

## رشد بهره‌وری کل عوامل تولید، پیشرفت تکنولوژیکی، تغییرات کارایی: شواهد تجربی از صنایع تولیدی ایران<sup>۱</sup>

سعید عیسی‌زاده\*، مسعود صوفی مجیدپور\*\*

تاریخ دریافت: ۹۶/۰۲/۱۵ تاریخ پذیرش: ۹۶/۰۷/۲۰

### چکیده

هدف این مقاله، تجزیه بهره‌وری کل عوامل تولید به پیشرفت تکنولوژیکی، تغییرات کارایی فنی، کارایی تخصیصی و اثرات مقیاس در صنایع تولیدی ایران است. بدین منظور، مدل مرزی تصادفی در دوره ۹۳-۱۳۷۹ برای ۱۳۵ صنعت تولیدی برآورد شد. یافته‌ها نشان داد پیشرفت تکنولوژیکی در ۲۱ گروه صنعتی به طور متوسط سالانه حدود ۱۲ درصد رشد داشته است. در زمینه کارایی فنی، بیشتر صنایع تولیدی در استفاده از تکنولوژی‌های موجود ضعیف عمل کرده‌اند یا به لحاظ فنی ناکارا بوده‌اند. یافته‌های عامل سوم نشان داد صنایع تولیدی ایران از اثرات مقیاس بهره برده‌اند. در زمینه کارایی تخصیصی نیز به غیر از گروه بازیافت، تمام گروه‌ها رشد منفی را تجربه کرده‌اند. در نتیجه، در میان عناصر بهره‌وری کل عوامل تولید، کارایی تخصیصی شرایط نامطلوب‌تری داشته و نشان‌دهنده این است که منابع در اقتصاد ایران به طور نامطلوب تخصیص می‌یابد. بر اساس یافته‌ها، بهبود نظام تامین مالی، افزایش توان بخش خصوصی، بهبود فضای کسب و کار پیشنهاد می‌شود.

طبقه‌بندی JEL: L60, O14, D24

واژگان کلیدی: بهره‌وری کل عوامل تولید، کارایی فنی، اثرات مقیاس، پیشرفت تکنولوژیکی، کارایی تخصیصی.

<sup>۱</sup> مقاله از رساله دکتری مسعود صوفی مجیدپور با راهنمایی دکتر سعید عیسی‌زاده در دانشگاه بوعلی سینا استخراج شده است.  
\* دانشیار اقتصاد دانشگاه بوعلی سینا، پست الکترونیکی: saeed\_isazadeh@yhao.com  
\*\* دانشجوی دکتری دانشگاه بوعلی سینا (نویسنده مسئول)، پست الکترونیکی: masoodsoufi@gmail.com

## ۱. مقدمه

در نظریه‌های کلاسیک رشد، برانباشت فیزیکی عوامل تولید تاکید شده است. اما در نظریه‌های جدید، افزایش بهره‌وری عوامل تولید نیز به عنوان منابع رشد مورد توجه قرار گرفته‌اند. سولو<sup>۱</sup> (۱۹۵۷) معتقد است به دلیل وجود بازدهی کاهنده در عوامل تولید، از طریق انباشت فیزیکی نمی‌توان به رشد پایدار دست یافت و برای رسیدن به رشد بلندمدت باید بهره‌وری عوامل تولید افزایش یابد. وی معتقد است بنگاه‌ها با ارتقاء بهره‌وری می‌توانند هزینه‌های خود را کاهش داده و در نتیجه توان رقابت خود را افزایش دهند.

از آنجا که بخش صنعت در رشد اقتصادی هرکشوری اهمیت ویژه‌ای دارد، لذا مطالعه عوامل شتاب‌دهنده بهره‌وری عوامل تولید و ارتقای آن می‌تواند در سرعت بخشیدن به رشد اقتصادی نقش بسزایی داشته باشد. بنابراین، اندازه‌گیری آن می‌تواند اطلاعاتی در زمینه چگونگی حرکت به سمت رشد اقتصادی فراهم آورد.

در ایران مطالعات زیادی در خصوص اندازه‌گیری و برآورد بهره‌وری کل عوامل تولید و منابع رشد آن با رویکردهای مختلف انجام شده است. برخی از این مطالعات با استفاده از تکنیک‌های اقتصادسنجی اقدام به برآورد توابع تولید کرده و سپس به روش پسماند سولو، بهره‌وری کل عوامل را برآورد کرده‌اند و تعدادی دیگر با استفاده از تکنیک تحلیل پوششی داده‌ها<sup>۲</sup> (DEA) بهره‌وری و کارایی را اندازه‌گیری کرده‌اند. در این مطالعات پیشرفت تکنولوژیکی<sup>۳</sup> تنها منبع رشد بهره‌وری کل عوامل در نظر گرفته شده است و در بسیاری از آنها رشد بهره‌وری کل عوامل بدون تفکیک سهم تغییرات کارایی اعم از تخصیصی<sup>۴</sup> و فنی<sup>۵</sup> و اثرات مقیاس<sup>۶</sup> بررسی شده است و نبود هر یک از این عوامل می‌تواند باعث ایجاد تورش در محاسبه یا برآورد رشد بهره‌وری و تحلیل آن شود (اودانل<sup>۷</sup>، ۲۰۱۴).

<sup>۱</sup> Robert Solow

<sup>۲</sup> Data Envelopment Analysis

<sup>۳</sup> Technological Progress

<sup>۴</sup> Allocation Efficiency

<sup>۵</sup> Technical Efficiency

<sup>۶</sup> Scale Effects

<sup>۷</sup> O'Donnell

نوآوری این مقاله نسبت به مطالعات پیشین این است که اثرات مقیاس و کارایی تخصیصی در کنار کارایی فنی و پیشرفت تکنولوژی پوشش داده می‌شود. دوم اینکه در مطالعات قبلی صرفاً اثر عوامل را به روش اقتصادسنجی برآورد کرده‌اند. در صورتی که رویکرد این مقاله از طریق حسابداری رشد است. تازگی سوم، در راستای تکمیل بخش اول (تجزیه بهره‌وری)، برای اندازه‌گیری کارایی فنی از روش اندرسون پیترسون<sup>۱</sup> (AP) استفاده می‌شود. در نهایت اینکه عمده مطالعات بر حسب طبقه‌بندی ISIC<sup>۲</sup> به تفکیک کدهای دو رقمی که حداکثر ۲۳ صنعت را دربر می‌گیرد، انجام شده است که عمدتاً با خطای تجمیع همراه است. در صورتی که این مطالعه بر حسب طبقه‌بندی ISIC به تفکیک کدهای ۴ رقمی که مشتمل بر ۱۳۵ صنعت است، انجام می‌شود و از خطای حداقلی برخوردار است.

پرسش اساسی این است که چه عواملی ماهیت رشد بهره‌وری کل عوامل تولید را تشکیل می‌دهند؟ و کدام عامل نقش مسلط در رشد بهره‌وری کل عوامل در صنایع ایران دارند؟ برای دست‌یابی به این هدف، در ادامه این مقاله بدین شکل سازماندهی شد: پس از مقدمه، در بخش دوم، ادبیات تحقیق مرور شده است. روش‌شناسی تحقیق، در بخش سوم آمده است. در بخش چهارم، حقایق آشکار شده و محاسبات کمی و یافته‌ها به تفصیل بحث شده است. نتیجه‌گیری و پیشنهادها بخش پایانی مقاله را شکل می‌دهد. گفتنی است در این مقاله از نرم‌افزارهای Excel، Eviews و GAMS در محاسبات و برآورد آزمون‌ها استفاده شده است.

## ۲. مروری بر ادبیات

بهره‌وری از مفاهیم مهم و اساسی دانش اقتصاد است که شاخصی برای نشان دادن میزان استفاده مؤثر، مفید و کارا از منابع تولیدی برای تولید کالاها و خدمات است. بهره‌وری، یک معیار صرفاً اقتصادی، مالی و الزاماً به معنای کار بیشتر نیست. از سویی، صرفاً تولید بیشتر هم نیست؛ بلکه هماهنگ کردن کمیت، کیفیت و هزینه در رقابت است. لذا، بهره‌وری به کیفیت‌ها، وابستگی فراوان دارد؛ دقیق‌تر آنکه بهره‌وری دارای دو مؤلفه اصلی است. مؤلفه نخست، کارایی است که نشان‌دهنده ستاده بیشتر در مقابل داده کمتر است. دیگری اثربخشی است که دلالت بر

<sup>۱</sup> Anderson and Peterson (AP)

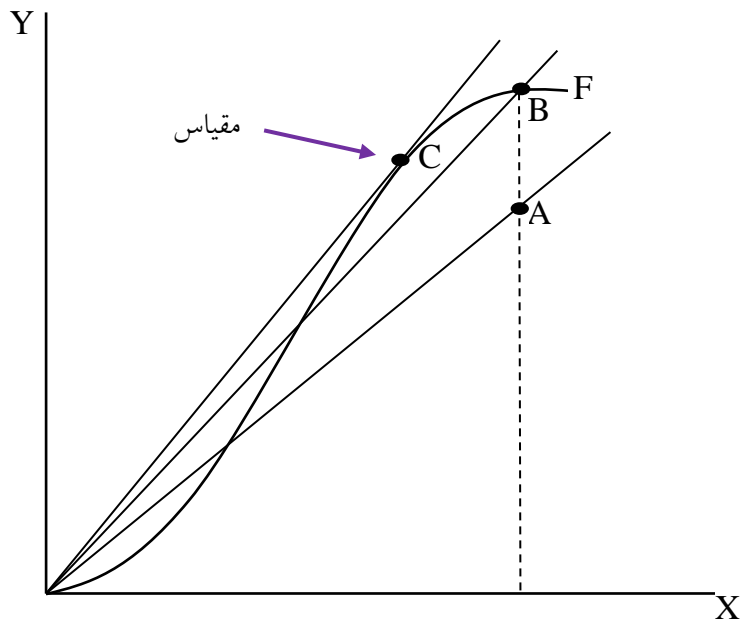
<sup>۲</sup> International Standard of Industrial Classification (ISIC)

انتخاب فعالیت‌های سودمند و اصولی برای دستیابی به هدف مشخص دارد. به عبارت دیگر، بهره‌وری عبارت است از انجام درست کارها (کارایی) و انجام کارهای درست (اثربخشی). به این ترتیب، کارایی بخشی از بهره‌وری و از نظر محاسبه عبارت است از مقدار بهینه منابعی که برای تولید یک واحد محصول به مصرف رسیده است. به همین دلیل، اگر یک بنگاه بتواند در مقایسه با بنگاه دیگر و با مقدار کمتری از منابع به هدف مشخصی برسد می‌گویند از کارایی بیشتری برخوردار است (بختیاری، دهقانی‌زاده، حسینی‌پور، ۱۳۹۳).

کارایی و بهره‌وری در بسیاری از متون به صورت یکسان و یا به جای یکدیگر استفاده می‌شود که این اشتباه بزرگی است؛ این دو اصطلاح، دقیقاً مشابه هم نیستند؛ زیرا هر نقطه روی مرز تولید بیانگر حداکثر میزان کارایی است؛ اما این به معنای حداکثر بودن بهره‌وری نیست و تنها در یک نقطه خاص از مرز تولید، بهره‌وری در حداکثر مقدار خود قرار دارد، به همین دلیل می‌توان گفت کارایی، جزئی از بهره‌وری است (کولی، رائو، اودانل و باتیسه<sup>۱</sup>، ۲۰۰۵).

در نمودار (۱) فرض شده ستانده (Y) با استفاده از یک عامل تولید (X) تولید می‌شود. منحنی OF یک تابع مرزی است که روی آن، تولید قابل دسترس را برحسب یک تکنولوژی موجود مشخص می‌نماید و بیانگر حداکثر کارایی است. در این نمودار، خطوطی که با شیب  $(Y/X)$  بر نقاط روی منحنی OF رسم می‌شوند، معیاری برای اندازه‌گیری بهره‌وری هستند. اگر بنگاه تولیدی در نقطه‌ای مانند A (زیر منحنی تابع مرزی) عمل نماید، ضمن اینکه با عدم کارایی فنی روبروست، بهره‌وری عوامل تولیدی نیز حداکثر نیستند. جابجایی از نقطه A به B سبب افزایش کارایی و بهره‌وری می‌شود. در نقطه B هرچند کارایی حداکثر می‌شود، اما بهره‌وری این طور نیست. حداکثر بهره‌وری در نقطه C حاصل می‌شود که در آن شیب خط رسم شده از مبداء مختصات  $(Y/X)$  برابر با شیب منحنی تابع مرزی بوده و در مقایسه با سایر نقاط زیر و روی منحنی، حداکثر مقدار را دارد. بنابراین، بنگاه تولیدی ممکن است به لحاظ فنی از کارایی کامل بهره‌مند باشد؛ اما بخاطر عوامل دیگری نظیر صرفه‌های مقیاس و یا بهینه نبودن اندازه بنگاه، از حداکثر بهره‌وری برخوردار نباشد. به بیان دیگر، حداکثر بهره‌وری، به لحاظ فنی همواره کارایی کامل را با خود به همراه دارد، اما عکس این موضوع صادق نیست (کولی و همکاران، ۲۰۰۵).

<sup>1</sup> Coelli, Rao, O'Donnell & Battese



نمودار ۱: مقایسه کارایی فنی و بهره‌وری با استفاده از تابع تولید مرزی

منبع: کولی و همکاران، ۲۰۰۵

در تکنولوژی موجود، بنگاه در نقطه C، حداکثر بهره‌وری و کارایی فنی را با هم دارد. این تحلیل در شرایط ایستا و در یک برش از زمان است؛ اما در شرایط پویا عاملی با عنوان تغییرات تکنولوژیکی مطرح می‌شود که باعث انتقال تابع مرزی شده و افزایش بهره‌وری را به همراه دارد.

کومباکار<sup>۱</sup>، آماندسون، کوپل و لین (۲۰۱۶) اثرات مقیاس، تغییر تکنولوژی و کارایی را برای توزیع برق در کشور نروژ برای دوره ۱۹۹۸-۲۰۱۰ ارزیابی و به این نتیجه رسیدند پتانسیل صرفه‌های مقیاس در شرکت‌های کوچک در بالاترین حد قرار دارد و این مسئله به ساختار این شرکت‌ها برمی‌گردد. دینگ<sup>۲</sup>، گاریگلیا و هریس (۲۰۱۶) بهره‌وری کل عوامل و اجزا آن را

<sup>1</sup> Kumbhakar, Amundsveen, Kvile & Lien.

<sup>2</sup> Ding, Guariglia & Harris

چین بررسی و برآورد کردند. نتایج حاکی از آن است متوسط رشد TFP در صنایع چین در دوره ۲۰۰۷-۱۹۹۸ معادل ۹/۶ درصد بوده است که مهم‌ترین عامل آن تخصیص مجدد منابع (کارایی تخصیصی) است. هریس و موفات<sup>۱</sup> (۲۰۱۵) به تبیین بهره‌وری کل عوامل تولید در صنایع انگلستان پرداختند. آنها نشان دادند عمر بنگاه با رشد بهره‌وری رابطه عکس دارد. همچنین خلق دانش مهم‌ترین عامل رشد بهره‌وری کل عوامل صنایع تولیدی انگلستان است. بالتاجی و ایگر<sup>۲</sup> (۲۰۱۴) منابع سرریز بهره‌وری در صنعت برق چین را با استفاده از روش داده‌های پانل دیتا برای ۲۵۳۶۰ بنگاه مشاهده شده برای دوره ۲۰۰۸-۲۰۰۴ انجام داده‌اند. نتایج نشان می‌دهد سرریزهای شرکت‌های صادراتی از شرکت‌های غیرصادراتی قوی‌تر هستند. اودانل<sup>۳</sup> (۲۰۱۴) بهره‌وری کل عوامل تولید را به دو جز تغییرات تکنولوژیکی و کارایی تفکیک کرد. یافته‌ها نشان می‌دهد پیشرفت تکنولوژیکی مهم‌ترین عامل رشد بهره‌وری کل عوامل تولید بوده است.

چامبرز و کاراگینیز<sup>۴</sup> (۲۰۱۳) نشان دادند با افزایش تولید، تغییر تکنولوژیکی مهم‌تر از تغییر کارایی در پیشگیری از زیان در بخش کشاورزی در توضیح تغییرات بهره‌وری کل عوامل تولید است. همچنین اثرات مقیاس از جمله عوامل مهم رشد TFP است. هاکار<sup>۵</sup> (۲۰۱۱) با تجزیه بهره‌وری کل عوامل تولید، برای صنایع تولیدی کانادا به منظور بررسی منابع رشد TFP از الگوی مرزی تصادفی تولید برای صنایع تولیدی کانادا بهره گرفته است. وی رشد TFP را براساس داده‌های ۱۸ صنعت در دوره زمانی (۱۹۹۹-۲۰۰۵) به عوامل پیشرفت تکنولوژیکی، تغییرکارایی فنی، کارایی تخصیصی و اثرات مقیاس تقسیم نمود. این تقسیم‌بندی نشان داد طی دوره مطالعه پیشرفت تکنولوژیکی عامل محرک رشد بهره‌وری است، در حالی که تغییرات کارایی عامل کاهش میانگین رشد اقتصادی است.

محمودزاده، موسوی و پاک‌نهاد (۱۳۹۴) در یک تحقیق سهم سرمایه فیزیکی، سرمایه فناوری اطلاعات، نیروی کار و سهم بهره‌وری کل از رشد ارزش افزوده صنایع کارخانه‌ای

<sup>۱</sup> Harris & Moffat

<sup>۲</sup> Baltagi & Egger

<sup>۳</sup> C. J. O'Donnell

<sup>۴</sup> Chambers & Karagiannis

<sup>۵</sup> Haggard

رشد بهره‌وری کل عوامل تولید، پیشرفت تکنولوژیکی، تغییرات کارایی: شواهد تجربی از ... ————— ۳۵

ایران بر اساس کدهای دو رقمی در دوره زمانی ۸۶-۱۳۷۹ به روش حسابداری رشد برآورد کردند. نتایج حاکی از آن است سهم سرمایه فیزیکی ۳۶ درصد، سهم نیروی کار ۳۴ درصد، فناوری ۳ درصد و سهم بهره‌وری کل ۲۷ درصد از رشد است.

حکیمی‌پور، عوضعلی‌پور و قائمی (۱۳۹۱) در یک مطالعه تغییرات بهره‌وری کل عوامل تولیدی را به تغییرات کارایی و تکنولوژی در صنایع بزرگ استان‌های کشور تفکیک و محاسبه کردند. یافته‌ها نشان می‌دهد متوسط تغییرات بهره‌وری کل عوامل تولیدی ۵ درصد بوده و این در حالی است که متوسط تغییرات کارایی منفی ۰/۸ درصد کاهش و متوسط تغییرات تکنولوژی ۵/۸ درصد افزایش یافته است. بهبودی و منتطری (۱۳۹۰) بهره‌وری کل عوامل تولید ایران را در چارچوب حسابداری رشد طی دوره ۱۳۸۷-۱۳۴۵ بررسی کردند. نتایج تجربی تحقیق ضمن تأیید فرضیه بازدهی ثابت نسبت به مقیاس در ایران و تعیین سهم ۶۲ درصدی برای سرمایه فیزیکی از تولید، روند نرخ رشد TFP ایران ۰/۰۴ درصدی بوده است.

محمدرضازاده، کرباسی و پورمقدم (۱۳۸۹) رشد بهره‌وری کل عوامل تولید بخش کشاورزی ایران را در دوره ۲۰۰۸-۱۹۶۷ با استفاده از رهیافت اقتصادسنجی بررسی کرده‌اند، نتایج نشان داد رشد نهاده‌ها عاملی مهم در رشد اقتصادی بخش کشاورزی بوده و اثر تنظیم مقیاس و سرمایه انسانی اثر مثبت بر رشد بهره‌وری عوامل تولید داشته‌اند. دشتی، یآوری و ضیاغ (۱۳۸۸) به تجزیه رشد بهره‌وری کل عوامل تولید صنایع ایران در دوره ۱۳۸۵-۱۳۵۰ با استفاده از رهیافت اقتصادسنجی پرداختند آنها دریافتند سهم تغییر تکنولوژیکی در رشد بهره‌وری کل، بیشتر از سهم صرفه مقیاس تولید بوده است.

### ۳. روش تحقیق

هدف از این مقاله تجزیه بهره‌وری کل عوامل تولید است که در آن از مدل مرزی تصادفی استفاده می‌شود. این مدل نخستین بار توسط ایگنر و همکاران<sup>۱</sup> (۱۹۷۷) میوسن و ون دن بروک (۱۹۷۷) معرفی و در ادامه محققانی هم‌چون پیت و لی<sup>۲</sup> (۱۹۸۱)، اشمیت و سیکلز<sup>۳</sup> (۱۹۸۴)،

<sup>۱</sup> Aigner et al.

<sup>۲</sup> Pitt and Lee

<sup>۳</sup> Schmidt and Sickles

کامباکار (۱۹۹۰)، باتسی و کوالی<sup>۱</sup> (۱۹۹۲a و ۱۹۹۵b) و هاگار (۲۰۱۱) مورد استفاده قرار گرفت. در این مدل فرض بر این است پیشرفت تکنولوژیکی (TP) و کارایی فنی (TE) طی زمان در بین واحدهای تولیدی تغییر می‌کند. مدل مرزی تصادفی به صورت زیر معرفی می‌شود که در آن اثرات ناکارایی تابعی از متغیرهای توضیحی است.

### ۳-۱. تصریح مدل مرزی تصادفی

$$y_{it} = f(x_{it}, t, \beta) \exp(v_{it} - u_{it}) \quad (1)$$

$y_{it}$  محصول تولیدی صنعت  $i$  در سال  $t$ ،  $x_{it}$  ماتریس متغیرهای توضیحی،  $\beta$  بردار پارامترها و  $v_{it}$  خطاهای تصادفی است. در اینجا فرض می‌شود جملات اخلاص با میانگین صفر و واریانس  $\sigma_v^2$  توزیع شده‌اند.  $u_{it}$  نیز متغیرهای تصادفی غیرمنفی بوده و با ناکارایی فنی تولید در ارتباط است و فرض می‌شود که به صورت مستقل توزیع شده‌اند (رابطه ۲).

$$u_{it} = z_{it}\delta + w_{it} \quad (2)$$

$z_{it}$  ماتریس متغیرهای توضیحی بوده که با ناکارایی فنی صنعت  $i$  در سال  $t$  مرتبط است.  $\delta$  نیز برداری از پارامترهای مجهول است. با تصریح اثرات ناکارایی فنی در معادله (۲)، کارایی فنی تولید (TE) صنعت  $i$  در زمان  $t$  به صورت زیر تعریف می‌شود.

$$TE_{it} = \exp(-u_{it}) = \exp(-z_{it}\delta - w_{it}) \quad (3)$$

شاخص TE بین صفر و یک است. شاخص یک به معنای فعالیت بنگاه با کارایی کامل است، بدان معنا که از واحد تولیدی بهترین ترکیب نهاده‌ها را در فناوری موجود استفاده می‌کند و مقادیر کمتر از یک به معنای بهینه نبودن فرایند تولید است.

بسیاری از پژوهشگران معتقدند برای استفاده از روش پارامتریک برای تخمین کارایی تولید لازم است فرم تابعی تولید مشخص شود. بدین منظور، این مقاله از تابع ترانسلوگ برای برآورد معادله (۱) استفاده می‌نماید. ویژگی مهم تابع ترانسلوگ این است که نیازی به اعمال محدودیت بر پارامترها نیست و این امکان فراموش می‌شود تا سهم تغییرات مقیاس (SC) و

<sup>1</sup> Battese and Coelli



رشد بهره‌وری کل عوامل تولید، پیشرفت تکنولوژیکی، تغییرات کارایی: شواهد تجربی از ... ————— ۳۷

کارایی تخصیصی (AE) محاسبه شود. با این اوصاف، تابع تولید مرزی تصادفی ترانسلوگ لگاریتمی به شکل معادله (۴) معرفی می‌شود.

$$\ln y_{it} = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_k \ln k_{it} + \beta_l \ln l_{it} + \frac{1}{2} [\beta_{kk} \ln(k_{it})^2 + \beta_{ll} (l_{it})^2 + \beta_2 t^2] + \beta_{kl} \ln k_{it} * \ln l_{it} + \beta_{tk} t * \ln k_{it} + \beta_{lt} t * \ln l_{it} + v_{it} + u_{it} \quad (4)$$

که  $k_{it}$  موجودی سرمایه،  $l_{it}$  نیروی کار و  $t$  روند زمانی است. بعد از برآورد مدل مرزی تصادفی، شاخص (TP) می‌تواند با مشتق‌گیری از معادله (۴) نسبت به زمان به صورت زیر بدست آید؛

$$TP_{it} = \beta_1 + \beta_2 t + \beta_{tk} \ln k_{it} + \beta_{lt} \ln l_{it} \quad (5)$$

کشش‌های تولید نسبت به نیروی کار و سرمایه با استفاده از معادلات زیر قابل محاسبه است.

$$\begin{aligned} e_k &= \beta_k + \beta_{kk} \ln k_{it} + \beta_{kl} \ln l_{it} + \beta_{tk} t \\ e_l &= \beta_l + \beta_{ll} \ln l_{it} + \beta_{kl} \ln k_{it} + \beta_{lt} t \end{aligned} \quad (6)$$

برای تخمین بهره‌وری کل عوامل از بخش تصادفی معادله (۱) نسبت به زمان دیفرانسیل گرفته می‌شود؛

$$\frac{d \ln f(x_{it}, t, \beta)}{dt} = \frac{\partial \ln f(x_{it}, t, \beta)}{\partial t} + \sum_i \frac{\partial \ln f(x_{it}, t, \beta)}{\partial x_{it}} \frac{dx_{it}}{dt} - \frac{du_{it}}{dt} \quad (7)$$

که معادله (۷) می‌تواند به صورت زیر نیز بازنویسی شود؛

$$g_y = TP_{it} + \Delta TE_{it} + e_k g_k + e_l g_l \quad (8)$$

که  $g_y$  بیانگر نرخ رشد تولید،  $g_k$  نرخ رشد موجودی سرمایه،  $g_l$  نرخ رشد نیروی کار،  $e_k$  و  $e_l$  نیز به ترتیب کشش‌های تولیدی سرمایه و نیروی کار هستند که در رابطه (۶) معرفی شده‌اند. از طرفی سولو (۱۹۵۷) بیان می‌دارد که رشد TFP به صورت زیر به دست آید؛

$$TFPG_{it} = g_y - s_k g_k - s_l g_l \quad (9)$$

که در آن  $s_k$  و  $s_l$  به ترتیب سهم درآمدی نهاده‌های سرمایه و کار هستند. با جایگزینی معادله (۸) در (۹) داریم:

$$TFPG_{it} = TP_{it} + \Delta TE_{it} + (e-1)(\eta_k g_k + \eta_l g_l) + [(\eta_k - s_k)g_k + (\eta_l - s_l)g_l] \quad (10)$$

که  $e$  بیانگر بازدهی نسبت به مقیاس و  $\eta_j = \frac{e_j}{e}$  است. در واقع معادله (۱۰) تجزیه رشد TFP عوامل تشکیل‌دهنده است (کامباکار و لول<sup>۱</sup>، ۲۰۰۰). بر این مبنا منشاء رشد TFP عبارتند از پیشرفت تکنولوژیکی، تغییر کارایی فنی، تغییر مقیاس تولید و تغییر کارایی تخصیصی.

اگر فرض بازدهی ثابت نسبت به مقیاس برقرار باشد، جمله سوم سمت راست معادله (۱۰) حذف می‌شود. اگر بازدهی فزاینده وجود داشته باشد، تغییر مقدار نهاده‌ها اثر مثبت بر رشد TFP و اگر بازدهی کاهنده نسبت به مقیاس برقرار باشد، عکس حالت فوق اتفاق می‌افتد. در نهایت، جمله آخر سمت راست معادله (۱۰) نشان‌دهنده کارایی تخصیصی است که با تعیین دقیق سهم درآمدی نهاده‌ها می‌توان سهم تخصیص عوامل از رشد بهره‌وری کل عوامل را محاسبه کرد.

### ۲-۳. اندازه‌گیری کارایی فنی با رویکرد تحلیل پوششی داده‌ها؛ مدل اندرسون - پیترسون

کوپمن<sup>۲</sup> (۱۹۵۱) بیان داشت بردار نهاده  $X$  در تولید بردار ستاده  $Y$  کارا خواهد بود اگر امکان کاهش  $X$  در فرایند تولید وجود نداشته باشد. فار و لاول<sup>۳</sup> (۱۹۷۸) از این تعریف برای آرایه شاخص کارایی نهاده‌ها  $E(X,Y)$  استفاده کردند. بدین صورت که  $E(X,Y)$  یک خواهد بود اگر  $X$  در فرآیند تولید  $Y$  کارا باشد. اگر  $X$  در تولید  $Y$  امکان پذیر باشد،  $E(X,Y)$  نهاده  $X$  را با هر نقطه‌ای در زیر مجموعه کارا مقایسه می‌کند. بر این اساس، تمایز بین بردار نهاده‌های کارا ممکن نیست؛ زیرا که تمامی بردار نهاده‌های کارا با شاخص یک نمایش داده می‌شوند، بنابراین این امکان وجود ندارد تا بین بنگاه‌های کارا رتبه‌بندی انجام داد. با توجه به این موضوع، اندرسون و پیترسون<sup>۴</sup> (۱۹۹۳) روش تحلیل پوششی داده‌ها را گسترش دادند تا بتوانند بنگاه‌های کارا را رتبه‌بندی کنند که به مدل AP مشهور است. مدل پیشنهادی آنها برای رتبه‌بندی صنایع به صورت زیر است:

<sup>1</sup> Kumbhakar and Lovell

<sup>2</sup> Koopmans

<sup>3</sup> Fare and Lovell

<sup>4</sup> Anderson and Peterson (AP)

$$\begin{aligned}
 \text{Min} \quad & E_j - \varepsilon \left( \sum_{i=1}^m s_i^- + \sum_{r=1}^s s_r^+ \right) \\
 \text{S.t} \quad & \sum_{k=1, k \neq j}^n z_k X_k + s^- = E_j X_j \\
 & \sum_{k=1, k \neq j}^n z_k Y_k - s^+ = Y_j \\
 & z \geq 0 \quad s^- \geq 0 \quad s^+ \geq 0
 \end{aligned} \tag{11}$$

$X_j$  بردار نهاده‌ها،  $Y_j$  بردار ستاده‌ها،  $E_j$  یک ماتریس اسکالر است و بیانگر سهم بنگاه  $j$  از بردار نهاده‌هایی است که بنگاه در فرایند تولید با فناوری موجود استفاده می‌کند.  $z$  بردار شدت استفاده بنگاه‌ها است که در آن  $z_k$  شدت بکارگیری  $k$  امین بنگاه است و  $\varepsilon$  بردار سطری است. در این مدل (AP) که یک مدل تعمیم یافته DEA است براساس مقایسه واحدهای کارا با مقادیر مرجع، مشخص شده توسط سایر واحدها، می‌باشد. این فرایند چارچوبی را برای رتبه‌بندی واحدهای کارا ارائه می‌نماید و مقایسه آن‌ها با رتبه‌بندی‌هایی که بر اساس روش‌های پارامتریک صورت می‌گیرد را امکان‌پذیر می‌کند.

داده‌های این مقاله از طرح آمارگیری از کارگاه‌های صنعتی ۱۰ نفر کارکن و بیشتر که توسط مرکز آمار ایران منتشر می‌شود، تامین شده است. این اطلاعات مربوط به ۱۳۵ صنعت با کد چهار رقمی ISIC طی سال‌های ۹۳-۱۳۷۹ است. از آنجا که اطلاعات مربوط به تشکیل سرمایه برای صنایع مورد بررسی وجود دارد، لذا موجودی سرمایه با استفاده از «روش موجودی دائمی»<sup>۱</sup> به شرح زیر محاسبه می‌شود؛ (محمودزاده و فتح آبادی، ۱۳۹۵).

$$k_t = I_t + (1 - \delta)k_{t-1} \quad k_0 = \frac{I_0}{\delta + g} \tag{12}$$

که  $k_t$  و  $I_t$  به ترتیب موجودی سرمایه و سرمایه‌گذاری در دوره  $t$  است.  $\delta$  و  $g$  نیز به ترتیب بیانگر نرخ استهلاک و متوسط رشد سرمایه‌گذاری طی دوره مورد بررسی هستند. در این مقاله بر اساس مطالعه صنایع تولیدی نرخ استهلاک ۵ درصد در نظر گرفته شده است (جاوالا و پوجالا، ۲۰۰۷). علاوه بر متغیر تشکیل سرمایه، داده‌های ارزش افزوده و اشتغال صنایع تولیدی نیز از درگاه اطلاعاتی مرکز آمار ایران گردآوری شده‌اند (محمودزاده و دیگران، ۱۳۹۴).

<sup>1</sup> Perpetual Inventory Method (PIM)

<sup>2</sup> Jalava and Pohjola.

#### ۴. نتایج تجربی

با توجه به روش‌شناسی تحقیق در مرحله نخست، مدل مرزی تصادفی (رابطه ۴) در دوره ۹۳-۱۳۷۹ برای ۱۳۵ صنعت تولیدی با کد چهار رقمی برآورد می‌شود. در مرحله دوم با استفاده از نتایج برآورد مدل، پیشرفت تکنولوژیکی (رابطه ۵) و کشش‌های نیروی کار و سرمایه (رابطه ۶) استخراج می‌شوند. برای برآورد مدل مرزی تصادفی از روش «داده‌های پانل»<sup>۱</sup> استفاده می‌شود. برای انتخاب بین روش حداقل مربعات تلفیقی<sup>۲</sup> (PLS) و اثرات ثابت<sup>۳</sup> (FE) از آزمون «F لیمر»<sup>۴</sup> و برای انتخاب بین روش اثرات ثابت و اثرات تصادفی<sup>۵</sup> (RE) از آزمون «هاسمن»<sup>۶</sup> استفاده شد. نتایج این دو آزمون نشان می‌دهد روش اثرات ثابت، مدل مناسب برای تحلیل نتایج است (جدول ۱).

جدول ۱. برآورد پارامترهای مدل مرزی تصادفی ۹۳-۱۳۷۹

متغیر	پارامتر	ضریب	خطای استاندارد
عرض از مبدا	$\beta_0$	۱/۶۲*	۰/۵۴
زمان	$\beta_1$	۰/۱*	۰/۰۲
سرمایه	$\beta_k$	۰/۱۷*	۰/۰۷
نیروی کار	$\beta_l$	۱/۲۶*	۰/۱
مجذور سرمایه	$\beta_{kk}$	-۰/۰۱***	۰/۰۰۴
مجذور نیروی کار	$\beta_{ll}$	-۰/۰۳*	۰/۰۰۸
مجذور زمان	$\beta_2$	۰/۰۰۱*	۰/۰۰۱
سرمایه * نیروی کار	$\beta_{kl}$	۰/۰۱	۰/۰۱
سرمایه * زمان	$\beta_{kt}$	۰/۰۰۲**	۰/۰۰۱
نیروی کار * زمان	$\beta_{lt}$	-۰/۰۰۱	۰/۰۰۲

<sup>1</sup> Panel Data

<sup>2</sup> Pooled Least Squares

<sup>3</sup> Fixed Effects

<sup>4</sup> Leamer F Test

<sup>5</sup> Random Effects

<sup>6</sup> Hausman Test

رشد بهره‌وری کل عوامل تولید، پیشرفت تکنولوژیکی، تغییرات کارایی: شواهد تجربی از ... ——— ۴۱

متغیر	پارامتر	ضریب	خطای استاندارد
ضریب تعیین	$R^2$	۰/۹۸	
آماره F		۱۰۰۷/۴	
آماره F لیمر		۳۹/۶۶	
آماره هاسمن		۷۵/۴۴	
تعداد مشاهدات		۲۰۲۵	

\*\*\*، \*\*، \* به ترتیب بیانگر معناداری در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد

منبع: یافته‌های تحقیق

یافته‌های مدل مرزی تصادفی بیان می‌دارد متغیرهای نیروی کار، سرمایه فیزیکی و زمان اثر مثبت و معنادار بر تولید صنایع دارند. همچنین ضریب تعیین نشان می‌دهد ۹۸ درصد از تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل توضیح داده می‌شود. در ادامه به کمک نتایج برآورد پارامترهای مدل مرزی تصادفی، سه جز از عناصر بهره‌وری کل عوامل تولید شامل پیشرفت تکنولوژیکی، کارایی تخصیصی و اثرات مقیاس محاسبه می‌شوند.

برای محاسبه رشد بهره‌وری کل عوامل تولید<sup>۱</sup> ابتدا پیشرفت تکنولوژیکی (رابطه ۵) محاسبه شده است (ستون دوم جدول ۲)، در ادامه کشش‌های نیروی کار و سرمایه (رابطه ۶) محاسبه و سپس به کمک آنها کارایی تخصیصی و اثرات مقیاس (رابطه ۱۰) استخراج می‌شود. در نهایت، با تجمیع این محاسبات و نتایج تغییر کارایی فنی به روش اندرسون پیترسون، نرخ رشد سالانه بهره‌وری کل عوامل تولید<sup>۲</sup> (TFPG) حاصل می‌شود که نتایج آنها در جداول (۳ - ۱۱) برای ۱۳۵ صنعت ارائه شده است. در حقیقت رشد TFP از جمع جبری اجزای آن به دست می‌آید و در ادامه به منظور تجزیه و تحلیل ساده‌تر ۱۳۵ صنعت را به ۲۱ گروه تقسیم و میانگین آنها تحلیل می‌شود.

در جدول (۲) نتایج ۲۳ صنعت، گروه صنایع غذایی، آشامیدنی و دخانی آورده شده است، متوسط رشد TFP در دوره مورد بررسی برای این گروه ۲/۲ درصد است، که در این میان ۱۶

<sup>۱</sup> تجزیه رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در صنایع تولیدی ایران در ۹ جدول به تفکیک صنایع مختلف محاسبه شده است. اما به علت حجم زیاد جداول و تحلیل‌های آن در اینجا فقط جدول گروه صنایع غذایی، آشامیدنی و دخانی آورده شده است.

<sup>۲</sup> Total Productivity Factor Growth

صنعت از ۲۳ صنعت گروه مذکور رشد بهره‌وری مثبت را تجربه کرده‌اند که بالاترین رشد مربوط به کد ۱۵۵۶ (تولید دوغ و آب معدنی) با ۱۳/۵ درصد رشد سالانه و کمترین رشد مربوط به کد ۱۵۵۱ (الکل اتیلیک از مواد تخمیر شده) با متوسط رشد منفی ۱۶/۲ درصد است. اما نتایج اجزای بهره‌وری کل عوامل متفاوت است؛ به گونه‌ای که در این دوره پیشرفت تکنولوژیکی به طور متوسط سالانه ۱۱/۸ رشد داشته است، در حالی که کارایی تخصیصی به طور متوسط ۱۳/۲ رشد منفی سالانه را تجربه کرده است، هم‌چنین با این که تغییرات کارایی فنی با متوسط رشد سالانه ۰/۲ و اثرات مقیاس با رشد سالانه ۳/۴ درصد به رشد بهره‌وری کمک کرده‌اند، اما تخصیص نامطلوب منابع عاملی است تا اثر مثبت پیشرفت تکنولوژیکی، کارایی فنی و اثرات مقیاس در این گروه خنثی شود.

جدول ۲. تجزیه بهره‌وری کل عوامل تولید صنعت غذایی، آشامیدنی و دخانی؛ ۹۳-۱۳۸۰

کد صنعت	پیشرفت تکنولوژیکی (TP)	تغییرات کارایی فنی (ATE)	کارایی تخصیصی (AE)	اثرات مقیاس (SE)	رشد بهره‌وری کل عوامل (TFPG)
۱۵۱۲	۱۱/۸	۰/۷	-۲/۵	۰/۹	۱۰/۹
۱۵۱۴	۱۱/۹	۰/۹	-۱۳/۹	۱/۰	-۰/۲
۱۵۱۵	۱۱/۷	-۱/۳	-۱۵/۶	۴/۷	-۰/۶
۱۵۱۶	۱۱/۸	-۰/۴	-۱۴/۵	۴/۳	۱/۲
۱۵۱۷	۱۱/۶	۱۰/۱	-۲۳/۱	۵/۴	۴
۱۵۱۸	۱۱/۷	-۸/۶	-۱۱/۴	۴/۹	-۳/۴
۱۵۱۹	۱۱/۸	۱/۳	-۸/۳	۲/۳	۷/۲
۱۵۲۰	۱۱/۸	۱/۳	-۹/۶	۵/۲	۸/۷
۱۵۳۱	۱۱/۹	۱/۲	-۱۰/۸	۲/۰	۴/۳
۱۵۳۲	۱۱/۸	۰/۴	-۱۱/۹	۲/۰	۲/۲
۱۵۳۳	۱۱/۸	-۲	-۱۸/۷	۴/۶	-۴/۳
۱۵۴۲	۱۱/۸	-۰/۲	-۱۳/۰	۲/۰	۰/۶
۱۵۴۳	۱۱/۷	-۰/۳	-۶/۵	۵/۴	۱۰/۳
۱۵۴۴	۱۱/۷	۱	-۱۲/۵	۰/۹	۱/۰
۱۵۴۵	۱۱/۷	۰/۸	-۷/۳	۶/۰	۱۱/۲

رشد بهره‌وری کل عوامل تولید، پیشرفت تکنولوژیکی، تغییرات کارایی، شواهد تجربی از ... ——— ۴۳

کد صنعت	پیشرفت تکنولوژیکی (TP)	تغییرات کارایی فنی (ΔTE)	کارایی تخصیصی (AE)	اثرات مقیاس (SE)	رشد بهره‌وری کل عوامل (TFPG)
۱۵۴۶	۱۱/۷	-۰/۳	-۱۰/۸	۱/۶	۲/۲
۱۵۴۷	۱۱/۷	۰/۷	-۱۳/۹	۱/۶	۰/۱
۱۵۴۸	۱۱/۸	۰/۸	-۹/۶	۳/۸	۶/۷
۱۵۵۱	۱۱/۹	۰/۴	-۳۲/۹	۴/۳	-۱۶/۲
۱۵۵۳	۱۱/۸	-۱/۸	-۳۱/۴	۷/۲	-۱۴/۱
۱۵۵۵	۱۱/۸	۰/۰	-۱۱/۵	-۰/۳	-۰/۱
۱۵۵۶	۱۱/۹	۰/۷	-۲/۶	۳/۴	۱۳/۵
۱۶۰۰	۱۱/۸	-۰/۶	-۱۰/۶	۵/۲	۵/۸
میانگین	۱۱/۸	۰/۲	-۱۳/۲	۳/۴	۲/۲

منبع: یافته‌های تحقیق

در جدول (۳) میانگین اجزاء بهره‌وری کل عوامل تولید برای ۱۳۵ صنعت تولیدی در دوره ۱۳۷۹-۹۳ ارایه شده است.

جدول ۳. میانگین تجزیه بهره‌وری کل عوامل تولید ۱۳۵ صنعت تولیدی، ۹۳-۱۳۸۰

صنعت	پیشرفت تکنولوژیکی (TP)	تغییرات کارایی فنی (ΔTE)	کارایی تخصیصی (AE)	اثرات مقیاس (SE)	رشد بهره‌وری کل عوامل (TFPG)
میانگین	۱۱/۸	۰/۱	-۱۰/۴	۳/۴	۴/۹

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج تجزیه بهره‌وری کل عوامل در ۱۳۵ صنعت تولیدی کد چهار رقمی در دوره مورد بررسی نشان می‌دهد پیشرفت تکنولوژیکی عامل موثر و مسلط رشد بهره‌وری کل عوامل تولید بوده است. در مقابل کارایی تخصیصی وضعیت مطلوبی نداشته و در این دوره حدود ۱۰ درصد رشد منفی را تجربه نموده و سبب گردیده اثر مثبت پیشرفت تکنولوژیکی خنثی شود. همچنین کارایی فنی و اثرات مقیاس نیز رشد مثبت را تجربه کرده‌اند؛ و به ترتیب برابر ۰/۱ و

۳/۴ درصد رشد مثبت داشته‌اند. مهم‌ترین موضوع در این یافته‌ها این نکته است که کارگاه‌های صنعتی ۱۰ نفر کارکن و بیشتر در دوره ۹۳-۱۳۷۹ نتوانسته‌اند منابع خود را بخوبی در فرایند تولید تخصیص دهند.

### ۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

هدف این مقاله تجزیه بهره‌وری کل عوامل تولیدی صنایع کارخانه‌ای ایران بر اساس کدهای ۴ رقمی ISIC است. بهره‌وری کل عوامل تولید در صنایع کارخانه‌ای از اهمیت خاصی برخوردار است، تا آنجا که یکی از عوامل توسعه‌نیافتگی کشورها بهره‌وری پایین عوامل تولید در بخش‌های اقتصادی به ویژه بخش صنعت است. در این مقاله با استفاده از روش کامباکار و لاول (۲۰۰۰) بهره‌وری کل عوامل تولید به چهار عامل پیشرفت تکنولوژیکی، کارایی فنی، کارایی تخصیصی و اثرات مقیاس در صنایع تولیدی ایران تفکیک و اندازه‌گیری شد. بدین منظور، مدل مرزی تصادفی در دوره ۹۳-۱۳۷۹ برای ۱۳۵ صنعت تولیدی با کد چهار رقمی با روش داده‌های پانل برآورد گردید. سپس با کمک نتایج مدل، پیشرفت تکنولوژیکی و کشش‌های نیروی کار و سرمایه محاسبه و در ادامه کارایی تخصیصی و اثرات مقیاس استخراج شد. در مرحله بعد تغییر کارایی فنی به روش اندرسون پیترسون، اندازه‌گیری شد. در نهایت، نرخ رشد بهره‌وری کل عوامل تولید با تجمیع این چهار عامل به دست آمد.

یافته‌ها نشان داد پیشرفت تکنولوژیکی در ۲۱ گروه صنعتی به طور متوسط سالانه حدود ۱۲ درصد رشد داشته است. در ادبیات اقتصادی پیشرفت تکنولوژیکی به دودسته تقسیم می‌شود؛ یکی بهبود تولید از طریق سرمایه‌گذاری در تجهیزات جدید و دیگری بدون سرمایه‌گذاری جدید و با نهاده‌های موجود. در اقتصاد ایران عامل اصلی پیشرفت تکنولوژیکی، سرمایه‌گذاری‌های جدید است که اغلب در تجهیزات جدید تبلور یافته است که به آن پیشرفت تکنولوژیکی "تضمین شده"<sup>۱</sup> (بهسومی<sup>۲</sup>، ۱۹۹۹) اطلاق می‌شود.

عنصر دوم کارایی تخصیصی است که به غیر از گروه بازیافت تمام گروه‌ها رشد منفی را تجربه کرده‌اند. این امر نشان می‌دهد تخصیص منابع در اقتصاد ایران به طور نامطلوب انجام

<sup>۱</sup> Embodied

<sup>۲</sup> Besomi



می‌گیرد. از نشانه‌های تخصیص نابخجای منابع در ایران می‌توان به میزان بالای موجودی سرمایه نسبت به تولید (بهره‌وری پایین سرمایه) و بهره‌وری پایین نیروی انسانی اشاره کرد.

جزء سوم بهره‌وری کل عوامل کارایی فنی بوده که مفهومی نسبی است و تفاوت بین بنگاه‌ها در نوع و نحوه استفاده از تکنولوژی را نشان می‌دهد. بنگاهی دارای کارایی فنی بالاتر است که بتواند با مجموعه داده‌های موجود (یعنی تکنولوژی و یا نحوه بکارگیری عامل کار و سرمایه که قبلاً تعیین شده است) میزان محصول بیشتری را نسبت به سایر بنگاه‌ها تولید نماید.

کارایی و یا عدم کارایی فنی بستگی به نوع و نحوه استفاده از تکنولوژی مورد استفاده بنگاه دارد که خود ممکن است در اثر کارایی یا عدم کارایی مدیریت و سیستم مورد استفاده و یا هر دو باشد. یافته‌ها نشان می‌دهد در اقتصاد ایران بیشتر صنایع تولیدی در استفاده از تکنولوژی‌های موجود ضعیف عمل کرده‌است یا به عبارتی صنایع تولیدی به لحاظ فنی ناکارا بوده‌اند.

عامل چهارم اثرات مقیاس است که بیانگر نسبت خروجی به ورودی است؛ که می‌تواند ثابت، فزاینده و یا کاهشنده باشد. بازدهی ثابت بدان معناست که اندازه بنگاه در تشخیص کارایی نسبی مورد توجه قرار نمی‌گیرد؛ یعنی، خروجی به همان نسبت ورودی ایجاد می‌شود. در این حالت صرفه‌های مقیاس ظاهر نمی‌شود. اما بر اثر افزایش اندازه و مقیاس یک بنگاه، هزینه‌ها کاهش می‌یابد. در مقابل، بازدهی فزاینده رشد بهره‌وری را در پی خواهد داشت. یافته‌ها حاکی از آن است که صنایع تولیدی ایران از اثرات مقیاس نفع برده‌اند. به عبارت دیگر، با افزایش نهاده‌ها، مقیاس تولید بنگاه‌ها به گونه‌ای افزایش یافته است که کاهش هزینه‌ها را به همراه داشته است.

با توجه به اینکه در میان عناصر بهره‌وری کل عوامل، کارایی تخصیصی شرایط نامطلوب‌تری دارد و باعث شده که اثر مثبت سایر اجزا خنثی شود، بنابراین به نظر می‌رسد توصیه اصلی باید برای هدایت بهتر منابع در جهت تولید ارائه شود. مسائلی مانند رقابتی نبودن نظام مالی، رانت‌جویی در دستیابی به منابع و قراردادهای نامناسب در بازار سبب تخصیص نامناسب منابع در ایران شده است. لذا سیاست‌هایی از جمله بهبود نظام تامین مالی، افزایش توان بخش خصوصی، بهبود فضای کسب و کار در راستای افزایش رقابت و شفاف‌سازی می‌تواند به بهبود و عملکرد بنگاه‌ها در تخصیص بهینه منابع و همچنین افزایش کارایی و بهره‌وری کمک نماید.

## منابع

- بانک مرکزی ج.ا.ایران شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی و شاخص صنعت به قیمت ثابت ۱۳۹۰ قابل دسترس در [www.cbi.ir](http://www.cbi.ir).
- بهبودی، داود، منتظری، جلال (۱۳۹۰). بررسی بهره‌وری کل عوامل در ایران در چارچوب حسابداری رشد. *فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، ۳(۱): ۴۹-۷۱.
- بختیاری، صادق، دهقانی زاده، مجید، حسینی‌پور، سید مجتبی (۱۳۹۳). تحلیلی از بهره‌وری نیروی کار در بخش تعاونی: مطالعه موردی تعاونی‌های صنعتی استان یزد. *فصلنامه قرآینده مدیریت و توسعه*، ۲۷(۳): ۷۳-۴۵.
- حکیمی‌پور، نادر، عوضعلی‌پور، صادق، قائمی، ذبیح الله (۱۳۹۱). ارزیابی تغییرات بهره‌وری کل عوامل تولیدی صنایع بزرگ در استان‌های ایران با استفاده از شاخص مالم کوئیست. *پژوهش‌های مدیریت عمومی*، ۱۵(۵): ۱۳۱-۱۶۵.
- دشتی، نادر، یاور، کاظم، ضیاغ، محید (۱۳۸۸). تجزیه رشد کل عوامل تولید در صنعت ایران با استفاده از رهیافت اقتصادسنجی. *فصلنامه اقتصاد مقداری* ۶(۱): ۱۰۱-۱۲۸.
- محمودزاده، محمود، فتح آبادی، مهدی (۱۳۹۵). عوامل پیشران بهره‌وری کل عوامل تولید در صنایع تولیدی ایران. *فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، ۲۶: ۱۶۵-۱۴۱.
- محمودزاده، محمود، موسوی، میرحسین، پاک نهاد، فرزاد (۱۳۹۴). حسابداری رشد ارزش افزوده در صنایع ایران با تاکید بر فناوری اطلاعات. *فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی*، ۹(۴): ۴۱-۴۶.
- مرکز آمار ایران نتایج آمارگیری از کارگاه‌های صنعتی بالای ده نفر کارکن و بیشتر سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۹۳ قابل دسترس در [www. sci.org.ir](http://www.sci.org.ir).
- محمدرضا زاده، نازنین، کرباسی، علیرضا، پورمقدم، علیرضا (۱۳۹۰). تجزیه و تحلیل رشد بهره‌وری کل عوامل تولید کشاورزی ایران. هشتمین همایش دو سالانه اقتصاد کشاورزی ایران.
- Aigner, D.J., Lovell, C.A.K. & Schmidt, P. (1977). Formation and estimation of stochastic Frontier production function models. *Journal of Econometrics*, 6(1): 21-37.
- Andersen, P. & Petersen, N.C. (1993). A procedure for ranking efficient units in data envelopment analysis. *Management Science*, 39(10): 1261-1264.

- Baltagi, B.H., Egger, P.H. & Kesina, M. (2015). Sources of productivity spillovers: panel data evidence from China. *Journal of Productivity Analysis*, 43: 389-402.
- Battese, G.E. & Coelli, T.J. (1992a). A model for technical inefficiency effects in the stochastic Frontier production for panel data. *Empirical Economics*, 20 (2): 325-32.
- Battese, G.E. & Coelli, T.J. (1992b). Frontier production functions, technical efficiency and panel data: with application to paddy farmers in India. *Journal of Productivity Analysis*, 3 (1-2): 153-69.
- Battese, G.E. & Coelli, T.J. (1993). A stochastic frontier production function incorporating a model for technical inefficiency effects. *Working Papers in Econometrics and Applied Statistics No. 69, Department of Econometrics, University of New England, Armidale*.
- Battese, G.E. & Coelli, T.J. (1995). A model for technical inefficiency effects in the stochastic Frontier production for panel data. *Empirical Economics*, 20 (2): 325-32.
- Besomi, D. (1999). Harrods on the classification of technological progress. The origin of a wild-goose chase. *BNL Quarterly Review*, 208: 95-118.
- Chambers, R.G., Karagiannis, G. & Tzouvelekas, V. (2014). Productivity accounting for separable technologies. *Journal of Productivity Analysis*, 41: 41-50.
- Coelli, T., Rao, D.S., O'Donnell, C. & Battese, G.E., (2005). *An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis*. Second Ed. Springer.
- Ding, S., Guariglia, A. & Harris, R. (2016). The determinants of productivity in Chinese large and medium-sized industrial firms, 1998–2007. *Journal of Productivity Analysis*, 45: 131-155.
- Fare, R. & Lovell, C.A.K. (1978). Measuring the technical efficiency of production. *Journal Economic Theory*, 19: 150-162.
- Haggard, M.H. (2011). TFP growth, technological progress and efficiencies change Empirical evidence from Canadian manufacturing industries. *International Journal of Productivity and Performance Management*, 60(4): 360-371.
- Harris, R. & Moffat, J. (2015). Plant-level determinants of total factor productivity in Great Britain, 1997–2008. *Journal of Productivity Analysis*, 44: 1-20.
- Jalava, J. & Pohjola, M. (2007). ICT as source of output and productivity growth. *In Finland telecommunications policy*, 31: 463-472.
- Koopmans, T.C. (1951). Analysis of production as an efficient combination of activities. In *Activity Analysis of Production an Allocation*, T. C. Koopmans (ET) Willey New York.

- Kumbhakar, C.S., Amundsveen, C., Kvile, M.H. & Lien, G. (2016). Scale economies, technical change and efficiency in Norwegian electricity distribution, 1998–2010. *Journal of Productivity Analysis*, 43:295-305.
- Kumbhakar, S.C. & Lovell, C.A.K. (2000). *Stochastic Frontier Production*. Cambridge University Press, New York, NY, 279-309.
- Kumbhakar, S.C. (1990). Production Frontiers, panel data, and time-varying technical inefficiency. *Journal of Econometrics*, 46 (1-2): 201-11.
- Kumbhakar, S.C., Ghosh, S. & McGuckin, J.T. (1991). A generalized production Frontier approach for estimating determinants of inefficiency in US dairy farms. *Journal of Business and Economic Statistics*, 9 (3): 279-286.
- Meeusen, W. & van den Broeck, J. (1977). Efficiency estimation from Cobb-Douglas production functions with composed error. *International Economic Review*, 18 (2): 435-44.
- O'Donnell, C.J. (2014). Econometric estimation of distance functions and associated measures of productivity and efficiency change. *Journal of Productivity Analysis*, 41: 187-200.
- Pitt, M. & Lee, L.F. (1981). The measurement and sources of technical inefficiency in the Indonesian weaving industry. *Journal of Development Economics*, 9(1): 43-64.
- Schmidt, P. & Sickles, R.C. (1984). Production frontiers and panel data. *Journal of Business and Economic Statistics*, 2(4):, 367-74.
- Solow, R. (1957). Technical change and the aggregate production function. *Rev Econ Stat*, 39: 312-320.