰-۲۰۰۱ پرداختند. نتایج به‌دست آمده نشان می‌دهد که سرمایه انسانی اثر قوی‌تری بر بهره‌وری داشته است. نتایج آزمون علیت نیز حاکی از وجود رابطه علی یک‌طرفه از سوی سرمایه انسانی به بهره‌وری است.

آپرجیس^۲ (۲۰۰۷) در پژوهشی رابطه بین R&D، سرمایه انسانی و رشد بهره‌وری را با استفاده از داده‌های تابلویی صنایع کارخانه‌ای اتحادیه اروپا طی دوره ۱۹۸۰-۲۰۰۰ بررسی کرد و بدین منظور از مدل پانل پویا بهره برده است. وی در این پژوهش با به‌دست آوردن سطح آستانه‌ای برای نیروی انسانی نتیجه می‌گیرد که کشورهایی که دارای سرمایه انسانی بالاتر از سرمایه انسانی آستانه‌ای هستند، بهره‌وری بیشتری از R&D را به‌دست می‌آورند. ماودوس و همکاران^۳ (۲۰۰۳)، تأثیر سرمایه انسانی بر بهره‌وری در کشورهای OECD را طی دوره ۱۹۶۵-۱۹۹۰ بررسی کردند. آنها برای انجام این بررسی از روش تحلیل پوششی داده‌ها استفاده کردند. یافته‌ها نشان می‌دهد که سطح بالاتر سرمایه انسانی، بهره‌وری را افزایش می‌دهد.

۲.۳. مروری بر مطالعات انجام‌شده در داخل

اسماعیلی عزت (۱۳۹۰) در پایان‌نامه کارشناسی ارشد خود، به اندازه‌گیری کارایی و بهره‌وری در صنایع کارخانه‌ای ایران طی دوره ۱۳۸۶-۱۳۷۴ پرداخته است. در این پژوهش با استفاده از آمار کارگاه‌های ۱۰ تا ۴۹ نفر کارکن و آمار کارگاه‌های ۵۰ نفر کارکن و بیشتر به تفکیک کد ISIC، بهره‌وری کل عوامل (شاخص مال‌م کوئست) و کارایی‌های فنی، مقیاس و مدیریتی محاسبه شده است. نتایج نشان می‌دهد، تغییرات بهره‌وری کل عوامل برای کارگاه‌های ۱۰ تا ۴۹ و ۵۰ نفر کارکن و بیشتر به ترتیب ۲۲٪ و ۳۳٪ طی دوره مورد بررسی بوده است. همچنین نتایج حاکی از این است که تغییرات کارایی و بهره‌وری مطلوب لزوماً در صنایع بزرگ و کوچک شکل نمی‌گیرد، بلکه بستگی به صنعت خاص نیز دارد.

1. Bronzini & Piselli

2. Apergis

3. Moudos et al.

احمدی شادمهری و همکاران (۱۳۸۹)، نقش سرمایه انسانی در ارتقای بهره‌وری کل عوامل تولید را در اقتصاد ایران طی دوره ۱۳۸۴-۱۳۵۷ ارزیابی کردند. نتایج حاصل از برآورد مدل با استفاده از روش ARDL، نشان می‌دهد که سرمایه انسانی اثر مثبت و معنی‌دار بر سطح بهره‌وری دارد. نتایج آزمون علیت نیز، وجود رابطه علی یک‌طرفه از سوی سرمایه انسانی بر بهره‌وری کل عوامل تولید را مورد تأیید قرار می‌دهد.

امامی میبدی و همکاران (۱۳۸۸)، به بررسی تأثیر سرمایه انسانی بر بهره‌وری کل عوامل تولید بخش صنعت استان آذربایجان شرقی طی دوره زمانی ۱۳۸۵-۱۳۷۴ پرداختند. بدین منظور از روش تحلیل پوششی داده‌ها استفاده کردند و با استفاده از شاخص مالک کوئیست به تحلیل تغییرات بهره‌وری کل عوامل تولید در ارتباط با تغییرات کارایی مدیریت، تغییرات کارایی مقیاس و تغییرات تکنولوژی پرداختند و در نهایت مدل به روش حداقل مربعات تجمیع شده^۱ مورد برازش قرار گرفته است. یافته‌ها نشان می‌دهد که تغییرات کارایی مدیریت با ضریب تقریباً یکسانی با سایر عوامل بر بهره‌وری کل عوامل در صنایع استان تأثیرگذار است.

ایزدی (۱۳۸۸) در پایان‌نامه کارشناسی ارشد خود، به اندازه‌گیری کارایی و بهره‌وری^۹ پالایشگاه کشور^۲ طی دوره زمانی ۱۳۸۶-۱۳۸۰ پرداخته و بدین منظور از تحلیل پوششی داده‌ها استفاده کرده است. نتایج نشان می‌دهد، که بهره‌وری کل با روندی ملایم طی دوره مورد بررسی افزایش یافته است. براساس نتایج، در سال ۱۳۸۰ میزان افزایش بهره‌وری کل به‌طور چشمگیری بیش از بقیه سال‌ها بوده است که عامل اصلی آن، پیشرفت تکنولوژیکی می‌باشد. همچنین نتایج نشان می‌دهد، با وجود ناکارایی مقیاس پالایشگاه‌های تبریز و کرمانشاه در سال ۱۳۸۶، عملکرد این پالایشگاه‌ها نسبت به سایر پالایشگاه‌های مورد بررسی بهتر بوده است.

علیمرادی (۱۳۸۸) در پایان نامه کارشناسی ارشد خود، با به کارگیری روش تحلیل

1. poled least square

۲. پالایشگاه‌های مورد بررسی در این تحقیق عبارتند از: پالایشگاه‌های آبادان، اصفهان، تهران، تبریز، شیراز، کرمانشاه، لاون، اراک و بندرعباس.

پوششی داده‌ها، کارایی و بهره‌وری صنایع کارخانه‌ای ایران به تفکیک کد ISIC را طی دوره ۱۳۸۵-۱۳۷۴ محاسبه کرده است. نتایج نشان می‌دهد، متوسط رشد سالانه بهره‌وری کل عوامل، کارایی فنی و پیشرفت فنی به ترتیب $7/3$ - درصد، $7/0$ درصد و $8/0$ - درصد بوده است. شایان ذکر است، عناصر تعیین کننده کارایی فنی یعنی کارایی مقیاس و کارایی مدیریتی، به ترتیب رشدی در حدود $5/0$ درصد و $2/0$ درصد داشته‌اند.

موسوی ایلایی (۱۳۸۲) در پایان‌نامه کارشناسی ارشد خود به بررسی تأثیر سرمایه انسانی بر بهره‌وری کل عوامل در صنایع آذربایجان شرقی طی سال‌های ۱۳۶۷-۷۹ پرداخته است. بدین منظور از روش تحلیل پوششی داده‌ها استفاده کرده و با استفاده از شاخص مالم کوئیست به تحلیل تغییرات بهره‌وری کل عوامل تولید در ارتباط با تغییرات کارایی مدیریت، تغییرات کارایی مقیاس و تغییرات تکنولوژی پرداخته و در نهایت مدل را به روش حداقل مربعات تجمیع شده مورد برازش قرار داده است. نتایج حاکی از آن است که تغییرات کارایی مدیریت با ضریب تقریباً یکسانی با سایر عوامل بر بهره‌وری کل عوامل در صنایع استان تأثیرگذار است.^۱

به‌طور کلی مرور مطالعات تجربی گویای این است که سرمایه انسانی دارای تأثیر مثبت و معنی‌داری بر بهره‌وری کل عوامل است. همانطوری‌که از مرور مطالعات صورت پذیرفته در داخل آشکار می‌شود، مطالعات اسماعیلی عزت (۱۳۹۰)، امامی میبدی و همکاران (۱۳۸۸)، علیمردی (۱۳۸۸) و موسوی ایلایی (۱۳۸۲) در زمینه موضوع تحقیق حاضر در سطح صنایع در داخل کشور انجام پذیرفته است. مطالعات اسماعیلی عزت (۱۳۹۰) و علیمردی (۱۳۸۸) - که همانند مطالعه حاضر از آمار صنایع کل کشور براساس سومین ویرایش طبقه‌بندی ISIC استفاده کرده‌اند - تنها به تجزیه و تحلیل توصیفی خروجی‌های نرم افزار DEAP پرداخته و هیچ برآورد رگرسیونی انجام نداده‌اند. مطالعات امامی میبدی و

۱. در دو مطالعه امامی میبدی و همکاران (۱۳۸۸) و موسوی ایلایی (۱۳۸۲) از روش سنتی داده‌های تابلویی برای برآورد مدل استفاده شده است. در این مطالعات نتایج آزمون F عدم همگن بودن واحدهای صنعتی مورد بررسی را مورد تأیید قرار نداده است که حاکی از عدم استفاده از داده‌های تابلویی است، لذا در این مطالعات نهایتاً مدل به روش Pooling Data برازش شده است.

همکاران (۱۳۸۸) و موسوی ایلایی (۱۳۸۲) نیز برای صنایع استان آذربایجان شرقی (براساس دومین ویرایش طبقه‌بندی ISIC) و با استفاده از روش حداقل مربعات تجمیع شده انجام شده است؛ این در حالی است که داده‌های تابلویی دارای مزایایی نسبت به داده‌های سری زمانی می‌باشند. لذا در این مطالعه با توجه به مزایای داده‌های تابلویی، با یک نمونه آماری و روش اقتصادسنجی متفاوت نسبت به مطالعات ذکر شده، به بررسی تأثیر سرمایه انسانی بر بهره‌وری کل عوامل تولید در کارگاه‌های پنجاه نفر کارکن و بیشتر ایران پرداخته شده است.

۴. معرفی مدل و متغیرهای تحقیق

همان‌طوری که در مبانی نظری ذکر شد، بهره‌وری کل به سه عامل تغییرات تکنولوژی، تغییرات کارایی مدیریت و تغییرات کارایی مقیاس تفکیک می‌شود. بنابراین با توجه به مباحث نظری ارائه شده و مروری بر مطالعات انجام شده (به‌ویژه مطالعات امامی میبدی و همکاران (۱۳۸۸) و موسوی ایلایی (۱۳۸۲))، می‌توان بهره‌وری کل و اجزای آن را براساس رابطه زیر بیان کرد:

$$TFPch = Pech^{\alpha} \times Techch^{\beta} \times Sech^{\gamma} \quad (10)$$

با لگاریتم‌گیری از رابطه (۱۰) خواهیم داشت:

$$\text{LogTFPch}_t = \gamma_i + \alpha \text{LogPech}_t + \beta \text{LogTechch}_t + \gamma \text{LogSech}_t \quad (11)$$

با دیفرانسیل‌گیری از رابطه فوق، مدل زیر را خواهیم داشت:

$$d\text{LogTFPch}_t = C_i + \alpha d\text{LogPech}_t + \beta d\text{LogTechch}_t + \gamma d\text{LogSech}_t \quad (12)$$

که در آن اندیس‌های i و t به ترتیب گویای گروه صنعتی و سال است و $Pech$ تغییرات کارایی ناشی از مدیریت، $Techch$ تغییرات تکنولوژیکی، $TFPch$ تغییرات بهره‌وری کل عوامل و $Sech$ تغییرات کارایی ناشی از مقیاس است.

چنانچه میزان شاخص مالم کوئیست بر مبنای حداقل‌سازی عوامل تولید، کمتر از یک باشد، بر بهبود عملکرد دلالت دارد و درحالی‌که بزرگتر از یک باشد، به کاهش عملکرد در زمان اشاره می‌نماید. از طرف دیگر، اگر بر مبنای حداکثرسازی محصول، مقدار

شاخص مالم کوئیست یا هر یک از اجزای آن کمتر از واحد شود، به معنی بدتر شدن عملکرد بنگاه می‌باشد و درحالتی که اگر مقدار شاخص مذکور بزرگتر از یک باشد، نشان‌دهنده بهبود عملکرد بنگاه خواهد بود (امامی میبدی، ۱۳۸۴، ص ۲۰۲-۱۹۶؛ موسوی ایلایی، ۱۳۸۲، ص ۴۱-۳۶).

۱.۴. تعریف مفهومی متغیرها

سرمایه انسانی: سرمایه انسانی به معنی توانایی علمی یا خلاقیت موجود در نیروی کار است که به توان علمی و آشنایی نیروی کار با تکنولوژی موجود بستگی دارد. **تکنولوژی:** بدین معنی است که تکنیک برتر و تحولات تکنولوژیکی عواملی هستند که مقدار سرمایه، انرژی و حتی نیروی کار لازم را برای تولید همان واحد محصول تقلیل داده و در نتیجه، باعث افزایش بهره‌وری می‌شوند.

کارایی ناشی از مدیریت: بدین معنی است که سخت کوشی، تلاش و حسن تدبیر مدیریت و تلاش کارکنان و ترکیب صحیح عوامل تولید باعث افزایش بهره‌وری در بنگاه می‌شود (امامی میبدی، ۱۳۸۴، ص ۱۱۷).

ارزش افزوده: ارزش افزوده عبارت است از ما به التفاوت ارزش ستانده و داده **شاغلان:** تمام کارکنانی که در داخل یا خارج کارگاه به صورت تمام وقت یا پاره وقت، خواه با مزد و حقوق یا بدون مزد و حقوق (مالکان یا شرکای فعال و کارکنان فامیلی بدون مزد)، برای کارگاه کار می‌کنند، شاغل محسوب می‌شوند (مرکز آمار ایران، ۱۳۹۱).

صرفه جویی‌های ناشی از مقیاس: چنانکه در یک صنعت هزینه متوسط تولید برای تولیدکنندگان با مقیاس بزرگ‌تر، کمتر از هزینه متوسط تولید برای تولیدکنندگان با مقیاس کوچک‌تر باشد، در آن صنعت، صرفه‌جویی‌های ناشی از مقیاس تولید وجود دارد. به بیان دیگر، اندازه بنگاه تولیدی یا حجم تولید و افزایش فعالیت‌ها عامل اساسی دیگری است که بر سطح بهره‌وری تأثیر می‌گذارد.

موجودی سرمایه: موجودی سرمایه عبارت است از مجموعه کالاهای سرمایه‌ای فیزیکی مشهود که قابل اندازه‌گیری است و در فرایند تولید کالاها و خدمات و ایجاد

درآمد نقش دارند. در واقع موجودی سرمایه، خالص ارقام تجمعی تشکیل سرمایه با توجه به طول عمر مفید آنها می‌باشد. بنابراین موجودی سرمایه را می‌توان مجموع ارزش "ساختمان و تأسیسات" و "ماشین‌آلات و تجهیزاتی" دانست که در فرایند تولید استفاده شده یا قابل استفاده هستند (امامی میبدی و همکاران، ۱۳۸۸، ص ۸۷).

بهره‌وری: از نظر اقتصادی بهره‌وری معیاری است که رابطه ستانده با نهاده را نشان می‌دهد. بهره‌وری را می‌توان برای سطح کلان اقتصاد یا زیر مجموعه و اجزای خاصی از فعالیت‌های اقتصادی محاسبه نمود. در فرهنگ علوم اقتصادی تعریف زیر از بهره‌وری شده است:

- نسبت میان مقدار معینی از محصول و مقدار معینی از یک یا چند عامل تولید.

به‌طور کلی، مفاهیم بهره‌وری به نوعی ارتباط میان مقدار کالاها و خدمات تولید شده و مقدار منابع مصرف شده در جریان تولید این کالاها و خدمات را بیان می‌نمایند که این روابط کمی و قابل اندازه‌گیری هستند.

شاخص بهره‌وری مالِم کوئیست: این شاخص برای اندازه‌گیری بهره‌وری کل عوامل تولید با استفاده از توابع مسافت تعریف می‌شود. طوری که تابع مسافت عامل تولید، تکنولوژی تولید را به وسیله حداقل سازی بردار عامل تولید و با در نظر گرفتن بردار محصول داده شده، مشخص می‌نماید و تابع مسافت محصول به مسئله بهینه‌یابی با حداکثر سازی بردار محصول براساس بردار عامل تولید داده شده، توجه می‌کند (امامی میبدی و همکاران، ۱۳۸۸، ص ۸۸؛ موسوی ایلایی، ۱۳۸۲، ص ۱۰۴-۱۰۳).

۲.۴. تعریف عملیاتی متغیرها

همان‌طوری که ذکر شد، در این پژوهش برای محاسبه بهره‌وری کل عوامل تولید از شاخص مالِم کوئیست به روش DEA استفاده شده است. برای محاسبه بهره‌وری نیاز به ستانده و داده می‌باشد. به این منظور شاخص ارزش افزوده به عنوان ستانده و از شاخص تعداد شاغلان^۱ و موجودی سرمایه در هر صنعت به عنوان داده استفاده شده است.

آمار موجودی سرمایه برای کارگاه‌های پنجاه نفر کارکن و بیشتر موجود نیست و فقط

۱. منظور از تعداد شاغلان، تمام کارکنان کارگاه می‌باشد.

اطلاعات مربوط به تشکیل سرمایه ثابت (سرمایه‌گذاری) برای کارگاه‌های مزبور موجود می‌باشد که باید براساس اطلاعات موجود (تشکیل سرمایه ثابت)، میزان موجودی سرمایه برای صنایع مورد بررسی برآورد گردد. لذا در این پژوهش برای اندازه‌گیری موجودی سرمایه، اولاً به دلیل آنکه در آمارهای صنعتی با داده‌های تشکیل سرمایه ثابت در کشور مواجه‌ایم، ثانیاً به دلیل عدم وجود تخمین موجودی سرمایه اولیه به تفکیک صنایع تولیدی و ثالثاً به دلیل عدم دسترسی به تشکیل سرمایه ثابت صنایع مورد بررسی برای دوره زمانی طولانی، از الگویی که ذیل به توضیح آن می‌پردازیم، استفاده شده است (سبحانی و عزیز محمدلو، ۱۳۸۷، ص ۹۹؛ آذربایجانی، ۱۳۶۸، ص ۳۷-۳۵).

طبق تعریف مرکز آمار ایران، سرمایه‌گذاری عبارت از تغییرات ایجاد شده در ارزش اموال سرمایه‌ای (ارزش خرید یا تحصیل و هزینه تعمیرات اساسی منهای ارزش فروش یا انتقال اموال سرمایه‌ای) است و طبق این تعریف نیز سرمایه‌گذاری برای کارگاه‌های پنجاه نفر کارکن و بیشتر محاسبه شده است. بنابراین می‌توان نوشت:

$$I = dK / dt \quad (13)$$

با انتگرال‌گیری از رابطه (۱۳)، می‌توان به موجودی سرمایه به فرم زیر رسید:

$$dK = Idt \Rightarrow K = \int dK = \int Idt \quad (14)$$

در رابطه (۱۴)، برای انتگرال‌گیری، باید یک فرم تبعی برای I_t در نظر گرفت. در روشی به نام روش نمایی، فرض می‌شود که عامل انتگرال از روی رابطه دیگری به شکل زیر قابل برآورد باشد^۱:

$$\ln I_t = \alpha + \beta t + \varepsilon_t \quad (15)$$

که در آن، t متغیر روند است. با آنتی لگاریتم گرفتن از طرفین معادله (۱۵) خواهیم داشت:

$$I_t = e^{\alpha} e^{\beta t} \quad (16)$$

۱. در اکثر مطالعات از روش نمایی مزبور استفاده شده است. به عنوان نمونه می‌توان به مطالعات عاقلی کهنه شهری (۱۳۸۵)، سبحانی و عزیز محمدلو (۱۳۸۷)، زراء نژاد و انصاری (۱۳۸۶) اشاره کرد.

با جایگذاری رابطه (۱۶) در معادله (۱۴) خواهیم داشت:

$$K_t = \int e^{\alpha} e^{\beta t} dt \Rightarrow K_t = \frac{e^{\alpha}}{\beta} e^{\beta t} + C \quad (17)$$

با لحاظ شرایط اولیه در معادله (۱۷)، می‌توان موجودی اولیه سرمایه را محاسبه کرد. بنابراین داریم:

$$K_0 = \frac{e^{\alpha}}{\beta} + C \quad (18)$$

همان‌طوری که ملاحظه می‌شود، موجودی اولیه سرمایه را می‌توان با استفاده از رابطه (۱۸) برآورد کرد و برای برآورد آن باید e^{α} (آنتی لگاریتم عرض از مبدأ معادله (۱۶)) و β (ضریب روند معادله (۱۶))، از طریق تخمین رگرسیون خطی معادله (۱۶)، به روش حداقل مربعات معمولی (OLS) محاسبه شوند.

پس از برآورد موجودی اولیه سرمایه به طریق فوق برای هر یک از ۲۱ صنعت مورد بررسی، می‌توان با استفاده از فرمول زیر، به برآورد موجودی سرمایه برای هر یک از صنایع مورد بررسی، در هر سال پرداخت.

$$K_t = K_0 + \sum_{j=1}^t (I - D)_j \Rightarrow K_t = K_0 + \sum_{j=1}^t (1 - \delta) I_j \quad (19)$$

که در معادله (۱۵)، K_t ، K_0 ، I_j ، D_j و δ به ترتیب گویای ارزش خالص موجودی سرمایه به قیمت ثابت ۱۳۷۶ در سال t ، ارزش موجودی سرمایه اولیه به قیمت ثابت ۱۳۷۶ در ابتدای دوره، تشکیل سرمایه ثابت ناخالص به قیمت پایه ۱۳۷۶ در دوره t ، ارزش استهلاک طی دوره t به قیمت ثابت ۱۳۷۶ و نرخ استهلاک سرمایه‌های ثابت می‌باشند (عاقلی کهنه‌شهری، ۱۳۸۵، ص ۳۸-۳۷؛ مولایی، ۱۳۸۴، ص ۱۶۵). نرخ استهلاک سرمایه‌های ثابت به تفکیک گروه صنایع به شرح جدول ۵ محاسبه احتساب و استفاده شده است که نرخ‌های استهلاک‌های مزبور با تطبیق دو ویرایش دوم و سوم ISIC و با استفاده از نرخ استهلاک سرمایه‌های ثابت ارائه شده در مطالعه همت جو (۱۳۸۲) استخراج شده است.

شایان ذکر است که در دسترس نبودن سرمایه اولیه مربوط به صنایع مورد بررسی سبب می‌شود که حتی موجودی سرمایه برآورد شده با استفاده از این روش نیز با میزان واقعی آن تفاوت داشته باشد که این تفاوت بیشتر در مقدار عددی موجودی سرمایه ظاهر می‌شود؛ ولی روند برآورد شده تا حد بسیار زیادی می‌تواند با روند واقعی موجودی سرمایه یکسان باشد (سبحانی و عزیز محمدلو، ۱۳۸۷، ص ۹۹).

جدول ۱. نرخ استهلاك سرمایه‌های ثابت بر حسب سومین ویرایش طبقه‌بندی ISIC

کد	گروه صنایع	نرخ استهلاك
۱۵	صنایع مواد غذایی و آشامیدنی	۴/۸٪
۱۷	تولید منسوجات	۶/۲٪
۱۸	تولید پوشاک - عمل آوردن و رنگ کردن پوست خردار	۶/۲٪
۱۹	دباغی و عمل آوردن چرم و ساخت کیف و چمدان و زین یراق و تولید کفش	۶/۲٪
۲۰	تولید چوب و محصولات چوبی و چوب پنبه - غیر از مبلمان	۶٪
۲۱	تولید کاغذ و محصولات کاغذی	۷/۳٪
۲۲	انتشار و چاپ و تکثیر رسانه‌های ضبط شده	۷/۳٪
۲۳	صنایع تولید ذغال کک - پالایشگاه نفت و سوخت‌های هسته‌ای	۵/۱٪
۲۴	صنایع تولید مواد و محصولات شیمیایی	۵/۱٪
۲۵	تولید محصولات لاستیکی و پلاستیکی	۵/۱٪
۲۶	تولید سایر محصولات کانی غیر فلزی	۶/۴٪
۲۷	تولید فلزات اساسی	۵/۵٪
۲۸	تولید محصولات فلزی فابریکی به جز ماشین آلات و تجهیزات	۵٪
۲۹	تولید ماشین آلات و تجهیزات طبقه‌بندی نشده در جای دیگر	۵٪
۳۰	تولید ماشین آلات اداری و حسابگر و محاسباتی	۵٪
۳۱	تولید ماشین آلات مولد و انتقال برق و دستگاه‌های برقی طبقه‌بندی نشده در جای دیگر	۵٪
۳۲	تولید رادیو و تلویزیون و دستگاه‌ها و وسایل ارتباطی	۵٪
۳۳	تولید ابزار پزشکی و ابزار آبتیکی و ابزار دقیق و ساعت‌های مچی و انواع دیگر ساعت	۵٪
۳۴	تولید وسایل نقلیه موتوری و تریلر و نیم تریلر	۵٪
۳۵	تولید سایر وسایل حمل و نقل	۵٪
۳۶	تولید مبلمان و مصنوعات طبقه‌بندی نشده در جای دیگر	۴/۵٪

منبع: مرکز آمار ایران و همت‌جو، ۱۳۸۲: ۵۸

۵. تجزیه و تحلیل یافته‌ها

۱.۵. محاسبه بهره‌وری گروه‌های صنعتی کشور و تجزیه و تحلیل آن

در این بخش تغییرات بهره‌وری و عوامل مؤثر بر بهره‌وری توسط شاخص مالم کوئیست طی دوره ۱۳۸۶-۱۳۷۴ محاسبه گردیده است. جدول ۲، میانگین تغییرات بهره‌وری کل (TFP)، تغییرات کارایی فنی (EFF)، تغییرات تکنولوژی (Techch)، تغییرات کارایی مدیریت (Pech) و تغییرات کارایی مقیاس (Sech) را برای دوره‌های مختلف نشان می‌دهد. در این نتایج شاخص مالم کوئیست بر مبنای فرض حداکثرسازی محصول محاسبه شده که با توجه به این فرض، اگر عدد شاخص در هر یک از اجزای آن کمتر از واحد شود، به معنی بدتر شدن عملکرد آن صنعت می‌باشد و اگر بزرگ‌تر از یک باشد، به معنی بهبود عملکرد آن صنعت خواهد بود.

با بررسی روند تغییرات بهره‌وری در دوره‌های یک‌ساله بین سال‌های ۱۳۷۴ تا ۱۳۸۶ مشخص می‌شود که تغییرات بهره‌وری در ۸ دوره^۱ دارای روند مثبت بوده است که در دوره‌های ۱۳۷۶-۱۳۷۵، ۱۳۸۰-۱۳۷۹، ۱۳۸۲-۱۳۸۱، ۱۳۸۴-۱۳۸۳ و ۱۳۸۵-۱۳۸۴ تغییرات کارایی فنی مثبت ارزیابی شده و کارایی فنی در این دوره افزایش یافته و منجر به تغییرات مثبت بهره‌وری شده است. شایان ذکر است که افزایش کارایی فنی ناشی از افزایش کارایی مقیاس و کارایی مدیریت بوده است. تغییرات تکنولوژی در دوره‌های فوق، دارای روندی منفی می‌باشد، اما اثر چندانی بر تغییرات بهره‌وری نداشته است. برعکس، تغییرات مثبت بهره‌وری در سه دوره ۱۳۷۷-۱۳۷۶، ۱۳۸۱-۱۳۸۰ و ۱۳۸۳-۱۳۸۲ ناشی از روند مثبت تغییرات تکنولوژی بوده است. تغییرات کارایی مقیاس و کارایی مدیریت طی دوره‌های مزبور منفی می‌باشد، اما میزان ناکارایی آن بسیار ناچیز است؛ به‌طوری‌که اثر چندانی بر تغییرات بهره‌وری نداشته است.

۱. دوره‌های ۱۳۷۶-۱۳۷۵، ۱۳۷۷-۱۳۷۶، ۱۳۸۰-۱۳۷۹، ۱۳۸۱-۱۳۸۰، ۱۳۸۲-۱۳۸۱، ۱۳۸۳-۱۳۸۲، ۱۳۸۴-۱۳۸۳، ۱۳۸۵-۱۳۸۴.

جدول ۲. میانگین کلی تغییرات بهره‌وری، کارایی و تکنولوژی در گروه‌های صنعتی

دوره	TFPch	Effch	Techch	Pech	Sech
۷۵-۱۳۷۴	۰.۸۵۲	۲.۰۳۵	۰.۴۱۹	۰.۹۲۵	۲.۲۰۱
۷۶-۱۳۷۵	۱.۰۴۴	۱.۱۱۱	۰.۹۴	۱.۰۶۹	۱.۰۳۹
۷۷-۱۳۷۶	۱.۱۸۲	۰.۷۹۶	۱.۴۸۵	۰.۸۶۱	۰.۹۲۴
۷۸-۱۳۷۷	۰.۸۵۵	۰.۷۲۳	۱.۱۸۲	۰.۷۷	۰.۹۳۹
۷۹-۱۳۷۸	۰.۹۹۲	۰.۷۴۶	۱.۳۳	۰.۷۳۴	۱.۰۱۶
۸۰-۱۳۷۹	۱.۰۰۶	۱.۳۴۸	۰.۷۴۶	۱.۲۹۸	۱.۰۳۹
۸۱-۱۳۸۰	۱.۰۶	۰.۹۶۸	۱.۰۹۵	۰.۹۱۲	۱.۰۶۱
۸۲-۱۳۸۱	۱.۰۷	۱.۲۲۱	۰.۸۷۷	۱.۲۰۳	۱.۰۱۴
۸۳-۱۳۸۲	۱.۰۴۱	۰.۶۸۷	۱.۵۱۶	۰.۸۱۴	۰.۸۴۳
۸۴-۱۳۸۳	۱.۰۴۴	۱.۱۰۱	۰.۹۴۹	۱.۰۴	۱.۰۵۹
۸۵-۱۳۸۴	۱.۰۳۲	۱.۰۹۸	۰.۹۴	۱.۰۴۵	۱.۰۵۱
۸۶-۱۳۸۵	۰.۹۶۳	۰.۷۹۷	۱.۲۰۸	۰.۸۵۷	۰.۹۳

منبع: نتایج حاصل از نرم‌افزار DEA

همچنین نتایج نشان می‌دهد که تغییرات بهره‌وری در دوره‌های ۱۳۷۵-۱۳۷۴، ۱۳۷۸-۱۳۷۷، ۱۳۷۹-۱۳۷۸ و ۱۳۸۶-۱۳۸۵ روندی منفی داشته است. در دوره ۱۳۷۴-۱۳۷۵ شاخص تغییرات کارایی فنی ۲/۰۳ ارزیابی شده و بیان می‌کند که کارایی فنی در این دوره افزایش یافته که این افزایش کارایی ناشی از افزایش کارایی مقیاس بوده است. تغییرات کارایی مدیریت در این دوره برابر با ۰/۹۲ می‌باشد. همان‌طوری که ملاحظه می‌شود، ناکارایی مدیریت کم می‌باشد، لذا اثر منفی بر کارایی فنی و در نتیجه بر بهره‌وری نداشته است؛ بلکه کاهش تغییرات بهره‌وری ناشی از تغییرات تکنولوژی بوده است؛ طوری که افزایش کارایی فنی هم نتوانسته آن را جبران کند. در دو دوره ۱۳۷۸-۱۳۷۷ و ۱۳۸۶-۱۳۸۵ تغییرات کارایی مدیریت و تغییرات کارایی مقیاس کوچک‌تر از یک بوده که باعث کاهش کارایی فنی شده و در نتیجه تغییرات بهره‌وری کاهش یافته است. در این دو دوره

هر چند تغییرات تکنولوژی دارای روندی مثبت بوده، اما به دلیل اندک بودن، نتوانسته باعث افزایش تغییرات بهره‌وری شود. در دوره ۱۳۷۸-۱۳۷۹ ناکارایی مدیریت باعث ناکارایی فنی شده و به رغم بهبود تکنولوژی باعث کاهش بهره‌وری شده است.

حال میانگین تغییرات بهره‌وری و کارایی و تکنولوژی مؤثر بر آن را طی دوره ۱۳۸۶-۱۳۷۴، برای گروه‌های صنعتی بررسی می‌کنیم. بر اساس جدول ۳، روند تغییرات بهره‌وری در ۱۳ گروه صنعتی (کدهای ۲۰، ۲۵-۲۲، ۲۹-۲۷، ۳۱ و ۳۶-۳۳ صنعتی) مثبت می‌باشد که از این بین، کدهای ۲۰، ۲۲ و ۲۵، دارای کارایی مقیاس هستند. با وجود این، ناکارایی مدیریتی در گروه‌های صنعتی فوق به حدی است که باعث کاهش کارایی فنی شده است. به عبارت دیگر افزایش بهره‌وری کدهای صنعتی فوق ناشی از تغییرات مثبت تکنولوژی بوده است. در کدهای ۲۸، ۲۹، ۳۱ و ۳۶-۳۳، روند تغییرات کارایی فنی مثبت بوده که این کارایی ناشی از کارایی مقیاس می‌باشد. در نتیجه اثر مثبت بر بهره‌وری داشته است. تغییرات تکنولوژی در گروه‌های صنعتی ذکر شده دارای روندی منفی یا ثابت است، اما نتوانسته منجر به کاهش تغییرات بهره‌وری شود. مثبت بودن بهره‌وری در کدهای ۲۴ و ۲۷، تنها به دلیل تغییرات مثبت تکنولوژی است و در کد ۲۳، مثبت بودن بهره‌وری به دلیل تغییرات مثبت تکنولوژی و کارایی فنی بوده است.

همچنین تغییرات بهره‌وری در ۸ گروه صنعتی (کدهای ۱۵، ۱۹-۱۷، ۲۱، ۲۶، ۳۰ و ۳۲ صنعتی) کوچک‌تر از یک است که نشان‌دهنده تغییرات منفی بهره‌وری است. تنها برای گروه صنعتی با کد ۳۰، کارایی مقیاس کوچک‌تر از یک بوده و برای مابقی گروه‌های صنعتی ذکر شده، کارایی مقیاس بزرگ‌تر از یک می‌باشد. با وجود این، ناکارایی مدیریتی برای گروه‌های صنعتی با کدهای ۱۵، ۱۷، ۲۱ و ۳۰ به حدی است که باعث کاهش کارایی فنی شده است که از این بین به غیر از گروه صنعتی با کد ۲۱، مابقی گروه‌های صنعتی دارای ناکارایی تکنولوژی نیز می‌باشند. لذا می‌توان بیان داشت، کاهش بهره‌وری کدهای صنعتی فوق ناشی از ناکارایی فنی و ناکارایی تکنولوژی بوده است. برای گروه صنعتی با کد ۲۱، هر چند تغییرات تکنولوژی مثبت بوده است؛ اما این تغییرات مثبت به حدی کم بوده که نتوانسته، اثر منفی ناکارایی فنی را بر تغییرات بهره‌وری خنثی کند. بنابراین کاهش

بهره‌وری برای صنعت فوق ناشی از ناکارایی فنی بوده است. روند کارایی فنی در کدهای ۱۸، ۱۹، ۲۶ و ۳۲ بزرگ‌تر از یک بوده که این کارایی ناشی از مثبت بودن کارایی مقیاس می‌باشد. با وجود این، تغییرات تکنولوژی در ۴ گروه صنعتی فوق کوچک‌تر از یک بوده است. تغییرات منفی تکنولوژی برای گروه‌های صنعتی مذکور بیشتر از تغییرات مثبت کارایی فنی بوده است که باعث کاهش بهره‌وری شده است.

جدول ۳. میانگین کلی تغییرات بهره‌وری، کارایی و تکنولوژی در گروه‌های صنعتی طی دوره ۱۳۷۴-۱۳۸۶

کد صنعت	TFPch	Effch	Techch	Pech	Sech
۱۵	۰.۹۷	۰.۹۸۱	۰.۹۸۹	۰.۹۲۴	۱.۰۶۲
۱۷	۰.۹۶۲	۰.۹۷۹	۰.۹۸۳	۰.۸۸۷	۱.۱۰۴
۱۸	۰.۹۷۳	۱.۰۱۷	۰.۹۵۷	۰.۹۴	۱.۰۸۲
۱۹	۰.۹۴۷	۱.۰۴۳	۰.۹۰۸	۰.۹۰۴	۱.۱۵۴
۲۰	۱.۰۶۹	۰.۹۷	۱.۱۰۳	۰.۹۳۵	۱.۰۳۷
۲۱	۰.۹۷۱	۰.۹۴۳	۱.۰۲۹	۰.۸۸۳	۱.۰۶۹
۲۲	۱.۰۳۱	۰.۹۲۴	۱.۱۱۶	۰.۸۸۴	۱.۰۴۶
۲۳	۱.۱۵۴	۱.۰۵۹	۱.۰۹	۱	۱.۰۵۹
۲۴	۱.۰۶۵	۰.۹۴۷	۱.۱۲۴	۰.۹۸۹	۰.۹۵۸
۲۵	۱.۰۲۲	۰.۹۲۳	۱.۱۰۷	۰.۹۱۹	۱.۰۰۵
۲۶	۰.۹۹۹	۱.۰۰۲	۰.۹۹۷	۰.۹۴۹	۱.۰۵۵
۲۷	۱.۰۹۶	۰.۹۷۸	۱.۱۲	۱	۰.۹۷۸
۲۸	۱.۰۱۳	۱.۰۲۴	۰.۹۹	۰.۹۴۳	۱.۰۸۵
۲۹	۱.۰۰۶	۱.۰۰۶	۱	۰.۹۲۸	۱.۰۸۴
۳۰	۰.۸۱۶	۰.۹۲۸	۰.۸۷۹	۱	۰.۹۲۸
۳۱	۱.۰۳۵	۱.۰۵۱	۰.۹۸۴	۰.۹۷۳	۱.۰۸
۳۲	۰.۹۹۲	۱.۰۱۶	۰.۹۷۷	۰.۹۳۱	۱.۰۹۱
۳۳	۱.۰۲۶	۱.۰۴۵	۰.۹۸۱	۰.۹۷۹	۱.۰۶۸
۳۴	۱.۰۲۲	۱.۰۴۴	۰.۹۷۸	۱	۱.۰۴۴
۳۵	۱.۰۲۲	۱.۱۱۴	۰.۹۱۸	۰.۹۵۸	۱.۱۶۲
۳۶	۱.۰۲۱	۱.۰۷	۰.۹۵۴	۰.۹۸	۱.۰۹۳

منبع: نتایج حاصل از نرم‌افزار DEA

۲.۵. بررسی اثر کارایی‌های مؤثر بر تغییرات بهره‌وری به روش اقتصادسنجی

برخی از پژوهشگران از جمله ماناگی و رانجان جنا^۱ (۲۰۰۷) معتقدند که، متغیرهایی که ابتدا با استفاده از تحلیل پوششی داده‌ها به دست آمده و سپس با استفاده از مدل‌های رگرسیونی مورد برازش قرار می‌گیرند، ممکن است دچار مشکل همبستگی^۲ شوند. لذا پیشنهاد می‌کنند برای تجزیه و تحلیل بهره‌وری به دست آمده به وسیله تحلیل پوششی داده‌ها از مدل‌های پانل پویا استفاده شود. بنابراین در این مطالعه برخلاف دو مطالعه داخلی صورت گرفته (امامی میبدی و همکاران (۱۳۸۸) و موسوی ایلایی (۱۳۸۲)) که از روش حداقل مربعات تجمیع شده استفاده کرده‌اند، از روش پانل پویا استفاده می‌شود.^۳

روابط پویا با حضور متغیرهای وابسته وقفه‌دار در میان متغیرهای توضیحی مدل‌سازی می‌شود. بنابراین معادله پویا را می‌توان به صورت ذیل تصریح کرد:

$$y_{it} = \delta y_{i,t-1} + \beta' X_{it} + u_{it} \quad i = 1, \dots, N, t = 1, \dots, T \quad (20)$$

که در آن y_{it} و δ اسکالر هستند. با فرض این که u_{it} از مدل جزء اخلاص یک طرفه تبعیت می‌کند، به عبارتی تنها یک عامل موجب تفاوت مقطع هاست و آن الگوی اثرات ثابت است، داریم:

$$u_{it} = \mu_i + v_{it} \quad (21)$$

که در آن $u_i \approx IID(0, \sigma_u^2)$ و $v_{it} \approx IID(0, \sigma_v^2)$ بوده و در هر مقطع مستقل از یکدیگرند. مسئله خودهمبستگی به دو دلیل حضور متغیر وابسته وقفه‌دار در میان متغیرهای توضیحی و اثرات مقطعی نامتجانس بین مقاطع آشکار می‌گردد. از آن جایی که u_{it} تابعی از μ_i است، آشکار است که $y_{i,t-1}$ نیز تابعی از μ_i است، بنابراین متغیر $y_{i,t-1}$ به عنوان یک متغیر توضیحی در سمت راست معادله با جزء خطای u_{it} همبسته است و این خود سبب تورش‌دار شدن و ناسازگار بودن تخمین زننده OLS می‌گردد. حتی اگر v_{it} به صورت سریالی همبسته نباشد، تخمین زننده GLS نیز با فرض اثرات تصادفی برای مدل داده‌های تلفیقی پویا تورش‌دار خواهد بود. آرلانو و باند^۴ (۱۹۹۱) فرایندی از روش گشتاورهای

1. Managi and Ranjan Jena

2. serial correlation problem

۳. تمامی متغیرهای مورد استفاده در مدل، در سطح ایستا می‌باشند.

4. Arellano-Bond (AB)

تعمیم یافته پیشنهاد دادند که کاراتر از تخمین زنده‌های قبلی است. آنها بیان می‌دارند، در صورتی که μ_i با برخی از متغیرهای توضیحی همبستگی داشته باشد، در آن صورت یکی از روش‌های مناسب برای حذف اثرات ثابت و انفرادی کشورها استفاده از روش تفاضل گیری مرتبه اول خواهد بود. زیرا در این حالت، استفاده از روش با اثرات ثابت منجر به تخمین زنده‌های تورش‌دار از ضرایب خواهد گردید و لازم است از رابطه (۲۰) تفاضل مرتبه اول گرفته شود. لذا در این وضعیت رابطه (۲۰) به رابطه زیر تبدیل می‌شود:

$$\Delta y_{it} = \delta \Delta y_{i,t-1} + \beta' \Delta X_{it} + \Delta \phi_t + \Delta u_{it} \quad (22)$$

در رابطه (۲۲)، تفاضل وقفه‌دار متغیر وابسته $(\Delta y_{i,t-1})$ با تفاضل مرتبه اول جملات اختلال (Δu_{it}) دارای همبستگی بوده و همچنین مشکل درونزایی مربوط به برخی متغیرهای توضیحی وجود دارد که در مدل ملحوظ نشده است. از این رو لازم است برای برطرف نمودن این مشکل از متغیرهای ابزاری در مدل استفاده شود. برای تخمین پارامترهای رابطه (۲۲)، از ماتریس متغیرهای ابزاری به صورت زیر استفاده می‌شود:

$$z_i = \text{diag}(y_{i1}, y_{i2}, \dots, y_{i(t-2)}, X_{i1}, X_{i2}, \dots, X_{i(t-2)}) \quad (23)$$

بنابراین تخمین زنده‌های روش پانل پویا که با $\hat{\delta}$ نمایش داده می‌شود، به صورت زیر تعریف می‌گردد:

$$\hat{\delta} = (B'z_A z_A' B)^{-1} B'z_A z_A' Y \quad (24)$$

در ادامه، پس از تخمین ضرایب لازم است از آزمون سارگان^۱ برای بررسی معتبر بودن متغیرهای ابزاری تعریف شده در مدل استفاده شود.

آزمون سارگان (۱۹۵۸) به صورت مجانبی دارای توزیع χ^2 بوده که به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\hat{\delta} = \hat{\varepsilon}' z \left(\sum_{i=1}^N z_i' H_i z_i \right)^{-1} z' \hat{\varepsilon} \quad (25)$$

در این آزمون، $\hat{\varepsilon} = Y - X\hat{\delta}$ ، $\hat{\delta}$ ماتریس $k \times 1$ از ضرایب برآورد شده، z ، ماتریس متغیرهای ابزاری و H ، ماتریس مربع با ابعاد $(T-q-1)$ می‌باشد که در آن T تعداد

1. Sargan test

مشاهدات و q تعداد متغیرهای توضیحی مدل را نشان می‌دهد. در این آزمون اگر فرضیه صفر رد نشود، در آن صورت متغیرهای ابزاری تعریف شده در مدل معتبر بوده و مدل نیازی به تعریف متغیرهای ابزاری بیشتر ندارد. اما در صورت رد فرضیه صفر متغیرهای ابزاری تعریف شده ناکافی و نامناسب بوده و لازم است متغیرهای ابزاری مناسب‌تری برای مدل تعریف شود (Lee, et al., 2010, p.14). نتایج برآورد مدل و آزمون سارگان در جدول (۳) ارائه شده است.

از آنجایی که متغیر وابسته با یک وقفه، به عنوان یک متغیر توضیحی وارد مدل شده است، لذا با توجه به نتایج مندرج در جدول ۴ می‌توان نتایج حاصل از رابطه کوتاه مدت بین متغیرها را طی دوره زمانی مورد مطالعه به صورت زیر استخراج کرد:

جدول ۴. نتایج برآورد مدل به روش پانل پویا (روش AB)

ارزش احتمال (Prob.)	مقدار آماره آزمون	ضرایب	متغیرها
۰/۰۰	-۲۶/۶۷	-۰/۰۸	C
۰/۰۰	-۱۰/۵۶	-۰/۰۳	dLTfpch (-1)
۰/۰۰	۲۰۷/۴۰	۰/۴۶	dLSech
۰/۰۰	۹۵/۵۳	۰/۷۱	dLTechch
۰/۰۰	۵۶/۹۹	۰/۶۷	dLPech
۰/۴۰	۱۷/۷۷	-	آزمون سارگان

منبع: محاسبات تحقیق

همان گونه که در جدول ۴ ملاحظه می‌شود، متغیرهای کارایی مقیاس، کارایی مدیریت و تغییرات تکنولوژی دارای تأثیر مثبت و معنی دار بر بهره‌وری کل عوامل در صنایع متوسط و بزرگ ایران هستند. این نتیجه با مبانی نظری و تجربی ارائه شده در پژوهش سازگار است. براساس نتایج به دست آمده، ضرایب برآوردی تغییرات تکنولوژی، کارایی ناشی از مدیریت و کارایی ناشی از مقیاس به ترتیب ۰/۷۱، ۰/۶۷ و ۰/۴۶ می‌باشند و گویای این هستند که یک درصد افزایش در تغییرات تکنولوژی، کارایی ناشی از مدیریت و کارایی

ناشی از مقیاس به ترتیب باعث افزایش بهره‌وری کل عوامل صنایع مورد بررسی به میزان ۰/۷۱ درصد، ۰/۶۷ درصد و ۰/۴۶ درصد می‌گردند. همانطوری که ملاحظه می‌شود، تغییرات بهره‌وری صنایع متوسط و بزرگ کشور طی دوره ۱۳۷۴-۱۳۸۶ بیشتر متأثر از تغییرات تکنولوژی و بهبود کارایی ناشی از مدیریت به عنوان سرمایه انسانی بوده و تغییرات کارایی ناشی از مقیاس کمترین تأثیر را بر تغییرات بهره‌وری صنایع مورد بررسی طی دوره زمانی مورد مطالعه داشته است.

همچنین نتایج آزمون سارگان نشان می‌دهد، فرضیه صفر مبنی بر کافی بودن متغیرهای ابزاری را نمی‌توان رد کرد. بنابراین می‌توان بیان داشت که متغیرهای ابزاری به کار رفته در مدل کافی می‌باشد. در نتیجه در تخمین مدل پژوهش که از روش AB استفاده شده، خودهمبستگی بین متغیرهای مدل وجود ندارد.

برای اینکه بتوانیم ضرایب بلندمدت را به دست بیاوریم، کافی است متغیر وقفه‌دار متغیر وابسته را به سمت چپ مدل آورده و سپس ضرایب متغیرهای سمت راست را با تقسیم بر ضریب جدید متغیر وابسته استاندارد نماییم. در این صورت ضرایب بلندمدت حاصل خواهد شد. همانطور که در جدول ۵ آمده است، ضرایب بلندمدت به صورت زیر خواهد بود.

جدول ۵. ضرایب بلندمدت مدل برآوردی به روش پانل پویا (روش AB)

dLTfpch	C	dLPech	dLTechch	dLSech
۱	-۰/۰۷	۰/۶۵	۰/۶۸	۰/۴۴

منبع: محاسبات تحقیق

با توجه به جدول ضرایب بلندمدت، ضرایب برآوردی تغییرات تکنولوژی، کارایی ناشی از مدیریت و کارایی ناشی از مقیاس به ترتیب ۰/۶۸، ۰/۶۵ و ۰/۴۴ می‌باشند که نشان می‌دهند به ازای یک درصد افزایش در تغییرات تکنولوژی، کارایی ناشی از مدیریت و کارایی ناشی از مقیاس در طول دوره مورد مطالعه، بهره‌وری کل عوامل صنایع مورد بررسی به ترتیب، به طور متوسط ۰/۶۸ درصد، ۰/۶۵ درصد و ۰/۴۴ درصد افزایش می‌یابد.

۶. نتیجه و ارائه پیشنهادات

ضرورت توسعه اقتصادی برای کشورهای در حال توسعه بر کسی پوشیده نیست، لذا کشورهای در حال توسعه باید برنامه‌ریزی توسعه را در سرلوحه فعالیت‌های خود قرار دهند. در این خصوص، توسعه صنعتی از آنجا که می‌تواند باعث تحرک قسمت زیادی از منابع ملی در جهت توسعه اقتصادی شود و پایه‌ها و بنیادهای مادی جامعه را تغییر دهد، یک تصمیم سرنوشت‌ساز برای این کشورها قلمداد می‌گردد. برای دستیابی به توسعه صنعتی و تداوم آن نیز باید بهره‌وری و عوامل مؤثر بر آن در بخش صنعت مورد توجه قرار گیرد.

همان‌طوری که از مرور مطالعات صورت گرفته در داخل آشکار شد، مطالعات اسماعیلی عزت (۱۳۹۰)، امامی میدی و همکاران (۱۳۸۸)، علیمردی (۱۳۸۸) و موسوی ایلایی (۱۳۸۲) در زمینه موضوع پژوهش حاضر در سطح صنایع در داخل کشور انجام شده است. در این مطالعه با یک نمونه آماری و روش اقتصادسنجی متفاوت نسبت به چهار مطالعه ذکر شده، به بررسی تأثیر سرمایه انسانی بر بهره‌وری کل عوامل تولید در کارگاه‌های پنجاه نفر کارکن و بیشتر ایران پرداخته شده است. از آنجایی که استفاده از روش سنتی داده‌های تابلویی برای متغیرهایی که ابتدا با استفاده از تحلیل پوششی داده‌ها به دست آمده‌اند، مشکل همبستگی را به وجود می‌آورد. بنابراین در این مطالعه، برخلاف دو مطالعه مشابه مرور شده، مدل به روش پانل پویا (روش AB) برآورد شده است.

برآورد مدل ارائه شده در این پژوهش نشان می‌دهد که تغییرات تکنولوژی، کارایی ناشی از مدیریت و کارایی ناشی از مقیاس دارای تأثیر مثبت و معنی‌دار بر بهره‌وری در صنایع متوسط و بزرگ ایران هستند. ضرایب بلندمدت برآوردی برای متغیرهای مزبور به ترتیب ۰/۶۸، ۰/۶۵ و ۰/۴۴ می‌باشند و گویای آن هستند که یک درصد افزایش در تغییرات تکنولوژی، کارایی ناشی از مدیریت و کارایی ناشی از مقیاس، بهره‌وری کل عوامل صنایع مورد بررسی را به‌طور متوسط ۰/۶۸ درصد، ۰/۶۵ درصد و ۰/۴۴ درصد افزایش می‌دهد. همان‌طوری که ملاحظه می‌شود، تغییرات بهره‌وری صنایع متوسط و بزرگ کشور طی دوره ۱۳۸۶-۱۳۷۴ بیشتر متأثر از بهبود تکنولوژی و کارایی ناشی از مدیریت به عنوان سرمایه انسانی بوده و تغییرات کارایی ناشی از مقیاس کمترین تأثیر را بر تغییرات بهره‌وری صنایع مورد بررسی طی دوره زمانی مورد مطالعه داشته است.

در پایان با توجه به نتایج پژوهش، پیشنهادهای زیر ارائه می‌شود:

۱. با توجه به تأثیر کارایی مدیریت در بهره‌وری کل عوامل تولید در صنایع متوسط و بزرگ کشور، برای افزایش بهره‌وری و رسیدن به رشد بالاتر، باید کارایی مدیران افزایش یابد. این افزایش کارایی باید با آموزش بیشتر به مدیران و همچنین، پذیرفتن اصل شایسته‌سالاری در قرار دادن مدیران در اهرم مدیریتی ایجاد شود.
۲. با توجه به اینکه تغییرات کارایی ناشی از مقیاس کمترین تأثیر را بر بهره‌وری کل عوامل در صنایع متوسط و بزرگ کشور طی دوره مورد بررسی دارد، می‌توان نتیجه گرفت که درصد تغییرات کارایی ناشی از مقیاس نشان‌دهنده عدم استفاده مناسب از کل ظرفیت بالقوه می‌باشد. لذا بایستی از کارشناسان، نیروهای دارای تحصیلات و قوه مدیریتی بالا در صنایع مورد بررسی کشور استفاده شود تا با برنامه‌ریزی صحیح بتوان از ظرفیت بالقوه آنها استفاده نمود.

۷. منابع

- آذربایجانی، کریم (۱۳۶۸)، *اندازه‌گیری و تجزیه و تحلیل بهره‌وری صنایع کشور*، طرح تحقیقاتی سازمان برنامه و بودجه استان اصفهان.
- احمدی شادمهری، محمدطاهر؛ علی اکبر ناجی میدانی و فرشته جندقی میبدی (۱۳۸۹)، «روش همگرایی آزمون باند، تعامل بین سرمایه انسانی و بهره‌وری کل عوامل تولید در ایران»، *فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال ۱، شماره ۱، ص ۵۹-۳۱.
- اسماعیلی عزت، حمید (۱۳۹۰)، *بررسی رابطه کارایی و بهره‌وری در صنایع کارخانه‌ای ایران*، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی.
- امامی میبدی، علی (۱۳۸۴)، *اصول اندازه‌گیری کارایی و بهره‌وری*، مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی، تهران.
- امامی میبدی، علی؛ موسی خوشکلام خسروشاهی؛ روح‌الله مهدوی (۱۳۸۸)، «تأثیر سرمایه انسانی بر بهره‌وری کل عوامل تولید بخش صنعت استان آذربایجان شرقی»، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، سال ۱۳، شماره ۴۱، ص ۷۹-۱۰۶.

ایزدی، زهرا (۱۳۸۸)، *اندازه‌گیری کارایی فنی و بهره‌وری پالایشگاه‌های نفت ایران به روش تحلیل پوششی داده‌ها*، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی.

پورکاظمی، محمدحسین؛ سیدحسن غضنفری (۱۳۸۴)، «ارزیابی کارایی کاخانجات قند کشور به روش تحلیل پوششی داده‌ها»، *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، سال ۷، شماره ۲۲، ص ۶۹-۹۰.

جعفری مهر، اسماعیل (۱۳۸۷)، «بررسی طرح تحول اقتصادی: بهره‌وری پایین پاشنه آشیل اقتصاد ایران»، *گزارش*، سال ۱۷، شماره ۲۰۲، ص ۱۱-۱۳.

زارع، ابراهیم؛ امیرحسین چیدری؛ غلامرضا پیکانی (۱۳۸۷)، «کاربرد روش تحلیل فراگیر داده‌ها در تحلیل رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در زراعت پنبه ایران»، *علوم و فنون کشاورزی و منابع طبیعی*، سال ۱۲، شماره ۴۳، ص ۲۳۶-۲۲۷.

زراءنژاد، منصور، الهه انصاری (۱۳۸۶)، «اندازه‌گیری بهره‌وری صنایع در صنایع بزرگ استان خوزستان»، *فصلنامه بررسی‌های اقتصادی*، سال ۴، شماره ۴، ص ۱-۲۶.

سایت دیوان عدالت اداری (<http://www.divan-edalat.ir>)

سایت مرکز آمار ایران (<http://amar.sci.org.ir/>)

سایت وزارت صنایع و معادن ایران (<http://www.mim.gov.ir/>)

سبحانی، حسن؛ حمید عزیز محمدلو (۱۳۸۷)، «تحلیل مقایسه‌ای بهره‌وری عوامل تولید در زیر بخش‌های صنایع بزرگ ایران»، *تحقیقات اقتصادی*، سال ۸۲، ص ۸۷-۱۱۹.

طلوعی اشلقی، عباس؛ سیدمحمد حسینی خضری (۱۳۸۶)، «ارزیابی کارایی واحدهای خرید شرکت‌های گاز استانی: روش تحلیل پوششی داده‌ها»، *نشریه فنی شرکت گاز*، شماره ۳۸، ص ۲۷-۲۳.

طیبی، سیدکمیل؛ مصطفی عمادزاده و آریتا شیخ‌بهایی (۱۳۸۷)، «تأثیر صادرات صنعتی و سرمایه‌انسانی بر بهره‌وری عوامل تولید و رشد اقتصادی در کشورهای OIC»، *فصلنامه اقتصاد مقداری*، سال ۵، شماره ۲، صفحات ۸۵-۱۰۶.

عاقلی کهنه‌شهری، لطفعلی (۱۳۸۵)، «برآورد تابع تولید معادن کشور»، *فصلنامه*

- پژوهش‌های اقتصادی، سال ۶، شماره ۱، ص ۵۰-۳۳.
- علیرضایی، محمدرضا؛ محسن افشاریان؛ بیتا آنالویی (۱۳۸۶)، «محاسبه رشد بهره‌وری کل عوامل به کمک مدل‌های ناپارامتری تحلیل پوششی داده‌ها؛ با یک مطالعه موردی در صنعت برق»، *تحقیقات اقتصادی*، شماره ۷۸، ص ۱۷۷-۲۰۶.
- علیمردی، محمد (۱۳۹۰)، تحلیل کارایی و بهره‌وری در صنایع کارخانه‌ای ایران (طی سال‌های ۸۳-۱۳۷۴)، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی.
- غفارزاده خسروشاهی، فرزانه (۱۳۸۵)، بررسی عوامل مؤثر بر هزینه‌های R&D در صنایع ایران، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه تبریز.
- مقیمی، فرشاد و غلامرضا جلالی (۱۳۸۶)، «اندازه‌گیری شاخص بهره‌وری کل عوامل تولید در سطح بنگاه‌های اقتصادی»، *بررسی‌های بازرگانی*، سال ۲۷، ص ۵۰-۳۹.
- موسوی ایلایی، معصومه (۱۳۸۲)، جایگاه سرمایه انسانی در بخش صنعت استان آذربایجان شرقی، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه تبریز.
- مولایی، محمد (۱۳۸۴)، «بررسی و مقایسه بهره‌وری گروه‌های مختلف صنعتی کوچک و بزرگ ایران»، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، سال ۷، شماره ۲۲، ص ۱۷۶-۱۵۷.
- همت‌جو، علی (۱۳۸۲)، *اندازه‌گیری بهره‌وری صنایع استان آذربایجان شرقی و آنالیز عوامل مؤثر بر آن*، طرح تحقیقاتی سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی استان آذربایجان شرقی، تبریز.
- Apergis, N. (2007), "Technology, Human Capital and Productivity Growth: Should We Care about Threshold Effects? Evidence from a Panel of EU Industries", *Working Paper Series*.
- Bronzini, R. and Piselli, P. (2009), "Determinants of Long Run Regional Productivity with Geographical Spillover: The Role of R&D, Human Capital and Public Infrastructure". *Regional Science and Urban Economics*, 39 (2): 187-199.
- Kumar, A., and Kober, B., (2012), "Urbanization, human capital, and cross-country productivity differences", *Economics Letters*, 117 (1): 14-17.
- Lall, P., Featherstone, A.M. and Norman, D.W., (2002), "Productivity growth in the Western Hemisphere (1978-94): The Caribbean in Perspective", *J. Prod. Anal*, 18: 213-231.

- Lee, Chien-Chiang, Chiu, Y-B., and Sun, Chia-Hung (2010), "Determinants of long run regional productivity with geographical spillover: The role of R&D, human capital and public infrastructure", *Regional Science and Urban Economics*, 39 (2): 187-199.
- Managi, Sh. and Ranjan Jena, P. (2007), "Productivity and Environment in India", *Economics Bulletin*, 17 (1): 1-14.
- Moudos, J.; Pastor, J.M. and Serrano, L. (2003), "Human Capital in OECD Countries: Technical Change, Efficiency and Productivity", *International Review of Applied Economics*, 17 (4): 419-435.
- Nelson, R. and Phelps, E. (1996), "Investment in Human, Technological Diffusion and Economic Growth", *American Economic Review*, 56: 69-75.
- Prados de la Escosura, L.; Rosés, J.R. (2010), "Human capital and economic growth in Spain, 1850–2000". *Working paper*. orff.uc3m.es/bitstream/10016/11142/.../human_roses_EEH_2010.pdf
- Romer, P.M. (1990), "Endogenous Technological Change", *Journal of Political Economy*, 98(5): S71-S102.
- Schultz, T.W (1961), "Investment in human capital". *American Economic Review*, 51(1): 1-17.
- Senturk, S. (2010), *Total Factor Productivity Growth in Turkish Manufacturing Industries: A Malmquist Productivity Index Approach*, Master of Science Thesis, School of Architecture and the Built Environment.
- Väisänen, J.; Kujansivu, P.; and Lönnqvist, A. (2007), "Effects of Intellectual Capital Investments on Productivity and Profitability", *Int. J. Learning and Intellectual Capital*, 4 (4): 377-391.
- WEI, Z., HAO, R. (2011), "The Role of Human Capital in China's Total Factor Productivity Growth: A Cross Province Analysis", *Developing Economies*, 49 (1): 1-35.