Research Paper

Estimating Total Factor Productivity Growth in Iran's Manufacturing Industries: A Comparative Analysis of Parametric, Non-Parametric, and Semi-Parametric Approaches

Mahmood Vahdanian[1], Mehdi Fathabadi*[2], Mahmood Mahmoodzadeh[3], Masood Soufimajidpour[4]

[1] PhD Student, Department of Economic, Fi.C., Islamic Azad University, Firoozkooh, Iran. Email: Mahmood.vahdanian@iau.ac.ir
[2] Department of Economics, Fi.C., Islamic Azad University, Firoozkooh, Iran. Email: fathabadi.mehdi@iau.ac.ir
[3] Department of Economics, Fi.C., Islamic Azad University, Firoozkooh, Iran. Email: Ma.Mahmood@iau.ac.ir
[4] Department of Economics, Fi.C., Islamic Azad University, Firoozkooh, Iran. Email: masoud.soufimajidpour@iau.ac.ir

10.22080/mrl.2025.27854.2119

Received:
October 14, 2024
Accepted:
December 31, 2024
Available online:
March 1, 2026

Keywords:
Total Factor Productivity (TFP); Control Function; Malmquist Index; Endogeneity; Manufacturing Industries
JEL Classification:
C23, D24, O47

Abstract

Accurate estimation of total factor productivity (TFP) is a fundamental issue in applied economics. Alongside instrumental variable and fixed-effects approaches, the control function method has become one of the most widely used techniques for estimating production functions and TFP. This paper aims to estimate TFP growth in the manufacturing industries of Iranian provinces during the period 2012–2021. To this end, three approaches—parametric (conventional panel data), nonparametric (Malmquist productivity index), and semiparametric (control function)—were employed to estimate the production function and calculate TFP. The results indicate that the capital stock coefficient exhibits higher efficiency in the Olley–Pakes (OP) algorithm compared to other methods, while labor efficiency is greater in the Levinsohn–Petrin (LP) algorithm. Furthermore, the Wooldridge (WR) approach yields smaller standard errors, implying higher efficiency. When capital stock endogeneity is controlled in the Ackerberg–Caves–Frazer (ACF) algorithm, the coefficient efficiency improves relative to other estimations. The estimated TFP growth results reveal that average TFP growth obtained through semiparametric approaches exceeds that of parametric methods, and TFP growth is negative in five provinces. The analysis of TFP growth drivers using the Fixed Effects (FE) and Fully Modified Ordinary Least Squares (FMOLS) methods shows that R&D has a positive and significant effect, while production structure has a negative and significant effect on total factor productivity in Iran's manufacturing industries. Skilled labor, however, does not have a statistically significant effect. Overall, the findings suggest that precise estimation of TFP requires the adoption of advanced econometric methods, consideration of firm behavior and decision-making processes, and identification of market structure types across industries.

*Corresponding Author: Mehdi Fathabadi
Address: Islamic Azad University, Firoozkooh, Iran. Email: fathabadi.mehdi@iau.ac.ir

This work is licensed under the Creative Commons—Attribution-Non Commercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0).
© *University of Mazandaran*

Extended Abstract

1. Introduction

Since Solow's (1957) pioneering work on growth accounting, economists have sought to identify the main sources of economic growth. Empirical studies show that total factor productivity (TFP) plays a crucial role in explaining long-term growth, even more than capital or labor accumulation (Prescott, 1998; Singh, 2000). In Iran, TFP growth has been negative during the past decade, with an average annual decline of 0.2 percent (Central Bank of Iran, 2022). Given its potential to adopt existing technologies, the manufacturing sector can enhance productivity and stimulate overall economic activity; however, its recent performance has been weak and volatile (Statistical Center of Iran, 2021). This study addresses how TFP can be reliably measured at the firm level. Due to significant heterogeneity among firms, the suitability of each estimation approach depends on data characteristics and the validity of its assumptions regarding the data-generating process. Conceptually, TFP represents the residual component of output unexplained by observable inputs, emphasizing the importance of controlling for unobserved factors. Accordingly, this paper pursues two objectives: (1) to compare parametric, nonparametric, and semiparametric approaches to TFP estimation for Iran's manufacturing industries during 2012–2021; and (2) to analyze the main drivers of TFP growth, particularly research and development (R&D) and human capital.

2. Methodology and Data

This study employs parametric, nonparametric, and semiparametric approaches to estimate total factor productivity (TFP) in Iran's manufacturing industries across 31 provinces during 2012–2021. In the parametric approach, a Cobb–Douglas production function under the assumption of constant returns to scale is used. Following Solow's growth accounting framework, the growth of TFP is derived as the residual of output growth unexplained by capital and labor growth rates. The nonparametric approach utilizes the Malmquist Productivity Index (MPI) to measure productivity changes over time. The MPI is decomposed into efficiency change (EFFCH) and technological change (TECHCH), enabling the separation of pure efficiency improvements from shifts in the production frontier. The analysis applies Data Envelopment Analysis (DEA) under constant and variable returns to scale to further decompose efficiency into scale efficiency and pure efficiency components. The semiparametric approach is based on control function methods, including the Olley and Pakes (1996), Levinsohn and Petrin (2003), and Ackerberg, Caves, and Frazer (2015) algorithms, as well as the Wooldridge (2009) GMM estimator. These methods address simultaneity and endogeneity problems by using investment or intermediate inputs as proxies for unobserved productivity shocks. Among them, the Wooldridge estimator provides more efficient results with robust standard errors by exploiting moment conditions across equations.

3. Results

The empirical findings reveal that estimates of total factor productivity (TFP) growth vary across the three methodological approaches—parametric, nonparametric, and semiparametric. In the parametric (panel data) approach, TFP growth is found to be modest and relatively volatile over time, with an overall

average annual growth rate of around 3–4 percent. The lowest productivity growth occurred in 2015, while the highest was observed in 2020, coinciding with partial industrial recovery. Under the nonparametric (Malmquist Index) approach, the decomposition of productivity change indicates that most of the improvement in TFP stems from technological progress rather than efficiency gains. In several provinces, however, the efficiency change component was negative, implying a temporary decline in production performance. In the semiparametric (control function) estimations, the capital coefficient demonstrated higher efficiency in the Olley–Pakes (OP) algorithm, while labor efficiency was greater under the Levinsohn–Petrin (LP) approach. The Wooldridge (WR) estimator exhibited smaller standard errors, indicating superior statistical efficiency, and the Ackerberg–Caves–Frazer (ACF) algorithm yielded the most reliable coefficients after accounting for the endogeneity of capital stock. A comparison across provinces showed that five provinces experienced negative TFP growth during the study period. On average, semiparametric methods produced higher TFP growth estimates than parametric or nonparametric ones, highlighting their advantage in addressing simultaneity and measurement error problems. Finally, estimation of the determinants of productivity growth using Fixed Effects (FE) and Fully Modified OLS (FMOLS) models revealed that R&D expenditure had a positive and significant impact on TFP, while industrial structure (measured by production concentration) had a negative and significant effect. Skilled labor, however, showed no statistically significant relationship with productivity growth.

4. Conclusion

The findings of this study underscore the importance of adopting appropriate econometric techniques for accurate measurement of total factor productivity (TFP) at the firm and provincial levels. A key result is that semiparametric methods—particularly the ACF and WR estimators—outperform conventional parametric and nonparametric approaches by effectively addressing simultaneity, endogeneity, and unobserved productivity shocks. This leads to more consistent and efficient estimates of the production function parameters. The analysis further confirms that average TFP growth in Iran's manufacturing industries has been modest, with several provinces experiencing negative productivity trends over the past decade. Decomposition results from the Malmquist Index indicate that technological progress, rather than efficiency improvement, has been the main driver of productivity growth. Conventional approaches may fail to capture unobserved shocks, making control function methods essential. Nonparametric methods such as the Malmquist Index treat firms as black boxes, providing flexible estimation without imposing strong assumptions, while semiparametric methods (OP, LP, ACF) also account for firm decision-making, simultaneity, and endogeneity, ensuring more accurate TFP measurement. Moreover, regression results on productivity determinants reveal that research and development (R&D) activities positively influence TFP, while industrial production structure has a negative effect. The lack of significant impact from skilled labor points to inefficiencies in human capital utilization. Overall, the study concludes that

enhancing TFP in Iran's manufacturing sector requires the use of advanced estimation techniques, attention to firm behavior and market structure, greater technological innovation, and increased R&D investment.

Funding
The authors declare that there is no financial support for this research.

Conflicts of interest
The authors declare that there is no conflict of interest for this research.

Authors' contributions
The authors contributed equally to the conceptualization and writing of the article.

All authors approved the content of the article and agreed on all aspects of the work.

علمی

تخمین رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در صنایع تولیدی استان‌های ایران: مقایسه‌ای از رویکردهای پارامتریک، ناپارامتریک و نیمه‌پارامتریک

محمود وحدانیان[۱]، مهدی فتح آبادی[۲*]، محمود محمودزاده[۳]، مسعود صوفی مجید پور[۴]

[۱] دانشجوی دکتری، گروه اقتصاد، واحد فیروزکوه، دانشگاه آزاد اسلامی، فیروزکوه، ایران. ایمیل: mahmood.vahdanian@iau.ac.ir
[۲] گروه اقتصاد، واحد فیروزکوه، دانشگاه آزاد اسلامی، فیروزکوه، ایران. ایمیل: fathabadi.mehdi@iau.ac.ir
[۳] گروه اقتصاد، واحد فیروزکوه، دانشگاه آزاد اسلامی، فیروزکوه، ایران. ایمیل: Ma.Mahmood@iau.ac.ir
[۴] گروه اقتصاد، واحد فیروزکوه، دانشگاه آزاد اسلامی، فیروزکوه، ایران. ایمیل: masoud.soufimajidpour@iau.ac.ir

10.22080/mrl.2025.27854.2119

تاریخ دریافت:
۲۳ مهر ۱۴۰۳
تاریخ پذیرش:
۱۱ دی ۱۴۰۳
تاریخ انتشار:
۱۰ اسفند ۱۴۰۴

کلیدواژه ها:
بهره‌وری کل، .تابع کنترل، شاخص مالم‌کوئیست، درونزایی، صنایع تولیدی
طبقه‌بندی:
C23, D24, O47

چکیده

برآورد صحیح بهره‌وری کل عوامل یک موضوع اساسی در اقتصاد کاربردی است. در کنار رویکردهای متغیرهای ابزاری و اثرات ثابت، رویکرد تابع کنترل بیشترین کاربرد را در برآورد تابع تولید و بهره‌وری کل عوامل دارد. هدف این مقاله تخمین رشد TFP در صنایع تولیدی استان‌های ایران در دوره ۱۴۰۰-۱۳۹۱ می‌باشد. بدین منظور از سه رویکرد پارامتریک(داده‌های پانل متعارف)، ناپارامتریک(شاخص بهره‌وری مالم‌کوئیست) و نیمه‌پارامتریک(تابع کنترل) برای برآورد تابع تولید و تخمین TFP بهره گرفته شد. برآوردهای مقاله نشان داد کارایی ضریب موجودی سرمایه در الگوریتم OP بیش از الگوریتم‌های دیگر است، در حالی که در الگوریتم LP کارایی نیروی‌کار بیشتر است. همچنین نتایج در روش WR ضرایب خطای استاندارد کمتری دارند که به معنی کارایی بیشتر است. با کنترل درونزایی موجودی سرمایه در الگوریتم ACF، کارایی ضرایب در مقایسه با سایر برآوردها بیشتر شد. یافته‌های تخمین رشد TFP نشان داد در رویکردهای نیمه‌پارامتریک متوسط رشد TFP از روش‌های پارامتریک بیشتر است و اینکه در ۵ استان رشد TFP منفی بوده است. برآورد اثر پیشران‌های رشد بهره‌وری کل با روش‌های اثرات ثابت(FE) و حداقل مربعات کاملا اصلاح‌شده (FMOLS) نشان داد متغیرهای تحقیق و توسعه اثر مثبت و معنادار و ساختار تولید اثر منفی و معنادار بر بهره‌وری کل صنایع تولیدی استان‌های ایران دارند و نیروی‌کار ماهر اثر معنادار بر بهره‌وری کل نداشته است. نظر به نتایج، برآورد دقیق TFP مستلزم استفاده از روش‌های جدید، در نظر گرفتن رفتار و تصمیم‌گیری بنگاه و همچنین تعیین نوع ساختار بازار بنگاه‌ها می‌باشد.

* **نویسنده مسئول:** مهدی فتح آبادی
آدرس: دانشگاه آزاد اسلامی، فیروزکوه، ایران. **ایمیل:** fathabadi.mehdi@iau.ac.ir

© *این اثر تحت مجوز بین المللی* Creative Commons-Attribution-Non Commercial 4.0 *می باشد*

© *تمام حقوق برای ناشر (دانشگاه مازندران) محفوظ است*

۱ مقدمه

بعد از گذشت چند دهه از ارائه مدل سولو[1](۱۹۵۷) هم‌چنان اقتصاددانان به دنبال شناسایی عوامل رشد اقتصادی می‌باشند. وی برای نخستین بار موضوع «حسابداری رشد» را مطرح نمود و تلاش کرد سهم انباشت سرمایه فیزیکی، سرمایه انسانی و رشد بهره‌وری کل عوامل را از رشد تولید استخراج نماید. در ادامه اقتصاددانان بسیاری تلاش کردند سهم منابع رشد اقتصادی را به دست آورند. در حالی که نتایج مدل نئوکلاسیکی نشان داد در بلندمدت همه رشد تولید سرانه از طریق پیشرفت فنی توضیح داده می‌شود، اما نتایج برخی مطالعات حاکی از آن بود که بهره‌وری کل عوامل تولید(TFP) منبع اصلی رشد اقتصادی بسیاری از کشورها می‌باشد (پرسکات[2]، ۱۹۹۸؛ سینجای[3]، ۲۰۰۰).

با ذکر این مهم که رشد بهره‌وری کل عوامل تولید[4](TFP) در ایران در یک دهه گذشته منفی بوده و متوسط سالانه ۰/۲ درصد کاهش یافته است(بانک مرکزی، ۱۴۰۱)، می‌توان بیان داشت بخش صنعت با توجه به توانایی بهره‌گیری از دانش فنی موجود، نه‌تنها می‌تواند بهره‌وری عوامل تولید را در کوتاه‌مدت افزایش دهد، بلکه با ایجاد رونق اقتصادی می‌تواند حرکت چرخ‌های تولیدی بخش‌های دیگر را بیش از پیش سرعت بخشد و بهره‌وری در آن بخش‌ها را نیز افزایش دهد. آمارها نشان می‌دهد وضعیت بخش صنعت تولیدی ایران چندان مطلوب نیست. روند رشد اقتصادی صنایع تولیدی طی یك دهه اخیر نوسانی و همراه با کاهش بوده است، و حتی در برخی سال‌ها رشد منفی را تجربه کرده است(مرکز آمار ایران، ۱۴۰۰). با توجه به اهداف هفتم توسعه و همچنین اهمیت توسعه صنعتی، آسیب‌شناسی جدی در زیربخش‌های مختلف صنعت کشور، به‌ویژه بخش تولیدی و اتخاذ سیاست‌هایی برای پیشبرد اهداف صنعتی در بلندمدت ضروری به نظر می‌رسد.

سوال اصلی مقاله این است که چگونه می‌توان به اندازه‌گیری قابل اعتماد از TFP در سطح بنگاه دست یافت. برخی از مطالعات تمرکز خود را بر رویکردهای جایگزین روش سولو برای تخمین بهره‌وری کل قرار داده‌اند(فن‌بیزبروک[5]، ۲۰۰۷؛ ابرهارت و هلمرز[6]، ۲۰۱۰؛ دل‌گاتو و همکاران[7]، ۲۰۱۱؛ فن‌بیورن[8]، ۲۰۱۲). با این وجود، ناهمگنی بسیار زیاد در میان بنگاه‌ها بیان می‌دارد مناسب بودن هر روش برای اندازه‌گیری TFP به ماهیت داده‌های مورد استفاده بستگی دارد و مهم‌تر از آن اینکه تا چه حد مفروضات اساسی هر روش با فرآیند تولید داده‌ها[9](DGP) سازگار است. از نظر مفهومی، TFP یک باقیمانده است که نشان‌دهنده آن بخش از ستانده است که با استفاده از نهاده‌ها توضیح داده نمی‌شود(سولو، ۱۹۵۷). براساس این تعریف، وجود عوامل غیر قابل مشاهده در اندازه‌گیری بهره‌وری برجسته می‌گردد که باید به دقت کنترل شوند تا از تخمین نادرست و بروز خطا در اندازه‌گیری TFP اجتناب گردد. از این منظر، این مقاله دو هدف را دنبال می‌کند؛ نخست، یک بحث جامع از رویکردهای اندازه گیری TFP سطح بنگاه از جمله تکنیک‌های ناپارامتریک، پارامتریک و نیمه‌پارامتریک ارائه می‌گردد که برای داده‌های بنگاه‌های تولیدی استان‌های ایران در دوره ۱۴۰۰-۱۳۹۱ به کار گرفته می‌شود. هدف از این کار مقایسه محاسن و معایب هر روش و سپس شناسایی درجه همبستگی و اشتراک بین روش‌های مختلف اندازه‌گیری TFP است. هدف دوم مقاله، ارزیابی عوامل پیشران TFP مانند تحقیق و توسعه و سرمایه انسانی می‌باشد.

ادامه مقاله به صورت زیر سازماندهی شده است. بخش دوم به مرور ادبیات اختصاص دارد. در

[1] Solow
[2] Prescott
[3] Senhadji
[4] Total Factor Productivity
[5] Van Biesebroeck
[6] Eberhardt and Helmers
[7] Del Gatto et al.
[8] Van Beveren
[9] Data generating process

بخش سوم به روش‌شناسی و داده‌ها پرداخته شده و در بخش چهارم نتایج تجربی ارائه می‌شود. بخش پایانی به جمع‌بندی و بحث اختصاص دارد.

۲ مرور ادبیات

سولو (۱۹۵۷) رویکرد حسابداری رشد را ارایه نمود که سال‌ها مورد استفاده اقتصاددانان قرار گرفت. در این رویکرد رشد اقتصادی به نرخ رشد عوامل تولید و پیشرفت فناوری یا همان TFP تجزیه گردید. برای تفسیر این روابط حسابداری همانند روابط علّی نیاز به این فرض است که نرخ‌های رشد عوامل تولید یعنی نیروی‌کار و موجودی سرمایه مستقل از پیشرفت تکنولوژیکی می‌باشند. نتیجه مهم مدل رشد سولو این است که رشد بلندمدت تولید و سرمایه از پیشرفت تکنولوژیکی مشتق می‌گردد. لذا تفسیر روابط حسابداری مدل رشد سولو همانند روابط علّی ممکن است سهم انباشت سرمایه را بیشتر از حد و سهم پیشرفت تکنولوژیکی را کمتر از حد نمایش دهد (آقیون و هوویت[1]، ۲۰۰۷). رویکرد دیگر در حسابداری رشد، توسط منکیو و همکاران[2](۱۹۹۲) ارایه گردید. آنها بیشتر بر نقش پیشرفت تکنولوژیکی تاکید داشتند. علاوه بر این، آنها برای اندازه‌گیری سهم سرمایه، از نسبت سرمایه به تولید به جای نرخ رشد سرمایه بهره بردند. رومر[3](۱۹۹۰) در مقابل درونزایی سرمایه فیزیکی در مدل رشد نئوکلاسیکی بیان داشت تبیین دقیق TFP چندان ساده نخواهد بود. آقیون و هوویت(۲۰۰۷) نشان دادند رویکرد منکیو و رومر و ویل (MRW) با تصریح دانش‌محور سازگار است که بر نقش نیروی‌کار در نوآوری تاکید دارد. در تصریح دانش‌محور، پیشرفت تکنولوژیکی نیازمند سرمایه فیزیکی نیست و چون رویکرد MRW بیشتر بر سهم پیشرفت تکنولوژیکی به جای انباشت سرمایه متمرکز است؛ بنابراین رویکرد MRW با تصریح دانش‌محور سازگاری بیشتری دارد.

ارتباط بهره‌وری کل عوامل تولید و رشد اقتصادی، یکی از اصول پایه‌ای ادبیات حسابداری رشد است. با نگاهی به ادبیات این حوزه، ملاحظه می‌شود حدود نیمی از تفاوت بین کشوری در درآمد سرانه یا رشد، ناشی از اختلاف در بهره‌وری کل عوامل می‌باشد. علاوه بر این، بیشتر شکاف در حال گسترش بین کشورهای غنی و فقیر نه تنها از تفاوت تشکیل سرمایه ثابت منتج نمی‌شود، بلکه ناشی از تفاوت در پیشرفت تکنولوژیکی (TP) می‌باشد (آقیون و هوویت، ۱۹۹۲). پیشرفت تکنولوژیکی را می‌توان به دو قسم طبقه‌بندی نمود: نخست، «پیشرفت تکنولوژیکی تضمین شده»[4] است. در این حالت فناوری از طریق سرمایه‌گذاری در تجهیزات جدید بهبود می‌یابد؛ به عبارت دیگر، تغییرات تکنولوژیکی جدید ناشی از به کارگیری تجهیزات نو است؛ دوم، «پیشرفت تکنولوژیکی تضمین نشده»[5] است. این نوع پیشرفت زمانی رخ می‌دهد که افزایش تولید با نهاده‌های تولید موجود و بدون سرمایه‌گذاری در تجهیزات جدید ممکن باشد. در دنیای واقعی برخی نوآوری‌ها نیازمند تجهیزات و ماشین‌آلات جدید نیستند. از این منظر، فناوری رابطه نزدیکی با سرمایه انسانی دارد؛ یعنی، یك فناوری مشابه می‌تواند در دو بنگاه مختلف به کار رود؛ اما محصول تولیدی با سطح نیروی کار مشابه دو بنگاه، متفاوت باشد.

برای اندازه‌گیری رشد بهره‌وری، دو رویکرد مرزی و غیرمرزی وجود دارد؛ که خود به پارامتریك و ناپارامتریك تفکیك می‌شود. تفاوت عمده این دو رویکرد، در تعریف مرزی نهفته است. در رویکرد مرزی، هدف یافتن بهترین ترکیب قابل دسترس در نهاده‌ها یا قیمت‌های موجود است. در «مرزی هزینه» بنگاه به دنبال حداقل هزینه در قیمت نهاده‌ها و محصول موجود بوده، در حالی که در «مرزی تولید» در پی حداکثر محصول در نهاده‌ها و فناوری موجود می‌باشد. این دو رویکرد اغلب با روش

[1] Aghion and Howitt
[2] Mankiw et al.
[3] Romer
[4] Embodied Technological Progress
[5] Disembodied Technological Progress

حداقل مربعات معمولی (OLS) برآورد می‌شوند. علاوه بر این، در رویکرد مرزی نقش کارایی فنی در عملکرد کلی بنگاه شناسایی می‌شود، اما در رهیافت غیرمرزی فرض بر این است بنگاه‌ها به لحاظ فنی کارا هستند. نظر به این اختلاف، تفسیر رشد TFP در دو رویکرد متفاوت خواهد بود. رشد بهره‌وری کل عوامل در رویکرد مرزی شامل دو جزء می‌باشد؛ نخست پیشرفت تکنولوژیکی که از جابجایی تابع تولید به سمت بالا ناشی می‌شود و دوم کارایی فنی که از حرکت به سمت مرز تولید منتج می‌شود. در مقابل، رویکرد غیرمرزی فقط پیشرفت تکنولوژیکی را به عنوان رشد TFP در نظر می‌گیرد. لازم به ذکر است هر دو رویکرد مرزی و غیرمرزی با روش‌های پارامتریك و ناپارامتریك قابل برآورد هستند. در روش پارامتریك، یك فرم تابعی برای مرزی و پارامترها تصریح و سپس با روش‌های اقتصادسنجی برآورد می‌شود. اما باید دقت نمود که تخمین‌ها به فرم تابعی تصریح شده بسیار حساس هستند (ماهادوان[1]، ۲۰۰۳). از سوی دیگر، مزیت روش‌های ناپارامتریك مانند رهیافت برنامه‌ریزی ریاضی (MPA) و تحلیل پوششی داده‌ها (DEA) این است که نیاز به فرم تابعی نبوده و همچنین محدودیتی بر پارامترها نیست. تنها مسئله این است که هیچ آزمون آماری نمی‌تواند اعتبار تخمین‌ها را بررسی نماید.

مطالعات مختلفی به اندازه‌گیری TFP و سهم عوامل تولید از رشد پرداخته‌اند. فیسل و همکاران[2] (۲۰۱۵) با تجزیه رشد منطقه آلاسکا به این نتیجه رسیدند که بهره‌وری کل عوامل تولید به طور معناداری افزایش یافته که بیشتر به دلیل بهبود تغییرات فنی بوده است. کالیو و همکاران (۲۰۱۲) با حسابداری رشد اقتصادی کنیا نشان دادند سهم انباشت سرمایه فیزیکی از رشد ۷۱ درصد، سهم نیروی کار ۲۵ درصد و سهم TFP برابر ۴ درصد بوده است. میا و شاندران[3] (۲۰۱۵) نشان دادند افزایش رشد صنایع کوچك بنگلادش به دلیل افزایش بهره‌وری بوده که علت اصلی آن بهبود مدیریت و پیشرفت کارایی فنی بوده است. اوه و لی[4] (۲۰۱۶) رشد بهره‌وری صنایع تولیدی کره‌جنوبی را در دوره ۲۰۱۲-۲۰۰۱ تجزیه نموده و به این نتیجه رسیدند متوسط نرخ رشد متوسط TFP حدود ۰/۳۳ درصد بوده که اثرات مقیاس عامل اصلی آن بوده است. باسم[5] (۲۰۱۴) رشد بهره‌وری کل عوامل تولید صنایع کوچك منطقه منا را در دوره ۲۰۱۱-۲۰۰۶ تجزیه نمود. یافته‌ها حاکی از آن بود که بهره‌وری کل عوامل این منطقه سالانه حدود ۵ درصد رشد داشته که دلیل اصلی آن تغییرات کارایی فنی بوده است. میا و باسم (۲۰۱۶) دریافتند رشد بهره‌وری صنایع کوچك جنوب آسیا در دوره ۲۰۱۲-۲۰۰۷ سالانه حدود ۲/۱ درصد بوده است. اهم مطالعات داخلی نیز به قرار زیر است. محمودزاده و فتح‌آبادی (۱۳۹۵) به شناسایی عوامل پیشران بهره‌وری کل عوامل تولید در صنایع تولیدی ایران پرداختند. آنها دریافتند پیشرفت تکنولوژیکی عامل پیشران بهره‌وری کل بوده است. 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 در دوره ۹۰-۱۳۷۹ 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. فطرس و همکاران (۱۳۹۱) دریافتند سهم بهره‌وری کل عوامل تولید از رشد صنایع تولیدی ۱۶/۶ درصد و سهم نیروی کار و سرمایه به ترتیب ۶۹ و ۱۳/۵ درصد بوده است. بهبودی و منتظری (۱۳۹۰) با استفاده از چارچوب حسابداری رشد در دوره ۸۷-۱۳۴۵ دریافتند سهم سرمایه فیزیکی از تولید برابر ۶۲ درصد بوده است. هم‌چنین نرخ رشد TFP ایران در این دوره ۰/۰۴ درصد می‌باشد. کمیجانی و

[1] Mahadevan
[2] Fissel et al.
[3] Mia and Chandran
[4] Oh and Lee
[5] Bassem

محمودزاده (۱۳۸۷) با رهیافت حسابداری رشد در دوره ۸۲-۱۳۳۸ به این نتیجه رسیدند که سهم سرمایه فیزیکی از رشد اقتصادی ایران ۵۰ درصد، سهم نیروی کار ۴۰ درصد و سهم بهره‌وری کل عوامل تولید ۱۰ درصد می‌باشد.

۳ تخمین TFP: روش‌شناسی و داده‌ها

۳،۱ رویکرد پارامتریک تخمین TFP

برای تخمین پارامتریک TFP از رویکرد سولو استفاده می‌شود. برای این کار، تابع تولید کاب داگلاس با فرض بازدهی ثابت به صورت زیر تصریح می‌گردد؛

$$y_{it} = A\, k_{it}^{\alpha}\, l_{it}^{1-\alpha} \qquad (۱)$$

که y_{it} بیانگر تولید، A فناوری یا بهره‌وری کل عوامل(TFP)، k_{it} موجودی سرمایه و l_{it} نیروی کار می‌باشد. α نیز نشان‌دهنده کشش موجودی سرمایه و $1-\alpha$ کشش نیروی‌کار می‌باشد. اگر از معادله (۱) ابتدا لگاریتم و سپس نسبت به زمان مشتق گرفته شود، داریم؛

$$\frac{\dot{y}}{y} = \frac{\dot{A}}{A} + \alpha\,\frac{\dot{k}}{k} + (1-\alpha)\frac{\dot{l}}{l} \qquad (۲)$$

معادله (۲) بیان می‌دارد رشد تولید $(\frac{\dot{y}}{y})$ از مجموع رشد فناوری یا TFP $(\frac{\dot{A}}{A})$، رشد موجودی سرمایه $(\frac{\dot{k}}{k})$ و رشد نیروی کار $(\frac{\dot{l}}{l})$ حاصل می‌شود. به عبارت دیگر، نرخ رشد تولید به سه جزء نرخ رشد TFP، سرمایه و نیروی کار تجزیه می‌شود. بر این اساس، نرخ رشد TFP را می‌توان به شکل زیر اندازه‌گیری نمود.

$$T\dot{F}P = \frac{\dot{A}}{A} = \frac{\dot{y}}{y} - \alpha.\frac{\dot{k}}{k} - (1-\alpha).\frac{\dot{l}}{l} \qquad (۳)$$

در مسیر رشد متوازن، نسبت سرمایه به تولید ثابت بوده و این بدان معناست که α سهم رشد بلندمدت سرمایه از تولید می‌باشد. رویکرد سولو ممکن است سهم انباشت سرمایه را بیش از حد و سهم TFP را کمتر از حد نشان دهد. دلیل این است که بخشی از انباشت سرمایه توسط پیشرفت تکنولوژیکی حاصل می‌شود.

۳،۲ رویکرد ناپارامتریک تخمین TFP

روش‌های مختلفی برای اندازه‌گیری TFP به شکل ناپارامتریک وجود دارد که شاخص بهره‌وری مالم‌کوئیست[1](MPI) یکی از متداول‌ترین آنها است. شاخص MPIتغییرات بهره‌وری را با تغییرات زمان اندازه‌گیری می‌کند و می‌تواند به تغییرات کارایی فنی و تکنولوژیکی تجزیه شود. تجزیه بهره‌وری به تغییرات فنی و هم‌پایی بهره‌وری نیازمند استفاده همزمان از داده‌ها و تغییرات زمانی فناوری در دوره مورد مطالعه می‌باشد. شاخص بهره‌وری مالم‌کوئیست می‌تواند بر حسب تابع فاصله (E) به صورت معادله (۴) و معادله (۵) با استفاده از مشاهدات در زمان t و t+1 بیان گردد؛

$$MPI_I^t = \frac{E_I^t(x^{t+1}, y^{t+1})}{E_I^t(x^t, y^t)} \qquad (۴)$$

$$MPI_I^{t+1} = \frac{E_I^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})}{E_I^{t+1}(x^t, y^t)} \qquad (۵)$$

که در آن I نوع مدل تحلیل پوششی داده‌ها است. میانگین هندسی شاخص‌های بهره‌وری در معادله‌های (۴) و (۵) به صورت معادله (۶) خواهد بود؛

$$MPI_I^G = (MPI_I^t . MPI_I^{t+1})^{1/2} = \left[\left(\frac{E_I^t(x^{t+1}, y^{t+1})}{E_I^t(x^t, y^t)}\right).\left(\frac{E_I^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})}{E_I^{t+1}(x^t, y^t)}\right)\right]^{1/2} \qquad (۶)$$

میانگین شاخص MPI را می‌توان با استفاده از مفهوم تغییر فنی (TECHCH) و تغییر کارایی (EFFCH) تجزیه نمود؛

[1] Malmquist Productivity Index

$$MPI_I^G = (\mathrm{EFFCH}_I).(\mathrm{TECHCH}_I^G) = \left(\frac{E_I^{t+1}(x^{t+1},y^{t+1})}{E_I^t(x^t,y^t)}\right).\left[\left(\frac{E_I^t(x^t,y^t)}{E_I^{t+1}(x^t,y^t)}\right).\left(\frac{E_I^t(x^{t+1},y^{t+1})}{E_I^{t+1}(x^{t+1},y^{t+1})}\right)\right] \quad (۷)$$

جمله نخست و دوم سمت راست به ترتیب نشان دهنده تغییر کارایی و تغییر فنی هستند. شاخص MPI در معادله‌های (۶) و (۷) را می‌توان با استفاده از تحلیل پوششی داده‌ها مانند تابع فاصله تعریف کرد؛ به این معنا که اجزای MPI را می‌توان با تخمین توابع فاصله تعریف شده روی یک فناوری مرزی استخراج کرد(کوئلی و همکاران[1]، ۲۰۰۵؛ ثناسولیس[2]، ۲۰۰۱). با استفاده از مرزهای بازدهی مقیاس ثابت(CRS) و متغیر(VRS) برای تخمین توابع فاصله در معادله (۷)، کارایی را می‌توان به اجزای کارایی مقیاس و تغییر کارایی خالص تجزیه نمود. تغییر کارایی مقیاس (SECH) در معادله (۸) نمایش داده شده است؛

$$\mathrm{SECH} = \left[\frac{E_{vrs}^{t+1}(x^{t+1},y^{t+1})/E_{crs}^{t+1}(x^{t+1},y^{t+1})}{E_{vrs}^{t+1}(x^t,y^t)/E_{crs}^{t+1}(x^t,y^t)}.\frac{E_{vrs}^{t}(x^{t+1},y^{t+1})/E_{crs}^{t}(x^{t+1},y^{t+1})}{E_{vrs}^{t}(x^t,y^t)/E_{crs}^{t}(x^t,y^t)}\right]^{1/2} \quad (۸)$$

تغییر کارایی خالص (PECH) نیز در معادله (۹) ارائه شده است؛

$$\mathrm{PECH} = \frac{E_{vrs}^{t+1}(x^{t+1},y^{t+1})}{E_{crs}^{t}(x^t,y^t)} \quad (۹)$$

با استفاده از اندازه‌های فاصله تحلیل پوششی داده‌ها می توان تمام مقادیر موجود در معادلات (۷) تا (۹) را بدست آورد.

۳،۳ تخمین‌های نیمه‌پارامتریک TFP: رویکرد تابع کنترل

ابتدا، تابع کاب‌داگلاس را در نظر بگیرید؛

$$y_{it} = \alpha + \gamma X_{it} + \beta w_{it} + \varphi_{it} + u_{it} \quad (۱۰)$$

که y_{it} بیانگر ارزش افزوده یا تولید، X_{it} بردار متغیرهای حالت و w_{it} بردار متغیرهای آزاد است. جزء تصادفی φ_{it} نیز نشان‌دهنده «بهره‌وری غیرقابل‌مشاهده»[3] یا به نوعی همان «کارایی فنی»[4] است. براساس روش‌های اولی و پکس[5](OP) و لوینسون-پترین[6](LP)، فرض می‌شود بهره‌وری براساس فرآیند مارکوف مرتبه نخست شکل می‌گیرد؛

$$\varphi_{it} = E(\varphi_{it}|I_{i,t-1}) + \varepsilon_{it} = E(\varphi_{it}|\varphi_{i,t-1}) + \varepsilon_{it} = g(\varphi_{i,t-1}) + \varepsilon_{it} \quad (۱۱)$$

که $I_{i,t-1}$ اطلاعات دوره $t-1$ و ε_{it} شوک بهره‌وری بوده و فرض می‌شود با بهره‌وری غیرقابل مشاهده(φ_{it}) و متغیرهای حالت(w_{it}) ارتباط ندارد. با توجه به این موضوع، رویکردهای تابع کنترل برای تخمین تابع تولید و بهره‌وری غیرقابل مشاهده به قرار زیر است.

۳،۳،۱ الگوریتم اولی و پیکس(OP)

اولی و پکس(۱۹۹۶) نخستین کسانی بودند که یک روش تخمین دو مرحله‌ای سازگار با مدل(۱۰) پیشنهاد کردند. ایده کلیدی آنها استفاده از سطوح سرمایه‌گذاری به عنوان متغیر پراکسی برای φ_{it} است. آنها ثابت می‌کنند برآورد بهره‌وری تحت چند فرض ممکن است. یکی اینکه، سرمایه‌گذاری در زمان t متعامد بوده به طوری که $E(I_{it}|X_{it}) = 0$ و

[1] Coelli et al.
[2] Thanassoulis
[3] Unobservable Productivity
[4] Technical Efficiency
[5] Olley and Pakes
[6] Levinsohn and Petrin

معکوس‌پذیر است. بنابراین پراکسی برای بهره‌وری به صورت زیر تعریف می‌شود؛

$$\varphi_{it} = f^{-1}(I_{it}, X_{it}) = h(I_{it}, X_{it}) \qquad (۱۲)$$

این یک تابع نامعلوم از متغیرهای قابل مشاهده است. با جایگذاری (۱۲) در (۱۰)، خواهیم داشت؛

$$\begin{aligned} y_{it} &= \alpha + \gamma X_{it} + \beta w_{it} + h(I_{it}, X_{it}) + u_{it} \\ &= \alpha + \beta w_{it} + \emptyset_{it}(I_{it}, X_{it}) + u_{it} \end{aligned} \qquad (۱۳)$$

معادله (۱۳) یک مدل خطی بوده که فقط براساس بردار متغیرهای آزاد قابل شناسایی است و می‌توان آن را با تقریب ناپارامتریک برای $\emptyset_{it}$ بوسیله یک چند جمله‌ای درجه nام یا با یک رگرسیون خطی (مرحله نخست) تخمین زد. این یک برآوردگر سازگار برای پارامترهای متغیرهای آزاد خواهد بود. در ادامه، با استفاده از مدل(۱۱)، می‌توان پارامترهای γ را با بازنویسی مدل برای $y_{it} - \hat{\beta} w_{it}$ مشروط بر X_{it} برآورد نمود[۱].

۳،۳،۲ الگوریتم لویسنون و پترین(LP)

رویکرد اولی و پکس(OP) یک ایراد عمده دارد که دامنه کاربردهای آن در مطالعات تجربی محدود می‌کند. در روش OP، داده‌های واقعی سرمایه‌گذاری می‌تواند شامل مقدار زیادی صفر باشد و در عمل نتوان مدل(۱۳) را برآورد نمود. به عبارت دیگر، به دلیل شیوه‌های رایج صنعتی، سرمایه‌گذاری‌ها در هر لحظه از زمان انجام نمی‌گیرند، بلکه ممکن است حتی برای چند سال به تعویق افتد تا سپس به یکباره انجام شوند. لوینسون و پترین(۲۰۰۳) برای حل این مشکل سطح نهاده‌های واسطه‌ای را به عنوان متغیر پراکسی برای w_{it} پیشنهاد نمودند. فرض اصلی روش لوینسون و پترین(LP) این است که تقاضای نهاده‌های واسطه‌ای برای متغیر حالت در زمان t متعامد بوده به طوری که $E(m_{it}|X_{it}) =$ 0 و معکوس‌پذیر است. بنابراین آنها پراکسی برای کارایی فنی یا بهره‌وری مشاهده‌نشده به صورت زیر در نظر گرفتند؛

$$w_{it} = h(m_{it}, X_{it}) \qquad (۱۴)$$

که تابعی از متغیرهای قابل مشاهده است. با جایگذاری (۱۴) در (۱۰) و با تمییز متغیر نهاده واسطه از متغیر آزاد، خواهیم داشت؛

$$\begin{aligned} y_{it} &= \alpha + \gamma X_{it} + \beta w_{it} + \delta m_{it} + h(m_{it}, X_{it}) + e_{it} \\ &= \alpha + \beta w_{it} + \emptyset_{it}(m_{it}, X_{it}) + e_{it} \end{aligned} \qquad (۱۵)$$

که در آن $e_{it} = \varphi_{it} + u_{it}$ است. معادله(۱۵) یک مدل خطی بوده که فقط براساس بردار متغیرهای آزاد قابل شناسایی است، اما در متغیر پرکسی m_{it} قابل شناسایی نیست. همانند روش OP، این مدل را می‌توان با تقریب ناپارامتریک از $\emptyset_{it}$ بوسیله یک چند جمله‌ای درجه nام یا با یک رگرسیون خطی (مرحله نخست) تخمین زد. این یک برآوردگر سازگار از پارامترهای متغیرهای آزاد خواهد بود. براساس مقادیر واقعی(δ^*, γ^*) می‌توان مقادیر باقیمانده‌ها(e_{it}) را به صورت زیر برآورد نمود؛

$$\begin{aligned} e_{it} &= y_{it} - \hat{\beta} w_{it} - \gamma^* X_{it} - \delta^* m_{it} \\ &\quad - g\left(\hat{\Phi}_{i,t-1} - \delta^* m_{it} - \gamma^* X_{i,t-1}\right) \end{aligned} \qquad (۱۶)$$

اما e_{it} دیگر ترکیبی از خطاهای خالص نیست. با توجه به واکنش بنگاه به شوک کارایی فنی یا بهره‌وری مشاهده نشده، متغیر نهاده واسطه با جمله خطا همبستگی دارد. بنابراین، برآوردگر حداقل مربعات غیرخطی، تخمین‌هایی ناسازگار خواهند داشت و در نتیجه استفاده از برآوردگر GMM الزامی است. برآوردگر GMM می‌تواند با استفاده از باقیمانده‌ها و مجموعه شرایط گشتاوری ایجاد شود.

[۱] برای جزییات بیشتر رجوع کنید به اولی و پکس(۱۹۹۶).

۳،۳،۳ الگوریتم آکربرگ - کاوز - فریزر[1](ACF)

فرض اساسی هر دو روش OP و LP این است که در زمان وقوع شوک‌های بهره‌وری، بنگاه‌ها می‌توانند فوراً برخی از نهاده‌ها را بدون هیچ هزینه‌ای تعدیل نمایند. با این حال، آکربرگ، کاوز و فریزر(۲۰۱۵) و باند و سودربوم[2](۲۰۰۵) نشان دادند ضریب نیروی‌کار را می‌توان به شکل سازگار در مرحله نخست تخمین زد، البته به شرطی که متغیرهای آزاد، مستقل از متغیرهای پراکسی باشند؛ درغیر اینصورت، ضرایب آنها در تخمین مرحله نخست همخطی کامل خواهند داشت و لذا قابل شناسایی نخواهند بود. به عنوان مثال، در روش LP فرض بر این است نیروی‌کار و نهاده‌های واسطه به طور همزمان در زمان t تخصیص داده می‌شوند. این بدان معناست که نیروی‌کار و مواد اولیه هر دو به تابعی از بهره‌وری و متغیرهای حالت خواهند بود؛

$$m_{it} = m(w_{it}, X_{it}) \quad , \quad l_{it} = l(w_{it}, X_{it}) \qquad (۱۷)$$

با توجه به شرط یکنواختی، نتایج رویکرد ACF به قرار زیر است؛

$$l_{it} = l\{h(m_{it}, X_{it}),\ X_{it}\} \qquad (۱۸)$$

بدین ترتیب مشکل همخطی در تخمین مرحله نخست ایجاد می‌شود، چراکه نیروی‌کار هم به عنوان یک متغیر آزاد و هم در تقریب چندجمله‌ای ناپارامتریک $\widehat{\emptyset}_{it}$ در نظر گرفته شده است. به همین دلیل، مشکل همخطی بر برآوردگر OP اثر می‌گذارد.

در این روش، هیچ‌گونه فرم تابعی بر تابع کنترل $\varphi_{i,t-1} = h(.,.)$ اعمال نمی‌گردد. هم‌چنین مرحله دوم تخمین از ماهیت مارکوفی بهره‌وری و متعامد بودن مفروض بین شوک‌های بهره‌وری و مقادیر جاری متغیرهای حالت و همچنین بین شوک‌های آکربرگ، کاوز و فریزر(۲۰۱۵) یک رویکرد جایگزین پیشنهاد نمودند. مهمترین فرض آنها این است که متغیر وابسته تابع تولید، ارزش افزوده است؛ به این معنا که نهاده‌های واسطه‌ای وارد تابع تولید نمی‌شوند. از این منظر، باند و سودربوم(۲۰۰۵) نشان داده‌ند تحت فروض غیرقابل مشاهده ACF، تابع تولید با متغیر ستانده ناخالص، بدون اعمال محدودیت‌های بیشتر بر مدل، قابل شناسایی نمی‌باشد[3]. در این روش، برآورد مرحله نخست به معنای حذف شوک u_{it} از ستانده y_{it} است. اگر تابع متغیر پراکسی(p_{it}) را معکوس کرده و در معادله(۱۰) جایگذاری کنیم، خواهیم داشت؛

$$y_{it} = \Phi_{it}(p_{it}, X_{it}, w_{it}, l_{it}) + u_{it} \qquad (۱۹)$$

بعد از برآورد مدل(۱۹)، با استفاده از زنجیره مارکوف می‌توان باقیمانده‌ها را بدست آورد. این‌ها، در کنار مجموعه شرایط گشتاوری، منجر به برآوردگر GMM می‌شوند(مرحله دوم).

۳،۴ روش برآورد وولدریج

وولدریج[4](۲۰۰۹) برای حل مشکلات روش‌های OP و LP، یک روش تخمین دو مرحله‌ای را در برآوردگر GMM (وولدریج، ۱۹۹۶) جایگزین نمود. وی نشان داد چگونه می‌توان محدودیت‌های گشتاوری مناسب را براساس دو معادله نوشت که در آنها متغیر وابسته یکسان بوده اما ابزارهای متفاوت دارند. در مراحل نخست هر دو روش OP و LP ، برآورد پارامترها با توجه به فرض زیر انجام می‌گیرد؛

$$E(u_{it}|\varphi_{i,t-1}, X_{it}, w_{it}, m_{it}, X_{i,t-1}, w_{i,t-1}, m_{i,t-1}, \dots, X_{i1}, w_{i1}, m_{i1}) = 0 \qquad (۲۰)$$

بهره‌وری و مقادیر گذشته متغیرهای آزاد و نهاده‌های واسطه‌ای بهره می‌گیرد. با توجه به روش LP و بازنویسی معادله(۱۱) خواهیم داشت؛

[1] Ackerberg, Caves and Fraser
[2] Bond and Soderbom
[3] برای جزئیات بیشترجوع کنید به آکربرگ، کاوز و فریزر(۲۰۱۵).
[4] Wooldridge

$$E(\varphi_{it}|X_{it}, X_{i,t-1}, w_{i,t-1}, m_{i,t-1}, \dots, X_{i1}, w_{i1}, m_{i1}) = E(\varphi_{it}|\varphi_{i,t-1})$$

$$= f\{h(X_{i,t-1}, m_{i,t-1})\} \quad (۲۱)$$

که مانند تابع $h(.,.)$، هیچ فرم تابعی بر $f(.)$ اعمال نشده است. بنابراین سبب ایجاد دو معادله زیر می‌شود؛

$$y_{it} = \alpha + \gamma X_{it} + \beta w_{it} + h(m_{it}, X_{it}) + \upsilon_{it} \quad (۲۲)$$

$$y_{it} = \alpha + \gamma X_{it} + \beta w_{it} + f\{h(X_{i,t-1}, m_{i,t-1})\} + \eta_{it} \quad , \quad \eta_{it} = \varepsilon_{it} + \upsilon_{it} \quad (۲۳)$$

برای برآورد فرم تابعی نامعلوم، از چندجمله‌ای درجه nام در X_{it} و m_{it} استفاده می‌شود[1]. روش وولدریج(WR)(۲۰۰۹) نسبت به رویکردهای دو مرحله‌ای دارای چند مزیت است. آکربرگ و همکاران(ACF)(۲۰۰۷) نشان دادند اگر متغیر آزاد(نیری‌کار) به شکل بهینه توسط شرکت تعیین شود و تابعی قطعی از بهره‌وری مشاهده‌نشده و متغیرهای حالت باشد، آن‌گاه ضریب آن به‌طور ناپارامتریک تعیین خواهد شد. هم‌چنین آنها بیان داشتند تصریح فرم‌های تابعی متعارف(مانند کاب-داگلاس) برای فرآیند تولید، کارآمد نخواهد بود. به عبارت دیگر، در تابع کاب-داگلاس (و حتی برخی توابع دیگر)، پس از جایگزینی بهره‌وری مشاهده‌نشده به صورت تابعی از نهاده‌ها، متغیر نیروی‌کار ناپدید خواهد شد. ACF تلاش نمودند مشکل عدم شناسایی را در این روش‌ها با استفاده از یک روش تخمین دو مرحله‌ای برطرف نمایند؛ به گونه‌ای که در مرحله نخست تخمین، هیچ یک از پارامترهای تابع تولید نیاز به شناسایی نخواهند داشت. نخستین مزیت رویکرد WR این است که مرحله نخست تخمین روش‌های OP یا LP، دربرگیرنده اطلاعات شناسایی پارامترهای متغیرهای آزاد(مانند نیروی‌کار) باشد. مزیت دیگر روش تخمین WR این است که انحراف معیارهای کاملاً مستحکم به راحتی بدست می‌آیند. همچنین، روش WR به طور کارا از شرایط گشتاوری که در مفروضات OP و LP بیان شد، بهره می‌گیرد. از نظر وولدریج(۲۰۰۹) برآوردگرهای دو مرحله‌ای به دو دلیل ناکارا هستند؛ یکی اینکه این روش‌ها همبستگی همزمان در خطاهای دو معادله را نادیده می‌گیرند؛ دوم اینکه در آن روش‌ها، در شرایط همبستگی سریالی یا ناهمسانی واریانس، خطاها به شکل کارا برآورد نمی‌شوند. روش WR از همبستگی بین معادلات برای افزایش کارایی استفاده کرده و ماتریس وزنی بهینه به شکل کارا، همبستگی سریالی و ناهمسانی واریانس را کنترل می‌کند.

۳،۵ داده‌ها

با توجه به هدف مقاله، داده‌های کارگاه‌های صنعتی ۳۱ استان ایران در دوره ۱۴۰۰-۱۳۹۱ جمع‌آوری شد. این داده‌ها از نتایج آمارگیری از کارگاه‌های صنعتی ۱۰ نفر کارکن و بیشتر که هر سال بوسیله مرکز آمار ایران منتشر می‌گردد، استخراج شده است. لازم به ذکر است از روش «موجودی دائمی»[2] برای برآورد موجودی سرمایه استفاده شده و متغیرهای ارزش افزوده، موجودی سرمایه و مصرف انرژی با شاخص قیمت بخش صنعت تعدیل شده‌اند. در جدول(۲) آمار توصیفی متغیرهای تحقیق را ارائه شده است.

[1] لوینسون و پترین(۲۰۰۳) استفاده از چند جمله‌ای‌های درجه سوم را پیشنهاد نمودند. با این حال، هر چه درجه بالاتر باشد، نتیجه بهتر است.

[2] Perpetual Inventory Method (PIM)

جدول ۱: تعریف متغیرها و نحوه اندازگیری آنها

متغیرها	شاخص	نحوه اندازه‌گیری
متغیر وابسته	ارزش افزوده صنعتی استان(y)	تعدیل شده با شاخص قیمت تولیدکننده بخش صنعت(ثابت ۱۳۹۵)، میلیون ریال
متغیرهای توضیحی	موجودی سرمایه صنعتی استان(k)	محاسبه با روش موجودی دائمی(ثابت ۱۳۹۵)، میلیون ریال
	اشتغال صنعتی استان(L)	تعداد افراد شاغل در کارگاه‌های صنعتی ۱۰ نفر کارکن و بیشتر، نفر
	مصرف انرژی صنعتی استان(Energy)	ارزش سوخت مصرفی در کارگاه‌های صنعتی ۱۰ نفر کارکن و بیشتر، میلیون ریال

منبع: مرکز آمار ایران و محاسبات نویسنده

متوسط ارزش افزوده صنعتی در دوره ۱۴۰۰-۱۳۹۱ سالانه حدود ۶۴۰۹۶ میلیون ریال بوده است. هم‌چنین متوسط ارزش سوخت مصرفی در این دوره سالانه ۲۲۵۰۵ میلیون ریال بوده است. در واقع شدت انرژی در بخش صنعت ایران متوسط ۰/۳۵ بوده است که در مقایسه با شدت انرژی جهانی که در سال ۲۰۲۱ حدود ۰/۱۵ بوده، فاصله بسیار زیادی دارد. هم‌چنین متوسط موجودی سرمایه صنعتی در این دوره سالانه ۶۰۵۳۸ میلیون ریال بوده است. متوسط اشتغال در این سال‌ها نیز حدود ۵۵۸۰۰ نفر می‌باشد.

جدول ۲: آمار توصیفی

متغیرها	میانگین	انحراف استاندارد	بیشترین	کمترین	مشاهدات
ارزش افزوده صنعتی (ثابت ۱۳۹۵)، میلیون ریال	۶۴۰۹۶	۷۸۶۷۷۶	۳۶۶۲۲۰۳	۱۳۰۷۷	۲۴۸
موجودی سرمایه صنعتی (ثابت ۱۳۹۵)، میلیون ریال	۶۳۰۵۳۸	۷۷۳۶۶۳	۳۸۲۱۳۹۱	۸۰۳۳	۲۴۸
اشتغال صنعتی (نفر)	۵۵۸۰۰	۷۶۸۸۵	۴۳۲۱۱۶	۲۱۶۶	۲۴۸
مصرف انرژی صنعتی (ثابت ۱۳۹۵)، میلیون ریال	۲۲۵۰۵	۳۴۳۵۰	۲۶۰۳۵۸	۳۱۸	۲۴۸

منبع: مرکز آمار ایران و محاسبات نویسنده

۴ نتایج تجربی

پیش از برآورد مدل‌ها، ابتدا آزمون‌های ریشه واحد پانلی لوین، لین و چو(LLC) برای متغیرهای ارزش افزوده، نیروی‌کار و سرمایه انجام گرفت. نتایج نشان داد هر سه متغیر در سطح ایستا هستند. با این حال آزمون هم‌انباشتگی کائو نیز انجام گرفت و نتیجه آزمون حاکی از آن است که میان متغیرها رابطه بلندمدت وجود دارد.

۴،۱ نتایج روش‌های داده‌های پانل و رویکرد تابع کنترل

در جدول(۳) نتایج روش داده‌های پانل در حالت‌های مختلف و هم‌چنین روش‌های OP و LP ارائه شده است. ستون‌های ۱ تا ۳ نتایج روش‌های حداقل مربعات معمولی[1](PLS)، اثرات ثابت[2](FE) و اثرات تصادفی[3](RE) را نشان می‌دهند. ستون ۴ یافته‌های برآوردگر بهره‌وری LP را گزارش می‌کند و ستون ۵ بیانگر نتایج برآوردگر بهره‌وری OP است. در تمامی

[1] Pooled Least Squares
[2] Fixed Effects
[3] Random Effects

این ۵ مدل از ارزش افزوده به قیمت ثابت به عنوان متغیر وابسته استفاده شده است. همچنین متغیرهای مصرف انرژی، نیروی‌کار و موجودی سرمایه نیز به ترتیب به عنوان متغیرهای پراکسی، آزاد و حالت در نظر گرفته شده‌اند. در رویکرد داده‌های پانل کشش موجودی سرمایه و نیروی‌کار در هر سه روش در سطح ۱ درصد معنادار هستند. اما لوینسون و پترین(۲۰۰۳) استدلال می‌کنند روش‌های متداول داده‌های پانل(که از روش حداقل مربعات معمولی استفاده می‌کنند)، پارامترهای متغیرهای آزاد را بیش از حد برآورد می‌کنند. همانطور که بیان شد نیروی‌کار به عنوان متغیر آزاد وارد مدل‌ها شده‌اند که در روش PLS نیز ضریب این متغیر در مقایسه سایر روش‌ها بیشتر است. این موضوع استدلال لوینسون و پترین(۲۰۰۳) را تایید می‌کند.

جدول ۳: نتایج برآورد تابع کاب-داگلاس با رویکردهای داده‌های پانل متعارف و تابع کنترل

متغیر	رویکرد داده‌های پانل متعارف			رویکرد تابع کنترل	
	PLS (۱)	FE (۲)	RE (۳)	LP (۴)	OP (۵)
موجودی سرمایه	۰/۵۳۳ (۰/۰۴)	۰/۷۰۲ (۰/۰۳۷)	۰/۶۹۲ (۰/۰۳۵)	۰/۶۳۱ (۰/۱۴۶)	۰/۶۳ (۰/۱۲۴)
نیروی کار	۰/۴۷۷ (۰/۰۴۸)	۰/۳۱۱ (۰/۰۴۵)	۰/۳۲۳ (۰/۰۶۹)	۰/۳۷۷ (۰/۱۴۴)	۰/۳۷۷ (۰/۱۵۸)
بازدهی ثابت (براساس آماره والد)	بله	بله	بله	بله	بله
تعداد مشاهدات	۲۴۸	۲۴۸	۲۴۸	۲۴۸	۲۴۸

تمامی متغیرها لگاریتمی می‌باشند. اعداد داخل پرانتز خطاهای استاندارد بوت استرپ هستند.

منبع: یافته‌های تحقیق حاضر

در مقابل در رویکرد تابع کنترل مقدار کشش‌های سرمایه و نیروی‌کار با روش‌های اثرات ثابت و تصادفی تفاوت چندانی ندارند، اما خطای استاندارد روش‌های تابع کنترل بیشتر از رویکرد داده‌های پانل متعارف می‌باشد. همچنین در روش LP خطای استاندارد کشش نیروی‌کار کمتر از روش OP بوده اما کشش سرمایه برعکس است. این نشان می‌دهد کارایی برآوردگرهای OP برای متغیرهای حالت(موجودی سرمایه) بیشتر است.

۴،۲ نتایج روش‌های وولدریج(WR) و تصحیح ACF

در جدول(۴) نتایج تصحیح ACF و وولدریج(WR) نمایش داده شده است. در ستون‌های ۱ و ۲ نتایج رویکرد LP و تصحیح ACF ارائه گردیده است. در ستون‌های ۳ و ۴ نیز نتایج تخمین رویکرد وولدریج(WR) گزارش شده که در ستون ۴ از یک چندجمله‌ای مرتبه دوم استفاده گردیده است. نتایج روش WR بیان می‌دارد کشش نیروی‌کار با مدل LP تفاوتی ندارد اما خطای استاندارد کمتری دارد. اما کشش سرمایه در روش WR کمتر از روش LP می‌باشد. همچنین استفاده از چندجمله‌ای مرتبه دوم تاثیری بر نتایج مدل WR نداشت. در این بخش می‌توان گفت نتایج روش WR کاراتر از روش LP است.

جدول ۴: نتایج برآورد تابع کاب-داگلاس با رویکردهای لوینسون و پترین(LP) و وولدریج(WR)

متغیر	رویکرد لوینسون و پترین(LP)		رویکرد وولدریج(WR)	
	LP (۱)	LP (ACF) (۲)	WR (۳)	WR [ploy (2)] (۴)
موجودی سرمایه	۰/۶۳۱ (۰/۱۴۶)	۰/۵۴۳ (۰/۵۰۱)	۰/۴۸۵ (۰/۰۹۵)	۰/۵۱۳ (۰/۰۹۵)
نیروی کار	۰/۳۷۷ (۰/۱۴۴)	۰/۴۸۷ (۰/۴۴۲)	۰/۳۷۹ (۰/۰۳۳)	۰/۳۵۳ (۰/۰۳۳)
بازدهی ثابت (براساس آماره والد)	بله	بله	بله	بله
تعداد مشاهدات	۲۴۸	۲۴۸	۲۱۷	۲۱۷

تمامی متغیرها لگاریتمی هستند. اعداد داخل پرانتز خطاهای استاندارد بوت استرپ هستند.

منبع: یافته‌های تحقیق حاضر

آکربرگ، کاوز و فریزر(۲۰۱۵) بیان داشتند ممکن است در مرحله نخست تخمین روش‌های OP و LP مشکلی وجود داشته باشد. بدین صورت که در برخی فرآیندهای تولید داده که با مفروضات مدل‌های OP و LP تطابق دارند، شرایط گشتاوری در مرحله نخست تخمین، قادر به شناسایی ضریب نیروی‌کار نمی‌باشند. یکی از دلایل این عدم شناسایی، وابستگی تابعی است. در واقع آنها نشان دادند در این نوع فرآیند تولید داده، نیروی‌کار یک تابع قطعی از مجموعه متغیرهایی است که در رویکردهای OP و LP باید به‌طور ناپارامتریک مشروط شوند. از این رو، هنگامی که این شرطی‌سازی ناپارامتریک صورت می‌پذیرد، هیچ تغییری در نیروی‌کار برای شناسایی ضریب آن انجام نمی‌گیرد. آنها برای رفع این مشکل یک روش تخمین جایگزین پیشنهاد نمودند که از شرایط گشتاوری مشابه روش OP و LP بهره می‌گیرد، اما مشکل وابستگی تابعی ندارد. در جدول(۵) نتایج تصحیح ACF ارائه شده است. نتایج برآورد تابع تولید به وسیله روش LP با تصحیح ACF در ستون(۲) حکایت از آن دارد با اینکه ضرایب مطابق انتظار هستند، اما به دلیل خطاهای استاندارد بسیار بزرگ، از نظر آماری معنادار نیستند. در واقع برآورد تابع تولید به روش LP با تصحیح ACF سبب کاهش کارایی ضرایب برآوردی گردیده است.

۴،۳ برآورد تابع تولید با کنترل درونزایی

در این بخش برآوردها به شکلی انجام می‌گیرد که اثرگذاری متغیرهای درونزا(در صورت وجود) بر پویایی‌های بهره‌وری(φ_{it}) کنترل می‌گردد. به طور خاص، اگر هر متغیری(X_{it}) بر سطح بهره‌وری در زمان t اثر داشته باشد، براساس معادله(۲) باید تابع بهره‌وری را به صورت $\varphi_{it} = g(\varphi_{it-1}, X_{i,t-1}) + \varepsilon_{it}$ نوشت؛ که بدان معناست φ_{it} از فرآیند زنجیره مارکوف مرتبه نخست پیروی می‌کند و اینکه $g(.)$ یک تابع ناپارامتریک از φ_{it-1} و $X_{i,t-1}$ است. این مدل قادر است تغییرات بهره‌وری را مشروط به سطح متغیرهای درون‌زا اندازه‌گیری کند؛ یعنی بنگاه‌هایی را در نظر می‌گیرد که انتظارات خود از سطح بهره‌وری را به روز نموده و سرمایه‌گذاری خود را براساس سطح بهینه متغیر درونزا انجام دهند. نتایج برآورد روش‌های LP و ACF با فرض درونزایی موجودی سرمایه در جدول(۵) ارائه شده است.

جدول ۵: نتایج برآورد تابع کاب-داگلاس با روش‌های LP و ACF با و بدون کنترل درونزایی متغیر موجودی سرمایه

متغیر وابسته: ارزش افزوده	روش LP		روش ACF	
	بدون درونزایی (۱)	با درونزایی (۲)	بدون درونزایی (۳)	با درونزایی (۴)
موجودی سرمایه	۰/۵۸۹ (۰/۱۴۶)	۰/۵۱۶ (۰/۱۶۷)	۰/۵۶۳ (۰/۳۲۶)	۰/۵۴۳ (۰/۰۵۶)
نیروی کار	۰/۳۷۷ (۰/۱۴۹)	۰/۳۷۷ (۰/۱۵۸)	۰/۴۷۵ (۸/۴۵)	۰/۴۸۷ (۰/۰۴۷)
بازدهی ثابت (براساس آماره والد)	بله	بله	بله	بله
تعداد مشاهدات	۲۴۸	۲۴۸	۲۴۸	۲۴۸

تمامی متغیرها لگاریتمی هستند. اعداد داخل پرانتز خطاهای استاندارد بوت استرپ هستند.

منبع: یافته‌های تحقیق حاضر

نتایج جدول(۵) نشان می‌دهد در روش LP زمانی که متغیر موجودی سرمایه درونزا در نظر گرفته می‌شود(ستون ۲)، ضریب نیروی‌کار تغییری نمی‌کند، اما ضریب موجودی سرمایه از ۰/۵۸۹ به ۰/۵۱۶ کاهش می‌یابد. علاوه بر این، خطای استاندارد هر دو ضریب با افزایش همراه بوده است و این یعنی از کارایی کمتری برخوردار هستند. در ستون(۳) نتایج برآورد روش ACF ارائه شده که مشاهده می‌شود خطاهای استاندارد بسیار زیاد بوده و سبب گردیده ضریب نیروی‌کار معنادار نشده و ضریب موجودی سرمایه نیز در سطح ۱۰ درصد معنادار باشد. هنگامی که در این روش، متغیر موجودی سرمایه درونزا در نظر گرفته می‌شود(ستون ۴) نتیجه کاملا تغییر کرده و خطاهای استاندارد به شدت کاهش می‌یابد. به عبارت دیگر کارایی ضرایب در این حالت در مقایسه با سه برآورد دیگر بیشتر است. نکته دیگر اینکه، روش LP مقدار ضریب نیروی‌کار را کمتر از روش ACF برآورد می‌کند و این می‌تواند همان نکته‌ای باشد که آکربرگ، کاوز و فریزر(۲۰۱۵) بدان اشاره داشتند. آنها بیان نمودند در برخی فرآیندهای تولید داده که با مفروضات مدل‌های OP و LP تطابق دارند، شرایط گشتاوری در تخمین معادله مرحله نخست، قادر به شناسایی ضریب نیروی‌کار نمی‌باشد. یکی از دلایل این عدم شناسایی، وابستگی تابعی است، که روش ACF این مشکل را برطرف می‌کند. تا اینجا به نظر می‌رسد هم وابستگی تابعی نیروی‌کار و هم درونزایی موجودی سرمایه می‌توانند مسائل مهمی باشند که نباید از آنها غافل بود.

نظر به نتایج می‌توان بیان داشت در همه مدل‌ها وجود بازدهی ثابت تایید می‌گردد که توسط آزمون والد مشخص شده است. کشش سرمایه بالاترین مقدار خود را در تخمین‌های پانل متعارف یعنی اثرات ثابت و تصادفی دارد در حالی که کشش نیروی‌کار در الگوریتم ACF بیشترین مقدار را دارد. ضریب تخمینی نیروی‌کار در روش LP کمتر از روش‌های WR، OP و ACF است که نشان می‌دهد تخمین مرحله نخست در LP سهم نیروی‌کار را کمتر تخمین می‌زند.

۴،۴ تخمین رشد TFP

با توجه به نتایج تخمین کشش‌های موجودی سرمایه و نیروی‌کار در بخش قبلی، حال می‌توان رشد TFP را برای صنایع تولیدی استان‌های ایران برآورد نمود. بدین منظور نتایج دو روش پارامتریک اثرات ثابت(FE) و تصادفی(RE) و چهار روش نیمه‌پارامتریک LP، WR، OP و ACF برای سال‌های ۱۳۹۲ تا ۱۴۰۰ در جدول (۶) آمده است.

جدول ۶: نتایج تخمین TFP صنایع تولیدی، درصد

سال	رویکرد پارامتریک		رویکرد نیمه‌پارامتریک			
	اثرات ثابت (TFP_{FE})	اثرات تصادفی (TFP_{RE})	الگوریتم LP (TFP_{LP})	الگوریتم OP (TFP_{OP})	الگوریتم ACF (TFP_{ACF})	الگوریتم WR (TFP_{WR})
۱۳۹۲	-۵/۶	-۴/۸	-۵/۱	-۵/۱	-۴/۹	-۴/۷
۱۳۹۳	-۸/۰	-۸/۸	-۸/۵	-۸/۵	-۸/۸	-۷/۶
۱۳۹۴	-۱۳/۱	-۱۲/۴	-۱۲/۶	-۱۲/۶	-۱۲/۴	-۱۲/۳
۱۳۹۵	۵/۹	۴/۹	۵/۳	۵/۳	۵/۰	۵/۸
۱۳۹۶	۴/۹	۳/۱	۳/۹	۳/۹	۳/۲	۵/۲
۱۳۹۷	۱۲/۳	۱۱/۰	۱۱/۶	۱۱/۶	۱۱/۱	۱۳/۰
۱۳۹۸	۵/۲	۶/۵	۶/۰	۶/۰	۶/۴	۵/۷
۱۳۹۹	۱۶/۸	۲۰/۸	۱۹/۰	۱۹/۰	۲۰/۵	۱۵/۸
۱۴۰۰	۱۳/۵	۱۷/۳	۱۵/۷	۱۵/۸	۱۷/۰	۱۴/۰
متوسط	۳/۵	۴/۲	۳/۹	۳/۹	۴/۱	۳/۹

منبع: یافته‌های تحقیق حاضر

ملاحظه می‌شود متوسط رشد TFP در رویکردهای نیمه‌پارامتریک از متوسط رشد TFP روش‌های پارامتریک بیشتر است. در میان روش‌های نیمه پارامتریک نیز بیشترین متوسط رشد در دوره ۱۴۰۰-۱۳۹۲ مربوط به روش ACF است که علت آن کمتر بودن کشش موجودی سرمایه در این روش در مقایسه با سه روش دیگر است. هم‌چنین بیشترین رشد TFP در تمامی روش‌ها در سال ۱۳۹۹ و کمترین رشد نیز در سال ۱۳۹۴ می‌باشد که در این سال TFP با کاهش همراه بوده است.

جدول ۷: نتایج تخمین TFP در صنایع تولیدی استان‌های ایران؛ درصد

استان	رویکرد پارامتریک		رویکرد نیمه‌پارامتریک			
	اثرات ثابت (TFP_{FE})	اثرات تصادفی (TFP_{RE})	الگوریتم LP (TFP_{LP})	الگوریتم OP (TFP_{OP})	الگوریتم ACF (TFP_{ACF})	الگوریتم WR (TFP_{WR})
آذربایجان شرقی	۱/۸	۱/۸	۱/۷	۱/۷	۱/۵	۲/۱
آذربایجان غربی	۳/۸	۳/۸	۳/۹	۳/۹	۳/۹	۴/۴
اردبیل	۲/۰	۲/۰	۱/۷	۱/۸	۱/۱	۱/۹
اصفهان	۸/۵	۸/۵	۸/۴	۸/۵	۸/۳	۸/۷
البرز	۸/۲	۸/۱	۷/۹	۷/۹	۷/۴	۸/۰
ایلام	۱۲/۱	۱۲/۱	۱۲/۱	۱۲/۱	۱۲/۲	۱۱/۸
بوشهر	-۲/۸	-۲/۷	-۲/۵	-۲/۴	-۲/۲	-۱/۳
تهران	۷/۸	۷/۸	۷/۴	۷/۴	۶/۸	۶/۷
چهارمحال وبختیاری	۱۰/۳	۱۰/۱	۹/۲	۹/۲	۷/۸	۷/۱
خراسان جنوبی	۲/۴	۲/۵	۲/۷	۲/۷	۳/۱	۳/۴
خراسان رضوی	۲/۹	۲/۹	۳/۲	۳/۲	۳/۵	۴/۲
خراسان شمالی	۲/۱	۲/۱	۲/۲	۲/۲	۲/۳	۲/۹
خوزستان	۶/۶	۶/۵	۵/۹	۵/۹	۴/۸	۴/۵
زنجان	۳/۴	۳/۴	۳/۹	۳/۹	۴/۳	۵/۴
سمنان	-۰/۳	-۰/۲	۰/۳	۰/۴	۱/۱	۲/۱
سیستان وبلوچستان	-۸/۱	-۸/۰	-۷/۴	-۷/۴	-۶/۶	-۵/۶
فارس	-۲/۰	-۲/۰	-۱/۸	-۱/۸	-۱/۷	-۱/۰
قزوین	۵/۲	۵/۱	۴/۷	۴/۸	۴/۱	۴/۱
قم	۷/۵	۷/۴	۷/۲	۷/۳	۶/۷	۷/۵
کردستان	۵/۱	۵/۰	۳/۹	۳/۹	۲/۱	۲/۱
کرمان	۳/۶	۳/۴	۲/۸	۲/۹	۱/۸	۲/۰
کرمانشاه	۳/۸	۳/۶	۳/۱	۳/۱	۲/۱	۲/۳
کهگیلویه وبویراحمد	۰/۷	۰/۶	۰/۰۹	۰/۱	-۰/۷	-۰/۷
گلستان	۵/۰	۵/۰	۴/۴	۴/۴	۳/۶	۳/۵
گیلان	۵/۵	۵/۴	۴/۸	۴/۹	۴/۰	۳/۷
لرستان	-۰/۵	-۰/۵	-۰/۶	-۰/۶	-۰/۸	-۰/۸
مازندران	۲/۵	۲/۵	۲/۵	۲/۵	۲/۴	۲/۷
مرکزی	۶/۲	۶/۱	۵/۹	۵/۹	۵/۴	۵/۸
هرمزگان	۱۳/۱	۱۳/۰	۱۲/۳	۱۲/۴	۱۱/۲	۱۱/۷
همدان	۶/۷	۶/۶	۵/۹	۵/۹	۴/۸	۴/۳
یزد	۶/۱	۶/۱	۶/۰	۶/۰	۵/۷	۶/۴
متوسط	۴/۲	۴/۱	۳/۹	۴/۰	۳/۵	۳/۹

منبع: یافته‌های تحقیق حاضر

مشابه نتایج قبلی، متوسط رشد TFP در روش‌های پارامتریک بیشتر از رویکرد نیمه‌پارامتریک است؛ به طوری که متوسط رشد بهره‌وری کل در روش‌های اثرات ثابت و تصادفی حدود ۴/۱ درصد است، در حالی رویکرد تابع کنترل متوسط رشد TFP حدود ۳/۸ درصد می‌باشد. در واقع می‌توان بیش برآوردی را در رویکردهای پارامتریک مشاهده نمود. با نگاهی به استان‌ها در می‌یابیم رشد TFP در ۵ استان بوشهر، سمنان، سیستان و بلوچستان، فارس و لرستان در دوره مورد بررسی منفی بوده است. هم‌چنین استان هرمزگان بهترین وضعیت را در میان تمامی استان‌ها دارا است.

۴،۵ نتایج شاخص بهره‌وری کل مالم‌کوئیست

در این بخش، شاخص بهره‌وری کل مالم‌کوئیست و همچنین مولفه‌های تغییر کارایی و تغییرات فنی برای صنایع تولیدی استان‌های ایران محاسبه گردید، که تغییر کارایی خود به دو جزء تغییر کارایی خالص و تغییر کارایی مقیاس تجزیه شده است. از آنجا که شاخص مالم‌کوئیست براساس زمان گسسته است، بنابراین هر بانک برای هر جفت سال یک شاخص خواهد داشت که این مستلزم محاسبه توابع فاصله مؤلفه‌ها با استفاده از روش برنامه‌ریزی خطی است که در روش‌شناسی توضیح داده شد. در جدول(۸) میانگین عملکرد هر بانک در دوره ۱۴۰۰-۱۳۹۲ آمده است.

جدول ۸: متوسط رشد بهره‌وری کل صنایع کارخانه‌ای استان‌های ایران و تجزیه آن، ۱۴۰۰-۱۳۹۲

استان	بهره‌وری کل (مالم‌کوئیست)	پیشرفت فنی	تغییر کارایی	تغییر کارایی خالص	تغییر کارایی مقیاس
آذربایجان شرقی	۱/۰۶۸	۰/۹۲۴	۱/۱۵۶	۰/۹۸۷	۱/۱۷۱
آذربایجان غربی	۱/۰۲۹	۰/۹۱۱	۱/۱۲۹	۰/۹۹۵	۱/۱۳۵
اردبیل	۱/۰۸۶	۰/۹۵۵	۱/۱۳۶	۱/۰۰۲	۱/۱۳۴
اصفهان	۱/۰۹۴	۰/۹۵۶	۱/۱۴۵	۱/۰۷۹	۱/۰۶۱
البرز	۱/۰۸۲	۰/۹۳۴	۱/۱۵۸	۱/۰۲۰	۱/۱۳۴
ایلام	۱/۰۳۴	۰/۸۸۸	۱/۱۶۵	۱/۱۷۸	۰/۹۸۹
بوشهر	۱/۰۲۱	۰/۸۹۳	۱/۱۴۴	۱/۰۰۰	۱/۱۴۴
تهران	۱/۰۵۱	۰/۹۰۷	۱/۱۵۹	۱/۱۰۷	۱/۰۴۷
چهارمحال وبختیاری	۱/۰۷۴	۰/۹۴۰	۱/۱۴۲	۱/۰۰۰	۱/۱۴۱
خراسان جنوبی	۱/۰۵۱	۰/۹۱۴	۱/۱۵۰	۰/۹۹۸	۱/۱۵۳
خراسان رضوی	۱/۰۶۳	۰/۹۱۳	۱/۱۶۴	۱/۰۰۸	۱/۱۵۵
خراسان شمالی	۰/۹۷۳	۰/۸۲۹	۱/۱۷۴	۱/۰۰۱	۱/۱۷۳
خوزستان	۱/۰۵۷	۰/۹۵۷	۱/۱۰۵	۱/۱۳۶	۰/۹۷۲
زنجان	۱/۰۳۳	۰/۹۲۹	۱/۱۱۲	۱/۰۱۱	۱/۰۹۹
سمنان	۱/۰۲۱	۰/۸۸۲	۱/۱۵۸	۱/۰۰۸	۱/۱۴۹
سیستان وبلوچستان	۰/۹۴۷	۰/۸۶۴	۱/۰۹۵	۱/۰۰۸	۱/۰۸۶
فارس	۱/۰۴۲	۰/۹۰۴	۱/۱۵۳	۱/۰۱۲	۱/۱۴۰
قزوین	۱/۰۷۵	۰/۹۲۵	۱/۱۶۲	۰/۹۹۳	۱/۱۷۰
قم	۱/۰۶۵	۰/۹۱۴	۱/۱۶۵	۰/۹۸۲	۱/۱۸۶
کردستان	۱/۰۷۱	۰/۹۲۶	۱/۱۵۷	۱/۰۰۴	۱/۱۵۳
کرمان	۱/۰۶۵	۰/۹۴۵	۱/۱۲۶	۱/۰۴۶	۱/۰۷۷
کرمانشاه	۱/۰۳۳	۰/۸۹۷	۱/۱۵۲	۱/۰۰۳	۱/۱۴۸
کهگیلویه وبویراحمد	۱/۰۰۸	۰/۸۷۷	۱/۱۵۰	۱/۵۱۴	۰/۷۶۰
گلستان	۱/۰۸۲	۰/۹۳۲	۱/۱۶۰	۰/۹۹۵	۱/۱۶۶
گیلان	۱/۰۷۸	۰/۹۲۴	۱/۱۶۷	۰/۹۸۶	۱/۱۸۴
لرستان	۰/۹۹۵	۰/۸۶۱	۱/۱۵۶	۱/۰۰۵	۱/۱۵۰
مازندران	۱/۰۴۶	۰/۸۹۶	۱/۱۶۷	۰/۹۹۷	۱/۱۷۰
مرکزی	۱/۰۶۷	۰/۹۴۱	۱/۱۳۴	۱/۰۲۶	۱/۱۰۵
هرمزگان	۱/۰۶۵	۰/۸۳۷	۱/۲۷۲	۱/۰۰۲	۱/۲۷۰
همدان	۱/۰۹۲	۰/۹۴۶	۱/۱۵۵	۰/۹۹۳	۱/۱۶۳
یزد	۱/۰۶۳	۰/۹۱۹	۱/۱۵۷	۰/۹۸۴	۱/۱۷۵
متوسط	۱/۰۴۹	۰/۹۱۱	۱/۱۵۲	۱/۰۳۵	۱/۱۲۱

منبع: یافته‌های تحقیق حاضر

لازم به ذکر است چون شاخص بهره‌وری مالم‌کوئیست به صورت ضرب است، این میانگین‌ها نیز به شکل ضرب هستند؛ یعنی آنها میانگین‌های هندسی هستند. هم‌چنین اگر مقدار شاخص مالم‌کوئیست یا هر یک از اجزای آن کمتر از ۱ باشد، نشان‌دهنده میزان رشد منفی TFP است، در حالی که مقادیر بیشتر از ۱ بیانگر رشد مثبت TFP می‌باشد. ابتدا با نگاهی به انتهای جدول(۸) در می‌یابیم به طور متوسط، رشد بهره‌وری کل صنایع تولیدی در دوره مورد بررسی مثبت بوده است؛ به طوری که متوسط رشد بهره‌وری کل مالم‌کوئیست حدود ۴/۹ درصد بوده است. این رشد به علت بهبود کارایی است که متوسط ۱۵/۲درصد می‌باشد. در مقابل پیشرفت فنی یا همان نوآوری سبب کاهش بهره‌وری کل شده و متوسط سالانه ۸/۹ درصد پسرفت داشته است. حال اگر به نتایج استان‌ها توجه کنیم مشخص می‌گردد استان اصفهان بالاترین رشد بهره‌وری کل را با متوسط ۹/۴ درصد داشته است که تقریبا تمام آن به دلیل بهبود کارایی بوده که هم کارایی خالص و هم کارایی مقیاس در این امر دخیل بوده‌اند. در میان استان‌ها، نرخ تغییر کارایی استان هرمزگان در نمونه بالاترین میزان بوده؛ یعنی این استان به ویژه در حرکت به سمت مرز یا «هم‌پایی» خوب عمل کرده است. براساس فناوری بازدهی مقیاس ثابت، در میان این ۳۱ استان بجز استان اصفهان، رشد بهره‌وری کل صنایع تولیدی ۱۹ استان بیشتر از میانگین بوده که علت آن بهبود کارایی می‌باشد. هم‌چنین صنایع تولیدی ۳ استان خراسان شمالی، سیستان و بلوچستان و لرستان عملکرد خوبی نداشته‌اند و پسرفت در بهره‌وری کل را تجربه نموده‌اند.

۴،۶ برآورد اثرات عوامل پیشران بهره‌وری کل

در این بخش اثر عوامل پیشران بهره‌وری کل صنایع تولیدی استان‌های ایران در دوره ۱۴۰۰-۱۳۹۲ برآورد شده است. این عوامل شامل تحقیق و توسعه(هزینه‌های تحقیق و توسعه بنگاه‌ها)، نیروی‌کار متخصص(نیروی کار تکنسین، مهندس و ماهر) و ساختار تولید(نسبت موجودی سرمایه به نیروی‌کار) هستند. از آنجا که متغیر وابسته نرخ رشد بهره‌وری کل عوامل تولید است، بنابراین هر سه متغیر مستقل نیز به صورت نرخ رشد در مدل وارد شده‌اند.

جدول ۹: نتایج اثرات پیشران بهره‌وری کل عوامل تولید، ۱۴۰۰-۱۳۹۲

متغیرها	متغیر وابسته: TFP				متغیر وابسته: TFP			
	(TFP_{FE})	(TFP_{LP})	(TFP_{ACF})	(TFP_{WR})	(TFP_{FE})	(TFP_{LP})	(TFP_{ACF})	(TFP_{WR})
عرض از میداء	۰/۰۵ (۰/۰۱۵)	۰/۰۴ (۰/۰۱۵)	۰/۰۳ (۰/۰۱۵)	۰/۰۴ (۰/۰۱۵)	-	-	-	-
تحقیق و توسعه	۰/۰۱ (۰/۰۰۲)	۰/۰۱ (۰/۰۰۲)	۰/۰۰۹ (۰/۰۰۲)	۰/۰۰۸ (۰/۰۰۲)	۰/۰۱۳ (۰/۰۰۱)	۰/۰۱۲ (۰/۰۰۱)	۰/۰۱۱ (۰/۰۰۲)	۰/۰۱ (۰/۰۰۱)
نیروی‌کار متخصص	۰/۰۹ (۰/۱۴)	۰/۰۸ (۰/۱۴)	۰/۰۶ (۰/۱۴)	۰/۰۷ (۰/۱۳)	۰/۰۹ (۰/۱۲)	۰/۰۸ (۰/۱۱)	۰/۰۷ (۰/۱۱)	۰/۰۸ (۰/۱۱)
ساختار تولید	-۰/۱۴ (۰/۰۵)	-۰/۱۲ (۰/۰۵)	-۰/۰۷ (۰/۰۵)	-۰/۰۷ (۰/۰۵)	-۰/۱۸ (۰/۰۵)	-۰/۱۴ (۰/۰۵)	-۰/۰۹ (۰/۰۵)	-۰/۰۸ (۰/۰۴)
ضریب تعیین	۰/۱۷	۰/۱۵	۰/۱۳	۰/۱۱	۰/۱۶	۰/۱۳	۰/۱۱	۰/۱۰
آماره D.W	۲/۰۲	۲/۰۵	۲/۰۹	۲/۱۱	-	-	-	-
واریانس بلندمدت	-	-	-	-	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۱	۰/۰۱
روش تخمین	FE	FE	FE	FE	FMOLS	FMOLS	FMOLS	FMOLS
تعداد مشاهدات	۲۷۹	۲۷۹	۲۷۹	۲۷۹	۲۴۸	۲۴۸	۲۴۸	۲۴۸

تمامی متغیرها به صورت نرخ رشد هستند؛ اعداد داخل پرانتز خطای استاندارد می‌باشند.

منبع: یافته‌های تحقیق حاضر

با توجه به نرخ رشد بودن تمامی متغیرها، نگرانی بابت ایستا نبودن آنها وجود ندارد و نیازی به انجام آزمون ریشه واحد نیست. برآوردها با دو روش حداقل مربعات کاملا اصلاح‌شده(FMOLS) و اثرات ثابت(FE) انجام گرفته است. آزمون‌های Fلیمر و هاسمن نشان از مناسب بودن روش FE است. نتایج در جدول (۹) نمایش داده شده است. نتایج نشان می‌دهند در تمامی مدل‌ها تحقیق و توسعه اثر مثبت و معنادار بر نرخ رشد بهره‌وری دارد. در مقابل متغیر ساختار تولید اثر منفی و معنادار دارد. به عبارت دیگر وقتی ساختار تولید به سمت سرمایه‌بری رفته است، نرخ رشد بهره‌وری کاهش یافته است. می‌توان اینطور بیان داشت اگر نسبت سرمایه به نیروی‌کار افزایش یابد، فرآیند تولید دچار بازدهی نزولی در نهاده سرمایه شده و این موضوع سبب کاهش بهره‌وری کل شده است. این موضوع می‌تواند به دلیل فرسودگی سرمایه‌های ثابت باشد که به دلیل عدم سرمایه‌گذاری جدید سبب کاهش بازدهی سرمایه و در نهایت کاهش TFP شده است. این موضوع در نتایج بهره‌وری کل مالم‌کوئیست نیز مشاهده گردید که در تمامی استان‌ها کارایی فنی رشد منفی را تجربه نموده‌اند. در نهایت اثر نیروی‌کار متخصص در هیچ یک از مدل‌ها اثر معنادار بر رشد TFP نداشته است. در صنایع تولیدی ایران، نسبت نیروی‌کار متخصص به کل نیروی‌کار ناچیز است بر همین اساس نمی‌توان انتظار داشت اثر چندانی بر رشد بهره‌وری کل داشته باشد.

۵ جمع‌بندی

بسیاری از اقتصاددانان از توسعه صنعتی به عنوان موتور توسعه و رشد اقتصادی پایدار یاد می‌کنند. شواهد تاریخی گویای این واقعیت است که کشورهایی با بخش صنعتی قوی، رشد اقتصادی بیشتری داشته و سبب بهبود درآمد ملی و سطح

استانداردهای زندگی شده است. توسعه صنعتی نقش محوری در پیشرفت اقتصاد ایفاء می‌کند؛ به‌گونه‌ای که سبب افزایش ظرفیت بهره‌وری نیروی کار شده و فرصت‌های شغلی زیادی خلق می‌نماید. علاوه بر این گسترش بخش صنعت وابستگی به صادرات محصولات خام را کاهش می‌دهد. یك کشور صنعتی به لحاظ اقتصادی قوی بوده و توانایی مقابله با هرگونه بحرانی را دارد(عجم‌اوقلو، ۲۰۰۷).

در این مقاله یک مرور کلی روش‌شناختی از تخمین TFP برای صنایع تولیدی استان‌های ایران در دوره ۱۴۰۰-۱۳۹۱ ارائه گردید. در بخش نخست مقاله محدودیت‌ها و محاسن روش‌های موجود بررسی شد و استدلال گردید که تخمین TFP در مطالعات تجربی نباید به عنوان یک موضوع مکانیکی یا اهمیت ثانویه در نظر گرفته شود. در واقع، آزمون‌های تجربی مقاله نشان داد نوع روش به کار گرفته اعم از پارامتریک، نیمه پارامتریک و ناپارامتریک هنگام تخمین TFP بسیار حائز اهمیت است. برآوردهای مقاله نشان داد روش آکربرگ و همکاران(۲۰۱۵) نیروی کار را به عنوان یک ورودی پویا در نظر می‌گیرد که انتخاب آن بر تخمین تابع تولید تأثیرگذار است. کارایی موجودی سرمایه به عنوان متغیر حالت در الگوریتم نیمه‌پارامتریک اولی و پیکس(۱۹۹۶) بیش از الگوریتم‌های دیگر است، در حالی که در رویکرد لویسون و پترین(۲۰۰۳) کارایی نیروی‌کار بیشتر است. هم‌چنین نتایج روش WR بیان داشت کشش نیروی‌کار با مدل LP تفاوتی ندارد اما خطای استاندارد کمتری دارد بنابراین می‌توان گفت نتایج روش WR کاراتر از روش LP است. در روش ACF هنگامی که متغیر موجودی سرمایه درونزا در نظر گرفته شد، کارایی ضرایب در مقایسه با سایر برآوردها بیشتر شد. لذا به نظر می‌رسد هم وابستگی تابعی نیروی‌کار و هم درونزایی موجودی سرمایه می‌توانند مسائل مهمی باشند که نباید از آنها غافل بود. با توجه به نتایج تخمین تابع تولید می‌توان بیان داشت استفاده از تکنیک‌های نیمه‌پارامتریک برای تخمین TFP کارایی بیشتری دارند اما از آنجا که این الگوریتم‌ها خطای اندازه‌گیری داده‌ها را کنترل نمی‌کند، می‌تواند باعث کاهش سازگاری ضرایب شود. به طور کلی، روش WR که از برآوردگر GMM بهره می‌گیرد بعد از برآوردگر ACF بهترین است. این رویکرد تورش همزمان بین بهره‌وری مشاهده نشده و انتخاب نهاده‌ها را کنترل می‌کند، در حالی که خطای اندازه‌گیری را نیز تصحیح می‌کند.

در بخش دوم مقاله با توجه به نتایج بخش نخست، بهره‌وری کل عوامل با سه رویکرد پارامتریک، ناپامتریک و نیمه‌پارامتریک برای صنایع تولیدی استان‌های ایران در دوره ۱۴۰۰-۱۳۹۲ برآورد شد. یافته‌ها نشان داد متوسط رشد TFP در رویکردهای نیمه‌پارامتریک از متوسط رشد TFP روش‌های پارامتریک بیشتر است. هم‌چنین بیشترین متوسط رشد مربوط به روش ACF است. هم‌چنین نتایج تخمین استان‌ها بیان داشت رشد TFP در ۵ استان در دوره مورد بررسی منفی بوده است و استان هرمزگان بیشترین رشد مثبت بهره‌وری کل را دارا بوده است. در بخش پایانی مقاله، اثر پیشران‌های رشد بهره‌وری کل با روش‌های اثرات ثابت و حداقل مربعات کاملا اصلاح‌شده برآورد شد. نتایج نشان داد متغیرهای تحقیق و توسعه اثر مثبت و معنادار و ساختار تولید اثر منفی و معنادار بر بهره‌وری کل صنایع تولیدی استان‌های ایران دارند و متغیر نیروی‌کار متخصص اثر معنادار بر بهره‌وری کل نداشته است.

با توجه به نتایج باید اذعان داشت هنگامی که شرایط خاصی وجود دارد یعنی شوک‌های بهره‌وری مشاهده نشده رخ می‌دهد، در این شرایط تخمین دقیق رشد بهره‌وری کل با رویکردهای متعارف ممکن نیست و لازم است از رویکرد تابع کنترل برای تخمین TFP استفاده نمود تا خطاها به حداقل برسد. علاوه بر این روش‌های ناپارامتریک مانند شاخص بهره‌وری مالم‌کوئیست که از تحلیل پوششی داده‌ها(DEA) بهره می‌گیرد، اساسا یک روش برنامه‌ریزی خطی است که فرآیند تولید و عملیات یک بنگاه را به عنوان

یک جعبه سیاه غیرقابل مشاهده در نظر می‌گیرد. شاخص بهره‌وری مالم‌کوئیست به سادگی رفتار حداکثرسازی سود بنگاه‌ها را بدون بحث و استفاده بیشتر از ساختار تصمیم‌گیری بنگاه مدلسازی می‌کند. با این حال، امروزه فرآیند تولید بنگاه‌ها در حال تغییر بوده و مدام با شوک‌های مختلف مانند شوک‌های مالی و سیاست‌های دولت و بانک مرکزی روبرو است؛ بنابراین اتخاذ روش تخمین تابع تولید بسیار مهم است، زیرا فرض بر این است که پارامترهای هر دوره با وضعیت واقعی همخوانی ندارد. الگوریتم OP سرمایه‌گذاری را به عنوان متغیر آزاد و الگوریتم LP سرمایه‌گذاری را به عنوان یک متغیر ابزاری در نظر می‌گیرد. آنها نه تنها می‌توانند تورش همزمان را کنترل کنند، بلکه می‌توانند با تورش انتخاب نمونه نیز مقابله کنند. هم‌چنین الگوریتم ACF عمومی‌تر از مدل OP است که مشکلات درون‌زایی و همزمانی را نیز حل می‌کند. بنابراین در تحقیقات آینده، برآورد دقیق‌تر TFP مستلزم استفاده از روش‌های جدید، در نظر گرفتن رفتار و تصمیم‌گیری بنگاه و هم‌چنین تعیین نوع ساختار بازار بنگاه‌ها می‌باشد.

تامین مالی

نویسندگان اعلام کردند که هیچ حمایت مالی برای این پژوهش وجود ندارد.

تضاد منافع

نویسندگان اعلام کردند که هیچ تضاد منافع برای این پژوهش وجود ندارد.

مشارکت نویسندگان

نویسندگان در مفهوم سازی و نگارش مقاله به صورت برابر مشارکت داشتند.

همه نویسندگان محتوای مقاله را تایید کردند و در مورد تمام جوانب کار توافق داشتند.

منابع

Acemoglu, D. (2008). *Introduction to modern economic growth*. Princeton university press.

Ackerberg, D., Benkard, C. L., Berry, S., & Pakes, A. (2007). Econometric tools for analyzing market outcomes. *Handbook of econometrics*, 6, 4171-4276. https://doi.org/10.1016/S1573-4412(07)06063-1

Ackerberg, D. A., Caves, K., & Frazer, G. (2015). Identification properties of recent production function estimators. *Econometrica*, 83(6), 2411-2451. https://doi.org/10.3982/ECTA13408

Aghion, PH; Howitt, P. (1992). A Model of Growth Through Creative Destruction. *Econometrica* 60, (2), 323-351. https://doi.org/10.2307/2951599

Aghion, P., & Howitt, P. (2007). Capital, innovation, and growth accounting. *Oxford Review of Economic Policy*, 23(1), 79-93.

https://www.jstor.org/stable/23606798

Bassem, B. S. (2014). Total factor productivity change of MENA microfinance institutions: A Malmquist productivity index approach. *Economic Modelling*, 39, 182-189. https://doi.org/10.1016/j.econmod.2014.02.035

Behboudi, D., & Montazeri Shoorekchali, J. (2011). The Investigation of TFP in Iranian Economy (1966-2007) (Growth Accounting Approach). *Economic Growth and Development Research*, 1(3), 70-49. (In Persian) https://dor.isc.ac/dor/20.1001.1.22285954.1390.1.3.2.4

Bond, S., & Söderbom, M. (2005). *Adjustment costs and the identification of Cobb Douglas production functions* (No. 05/04). IFS Working Papers. https://doi.org/10.1920/wp.ifs.2005.0504

Coelli, T. J., Prasada Rao, D. S., O'donnell, C. J., & Battese, G. E. (2005). *An introduction to efficiency and productivity analysis*. Boston, MA: Springer US.

https://doi.org/10.1007/1-4020-3191-3

Del Gatto, M., Di Liberto, A., & Petraglia, C. (2011). Measuring productivity. *Journal of Economic Surveys*, 25(5), 952-1008. https://doi.org/10.1111/j.1467-6419.2009.00620.x

Eberhardt, M., & Helmers, C. (2010). Untested assumptions and data slicing: A critical review of firm-level production function estimators, 8-33.

https://www.researchgate.net/publication/241764774_Untested_Assumptions_and_Data_Slicing_A_Critical_Review_of_Firm-

Level_Production_Function_Estimators

Fetros, M. H., Deghanpour, M. R., & Dehmoobed, B. (2012). The Influence of Productivity in the Economic Growth of Iranian Production Industries through Panel Data Approach. *Management and Development Process*, 25(1), 27-44. (In Persian)
https://dor.isc.ac/dor/20.1001.1.17350719.1391.25.1.2.1

Fissel, B. E., Felthoven, R. G., Kasperski, S., & O'Donnell, C. (2015). Decomposing productivity and efficiency changes in the Alaska head and gut factory trawl fleet. *Marine Policy*, 62, 337-346.
https://doi.org/10.1016/j.marpol.2015.06.018

Kalio, A. M., Mutenyo, J., & Owuor, G. (2012). Analysis of economic growth in Kenya: Growth accounting and total factor productivity. *Journal of Business Management and Applied Economics*, 6, 1-22.
https://doi.org/10.1080/09765239.2012.11885007

Kamijani, A., & Mahmoudzadeh, M. (2008). The role of information and communication technology (ICT) on economic growth in Iran (growth accounting approach). (In Persian)
https://doi.org/10.4156/aiss.vol5.issue12.8

Levinsohn, J., & Petrin, A. (2003). Estimating production functions using inputs to control for unobservables. *The review of economic studies*, 70(2), 317-341.
https://doi.org/10.1111/1467-937X.00246

Mahadevan, R. (2003). To measure or not to measure total factor productivity growth?. *Oxford Development Studies*, 31(3), 365-378.
https://doi.org/10.1080/1360081032000111742

Mahmodzadeh, M., Fathabadi M. (2016). Driving Factors of Total Factor Productivity in Iranian Manufacturing Industries. *Journal of Economic Modeling Research*, 7 (26), 141-165. (In Persian)
http://dx.doi.org/10.18869/acadpub.jemr.7.26

Mahmoudzadeh, M., Mousavi, M. H., Paknezhad, F. (2015). Value-added growth accounting in Iranian manufacturing industries with emphasis on information technology. *Journal of Economic Modeling Research*, 4(32), 41–64. (In Persian)
https://doi.org/10.22080/iejm.2023.24934.1951

Mankiw, N. G., Romer, D., & Weil, D. N. (1992). A contribution to the empirics of economic growth. *The quarterly journal of economics*, 107(2), 407-437.
https://doi.org/10.2307/2118477

Mia, M. A., & Soltane, B. I. B. (2016). Productivity and its determinants in microfinance institutions (MFIs): Evidence from South Asian countries. *Economic Analysis and Policy*, 51, 32-45. https://doi.org/10.1016/j.eap.2016.05.003

Mia, M. A., & Chandran, V. G. R. (2016). Measuring financial and social outreach productivity of microfinance institutions in Bangladesh. *Social Indicators Research*, 127(2), 505-527. https://www.jstor.org/stable/48715857

Mirzaei, H., Banouei, A. A. (2015). The impact of knowledge on economic growth in Iranian provinces. *Economic Research*, 15(58), 83–110. (In Persian) https://doi.org/10.61838/bmfopen.1.3.13

Oh, D. H., & Lee, Y. G. (2016). Productivity decomposition and economies of scale of Korean fossil-fuel power generation companies: 2001–2012. *Energy*, 100, 1-9. https://doi.org/10.1016/j.energy.2016.01.004

Olley, S., & Pakes, A. (1992). The dynamics of productivity in the telecommunications equipment industry. *Econometrica*, 64, 1263-1295. https://doi.org/10.2307/2171831

Prescott, E. C. (1998). Lawrence R. Klein lecture 1997: Needed: A theory of total factor productivity. *International economic review*, 525-551. https://doi.org/10.2307/2527389

Romer, P. M. (1990). Endogenous technological change. *Journal of political Economy*, 98(5, Part 2), S71-S102. https://www.jstor.org/stable/2937632

Senhadji, A. (2000). Sources of economic growth: An extensive growth accounting exercise. *IMF staff papers*, 47(1), 129-157. https://www.jstor.org/stable/3867628

Solow, R. M. (1957). Technical change and the aggregate production function. *The review of Economics and Statistics*, 39(3), 312-320. https://doi.org/10.2307/1926047

Statistical Center of Iran, Survey Plan of Industrial Workshops with 10 Employees and More, Various Years.

Thanassoulis, E. (2001). *Introduction to the theory and application of data envelopment analysis*. Dordrecht: Kluwer Academic Publishers. https://doi.org/10.1007/978-1-4615-1407-7

Van Beveren, I. (2012). Total factor productivity estimation: A practical review. *Journal of economic surveys*, 26(1), 98-128. https://doi.org/10.1111/j.1467-6419.2010.00631.x

Van Biesebroeck, J. (2007). Robustness of productivity estimates. *The Journal*

of Industrial Economics, 55(3), 529-569. https://doi.org/10.1111/j.1467-6451.2007.00322.x

Wooldridge, J. M. (2009). On estimating firm-level production functions using proxy variables to control for unobservables. Economics letters, 104 (3), 112-114. https://doi.org/10.1016/j.econlet.2009.04.026