Spring (2023) 7(23): 59-72
DOI: 10.30473/JIER.2023.66312.1360
Received: 08 Dec 2022 Accepted: 11 May 2023

Industrial Economics Researches Open Access

ORIGINAL ARTICLE

Decomposition of the Total factor productivity Growth in Manufacturing Industries in Iran's Provinces: Exponential True Fixed Effects Stochastic Frontier Approach

Mehdi Fathabadi[1], Masood Soufimajidpour[2]*, Mahmood Mahmoodzadeh[3]

[1] Assistant Professor of Economics, Firoozkooh Branch, Islamic Azad University, Firoozkooh, Iran.
[2] Assistant Professor of Economics, Firoozkooh Branch, Islamic Azad University, Firoozkooh, Iran.
[3] Asociate Professor of Economics, Firoozkooh Branch, Islamic Azad University, Firoozkooh, Iran.

Correspondence
Masood Soufimajidpour
Email:
masoud.soufimajidpour@iau.ac.ir

How to cite
Fathabadi, M., Soufimajidpour, M. & Mahmoodzadeh, M. (2023). Decomposition of the Total factor productivity Growth in Manufacturing Industries in Iran's Provinces: Exponential True Fixed Effects Stochastic Frontier Approach. Industrial Economics Researches, 7(23), 59-72.

ABSTRACT
The purpose of this article is to evaluate the trend and the factors that determining the growth of the total factor productivity (TFP) in the manufacturing industries in the provinces of Iran using a stochastic frontier approach in the period of 2011-2019. First, the stochastic frontier translog production function was estimated by the exponential true fixed effects (ETFE) method. Second, the TFP components were measured includes technical progress, technical efficiency changes and scale efficiency. The results show that the average TFP growth of provinces manufacturing industries was 31.1% annually, which technical progress and technical efficiency changes decline and scale effects improve the TFP. In the study period at first the total factor productivity growth increases in 2012 and 2013 and then decreases in 2014 and 2015. In the years 2016 to 2019, the growth of TFP has increased again. The technical progress has had a negative growth in all years, but its trend has been accompanied by improvement in the study period. Among the provinces, Ardebil, Kurdistan and Hormozgan experienced the highest TFP growth and Tehran, Sistan and Baluchistan and Mazandaran experienced the lowest TFP growth. According to the findings, manufacturing industries need to use advanced technologies along with re-allocation of resources.

KEYWORDS
TFP Growth, Stochastic Frontier Analysis, Exponential True Fixed Effects Model, Manufacturing Industries.
JEL Classification: C23, D24, L25, O14, O47.

© 2023, by the author(s). Published by Payame Noor University, Tehran, Iran.
This is an open access article under the CC BY 4.0 license (http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/).

سال هفتم، شماره بیست‌وسوم، بهار ۱۴۰۲ (۷۲-۵۹)

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۹/۱۷ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۲/۲۱

DOI: 10.30473/JIER.2023.66312.1360

نشریه علمی

پژوهش‌های اقتصاد صنعتی

«مقاله پژوهشی»

تجزیه رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در صنایع کارخانه‌ای استان‌های ایران: رهیافت مرز تصادفی اثرات ثابت صحیح نمایی

مهدی فتح‌آبادی[۱]، مسعود صوفی مجیدپور[۲*]، محمود محمودزاده[۳]

[۱] استادیار، گروه اقتصاد، واحد فیروزکوه، دانشگاه آزاد اسلامی، فیروزکوه، ایران.

[۲] استادیار، گروه اقتصاد، واحد فیروزکوه، دانشگاه آزاد اسلامی، فیروزکوه، ایران،

[۳] دانشیار، گروه اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی، فیروزکوه، ایران.

نویسنده مسئول:
مسعود صوفی مجیدپور
رایانامه:
masoud.soufimajidpour@iau.ac.ir

چکیده

هدف این مقاله ارزیابی روند و عوامل تعیین‌کننده رشد بهره‌وری کل عوامل (TFP) صنایع کارخانه‌ای استان‌های ایران در دوره ۹۸-۱۳۹۰ با استفاده از رویکرد مرزی تصادفی است. در مرحله نخست، تابع تولید مرزی تصادفی با روش اثرات ثابت صحیح نمایی (ETFE) برآورد شد. در مرحله دوم، اجزای بهره‌وری کل عوامل تولید شامل پیشرفت فنی، تغییر کارایی فنی و کارایی مقیاس اندازه‌گیری شدند. نتایج نشان می‌دهد متوسط رشد TFP کارگاه‌های صنعتی استان‌ها سالانه ۳۱/۱ درصد بوده که پیشرفت فنی و تغییر کارایی فنی باعث پسرفت و اثرات مقیاس سبب بهبود بهره‌وری کل عوامل تولید است. در دوره مورد بررسی TFP ابتدا در سال ۱۳۹۱ و ۱۳۹۲ افزایش یافته و سپس در سال‌های ۱۳۹۳ و ۱۳۹۴ با کاهش همراه بوده است. در ادامه در سال‌های ۱۳۹۵ تا ۱۳۹۸ رشد TFP دوباره روند صعودی داشته است. پیشرفت فنی در تمامی سال‌ها رشد منفی داشته، اما روند آن در دوره مورد بررسی با بهبود همراه بوده است. در میان استان‌ها، بیشترین رشد TFP را استان‌های اردبیل، کردستان و هرمزگان و کمترین رشد بهره‌وری کل عوامل را استان‌های تهران، سیستان و بلوچستان و مازندران تجربه نموده‌اند. با توجه به یافته‌ها، صنایع کارخانه‌ای نیاز به به‌کارگیری فناوری‌های پیشرفته به‌همراه تخصیص دوباره منابع دارند.

واژه‌های کلیدی

رشد بهره‌وری کل عوامل تولید، تحلیل مرزی تصادفی، مدل اثرات ثابت صحیح نمایی، صنایع کارخانه‌ای.

طبقه‌بندی JEL: C23؛ D24؛ L25؛ O14؛ O47.

استناد به این مقاله:

فتح‌آبادی، مهدی، صوفی مجیدپور، مسعود و محمودزاده، محمود (۱۴۰۲). تجزیه رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در صنایع کارخانه‌ای استان‌های ایران: رهیافت مرز تصادفی اثرات ثابت صحیح نمایی. ۷(۲۳)، ۷۲-۵۹.

https://indeco.journals.pnu.ac.ir/

۱. مقدمه

صنعت کارخانه‌ای پویا از عوامل کلیدی افزایش بهره‌وری و رشد اقتصادی است. ظهور صنعت کارخانه‌ای در قرن هجدهم و نوزدهم ساختار تولیدی اروپا و آمریکا را متحول نمود و در چند دهه اخیر، صنعتی‌شدن نیروی محرکه اقتصادهای شرق آسیا بوده است. می‌توان بیان داشت به‌جز برخی کشورهای نفت‌خیز، تقریبا هیچ کشوری بدون ایجاد پیشرفت‌های چشمگیر در بخش کارخانه‌ای به استانداردهای بالای زندگی دست نیافته‌اند(هاراگوچی[1] و همکاران، ۲۰۱۶). علت این امر را باید در مزیت‌هایی جستجو کرد که صنعت کارخانه‌ای دارد. مزیت نخست این است که، بخش کارخانه‌ای پیوند قوی با سایر بخش‌های اقتصاد دارد و تقاضا برای نیروی کار ماهر، نهاده‌ها، حمل و نقل و غیره را ایجاد می‌کند. این بدان معناست که رشد بخش کارخانه‌ای باعث افزایش رشد بسیاری از بخش‌های اقتصاد به‌خصوص بخش خدمات می‌شود. مزیت دوم این است که، بیشتر نوآوری‌ها و پیشرفت‌های فناوری از بخش کارخانه‌ای سرچشمه می‌گیرد که می‌تواند به سایر بخش‌های اقتصادی سرریز شده و آن‌ها را نیز بهره‌ورتر نماید. مزیت سوم نیز این است که تولید انبوه سبب ایجاد صرفه‌های مقیاس می‌گردد و این امر در بخش کارخانه‌ای می‌تواند رخ دهد(یونیدو[2]، ۲۰۲۰).

آمارهای بخش کارخانه‌ای ایران حکایت از افزایش سهم این بخش از تولید ناخالص داخلی ایران در دو دهه اخیر دارد؛ به‌گونه‌ای که در سال ۱۳۸۳ سهم این بخش ۹/۹ درصد بوده است که در سال ۱۳۹۹ به ۱۳/۱ درصد افزایش یافته است(بانک مرکزی ایران، ۱۴۰۰). سهم بخش کارخانه‌ای از تولید ناخالص داخلی در سال ۲۰۲۰ در آمریکا ۱۰/۶ درصد، در چین ۲۶/۳ درصد، در ژاپن ۱۹/۷ درصد، در کره‌جنوبی ۲۴/۸ و در سنگاپور ۲۰ درصد می‌باشد(بانک جهانی، ۲۰۲۲). حال سؤال این است عوامل پیشران رشد صنعت کارخانه‌ای ایران چیست؟؛ آیا رشد نهاده‌های کلاسیک تولید(نیروی کار و سرمایه) علت این رشد بوده است؟ یا اینکه عوامل دیگری همچون بهره‌وری نهاده‌ها و یا تغییرات کارایی و پیشرفت فنی باعث رشد اقتصادی صنعت کارخانه‌ای ایران است؟. پاسخ به این سؤال‌ها عمدتاً مبتنی بر مدل رشد نئوکلاسیک است که توسط رابرت سولو[3](۱۹۵۷) ارائه شده است. در مدل سولو، نیروی کار و انباشت سرمایه عوامل اصلی پیشران رشد اقتصادی هستند. اما وی بیان می‌دارد سرمایه و نیروی‌کار تنها بخشی از رشد تولید را توضیح می‌دهند و مابقی را به پیشرفت فنی(خنثی) نسبت می‌دهد که گاهی از آن به‌عنوان بهره‌وری کل عوامل تولید (TFP) نیز یاد می‌شود. در واقع سولو(۱۹۵۷)با استفاده از روش تابع تولید، TFP را به‌عنوان پسماند اندازه‌گیری نمود که به آن رویکرد «حسابداری رشد»[4] نیز گفته می‌شود. با این‌حال، روش سولو در شناسایی پیشران‌های رشد TFP موفق عمل نکرده است؛ زیرا تبیین نمی‌کند افزایش TFP ناشی از تغییر کارایی فنی بوده یا پیشرفت فنی علت آن است. در ادامه، ری و دزلی[5](۱۹۹۷) شاخص بهره‌وری مالم‌کوئیست را با روش ناپارامتریک محاسبه و سپس رشد بهره‌وری کل را به اجزای تشکیل‌دهنده‌ی آن تجزیه نمودند؛ اما رویکرد ناپارامتریک قادر به شناسایی شوک‌های تصادفی اثرگذار بر رشد تولید نیست. در مقابل، رویکرد مرزی تصادفی روشی پارامتریک است و می‌تواند شوک‌های تصادفی را درنظر بگیرد، اما نیاز به تصریح توزیع خطاها دارد. علاوه‌بر این، رویکرد داده‌های تابلویی به‌دلیل وجود بُعد زمان، بهتر از مدل‌های مرزی مقطعی قادر به توضیح شوک‌های تصادفی هستند (روگیرو[6]، ۲۰۰۷). ایگنر[7] و همکاران (۱۹۷۷) و میسون و فندن بروک[8](۱۹۷۷) نخستین‌بار مدل تولید مرز تصادفی را پیشنهاد نمودند که براساس آن امکان برآورد کارایی فنی میسر می‌گردد.

هدف اصلی این مقاله، برآورد و ارزیابی رشد بهره‌وری کل و تجزیه آن به تغییرات کارایی، کارایی فنی و اثرات مقیاس در صنایع کارخانه‌ای استان‌های ایران می‌باشد. بدین‌منظور از روش تابع تولید مرزی تصادفی و تابع تولید ترانسلوگ برای اندازه‌گیری رشد بهره‌وری و کارایی فنی برای صنایع کارخانه‌ای ۳۱ استان ایران در دوره ۹۸-۱۳۹۰ استفاده می‌شود. جهت برآورد تابع تولید از «رهیافت مرز تصادفی اثرات ثابت صحیح نمایی»[9] (ETFE) بهره گرفته می‌شود. از جمله ویژگی‌های این روش درنظر گرفتن ناهمگنی در مدل اثرات ثابت متعارف است. ادامه مقاله به‌صورت زیر سازماندهی شده است. بخش دوم به مرور ادبیات می‌پردازد. بخش سوم به داده‌ها و روش‌شناسی اختصاص دارد. در بخش چهارم نتایج مقاله بیان می‌شود و درنهایت در بخش پنجم به جمع‌بندی مقاله پرداخته می‌شود.

۲. مرور ادبیات

آبراموویتز[10](۱۹۵۶) نشان داد عوامل دیگری به‌جز نهاده‌ها بر رشد اقتصادی اثرگذار هستند؛ و کندریک[11](۱۹۵۶) معتقد است رشد بهره‌وری آن بخش از رشد تولید است که با افزایش نهاده موجودی

1. Haraguchi
2. UNIDO
3. Solow
4. Growth Accounting
5. Ray and Desli
6. Ruggiero
7. Aigner
8. Meeusen and van den Broeck
9. Exponential True Fixed Effects Stochastic Frontier Approach
10. Abramovitz
11. Kendrick

سرمایه توضیح داده نمی‌شود. سولو (۱۹۵۷) بیان داشت رشد TFP ناشی از انتقال تابع تولید است که معمولاً تابعی از پیشرفت فنی درنظر گرفته می‌شود(کروگمن[1]، ۱۹۹۷). ایگنر و همکاران(۱۹۷۷) یک مدل مرزی تصادفی معرفی کردند که در آن رشد TFP به‌وسیله پیشرفت فنی و تغییرات کارایی فنی توضیح داده می‌شود. در ادامه کومباکار[2] و همکاران(۲۰۰۰) با گسترش مدل آن‌ها با استفاده تابع تولید ترانسلوگ، TFP را به چهار جزء پیشرفت فنی، تغییر کارایی تخصیصی، تغییر کارایی فنی و اثرات مقیاس تجزیه نمودند. تفاوت اصلی مدل مرزی تصادفی با رگرسیون کلاسیک در این است که این مدل دارای دو جمله خطا است؛ یکی خطای آماری متقارن v و دیگری خطای غیرمنفی u که بیانگر ناکارایی فنی است. توزیع‌های v و u، نوع مدل مرزی تصادفی را مشخص می‌نماید. اگر v و u به‌ترتیب دارای توزیع نرمال و توزیع نمایی باشند، مدل از نوع مرزی تصادفی نرمال– نمایی خواهد بود و اگر به‌ترتیب از توزیع‌های نرمال و نیمه‌نرمال تبعیت کنند، مدل نرمال– نیمه‌نرمال خواهد بود(کامباکار و لاول[3]، ۲۰۰۰؛ وانگ[4]، ۲۰۰۳؛ کائو[5] و همکاران، ۲۰۱۹ ؛ گالان[6] و همکاران، ۲۰۱۴). بر این اساس مدل مرزی تصادفی ایگنر و همکاران(۱۹۷۷) به شکل زیر بیان می‌شود؛

$$q_{it} = f(x_{it}, \beta, t)e^{\varepsilon_{it}} \qquad (۱)$$

که q_{it} تولید کل، $f(.)$ مرز فناوری؛ x_{it} بردار نهاده‌های تولید و β بردار پارامترهای مجهول هستند. در این مدل، جمله خطا به دو بخش υ_{it} و u_{it} تفکیک می‌شود؛

$$q_{it} = f(x_{it}, \beta, t)e^{\upsilon_{it}}e^{u_{it}} \qquad (۲)$$

هر دو جزء خطا مستقل از یکدیگر بوده و شوک‌ها را اندازه‌گیری می‌کنند. از جزء خطای دو طرفه (υ_{it}) به‌عنوان نویز آماری نیز یاد می‌شود، که به‌طور مستقل و یکنواخت با میانگین صفر و وارایانس ثابت توزیع شده است. جزء خطای یک‌طرفه(u_{it}) که ناکارایی فنی(TIE) را اندازه‌گیری می‌کند که در زمان متغیر است. با توجه به اینکه زمان به‌عنوان یک متغیر مستقل درنظر گرفته می‌شود، بنابراین ناکارایی فنی روند تغییرات بهره‌وری را برآورد می‌کند. اگر σ_u^2 صفر باشد، مرز تولید را می‌توان به‌صورت زیر نوشت؛

$$q_{it} = f(x_{it}, \beta, t)e^{-u_{it}} \qquad \text{یا} \qquad (۳)$$

$$lnq_{it} = lnf(x_{it}, \beta, t) - u_{it}$$

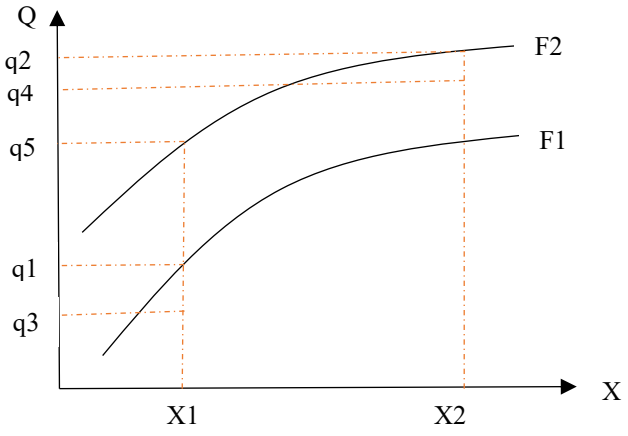
دیفرانسیل کامل مرتبه نخست معادله (۳) نسبت به زمان به قرار زیر است؛

$$\frac{\partial lnq}{\partial t} = \frac{\partial f(x, \beta, t)}{\partial t} + \sum \frac{\partial f(x, \beta, t)}{x_k} \cdot \frac{\partial x_k}{\partial t} - \frac{\partial u}{\partial t} \qquad (۴)$$

یا

$$\dot{q} = TC + \sum \epsilon_k \dot{x}_k + \dot{TE}$$

که ϵ کشش تولید نسبت به نهاده‌ها است. براساس معادله(۴)، رشد تولید$(\dot{q})$ به‌وسیله پیشرفت فنی یا تغییر فنی(TC)، تغییر نهاده‌ها یا کارایی مقیاس$(\sum \epsilon_k \dot{x}_k)$ و تغییر کارایی فنی$(\dot{TE})$ توضیح داده می‌شود. کارایی فنی(TE) عامل مهمی برای ارزیابی عملکرد شرکت است. بنگاهی که به حداکثر تولید با توجه به مقدار مشخصی از نهاده‌ها دست می‌یابد، از نظر فنی کارا است، و این یعنی روی مرز فعالیت می‌کند و وضعیت کارایی ۱۰۰ درصد است. در مقابل بنگاهی که پایین‌تر از مرز فعالیت می‌کند، از نظر فنی ناکارا است. از آنجا که هیچ بنگاهی قادر به فعالیت در بالای مرز نیست، بنابراین مقدار TE و TIE بین ۰ تا ۱ بوده و مجموع این آن‌ها برابر یک است $(T\ E + T\ IE = 1)$. تفاوت بین رشد تولید $(\dot{q})$ و رشد بهره‌وری کل عوامل تولید$(\dot{TFP})$ بیانگر اثرات مقیاس(SE) می‌باشد(کالیراجان و شاند[7]،۱۹۹۷). همچنین رشد بهره‌وری کل$(\dot{TFP})$ مجموع TC و $\dot{TE}$ خواهد بود.



نمودار ۱. تجزیه بهره‌وری کل عوامل تولید

منبع: محاسبات پژوهش

1. Krugman
2. Kumbhakar
3. Kumbhakar and Lovell
4. Wang
5. Kao
6. Galan
7. Kalirajan and Shand

در نمودار(۱)، F1 و F2 مرزهای تولید بنگاه و q1 و q2 به‌ترتیب تولید کل در دوره‌های ۱ و ۲ هستند و انتقال از F1 به F2 ناشی از پیشرفت فنی است. برای نمایش کارایی(TE)؛ فرض کنید بنگاه در مرز تولید فعالیت نمی‌کند، بنابراین تولید در دوره‌های زمانی ۱ و ۲ به‌ترتیب q3 و q4 خواهد بود؛ که در این‌صورت ناکارایی(TIE) دوره ۱ تفاوت q1 و q3 و ناکارایی(TIE) دوره ۲ اختلاف q2 و q4 خواهد بود. جهت نشان‌دادن تغییر فنی(TC)؛ فرض کنید اگر در دوره ۱ با نهاده موجود، بنگاه محصول بیشتری تولید کند، در این‌صورت مرز تولید به F2 جابه‌جا شده است که به‌معنای تغییر یا پیشرفت فنی است. به‌عنوان مثال، برای نهاده x1، اگر تولید دوره ۱ معادل q5 باشد، در این‌صورت پیشرفت یا تغییر فنی(TC) به اندازه فاصله q5 و q1 خواهد بود. با اندازه‌گیری سهم رشد نهاده از رشد تولید(تفاوت q2 و q5)، رشد تولید کل به‌صورت زیر تجزیه می‌گردد؛

$$\begin{aligned}\dot{q} &= (q4-q3) = (q1-q3)+(q5-q1)+(q4-q5)\\ &= (q1-q3)+(q5-q1)+(q4-q5+q2-q2)\\ &= (q1-q3)+(q5-q1)+(q2-q5)-(q2-q4)\\ &= [(q1-q3)-(q2-q4)]+(q5-q1)+(q2-q5)\\ &= \dot{TE}+TC+SE \end{aligned} \quad (۵)$$

همچنین براساس روش حسابداری رشد سولو، می‌توان رشد بهره‌وری کل را به‌صورت تفاضل رشد تولید از رشد وزنی عوامل تولید نیز برآورد کرد که از آن به‌عنوان پسماند سولو نیز یاد می‌شود؛

$$\dot{TFP} = \dot{q} - \sum \frac{p_k x_k}{q}\dot{x}_k = \dot{q} - \sum s_k \dot{x}_k \quad (۶)$$

که در آن p_k قیمت نهاده‌ها و q تولید یا ارزش افزوده کل و s_k سهم درآمدی عوامل تولید می‌باشد. با جایگذاری $\dot{q}$ از معادله(۴) در معادله(۶) داریم؛

$$\begin{aligned}\dot{TFP} &= TC + \sum \epsilon_k \dot{x}_k + \dot{TE} - \sum s_k \dot{x}_k\\ &= TC + \dot{TE} + (\epsilon - 1)\sum \tau_k \dot{x}_k + \sum (\tau_k - s_k)\dot{x}_k \end{aligned} \quad (۷)$$

که ϵ مجموع کشش نهاده‌های سرمایه و نیروی‌کار و بیانگر بازدهی نسبت به مقیاس است. اگر بازدهی مقیاس ثابت باشد، ϵ برابر یک خواهد بود. τ_k نیز کشش‌های نرمال‌شده هستند. جمله آخر معادله (۷) نشان‌دهنده کارایی تخصیصی است که به‌دلیل در دسترس نبودن اطلاعات هزینه، غیرقابل محاسبه است. با توجه به مطالعه کومباکار و همکاران (۲۰۰۰) و با فرض $\tau_k = s_k$، معادله (۷) به صورت زیر بازنویسی می‌شود؛

$$\dot{TFP} = TC + \dot{TE} + (\epsilon - 1)\sum \tau_k \dot{x}_k \quad (۸)$$

از معادله(۸) برای تجزیه رشد بهره‌وری کل عوامل تولید استفاده می‌گردد.

حسابداری رشد از جمله روش‌هایی است که محققان با آن به ارزیابی منابع رشد اقتصادی پرداخته‌اند. باند و جانسون[1](۱۹۹۵) و کروگر(۱۹۹۹) نشان دادند سهم درآمدی نیروی کار غیرماهر در آمریکا کاهش و از ۰/۱۲ به ۰/۰۶ رسیده، اما سهم نیروی کار ماهر افزایش یافته است. کلارک[2] (۲۰۰۱) دریافت سهم درآمدی زمین به‌عنوان عامل تولید در انگلستان در سال ۱۶۰۰ حدود ۲۵ درصد بوده است. آقیون و هوویت[3] (۲۰۰۷) نشان دادند بین ۳۰ تا ۷۰ درصد رشد تولید سرانه‌ی کشورهای OECD از طریق انباشت سرمایه فیزیکی حاصل شده است. شارما[4] و همکاران (۲۰۰۷) دریافتند پیشرفت تکنولوژیکی منبع اصلی رشد اقتصادی ۴۸ ایالت آمریکا بوده است. کاسلی و فیرر(۲۰۰۷) به این نتیجه رسیدند سهم درآمدی سرمایه تجدیدپذیر (سرمایه فیزیکی) اثر مثبت اما سهم سرمایه طبیعی (منابع طبیعی و زمین) اثر منفی بر رشد داشته‌اند. زولتا(۲۰۰۸) دریافت همگام با رشد اقتصادی، فناوری‌ها به سمت عوامل تولید تجدیدپذیر سوق یافته‌اند. والنتینی و هرندورف[5] (۲۰۰۸) نشان دادند سهم سرمایه در بخش‌های مختلف متفاوت است، به‌طوری‌که سهم سرمایه در بخش کشاورزی دو برابر ساختمان و ۵۰ درصد بیشتر از کل اقتصاد می‌باشد؛ آن‌ها دلیل این امر را سهم زیاد زمین دانسته‌اند. کالیو و همکاران(۲۰۱۲) نشان دادند سهم انباشت سرمایه فیزیکی از رشد اقتصادی کنیا ۷۱ درصد، سهم نیروی کار ۲۵ درصد و سهم TFP برابر ۴ درصد است. استورگیل (۲۰۱۲) دریافت سهم سرمایه فیزیکی از رشد در کشورهای مختلف بین ۰/۴۱-۰/۰۴، سهم سرمایه انسانی بین ۵۳-۰/۰۸، سهم سرمایه طبیعی بین ۰/۴۵-۰/۰۶ و سهم نیروی کار غیرماهر بین ۰/۴۹-۰/۱۳ می‌باشد. زولتا (۲۰۱۲) نشان داد سهم عوامل تولید ثابت نیستند و سهم سرمایه طی زمان در حال افزایش می‌باشد. زولتا و یانگ(۲۰۱۳) دریافتند سهم نیروی کار در صنایع تولیدی در حال کاهش است. کارابابونیس و نایمن[6] (۲۰۱۴)

1. Bound and Johnson
2. Clark
3. Aghion and Howitt
4. Sharma
5. Valentinyi and Herrendorf
6. Karabarbounis and Neiman

دریافتند کاهش قیمت‌های نسبی کالاهای سرمایه‌ای عامل اصلی کاهش سهم درآمدی نیروی کار و افزایش سهم درآمدی سرمایه می‌باشد. فنگ[1] و همکاران (۲۰۱۷) به این نتیجه رسیدند سهم عوامل تولید کلاسیک (نیروی کار و سرمایه) از رشد اقتصادی چین از ۷۰ درصد در سال ۲۰۰۱ به ۹۹ درصد در سال ۲۰۱۰ رسیده است. آلوارزکوادرادو[2] و همکاران (۲۰۱۷) نشان دادند سهم درآمدی نیروی کار در آمریکا به‌خصوص بخش صنایع کارخانه‌ای با کاهش همراه بوده است، که تفاوت در میزان تورش تغییرات فنی سرمایه میان بخش‌ها از دلایل مهم این تغییر می‌باشد.

در ایران نیز مطالعاتی با رویکرد حسابداری رشد انجام یافته است. کمیجانی و محمودزاده (۱۳۸۷) با حسابداری رشد اقتصادی ایران به این نتیجه رسیدند سهم سرمایه فیزیکی از رشد ۵۰ درصد، سهم نیروی کار ۴۰ درصد و سهم بهره‌وری کل عوامل تولید ۱۰ درصد می‌باشد. بهبودی و منتظری (۱۳۹۰) با استفاده از چارچوب حسابداری رشد دریافتند سهم سرمایه فیزیکی از تولید برابر ۶۲ درصد بوده است. همچنین نرخ رشد TFP ایران در این دوره ۰/۰۴ درصد می‌باشد. محمودزاده و همکاران(۱۳۹۴) نشان دادند سهم سرمایه فیزیکی از رشد ۳۶ درصد، سهم نیروی کار ۳۴ درصد، سهم فناوری ۳ درصد و سهم بهره‌وری کل عوامل ۲۷ درصد بوده است. میرزایی و بانوئی(۱۳۹۴) از طریق حسابداری رشد در استان‌های ایران دریافتند نرخ نیروی کار متخصص، سرمایه سرانه و ارزش افزوده صنایع با فناوری بالا و متوسط بیشترین اثر را بر رشد اقتصادی استان‌های کشور داشته‌اند. محمودزاده و فتح‌آبادی(۱۳۹۵) نشان دادند پیشرفت تکنولوژیکی تنها عامل پیشران TFP بوده و سه عامل دیگر یعنی کارایی فنی، اثرات مقیاس و کارایی تخصیصی باعث پسرفت بهره‌وری کل شده اند. صوفی‌مجیدپور و عیسی‌زاده(۱۳۹۶) دریافتند پیشرفت تکنولوژیکی و اثرات مقیاس اثر مثبت و کارایی تخصیصی و کارایی فنی اثر منفی بر بهره‌وری کل عوامل دارند. فتح‌آبادی و صوفی‌مجیدپور(۱۳۹۷) نشان دادند پیشرفت تکنولوژیکی عامل اصلی رشد مثبت بهره‌وری کل است.

این مقاله از دو جنبه دارای نوآوری است. نخست مطالعاتی که پیشتر با رویکرد داده‌های پانل و روش اثرات ثابت تابع تولید را برآورد کرده‌اند، عمدتا ناهمگنی میان مقاطع را مدنظر قرار نداده‌اند؛ در واقع روش اثرات ثابت صحیح نمایی به‌کار گرفته‌شده در این مقاله، ناهمگنی میان صنایع کارخانه‌ای استان‌ها را کنترل می‌کند. دوم، در بسیاری از مقالات از تابع تولید کاب داگلاس استفاده می‌شود که در آن کشش عوامل تولید ثابت است و این می‌تواند سهم نهاده‌ها از رشد اقتصادی را تحت‌تاثیر قرار دهد. در این مقاله از تابع تولید ترانسلوگ بهره گرفته شده است که در آن کشش عوامل تولید ثابت نیستند.

۳. داده‌ها و روش‌شناسی

۳-۱. داده‌ها

داده‌های مقاله از گزارشات طرح آمارگیری از کارگاه‌های صنعتی ۱۰ نفر کارکن و بیشتر منتشر شده به‌وسیله مرکز آمار ایران استخراج شده است. داده‌هایی برای صنایع کارخانه‌ای ۳۱ استان ایران در دوره ۱۳۹۸-۱۳۹۰ جمع‌آوری شد. در جدول(۱) متغیرهای تحقیق معرفی و نحوه اندازه‌گیری آن‌ها ارائه شده است.

جدول ۱. متغیرهای تحقیق و نحوه اندازگیری آنها

متغیر	شاخص	نحوه اندازه‌گیری
متغیر وابسته	ارزش افزوده صنعتی استان(y)	تعدیل شده با شاخص قیمت تولیدکننده بخش صنعت (ثابت ۱۳۹۰)، میلیون ریال
متغیرهای مستقل	موجودی سرمایه صنعتی استان(k)	محاسبه با روش موجودی دائمی (ثابت ۱۳۹۰)، میلیون ریال
	اشتغال صنعتی استان(L)	تعداد افراد شاغل در کارگاه‌های صنعتی ۱۰ نفر کارکن و بیشتر، نفر

منبع: محاسبات پژوهش

۳-۲. روش‌شناسی

با توجه به معادله(۱)، مدل مرزی تصادفی در قالب تابع ترانسلوگ به‌صورت زیر تصریح می‌شود؛

$$\begin{aligned} lnq_{it} = \alpha_0 &+ \sum \alpha_k \, lnx_{kit} + \alpha_t t \\ &+ \frac{1}{2}\sum\sum \beta_{kl} lnx_{jit} lnx_{kit} \\ &+ \frac{1}{2}\beta_t t^2 \\ &+ \sum t\beta_{tk} lnx_{kit} + v_{it} - u_{it} \end{aligned} \qquad (۹)$$

که q_{it} ارزش افزوده صنعتی استان، x نهاده‌های تولید شامل نیروی‌کار و موجودی سرمایه و t نشان‌دهنده روند زمانی است. v_{it} و u_{it} جملات خطای مدل هستند. u_{it} تحت کنترل بنگاه بوده و کارایی فنی را تحت‌تاثیر قرار می‌دهد؛ درحالی‌که v_{it} در کنترل بنگاه نبوده و تصادفی است. با توجه به مطالعه باتسی و کولی[3](۱۹۹۲)، از یک تابع نمایی در زمان برای مدل‌سازی جمله خطای u_{it} استفاده می‌شود؛

1. Feng
2. Alvarez-Cuadrado
3. Battese and Coelli

$$u_{it} = \lambda_t u_i = u_i e^{-\lambda(t-T)} \quad (۱۰)$$

که λ پارامتر مجهول بوده و بیانگر تغییر در u_{it} استان i در آخرین سال است، که تمام ناکارایی‌های فنی بنگاه را قبل از زمان T اندازه‌گیری می‌کند. اگر λ مثبت باشد، به‌معنای افزایش سطح کارایی بوده؛ و اگر λ منفی باشد، نشان‌دهنده کاهش سطح کارایی است. در نهایت اگر λ صفر باشد، یعنی ناکارایی فنی(TIE)، در زمان تغییر نمی‌کند. در این مقاله، برای تجزیه و تحلیل بهره‌وری کل و اجزای آن، فرم تابعی به شکل زیر تصریح شده است؛

$$lnq_{it} = \alpha_0 + \alpha_t t + \alpha_k lnk_{it} + \alpha_l lnl_{it} + \frac{1}{2}\beta_{tt}t^2 + \frac{1}{2}\beta_{kk}(lnk_{it})^2 + \frac{1}{2}\beta_{ll}(lnl_{it})^2 + \beta_{kl}\, lnk_{it}.lnl_{it} + \beta_{kt}\, lnk_{it}.t + \beta_{lt} lnl_{it}.t + v_{it} - u_{it} \quad (۱۱)$$

بعد از برآورد معادله(۱۱)، کارایی فنی(TE) به‌صورت نسبت تولید محقق‌شده به تولید بالقوه(تولید روی مرز) محاسبه می‌شود. در نتیجه، کارایی فنی استان i در دوره t به‌صورت زیر برآورد می‌شود؛

$$\boldsymbol{TE_{it} = e^{-u_{it}}} \quad (۱۲)$$

با توجه به چارچوب نظری، پیشرفت یا تغییر فنی(TC) و اثرات مقیاس(SE) برای استان i در دوره t به شکل زیر برآورد می‌شود؛

$$TC_{it} = \frac{\partial lnq_{it}}{\partial t} = \alpha_t + \beta_{tt}t + \beta_{kt}\,(lnk_{it}) + \beta_{lt}\,(lnl_{it}) \quad (۱۳)$$

$$SE = \dot{q} - (TC + \dot{TE}) \quad (۱۴)$$

در ابتدا جوندرو[1] و همکاران(۱۹۸۲) از مُد یا میانگین برای تخمین نقطه‌ای از u_{it} استفاده کردند. سپس، باتسی و کولی(۱۹۹۵) رویکرد تحلیل مرزی را برای تطبیق بهتر با داده‌های پانل پیشنهاد نموده و از روش تخمین همزمان تک‌مرحله‌ای استفاده کردند که در آن متغیرهای مستقل به‌طور مستقیم در جمله خطای ناکارایی وجود دارند. در این مقاله، برای برآورد معادله(۱۱) از روش اثرات ثابت صحیح نمایی(ETFE) ارائه‌شده توسط گرین[2](۲۰۰۵) استفاده شده است. این روش از مزیت‌هایی در مقایسه با سایر مدل‌های قبلی برخوردار می‌باشد.

مدل‌های باتسی و کولی(۱۹۹۲ و ۱۹۹۵) قادر به تفکیک «ناهمگنی مشاهده نشده خاص بنگاه و ثابت در زمان»[3] از «ناکارایی متغیر در زمان»[4] نبودند که منجر به برآوردهای تورش‌دار ناکارایی می‌گردید. اثر ناکارایی و اثر خاص بنگاه ثابت در زمان باید به‌صورت جداگانه در هنگام تخمین مدل‌ها کنترل شوند. اگر ناهمگنی خاص بنگاه به درستی تفکیک نشوند، برآورد ناکارایی می‌تواند هم شامل ناکارایی و هم ناهمگنی خاص بنگاه باشد. بنابراین، زمانی که مدل‌ها قادر به تخمین اثرات انفرادی در کنار اثرات ناکارایی نیستند، انجام تحقیقات تجربی دشوار خواهد بود. روش اثرات ثابت صحیح نمایی (ETFE) کارایی فنی را با جداسازی جمله ناکارایی(که در زمان تغییر می‌کند) از ناهمگنی خاص بنگاه برآورد می‌نماید. روش ETFE یک مدل پانل اثرات ثابت متعارف با جمله خطای یک‌طرفه است(میانگین جمله خطا تابعی از u_{it} است). علاوه بر این، روش تخمین حداکثر درستنمایی برای برآورد تابع تولید ترانسلوگ به‌کار گرفته می‌شود. همچنین برای کنترل ناهمگنی در مدل از متغیرهای مجازی استفاده می‌گردد.

٤. نتایج

هدف اصلی این مقاله تجزیه بهره‌وری کل عوامل تولید در صنایع کارخانه‌ای استان‌های ایران است. در مرحله نخست کارایی فنی صنایع کارخانه‌ای برای ۳۱ استان ایران در دوره ۹۸-۱۳۹۰ با روش اثرات ثابت صحیح نمایی(ETFE) و بهره‌گیری از نرم‌افزار استاتا ۱۷ برآورد شده است(جدول ۲). برای برآورد کارایی در مدل مرزی تصادفی از یک رویکرد دو مرحله‌ای استفاده می‌شود. در مرحله نخست، پارامترهای تابع تولید ترانسلوگ با حداکثر نمودن تابع $Log\ Likelihood$ برآورد می‌شوند؛ در مرحله دوم، تخمین نقطه‌ای ناکارایی از طریق میانگین(یا میانه) توزیع شرطی خطاها انجام می‌گیرد.

1. Jondrow
2. Greene
3. time-invariant and unit-specific unobserved heterogeneity
4. time-varying inefficiency

جدول ۲. برآورد تابع تولید ترانسلوگ با روش اثرات ثابت صحیح نمایی(ETFE)

متغیرها	ضریب	انحراف معیار	آماره z	سطح معناداری
موجودی سرمایه	۰/۸۹	۰/۱۹	۴/۶۶	۰/۰۰
اشتغال	۰/۴۱	۰/۳۷	۱/۲۲	۰/۲۶
روند زمانی	−۰/۰۶	۰/۰۴	−۱/۳۲	۰/۱۹
مجذور موجودی سرمایه	۰/۰۲	۰/۰۱	۱/۷	۰/۰۹
مجذور اشتغال	۰/۰۵	۰/۰۲	۲/۱	۰/۰۴
مجذور روند زمانی	۰/۰۱	۰/۰۰۱	۹/۱۲	۰/۰۰
موجودی سرمایه×اشتغال	−۰/۰۸	۰/۰۳	−۲/۷۷	۰/۰۰۶
موجودی سرمایه×روند زمانی	−۰/۰۱	۰/۰۰۵	−۲/۰۴	۰/۰۴
اشتغال×روند زمانی	۰/۰۲	۰/۰۰۶	۲/۸۶	۰/۰۰۴
σ_u	۰/۰۴۹	۰/۰۰۹	۵/۶۲	۰/۰۰
σ_v	۰/۰۳۶	۰/۰۰۶	۵/۷۱	۰/۰۰
λ	۱/۳۵	۰/۰۱	۹۲/۸	۰/۰۰
$Log\ Likelihood$	۴۰۲/۳			
$Wald\ Chi^2(9)$	۳۱۲۲۳/۵			
$Prob > Chi^2$	۰/۰۰			
تعداد مشاهدات	۲۷۹			

تمام متغیرها به صورت لگاریتمی هستند.

منبع: محاسبات پژوهش

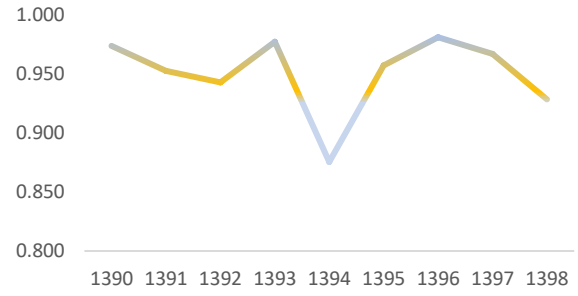
بعد از برآورد کارایی فنی، در ادامه سایر اجزای بهره‌وری کل عوامل برآورد می‌شوند. برای برآورد تغییر یا پیشرفت فنی(TC) از تابع تولید ترانسلوگ نسبت به متغیر روند زمانی مشتق جزئی گرفته شده است. همچنین جهت محاسبه اثرات مقیاس(SE)، معادله(۱۴) به‌کار رفته است. خلاصه نتایج در جدول(۳) آمده است. میانگین رشد بهره‌وری کل صنایع کارخانه‌ای استان‌های ایران به پیشرفت فنی، تغییرات کارایی فنی و تغییر کارایی مقیاس تجزیه شد. میانگین رشد TFP بین سال‌های ۱۳۹۰ و ۱۳۹۸ به‌طور متوسط ۳۱/۱ درصد بوده است که شامل ۲/۸− درصد پیشرفت فنی، ۰/۵۷− درصد تغییر کارایی فنی و ۳۴/۵ درصد اثرات مقیاس است.

جدول ۳. آمار توصیفی اجزای بهره‌وری کل عوامل تولید صنایع کارخانه‌ای استان‌های ایران، ۹۸-۱۳۹۰، درصد

شاخص	میانگین	انحراف معیار	حداکثر	حداقل	مشاهدات
پیشرفت فنی	−۲/۸	۲/۲	۲/۳	−۷/۸	۲۷۹
تغییر کارایی فنی	−۰/۵۷	۵/۷	۱۴/۵	−۱۶/۹	۲۴۸
اثرات مقیاس	۳۴/۵	۳۸/۶	۲۶۹/۸	−۴۷/۹	۲۴۸
رشد بهره‌وری کل عوامل تولید	۳۱/۱	۳۹/۹	۲۷۹/۴	−۵۱/۱	۲۴۸

منبع: محاسبات پژوهش

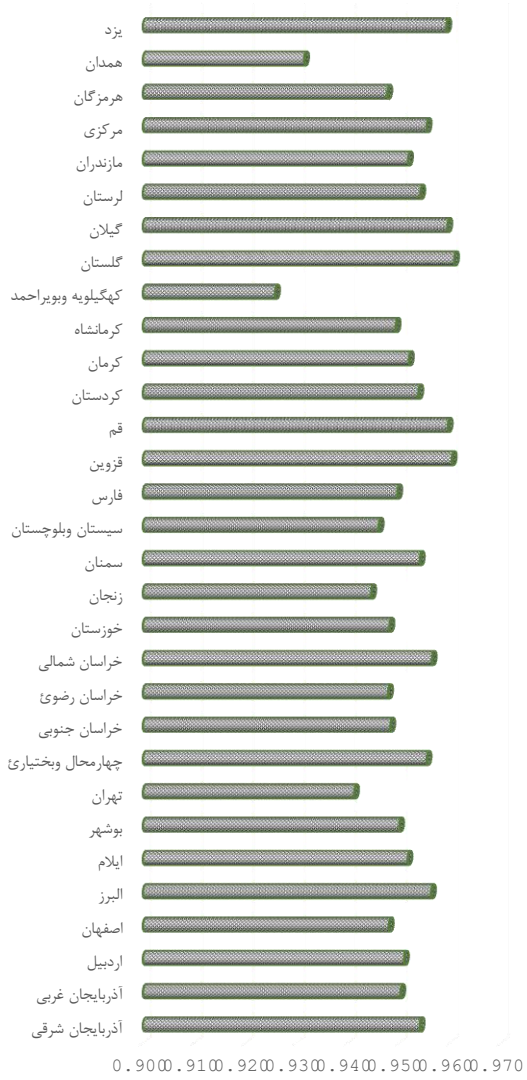
نتایج نشان می‌دهد عامل اصلی رشد اقتصادی صنایع کارخانه‌ای اثرات مقیاس بوده است که همان سهم رشد نهاده‌های کلاسیک تولید یعنی نیروی کار و موجودی سرمایه بوده است. در مقابل پیشرفت فنی و تغییر کارایی فنی سبب پسرفت رشد اقتصادی صنایع کارخانه‌ای در دوره ۹۸-۱۳۹۰ گردیده است.



نمودار ۲. میانگین کارایی فنی صنایع کارخانه‌ای استان‌های ایران، ۹۸-۱۳۹۰
منبع: محاسبات پژوهش

بیشترین رشد پیشرفت فنی مربوط به استان تهران در سال ۱۳۹۸ با ۲/۳ درصد رشد و بیشترین رشد تغییر کارایی فنی، کارایی مقیاس و رشد بهره‌وری کل عوامل مربوط به کهگیلویه و بویراحمد در سال ۱۳۹۳ بوده که به‌ترتیب ۱۴/۵، ۲۶۹/۸ و ۲۷۹/۴ درصد رشد را تجربه نموده است. در مقابل کمترین رشد پیشرفت فنی مربوط به استان بوشهر در سال ۱۳۹۱ با ۷/۸- درصد رشد و کمترین رشد تغییر کارایی فنی(سال ۱۳۹۸)، کارایی مقیاس(سال ۱۳۹۵) و رشد TFP (سال ۱۳۹۵) به‌ترتیب با ۱۶/۹-، ۴۷/۹- و ۵۱/۱- درصد رشد در استان کهگیلویه و بویراحمد رخ داده است. نمودار(۲) نشان‌دهنده میانگین کارایی فنی سالانه صنایع کارخانه‌ای ایران است. میانگین کارایی فنی برآورد شده ۰/۹۵۱ است که بیان می‌دارد صنایع کارخانه‌ای با ۹۵ درصد توان تولید بالقوه خود فعالیت می‌کنند. کمترین کارایی فنی به سال ۱۳۹۴ اختصاص دارد که در آن صنایع کارخانه‌ای کارایی ۸۷/۶ درصدی را به خود اختصاص داده‌اند.

میانگین کارایی فنی استان‌های ایران نشان می‌دهد استان‌هایی مانند گلستان، قزوین، یزد و البرز دارای امتیاز کارایی حدود ۹۶ درصد هستند. در مقابل استان‌های کهگیلویه و بویراحمد، همدان و تهران به‌ترتیب با ۹۲/۶، ۹۳/۱ و ۹۴/۱ درصد پایین‌ترین کارایی‌ها را در دوره ۹۸-۱۳۹۰ دارا بوده‌اند.



نمودار ۳. میانگین کارایی فنی صنایع کارخانه‌ای، استان‌های ایران
منبع: محاسبات پژوهش

رشد TFP به همراه اجزای تشکیل‌دهنده آن در جدول(۴) نشان داده شده است. نرخ رشد بهره‌وری کل عوامل در تمامی استان‌ها مثبت بوده که عامل اصلی آن اثرات مقیاس است. بیشترین رشد بهره‌وری کل عوامل را استان‌های اردبیل، کردستان و هرمزگان دارا بوده‌اند که به‌ترتیب ۵۴/۴۱، ۴۳/۳۸ و ۴۳/۷۶ درصد رشد داشته‌اند. در مقابل کمترین رشد بهره‌وری کل عوامل را استان‌های تهران، سیستان و بلوچستان و مازندران به‌ترتیب با ۱۹/۷۳، ۲۰/۵۳ و ۲۳/۷۳ درصد تجربه نموده‌اند.

در میان اجزای رشد بهره‌وری کل عوامل تولید، پیشرفت فنی در همه استان‌ها در دوره مورد بررسی رشد منفی داشته‌اند. در این

میان استان‌های تهران، خراسان رضوی و اصفهان به‌ترتیب با ۰/۷۸-، ۱/۴۳- و ۱/۵۵- درصد کمترین رشد منفی را در پیشرفت فنی و استان‌های بوشهر، ایلام و هرمزگان به‌ترتیب با ۵/۱۳-، ۴/۴۴- و ۴/۰۶- درصد بیشترین رشد منفی را در پیشرفت فنی به خود اختصاص داده‌اند. جزء دوم رشد بهره‌وری کل عوامل، تغییر کارایی فنی است؛ که بیشتر استان‌ها در زمینه خوب عمل نکرده‌اند. از ۳۱ استان تنها در استان‌های اردبیل، البرز، زنجان و گیلان تغییر کارایی فنی از رشد مثبت برخوردار بوده است. در میان ۲۷ استانی که رشد تغییر کارایی فنی در آن‌ها منفی بوده، استان‌های کهگیلویه وبویراحمد، سیستان و بلوچستان و ایلام بدترین وضعیت را داشته‌اند.

جدول ٤. تجزیه بهره‌وری کل عوامل تولید در صنایع کارخانه‌ای استان‌های ایران؛ درصد

استان	پیشرفت فنی		تغییر کارایی فنی		اثرات مقیاس		TFP	
	میانگین	انحراف معیار	میانگین	انحراف معیار	میانگین	انحراف معیار	میانگین	انحراف معیار
آذربایجان شرقی	-۱/۸۴	۲/۱۸	-۰/۴۲	۶/۵	۳۰/۱۹	۱۷/۱۹	۲۸/۳۲	۱۹/۱۴
آذربایجان غربی	-۲/۳۹	۲/۱	-۰/۷۶	۷/۴۹	۲۷/۵۳	۲۷/۴۸	۲۴/۷۴	۳۰/۴۶
اردبیل	-۳/۳	۱/۹۴	۰/۲۲	۶/۲۱	۵۷/۱۶	۷۹/۱۱	۵۴/۴۱	۸۰/۸۳
اصفهان	-۱/۵۵	۲/۱۱	-۰/۴۳	۷/۷۷	۲۶/۸۲	۲۲/۵۸	۲۵/۲۲	۲۶/۶۱
البرز	-۱/۷۷	۲/۱۳	۰/۰۵	۴/۸۶	۳۴/۴۲	۲۷/۶۶	۳۳/۰۷	۲۸/۹۱
ایلام	-۴/۴۴	۲/۲۹	-۱/۵۵	۵/۳۵	۳۷/۰۱	۵۰/۳۲	۳۱/۳۸	۴۹/۴۳
بوشهر	-۵/۱۳	۲/۱۹	-۰/۲۳	۶/۶۲	۴۰/۳۷	۲۹/۳	۳۵/۳۷	۳۰/۲۶
تهران	-۰/۷۸	۲/۲۱	-۱/۴۲	۶/۱	۲۱/۵۵	۱۸/۳۸	۱۹/۷۳	۲۱/۷۶
چهارمحال وبختیاری	-۳/۳۸	۱/۹۱	-۰/۱۳	۴/۷۸	۳۷/۹۹	۳۵/۷۶	۳۴/۸۱	۳۵/۴۲
خراسان جنوبی	-۳/۴۴	۲/۱	-۱/۰۴	۵/۳۴	۳۰/۳۳	۲۶/۹۸	۲۶/۱۹	۲۶/۹۸
خراسان رضوی	-۱/۴۳	۲/۱۵	-۰/۵۲	۶/۳۸	۲۷/۱۸	۲۴/۸۷	۲۵/۶۱	۲۸/۴۸
خراسان شمالی	-۳/۸۹	۲/۱۱	-۰/۳۷	۵/۲۹	۳۸/۷۵	۴۶/۷۸	۳۴/۸۵	۴۷/۰۲
خوزستان	-۳/۰۵	۲/۱۶	-۰/۷۹	۷/۵۲	۲۹/۱۵	۲۷/۹۲	۲۵/۶۵	۲۹/۹۶
زنجان	-۲/۸۲	۱/۹۶	۰/۱۴	۵/۶۹	۳۷/۸۶	۱۷/۲۷	۳۵/۵۲	۱۶/۲۳
سمنان	-۲/۳۵	۲/۰۶	-۰/۱۴	۵/۷۸	۳۵/۰۳	۳۶/۸۷	۳۲/۹۲	۳۹/۵۲
سیستان وبلوچستان	-۳/۲۶	۲/۳۲	-۱/۹۲	۶/۶۲	۲۵/۳۳	۱۸/۷۲	۲۰/۵۳	۱۷/۶۱
فارس	-۲/۳۶	۲/۲۶	-۰/۸۱	۶/۶۱	۲۸/۱۹	۲۵/۹۴	۲۵/۳۹	۲۷/۵۴
قزوین	-۲/۱۲	۲/۲	-۰/۲۷	۳/۳۱	۲۸/۸۹	۲۲/۹۶	۲۶/۸۴	۲۲/۵۹
قم	-۲/۳	۲/۱۴	-۰/۱۸	۴/۹۹	۳۵/۱۱	۲۵/۳	۳۲/۹۹	۲۵/۵۵
کردستان	-۳/۳۵	۲/۱	-۰/۰۴	۷/۱	۵۱/۴۳	۶۹/۹۴	۴۸/۳۸	۷۲/۶۹
کرمان	-۳/۳۴	۲/۲۵	-۰/۵۷	۵/۸۹	۴۱/۵۹	۵۹/۵۲	۳۸/۰۶	۵۹/۶۳
کرمانشاه	-۳/۵۸	۲/۲۶	-۰/۳۹	۵/۶۶	۳۳/۴۳	۴۵/۶۵	۲۹/۸۷	۴۷/۲۲
کهگیلویه وبویراحمد	-۳/۷۹	۲/۱۷	-۲/۴۲	۹/۲۸	۴۲/۲۲	۹۶/۶۹	۳۶/۴	۱۰۳/۱۲
گلستان	-۲/۸	۱/۹۹	-۰/۰۷	۳/۹۱	۳۷/۴۴	۳۳/۷۹	۳۴/۹	۳۳/۶۹
گیلان	-۲/۲۵	۲/۰۴	۰/۰۲	۴/۴	۳۴/۸۶	۳۰/۱۷	۳۲/۹۷	۳۰/۸۵
لرستان	-۳/۲	۲/۰۲	-۰/۴۳	۴/۹۴	۳۲/۹۲	۳۳/۳۹	۲۹/۶۴	۳۳/۳۷
مازندران	-۱/۸۷	۲/۱۶	-۱/۰۱	۵/۰۳	۲۶/۲۴	۱۵/۷۱	۲۳/۷۳	۱۵/۲
مرکزی	-۲/۳۹	۲/۰۹	-۰/۴۳	۴/۴۸	۲۹/۹۱	۲۱/۷۹	۲۷/۴۴	۲۱/۷۵
هرمزگان	-۴/۰۶	۲/۲۹	-۰/۴	۷/۶۷	۴۷/۸۹	۵۳/۸۹	۴۳/۷۶	۵۵/۷۸
همدان	-۲/۸۷	۱/۹۶	-۱/۰۱	۸/۰۴	۲۹/۱۳	۳۹/۴۱	۲۵/۶	۴۲/۶۷
یزد	-۲/۳۳	۲/۱۵	-۰/۲۴	۴/۳۴	۳۲/۴۷	۲۴/۹۵	۳۰/۲۷	۲۵/۸۵

منبع: محاسبات پژوهش

رشد TFP و اجزای آن در جدول(۵) نشان داده شده است. در سال ۱۳۹۱، نرخ رشد بهره‌وری کل عوامل تولید ۲۹/۹۲ درصد رشد داشته است که شامل ۵/۲۸- درصد پیشرفت فنی، ۲/۱۲- درصد تغییر کارایی فنی و ۳۹/۰۶ درصد اثرات مقیاس است. رشد TFP در ابتدا افزایش می‌یابد و از ۲۹/۹۲ درصد در سال ۱۳۹۱ به ۳۶/۳۷ درصد در سال ۱۳۹۲ افزایش می‌یابد و سپس در سال‌های ۱۳۹۳ و ۱۳۹۴ با کاهش همراه بوده که در این دو سال TFP به‌ترتیب ۱۷/۶۲ درصد و ۲/۲۵ درصد رشد را تجربه نموده است. در واقع کمترین رشد بهره‌وری کل عوامل تولید صنایع کارخانه‌ای در سال ۱۳۹۴ بوده است. از سال ۱۳۹۵ تا ۱۳۹۸ رشد بهره‌وری کل دوباره روند صعودی داشته و از ۱۷/۰۶ درصد در سال ۱۳۹۵ به ۶۳/۸۴ درصد در سال ۱۳۹۸ رسیده است. در میان اجزای بهره‌وری کل، اگرچه پیشرفت فنی در تمامی سال‌ها رشد منفی داشته است، اما روند آن در دوره مورد بررسی با بهبود همراه بوده است. رشد پیشرفت فنی در سال ۱۳۹۱ حدود ۵/۲۸- درصد بوده که این رقم در سال ۱۳۹۸ به ۰/۰۲- درصد کاهش یافته است که این نشان از بهبود وضعیت پیشرفت فنی در صنایع کارخانه‌ای ایران در این دوره دارد.

جدول ۵. تجزیه بهره‌وری کل عوامل تولید در صنایع کارخانه‌ای در سال‌های ۹۸-۱۳۹۱؛ درصد

سال	پیشرفت فنی		تغییر کارایی فنی		کارایی مقیاس		TFP	
	میانگین	انحراف معیار	میانگین	انحراف معیار	میانگین	انحراف معیار	میانگین	انحراف معیار
۱۳۹۱	-۵/۲۸	۱/۰۰۴	-۲/۱۲	۱/۷۳	۳۹/۰۶	۳۳/۴۲	۲۹/۹۲	۳۵/۷۲
۱۳۹۲	-۴/۶۱	۱/۰۰۵	-۰/۹۸	۲/۱۵	۴۳/۵۵	۲۲/۶۴	۳۶/۳۷	۲۵/۷۶
۱۳۹۳	-۳/۶۷	۰/۹۸	۳/۴۴	۲/۵۶	۱۸/۱۸	۴۹/۷۳	۱۷/۶۲	۵۲/۰۲
۱۳۹۴	-۲/۷۴	۰/۹۵	-۱۰/۱۸	۲/۷۹	۱۵/۷۱	۱۸/۶۳	۲/۲۵	۲۰/۴۹
۱۳۹۵	-۱/۸۴	۰/۹۳	۸/۱۷	۲/۹۴	۱۱/۷۶	۲۲/۰۹	۱۷/۰۶	۲۴/۵۸
۱۳۹۶	-۰/۹۸	۰/۹۴	۲/۳۹	۱/۷۸	۲۰/۲۸	۱۸/۵۹	۲۱/۰۹	۲۰/۳۲
۱۳۹۷	-۰/۵۳	۰/۹۷	-۱/۳۹	۱/۵۵	۵۷/۷۲	۲۵/۹۵	۵۳/۳۲	۲۹/۷۳
۱۳۹۸	-۰/۰۲	۰/۹۷	-۳/۸۵	۴/۴۴	۶۹/۴۵	۵۵/۰۹	۶۳/۸۴	۵۹/۸۴

منبع: محاسبات پژوهش

جزء دیگر رشد بهره‌وری کل عوامل یعنی تغییر کارایی فنی وضعیت کاملا نوسانی دارد. رشد تغییر کارایی فنی صنایع کارخانه‌ای در سال‌های ۱۳۹۱ و ۱۳۹۲ منفی و به‌ترتیب حدود ۲/۱۲- و ۰/۹۸- درصد بوده است. در سال ۱۳۹۳ تغییر کارایی فنی ۳/۴۴ درصد رشد مثبت را تجربه نموده است. در سال ۱۳۹۴ دوباره رشد منفی را و قابل توجه ۱۰/۱۸- درصد را دارا بوده است. در سال‌های ۱۳۹۵ و ۱۳۹۶ دوباره رشد تغییر کارایی دوباره مثبت و در سال‌های ۱۳۹۷ و ۱۳۹۸ مجدد منفی بوده است.

اثرات مقیاس علت اصلی رشد اقتصادی صنایع کارخانه‌ای ایران در دوره مورد بررسی بوده است، که در واقع اثرات نهاده‌های کلاسیک رشد یعنی نیروی کار و موجودی سرمایه را اندازه‌گیری می‌کند. بیشترین کارایی مقیاس در سال ۱۳۹۸ با رشد ۶۹/۴۵ درصد و کمترین در سال ۱۳۹۵ با رشد ۱۱/۹۵ درصد رخ داده است.

۵. بحث و نتیجه‌گیری

بهبود بهره‌وری صنایع کارخانه‌ای از جمله عوامل کلیدی رشد اقتصادی پایدار در کشورهای درحال توسعه است. در این مقاله با استفاده از یک مدل مرزی تولید تصادفی، رشد بهره‌وری کل عوامل تولید صنایع کارخانه‌ای در ۳۱ استان ایران در دوره ۹۸-۱۳۹۰ اندازه‌گیری شد. رشد بهره‌وری کل عوامل تولید به پیشرفت فنی، تغییر کارایی فنی و اثرات مقیاس تجزیه گردید. نتایج نشان داد رشد بهره‌وری کل عوامل صنایع کارخانه‌ای ایران در کل دوره مثبت بوده است. رشد کارایی مقیاس سهم قابل‌توجهی در رشد TFP صنایع کارخانه‌ای استان‌های ایران داشته است. اما دو جزء دیگر نه تنها سهم زیادی در رشد بهره‌وری نداشته‌اند، که حتی باعث کاهش آن نیز شده‌اند. نتایج این مقاله با مطالعات آقیون و هیوویت (۲۰۰۷)، فنگ و همکاران (۲۰۱۷)، محمودزاده و همکاران (۱۳۹۴) و محمودزاده و فتح آبادی (۱۳۹۵) همسو بوده و با مطالعات صوفی‌مجیدپور و عیسی‌زاده(۱۳۹۶) و دشتی و همکاران (۱۳۹۸) در تناقض است.

همان‌طور که در متن مقاله بیان شد شد، اثرات مقیاس به دو دلیل رخ می‌دهد، یکی رشد نهاده‌های کلاسیک تولید یعنی نیروی‌کار و سرمایه و دیگری کشش‌های این دو نهاده. کشش نیروی‌کار و سرمایه در دوره مورد بررسی چندان تغییر نکرده‌اند، اما متوسط رشد موجودی سرمایه و نیروی‌کار به‌ترتیب در دوره مورد بررسی به‌ترتیب ۴۰/۹ و ۱/۸ درصد بوده است. بنابراین دور از انتظار نیست که با توجه به رشد نیروی کار و سرمایه و اینکه عوامل اصلی رشد هستند، اثرات مقیاس باعث افزایش رشد شده باشد. نکته‌ای که وجود دارد اینکه نتایج اثرات مقیاس در استان‌ها متفاوت است. به‌عنوان مثال استان تهران دارای کمترین و اردبیل دارای بیشترین اثرات مقیاس در میان تمامی استان‌ها می‌باشند. علت این امر به میزان رشد نهاده‌های تولید یعنی نیروی کار و سرمایه برمی‌گردد. در سایر استان‌ها نیز همین موضوع مشاهده می‌شود.

نتیجه دیگر مقاله این است که در تمامی استان‌ها رشد پیشرفت فنی منفی بوده است. پیشرفت فنی به کشف روش‌های جدید و بهبودیافته در فرایند تولید کالا اشاره دارد. تغییرات فنی منجر به افزایش بهره‌وری نیروی کار، سرمایه و سایر عوامل تولید می‌شود. در واقع تغییر فنی شامل اختراع فناوری‌ها و انتشار آن‌ها از طریق تحقیق و توسعه، بهبود مستمر فناوری‌ها و انتشار فناوری‌ها در صنعت است. با نگاهی به آمار مخارج تحقیق و توسعه صنایع کارخانه‌ای ایران به‌عنوان یکی از پیشران‌های مهم بهره‌وری درمی‌یابیم وضعیت چندان مساعد نیست. سهم مخارج تحقیق و توسعه از کل ارزش فروش در سال ۱۳۸۱ تنها ۰/۰۸ درصد بوده است و وقتی به وضعیت بغرنج آن پی می‌بریم که در سال ۱۳۹۸ سهم آن به ۰/۰۴ درصد کاهش یافته است. این درحالی است که در صنعت کارخانه‌ای آمریکا سهم تحقیق و توسعه از کل ارزش فروش در سال ۲۰۲۰ حدود ۱/۲ درصد بوده است. بنابراین با توجه به این سرمایه‌گذاری ناچیز در تحقیق و توسعه توسط صنایع کارخانه‌ای ایران و همچنین روند نزولی آن در دو دهه گذشته، نمی‌توان انتظار داشت پیشرفت فنی در این صنعت رخ دهد. علاوه‌بر این تغییر کارایی فنی نیز منفی بوده و در تمامی سال‌های مورد بررسی همواره پایین‌تر از سطح مطلوب خود فعالیت کرده‌اند(نمودار ۲). با توجه تغییر منفی کارایی فنی می‌توان بیان داشت در واقع صنایع کارخانه‌ای ایران اتلاف منابع تولید مانند مواد اولیه، انرژی و زمان رخ داده است. در این‌خصوص فقط به ارائه یک آمار بسنده می‌کنیم. شدت انرژی (نسبت سوخت مصرفی به تولید) در صنایع کارخانه‌ای ایران در سال ۱۳۸۱ حدود ۱۰/۹ بوده است که بیان می‌دارد در این سال به ازای هر واحد تولید معادل ۱۰/۹ میلیون ریال سوخت مصرف شده است. حال نکته قابل توجه این است که در سال ۱۳۹۸ این نسبت به ۱۳/۹ افزایش یافته است. همین موضوع نشان می‌دهند که صنایع کارخانه‌ای ایران در این سال‌ها نه‌تنها به سمت مرز کارایی حرکت نکرده‌اند، بلکه حتی از آن دور هم شده‌اند.

نظر به یافته‌های مقاله، به نظر می‌رسد صنایع کارخانه‌ای نیازمند به‌کارگیری فناوری‌های پیشرفته به همراه تخصیص دوباره منابع می‌باشند. همچنین با توجه به اینکه اثرات مقیاس سهم عمده‌ای در رشد تولید صنایع کارخانه‌ای دارد، تقویت مهارت‌های مدیریتی و ترویج استفاده کارآمد از نهاده‌های موجود می‌تواند به تداوم و بهبود کارایی مقیاس کمک کند. در این راستا برنامه‌های سیاستی در جهت بهبود کارایی و رشد اقتصادی باید با درنظر گرفتن نابرابری‌های منطقه‌ای اتخاذ شوند. این امر برای کارگاه‌های صنعتی در استان‌های مختلف مفید خواهد بود تا کاراتر عمل کرده و ازنظر بهره‌وری همگرا شوند.

منابع

بهبودی، داود؛ منتظری شورکچالی، جلال (۱۳۹۰). بررسی بهره‌وری کل عوامل در ایران در چارچوب حسابداری رشد (۸۷-۱۳۴۵)، فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، ۳، ۷۱-۴۹.

فتح‌آبادی، مهدی؛ صوفی مجیدپور، مسعود (۱۳۹۷). آموزش عالی, کارایی فنی و تغییرات بهره‌وری کل؛ شواهدی از صنایع تولیدی ایران. پژوهش و برنامه‌ریزی در آموزش عالی, ۲۴(۲), ۲۷-۵۱.

کمیجانی، اکبر؛ محمودزاده، محمود (۱۳۸۷). نقش فناوری اطلاعات و ارتباطات در رشد اقتصادی ایران (رهیافت حسابداری رشد)، پژوهشنامه اقتصادی، ۲(۲۹)، ۱۰۷-۷۵.

محمودزاده، محمود؛ فتح‌آبادی، مهدی (۱۳۹۵). عوامل پیشران بهره‌وری کل عوامل تولید در صنایع تولیدی ایران، فصلنامه تحقیقات مدلسازی، ۲۶، ۱۶۵-۱۴۱.

محمودزاده، محمود؛ موسوی، میرحسین؛ پاک‌نهاد، فرزاد (۱۳۹۴). حسابداری رشد ارزش افزوده در صنایع تولیدی ایران با تاکید بر فناوری اطلاعات، فصلنامه مدلسازی اقتصادی، ۴(۳۲)، ۶۴-۴۱.

مرکز آمار ایران، طرح آمارگیری از کارگاه‌های صنعتی ۱۰ نفر کارکن و بیشتر، سال‌های مختلف.

References

Abramovitz, M. (1956). Resource and output trends in the United States since 1870. In Resource and output trends in the United States since 1870 (pp. 1-23). NBER.

Aghion, Philippe, and Peter Howitt. (1992). A Model of Growth Through Creative Destruction. Econometrica 60, (2), 323-351.

Aigner, D., Lovell, C. K., & Schmidt, P. (1977). Formulation and estimation of stochastic frontier production function models. Journal of econometrics, 6(1), 21-37.

Alvarez-Cuadrado, F., Van Long, N., Poschke, M. (2017). Capital-Labor Substitution, Structural Change and the Labor Income Share. Journal of Economic Dynamics & Control 87, 206-231.

Bound, J., Johnson, G. (1995). What are the causes of rising wage inequality in the United States? Economic Policy Review, Federal Reserve Bank of New York\, 9–17.

Battese, G. E., & Coelli, T. J. (1992). Frontier production functions, technical efficiency and panel data: with application to paddy farmers in India. Journal of productivity analysis, 3(1), 153-169.

Battese, G. E., & Coelli, T. J. (1995). A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production function for panel data. Empirical economics, 20(2), 325-332.

Clark, G. (2001). The Secret History of the Industrial Revolution. Working Paper, University of California at Davis.

Feng, CH; Wang, M; Liu, G; Huang, J. (2017). Sources of economic growth in China from 2000–2013 and its further sustainable growth path: A three-hierarchy meta-frontier data envelopment analysis, Economic Modelling Journal, 64, 334-348.

Greene, W. (2005). Fixed and random effects in stochastic frontier models. Journal of productivity analysis, 23(1), 7-32.

Haraguchi, N., Cheng, C. F. C., & Smeets, E. (2017). The importance of manufacturing in economic development: has this changed?. World Development, 93, 293-315.

Jondrow, J., Lovell, C. K., Materov, I. S., & Schmidt, P. (1982). On the estimation of technical inefficiency in the stochastic frontier production function model. Journal of econometrics, 19(2-3), 233-238.

Kalirajan, K. P., & Shand, R. T. (1997). Sources of output growth in Indian agriculture. Indian Journal of Agricultural Economics, 52(4), 693-706.

Kao, T. W. D., Su, H. C., & Chen, Y. S. (2019). The curvilinear relationships between structural embeddedness and productive efficiency: An exploratory study. International Journal of Production Economics, 212, 176-185.

Kendrick, J. (1956). Productivity trends: capital and labor. In Productivity trends: Capital and labor (pp. 3-23). NBER.

Karabarbounis, L., Neiman, b. (2014). THE GLOBAL DECLINE OF THE LABOR SHARE, The Quarterly Journal of Economics , 61–103.

Krugman, P. R. (1997). The age of diminished expectations: US economic policy in the 1990s. MIT press.

Kumbhakar, S. C., Denny, M., & Fuss, M. (2000). Estimation and decomposition of productivity change when production is not efficient: a paneldata approach. Econometric Reviews, 19(4), 312-320.

Kumbhakar, S. C., & Lovell, C. K. (2003). Stochastic frontier analysis. Cambridge university press.

Meeusen, W., & van den Broeck, J. (1977). Technical efficiency and dimension of the firm: Some results on the use of frontier production functions. Empirical economics, 2(2), 109-122.

Ray, S. C., & Desli, E. (1997). Productivity growth, technical progress, and efficiency change in industrialized countries: comment. The American Economic Review, 87(5), 1033-1039.

Ruggiero, J. (2007). A comparison of DEA and the stochastic frontier model using panel data. International Transactions in Operational Research, 14(3), 259-266.

Sharma, S; Sylwester, K, Margono, H. (2007). Decomposition of total factor productivity growth in U.S. states, The Quarterly Review of Economics and Finance, 47(2), 215-241.

Solow, R. M. (1957). Technical change and the aggregate production function. The review of Economics and Statistics, 312-320.

Sturgill, B. (2009). Cross-country variation in factor shares and its implications for development accounting. Working Papers 09-07. Department of Economics, Appalachian State University.

UNIDO. (2020) Industrialization as the driver of sustained prosperity.

Wang, H. J. (2003). A stochastic frontier analysis of financing constraints on investment: the case of financial liberalization in Taiwan. Journal of Business & Economic Statistics, 21(3), 406-419.