Vol. 12, No. 47, Autumn (2023)

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران

Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)

Applied Economics Studies, Iran (AESI)
P. ISSN:2322-2530 & E. ISSN: 2322-472X
Journal Homepage: https://aes.basu.ac.ir/
Scientific Journal of Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamadan, Iran.
Publisher: Bu-Ali Sina University. *All rights reserved.*
*Copyright©2022, The Authors. This open-access article is published under the terms of the **Creative Commons**.*

Bu-Ali Sin University

Long-Run and Short-Run Income Inequality Spatial Effects on Total Factor Productivity: Iran's Provinces Evidence

Fathabadi, M.[1], Soufimajidpour, M.[2]

Type of Article: Research
https://dx.doi.org/10.22084/AES.2023.26730.3501
Received: 2022.08.18; Accepted: 2023.01.05
Pp: 133-158

Abstract

The purpose of this article is to estimate the short-run and long-run income inequality effects on the industrial total factor productivity in the provinces of Iran. For this purpose, panel data of 31 provinces of Iran are used for the period of 2011-2019. First, Malmquist's total productivity index was estimated by data envelopment analysis. Then, the long-run and short-run effects of income inequality on TFP were evaluated by static and dynamic spatial econometric models. The findings show that the negative effect of income inequality on total productivity is locally confirmed in the long-run, but its spatial spillover effects are not sustainable. According to the results of the long-run total effect, inequality has a negative and significant effect on the industrial total productivity in the long-run. In the short-run, in the spatial lagged model (SAR), the inequality local effects on TFP are negative and significant, but in the spatial durbin model (SDM), this effect is negative and insignificant. The short-run spatial spillover and total effects of income inequality on industrial total productivity are negative and significant in the spatial lagged model, but positive and insignificant in the spatial durbin model. In sum, according to the short-run and long-run results, the increase in income inequality in Iran's provinces has a negative and significant effect on TFP in the long-run.

Keywords: Income inequality; Total Productivity; Spatial Spillover Effects; Iran's Provinces.

JEL Classification: C21, C23, D24, D63.

1. Assistant Professor, Department of Economic, Firoozkooh Branch, Islamic Azad University, Firoozkooh, Iran
2. Assistant Professor, Department of Economic, Firoozkooh Branch, Islamic Azad University, Firoozkooh, Iran (Corresponding Author).
Email: masoud.soufimajidpour@iau.ac.ir

Citations: Fathabadi, M. & Soufimajidpour, M., (2023). "Long-Run and Short-Run Income Inequality Spatial Effects on Total Factor Productivity: Iran's Provinces Evidence". *Journal of Applied Economics Studies in Iran,* 12(47): 133-158. doi: 10.22084/aes.2023.26730.3501
Homepage of this Article: https://aes.basu.ac.ir/article_4923.html?lang=en

1. Introduction

The recent results of the spatial distribution of income and wealth indicate the existence of large income inequalities in geographical regions within countries (Piketty et al, 2018; Solt, 2019). On the other hand, industrial development depends on the income status of the lower and middle deciles. Therefore, reducing the income distribution gap and increasing the income of the middle and lower households is an important step to stabilize economic growth (Zhang and Li, 2016). The important issue is that what is the relationship between technological progress, total factor productivity and income inequality. It is expected that there is a relationship between the income gap and technological changes in the continuous economic growth process (Chen and Qin, 2014; Fan et al, 2018). Theoretically, the affecting mechanism of income inequality on productivity and economic growth is quite clear; But empirically, researchers have doubts. Although the experimental findings are not consistent in this regard, but ignoring possible spatial effects is the common point of most of these studies; Especially when dealing with spatially structured data. if there are spatial effects and we ignore them in the relationship between productivity and inequality, this may lead to biased estimates of the true effects of income inequality on productivity and economic growth. Spatial effects should be controlled for two reasons. First, spatial effects may help policymakers make better strategies to redistribute economic activities, increase economic growth, and realize the economic potential of less developed geographic regions. Second, spatial effects can allow the government to reallocate existing resources. Therefore, in this article, the effects of the income gap on the growth of the industrial total factor productivity are evaluated in the Iran' provinces manufacturing industries.

2. Materials and Methods

Spatial models measure spatial effects by entering variables observed in other locations into a regression model. Theoretical models usually identify the existence of spatial spillovers, which reduce the effects of the spillovers as the distance between regions increases. Empirically, spatial panel data models are a suitable tool for measuring the effects of spatial spillovers. LiSage and Pace (2009) separated the total spatial effects into long-run direct and indirect effects through an averaging process. The direct long-run effects are measured by the average terms of the principal diameter of the partial derivatives matrix of the reduced form spatial autoregressive model (SAR); While long-run indirect effects are calculated as the average of other elements in each matrix rows (or columns). In fact, indirect effects are average spillover effects in all regions. In other words, direct effects represent the average expected change of all observations of the dependent variable in a specific region due to a one-unit increase of a specific explanatory variable in the same region, while indirect effects represent the spillover effects of a change in the independent variable of a region on the dependent variable in other regions. Anslin (1988) showed that, the approach of spatial econometrics has two important differences with conventional methods. The first is the issue of spatial dependence or autocorrelation between sample data observations at different points and the second is the spatial structure or heterogeneity that results from model relationships which move on the coordinate plane changes with the sample data. The two above factors are ignored in the conventional econometric models. In the Gauss-Markov assumption, explanatory variables are constant in repeated sampling, but the existence of spatial dependence among samples violates the assumption. When in

research we are faced with variables that are related to a specific space and geographical location, it will not be appropriate to use the conventional econometric method.

3. Data

The dependent variable of this article is the total factor productivity and it is estimated by the data envelopment analysis (DEA) method, which is a non-parametric method. According to the classical production function, in this article, the manufacturing industries added value variable at constant price of 2011 was used as output, and the capital stock variables at constant price of 2011 and the manufacturing industries employment were used as inputs. The information of these variables has been collected from the statistical reports of industrial firms with 10 or more workers in the provinces of Iran that published by the Iranian Statistics Center.

4. Discussion

The total factor productivity results showed that only Bushehr has experienced a positive growth TFP. Among the two components of TFP, technical efficiency has a more powerful role compared to the technological progress change. Looking at the findings of these two indicators, we find that 15 provinces have had positive growth in technical efficiency; And only Bushehr has experienced technological progress. In other words, although technical efficiency has contributed to the growth of TFP in 15 provinces, technological progress has neutralized this effect. The estimating results of the relationship between TFP dynamics and the level of income inequality showed that the increase in income inequality reduces the industrial TFP in the provinces of Iran. The estimated coefficient of the dependent variable with spatial lag in all models is positive and significant, which shows that the average level of industrial TFP In neighboring provinces, it has a positive effect on local innovative activities. In addition, the estimated coefficient of Gini coefficient with spatial lag in the dynamic spatial durbin model is positive and significant, which indicates that the level of income inequality in neighboring provinces has a positive effect on local TFP. Overall, according to the short-run and long-run results, the increase in income inequality in the provinces has a negative and significant effect on TFP in the long-run. Also, the increase in inequality in the neighboring provinces has unstable effects (spillover) on TFP.

5. Conclusion

The main question of this article was whether income inequality has an effect on TFP in the provinces of Iran. For this, static and dynamic spatial panel models were used to estimate the effects of income inequality and its spillover effects on TFP in the period of 2010-2019. The results indicate that the negative effects of income inequality on productivity and economic growth in neighboring regions are not just an intuitive theory, but seem to be important results of the globalization of the economy and spatial relations of regions. By looking at the Gini coefficient of Iran's provinces, we find that most of them have high levels of inequality. Another reason that can explain why inequality can have a negative effect on TFP in Iran's provinces is the change in the income share of the poor compared to the rich. The statistics showed that in recent years, the income ratio of the lower deciles to the upper has been increasing, which shows the increase in income

inequality in Iran. In order to reduce these negative effects, new regional economic development policies in Iran should be revised. These policies should include the transfer of public funds to develop the less developed provinces. This transfer can be in the form of investment in public infrastructure (roads, hospitals and schools) or fiscal incentives. In addition, regional development policies can include easing business regulations and creating conditions for attracting manufacturing firms in deprived provinces, which are the beginning of accumulation processes and can create long-run positive economic effects in these provinces.

Acknowledgment
In the end, the authors of the article consider it necessary to appreciate all the people who added to the richness of the article with their comments.

Observation Contribution
The authors have contributed equally to the writing of this article.

Conflict of Interest
The authors declare that there is no conflict of interest, and this article was not financially supported.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
سال دوازدهم، شمارهٔ ۴۷، پاییز ۱۴۰۲

فصلنامهٔ علمی مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران
شاپای چاپی: ۲۵۳۰-۲۳۲۲؛ شاپای الکترونیکی: ۲۳۲۲-۴۷۲X
وب‌سایت نشریه: https://aes.basu.ac.ir
نشریهٔ گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و علوم اجتماعی، دانشگاه بوعلی‌سینا، همدان، ایران

اثرات بلندمدت و کوتاه‌مدت فضایی نابرابری درآمدی بر بهره‌وری کل عوامل تولید: شواهدی از استان‌های ایران

مهدی فتح‌آبادی[۱]، مسعود صوفی‌مجیدپور[۲]

نوع مقاله: پژوهشی
شناسهٔ دیجیتال: https://dx.doi.org/10.22084/AES.2023.26730.3501
تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۵/۲۷، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۱۰/۱۵
صص: ۱۵۸-۱۳۳

چکیده

هدف این پژوهش برآورد اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت فضایی نابرابری درآمدی بر بهره‌وری کل صنعتی در استان‌های ایران می‌باشد. بدین‌منظور از داده‌های پانل ۳۱ استان ایران در دوره ۹۸-۱۳۹۰ استفاده شد. ابتدا شاخص بهره‌وری کل مالم‌کوئیست با روش تحلیل پوششی داده‌ها برآورد شد؛ سپس اثرات بلندمدت و کوتاه‌مدت نابرابری درآمدی بر TFPدر قالب مدل‌های اقتصادسنجی فضایی ایستا و پویا ارزیابی گردید. یافته‌ها نشان می‌دهد اثر منفی نابرابری درآمدی بر بهره‌وری کل در بلندمدت به‌صورت محلی تأیید می‌شود، اما اثرات سرریز فضایی آن پایدار نیست. با توجه به نتایج اثر کل بلندمدت، نابرابری بر بهره‌وری کل صنعتی در بلندمدت اثر منفی و معنادار دارد. در کوتاه‌مدت، در مدل وقفهٔ فضایی (SAR) اثرات محلی نابرابری بر TFP منفی و معنادار است، اما در مدل دوربین فضایی (SDM) این اثر منفی و غیرمعنادار است. اثرات کوتاه‌مدت سرریز فضایی و کل نابرابری درآمدی بر بهره‌وری کل صنعتی در مدل وقفهٔ فضایی منفی و معنادار است، اما در مدل دوربین فضایی مثبت و غیرمعنادار است. درمجموع، با توجه به نتایج کوتاه‌مدت و بلندمدت، افزایش نابرابری درآمدی در استان‌های ایران اثر منفی و معنادار بر TFP در بلندمدت دارد.

کلیدواژگان: نابرابری درآمدی، بهره‌وری کل، اثرات سرریز فضایی، استان‌های ایران.
طبقه‌بندی JEL: C21, C23, D24, D63.

۱. استادیار گروه اقتصاد، واحد فیروزکوه، دانشگاه آزاد اسلامی، فیروزکوه، ایران
Email: fathabadi.mehdi@iau.ac.ir
۲. استادیار گروه اقتصاد، واحد فیروزکوه، دانشگاه آزاد اسلامی، فیروزکوه، ایران (نویسندهٔ مسئول).
Email: masoud.soufimajidpour@iau.ac.ir

ارجاع به مقاله: فتح‌آبادی، مهدی؛ و صوفی‌مجیدپور، مسعود، (۱۴۰۲). «اثرات بلندمدت و کوتاه‌مدت فضایی نابرابری درآمدی بر بهره‌وری کل عوامل تولید: شواهدی از استان‌های ایران». مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۱۲(۴۷): ۱۳۳-۱۵۸. doi: 10.22084/aes.2023.26730.3501
صفحهٔ اصلی مقاله در سامانهٔ نشریه: https://aes.basu.ac.ir/article_4923.html?lang=fa

۱. مقدمه

موضوع افزایش نابرابری درآمدی و اثرات آن بر رشد و توسعهٔ اقتصادی یکی از مهم‌ترین دغدغه‌های اقتصاددانان توسعه و سیاست‌گذاران است. نتایج اخیر توزیع فضایی درآمد و ثروت حاکی از وجود نابرابری‌های درآمدی بزرگ در مناطق جغرافیایی در داخل کشورها است (پیکتی و همکاران[۱]، ۲۰۱۸؛ سالت[۲]، ۲۰۱۹). عامل کلیدی که بر رشد اقتصادی مناطق مختلف اثر می‌گذارد، رابطهٔ بین عرضه و تقاضای منابع تولید است که کمیابی منابع و قیمت‌های آن‌ها در مناطق مختلف بر این رابطه اثر می‌گذارد (لو و همکاران[۳]، ۲۰۱۴)؛ بنابراین، هزینهٔ نسبی زمین، نیروی کار، انرژی و سایر عوامل تولید بین مناطق بسیار متفاوت است، به‌طوری‌که بهبود کارایی عوامل تولید نقش‌برجسته‌ای در رشد اقتصادی خواهد داشت. بر این‌اساس افزایش بهره‌وری در مناطق مختلف، به‌ویژه در کشورهای درحال توسعه، می‌تواند به‌طور قابل‌توجهی رشد اقتصادی بلندمدت را تضمین نماید (کای[۴]، ۲۰۱۳). از سوی دیگر، توسعهٔ صنعتی به وضعیت درآمدی دهک‌های پایین و میانی بستگی دارد؛ بنابراین کاهش شکاف توزیع درآمد و افزایش درآمد اقشار متوسط و پایین گام مهمی برای تثبیت رشد اقتصادی است (ژانگ و لی[۵]، ۲۰۱۶). حال موضوع مهم این است چه ارتباطی بین پیشرفت تکنولوژیکی، TFP و نابرابری درآمد وجود دارد. پیشرفت تکنولوژیکی از اجزای TFP بوده و بر رشد اقتصادی اثرگذار است، درحالی‌که شکاف درآمدی نشان‌دهندهٔ تفاوت در توزیع نتایج رشد اقتصادی بین اعضای مختلف جامعه است؛ بنابراین، انتظار می‌رود بین شکاف درآمدی و تغییرات تکنولوژیکی در فرآیند رشد اقتصادی مداوم، ارتباط وجود داشته باشد (چن و کین[۶]، ۲۰۱۴؛ فان و همکاران[۷]، ۲۰۱۸).

پرسش‌های پژوهش: بر این‌اساس پرسش‌هایی مطرح می‌شود؛ آیا بهره‌وری و رشد اقتصادی با نابرابری درآمد ارتباط دارد؟ و آیا اثرات سرریز فضایی در رابطه نابرابری، بهره‌وری و رشد اقتصادی وجود دارد؟. به‌لحاظ نظری، مکانیسم اثرگذاری نابرابری درآمد بر بهره‌وری و رشد اقتصادی کاملاً روشن است؛ اما ازنظر تجربی، محققان با تردیدهایی روبه‌رو هستند. از یک‌سو، تعداد زیادی از مطالعات به بررسی تجربی اثرات نابرابری بر رشد اقتصادی با تمرکز بر کانال‌های مختلف، مانند سیاست مالی درون‌زا، نقص بازار سرمایه و بی‌ثباتی سیاسی–اجتماعی پرداخته‌اند؛ اما یافته‌های آنها همگرا نیست. برخی مطالعات نشان از اثر منفی نابرابری بر رشد اقتصادی دارند (آلسینا و رودریک[۸]، ۱۹۹۴؛ کلارک[۹]، ۱۹۹۵؛ دینگر و اسکوایر[۱۰]، ۱۹۹۸)، درحالی‌که نتایج تعدادی از مقالات حکایت از این

---

1. Piketty et al.
2. Solt
3. Lu et al.
4. Cai
5. Zhang and Li
6. Chen and Qin
7. Fan et al.
8. Alesina and Rodrik
9. Clarke
10. Deininger and Squire

دارد نابرابری عامل مهمی در افزایش رشد اقتصادی است (لی و زو[۱]، ۱۹۹۸؛ فوربز[۲]، ۲۰۰۰؛ فرانک[۳]، ۲۰۰۸؛ پده و همکاران[۴]، ۲۰۱۸).

از سوی دیگر، تعدادی محدود از محققان اثرات نابرابری بر رشد بهره‌وری را بررسی نمودند. نتایج مطالعات تجربی دربارهٔ رابطهٔ نابرابری و بهره‌وری نیز متناقض است؛ برخی این رابطه را منفی (فریمن و مدوف[۵]، ۱۹۸۴؛ دی‌پیترو[۶]، ۲۰۱۴) و تعدادی دیگر اثرات نابرابری بر بهره‌وری را مثبت ارزیابی کرده‌اند (ماحی و همکاران[۷]، ۲۰۱۱). باوجود اختلاف‌نظر در یافته‌های تجربی، هر دو گروه اثرات فضایی احتمالی را نادیده گرفته‌اند؛ به‌ویژه هنگامی‌که با داده‌هایی با ساختار فضایی سروکار داریم. نادیده گرفتن اثرات فضایی در رابطهٔ بهره‌وری و نابرابری، در صورت وجود، ممکن است به برآوردهای تورش‌دار از اثرات واقعی نابرابری درآمد بر بهره‌وری و رشد اقتصادی منجر شود. به دو دلیل بایستی اثرات فضایی را کنترل نمود؛ نخست، اثرات فضایی ممکن است به سیاست‌گذاران کمک کند تا استراتژی‌های بهتری برای توزیع مجدد فعالیت‌های اقتصادی، افزایش رشد اقتصادی و تحقق پتانسیل اقتصادی مناطق جغرافیایی کمتر توسعه‌یافته اتخاذ نمایند. دوم، اثرات فضایی می‌تواند امکان تخصیص دوباره منابع موجود را توسط دولت فراهم کند؛ بنابراین، در این پژوهش اثرات شکاف درآمدی بر رشد بهره‌وری کل عوامل تولید صنعتی در استان‌های ایران ارزیابی می‌شود.

ادامهٔ پژوهش بدین‌صورت ساماندهی شده است؛ بخش دوم، به مرور ادبیات می‌پردازد. بخش سوم، به روش‌شناسی مدل‌های داده‌های پانل فضایی اختصاص دارد. در بخش چهارم، داده‌ها توضیح داده می‌شوند. در بخش پنجم، به نتایج و بحث پرداخته می‌شود و درنهایت جمع‌بندی و نتیجه‌گیری پژوهش در بخش ششم انجام خواهد گرفت.

۲. مرور ادبیات

ادبیات اخیر بر شناسایی و ارزیابی عوامل مؤثر بر بهره‌وری و رشد اقتصادی متمرکز است. درمیان عوامل مؤثر، نابرابری درآمدی یکی از مهم‌ترین متغیرهای توضیحی می‌باشد (ایساکسون[۸]، ۲۰۰۷). از سال ۱۹۸۹م.، توجه بر اثر بلندمدت تغییرات فنی بر نابرابری و در ادامه اثر نابرابری بر بهره‌وری متمرکز شده است. «بریومن» و «استیگلیتز»[۹] (۱۹۸۹) نشان‌دادند تغییرات تکنولوژیکی می‌تواند اثرات نامطلوب بر نابرابری داشته باشد؛ بدین‌صورت که با بهبود فناوری، تقاضا برای نیروی کار غیرماهر را کاهش می‌یابد و در ادامه دستمزد واقعی کارگران با مهارت کمتر می‌تواند

---

1. Li and Zou
2. Forbes
3. Frank
4. Pede et al.
5. Freeman and Medoff
6. DiPietro
7. Mahy et al.
8. Isaksson
9. Braverman and Stiglitz

کاهش‌یابد. علاوه‌بر این، آن‌ها استدلال می‌کنند وقتی اعتبار مالی به کشاورزان سهمیه‌بندی می‌شود، تغییرات فناوری می‌تواند سطح نابرابری در مالکیت زمین را افزایش دهد که نتیجهٔ آن افزایش بلندمدت در اجاره بوده و این می‌تواند منجر به کاهش بهره‌وری شود. «هانسون» و «رز»[1] (۱۹۹۷) با استفاده از تکنیک‌های شبیه‌سازی در چارچوب مدل‌سازی تعادل عمومی (CGE) دریافتند تغییرات تکنولوژیکی کارافزا باعث افزایش درآمد خانوار برای همهٔ گروه‌های جمعیتی می‌شود، اما درصد سود به‌نفع دهک‌های درآمدی بالاتر منحرف می‌شود. سایر پیش‌بینی‌های نظری نشان می‌دهد نابرابری می‌تواند اثرات منفی یا مثبت بر بهره‌وری و رشد اقتصادی داشته باشد. سه مسیر اصلی که نابرابری می‌تواند بر بهره‌وری و رشد اقتصادی اثر بگذارد که شامل فراوانی فیزیکی (محدودیت‌های اعتباری)، فراوانی سرمایه انسانی و بی‌ثباتی سیاسی–اجتماعی می‌باشد. در شرایطی که دستیابی به اعتبارات مالی در بازار سرمایه به‌دلیل نداشتن وثیقه برای فقرا با هزینهٔ بالایی همراه باشد، پروژه‌های سرمایه‌گذاری که نرخ بازدهی کمتری از هزینهٔ نهایی سرمایه برای فقرا دارند، تنها می‌توانند با ریسک مواجه شوند. سیاست‌های دولت با هدف توزیع مجدد ثروت از ثروتمندان به فقرا ممکن است نیاز به استقراض را کاهش دهد و به فقرا اجازه دهد تا پروژه‌هایی را انجام دهند که نرخ بازدهی مقرون‌به‌صرفه دارند. در این‌زمینه، توزیع دوباره می‌تواند منجر به سرمایه‌گذاری بالاتر، ازجمله بازده بالاتر سرمایه شود (انگپاه[2]، ۲۰۱۶؛ بورگیگون[3]، ۲۰۰۴).

از دیگر کانال‌های مهم بهره‌وری و اثرات رشد نابرابری، فراوانی سرمایهٔ انسانی است. این کانال شامل تحصیل، سلامت، توانایی انسانی، مهارت و آموزش است. در مواردی که توانایی قابل شناسایی باشد، به‌درستی پاداش داده شود و این انگیزه‌ای برای تلاش مضاعف و ریسک‌پذیری خواهد بود. این موضوع سبب تولید و رشد اقتصادی بیشتر می‌گردد، اما با نابرابری درآمدی بالاتر همراه است. در چنین شرایطی، افراد با استعداد صرفاً به‌دلیل مهارت‌ها و توانایی‌های خود، از درآمدهای بالاتر بهره می‌برند. در این‌راستا، «هاسلر» و «مورا»[4] (۲۰۰۰) نشان می‌دهند که تمرکز حاصل از استعدادها، توانایی‌ها و مهارت‌ها در بخش فناوری پیشرفته با درآمد بالا، منجر به نوآوری بیشتر فن‌آوری، بهره‌وری و رشد بیشتر می‌شود. کانال فراوانی سرمایهٔ انسانی چیزی است که در ادبیات به‌عنوان «تغییر تکنولوژیکی مبتنی‌بر مهارت»[5] (SBTC) یا «نظریهٔ پاداش مهارت‌ها»[6] شناخته می‌شود، که به‌لحاظ نظری TFP را به نابرابری درآمد مرتبط می‌کند (اتکینسون[7]، ۱۹۹۹؛ کارد و دی‌ناردو[8]، ۲۰۰۲). نظریهٔ SBTC بر بده‌بستان بین برابری و کارایی، از طریق ایجاد انگیزه در کارگران استوار است. طبق این نظریه، نابرابری درآمد، نتیجهٔ تفاوت در مهارت‌های کارگران است (آئوتور و همکاران[9]، ۲۰۰۶؛ ریزو و کاره‌را[10]، ۲۰۱۹). نظریهٔ SBTC بیان می‌کند اگر نابرابری درآمد کاهش‌یابد، بهره‌وری نیز کاهش خواهد یافت؛ زیرا ناکارایی‌ها در تولید پدیدار می‌شوند؛ درواقع

---

1. Hanson and Rose
2. Ngepah
3. Bourguignon
4. Hassler and Mora
5. Skill-Biased Technological Change
6. skills-premium theory
7. Atkinson
8. Card and DiNardo
9. Autor et al.
10. Risso and Carrera

نابرابری درآمد نه‌تنها باعث کاهش بهره‌وری نمی‌شود، بلکه آن را افزایش می‌دهد (آکرلوف و یلن[1]، ۱۹۹۰). «انگپاه» (۲۰۱۶) نیز نشان‌داد پرداخت‌های اضافی بابت مهارت‌ها و استعدادها می‌تواند بهره‌وری کارگران با مهارت کم را به دلیل ناامیدی ایجاد شدهٔ ناشی از تفکر بی‌عدالتی، کاهش دهد.

کانال نهایی، ثبات سیاسی–اجتماعی است، که براساس آن در سطوح بالای نابرابری، سیاست‌هایی اتخاذ می‌شوند که بر فضای سرمایه‌گذاری تأثیر منفی گذاشته و بی‌ثباتی سیاسی ایجاد می‌کنند؛ که نتیجهٔ آن کاهش بهره‌وری و رشد اقتصادی است (پرسون و تابلینی[2]، ۱۹۹۴)؛ به عبارت دیگر، در کشورهایی که به‌دلیل سرخوردگی ناشی از بی‌عدالتی بسیار زیاد و دائمی، بی‌ثباتی سیاسی–اجتماعی ایجاد شده است، حجم قابل‌توجهی از تجارت، سرمایه‌گذاری و نیروی‌کار (سرمایهٔ انسانی بالا) به کشورهای با ثبات‌تر انتقال خواهد یافت. پیامد این انتقال کاهش بهره‌وری و رشد اقتصادی در کشورهای بی‌ثبات است، درحالی‌که در کشورهای همسایه با ثبات‌تر بهره‌وری و رشد اقتصادی افزایش می‌یابد. «آلسینا» و «پروتی»[3] (۱۹۹۶) به بیان داشتند بی‌ثباتی سیاسی بالاتر می‌تواند از نابرابری بالا نشأت بگیرد و باعث عدم اطمینان اقتصادی شود و در ادامهٔ سرمایه‌گذاری، بهره‌وری و رشد اقتصادی را کاهش دهد. درمجموع، کانال‌های فراوانی سرمایهٔ فیزیکی و ثبات سیاسی–اجتماعی پیش‌بینی می‌کنند که افزایش نابرابری باعث کاهش بهره‌وری و رشد اقتصادی می‌شود، درحالی‌که کانال فراوانی سرمایهٔ انسانی بیان می‌دارد افزایش نابرابری درآمد موجب ارتقای بهره‌وری و رشد اقتصادی می‌گردد.

مطالعات اندکی اثر نابرابری بر بهره‌وری را ارزیابی کرده‌اند و شواهد موجود در این رابطه قطعی نیستند. از یک‌سو، برخی از نویسندگان اثر نابرابری بر بهره‌وری را منفی برآورد کرده‌اند. «دی پیترو» (۲۰۱۴) نشان‌دادند اثر نابرابری درآمد بر بهره‌وری نیروی‌کار در کشورهای درحال توسعه منفی است. «فریمن» و «مدوف» (۱۹۸۴) برای صنایع کارخانه‌ای آمریکا دریافتند کاهش نابرابری سود منجر به بهبود بهره‌وری می‌شود. «کیم» و «ساکاموتو»[4] (۲۰۰۸) با استفاده از مدل‌های پانل اثرات ثابت در صنایع کارخانه‌ای آمریکا نشان‌دادند افزایش نابرابری درآمد باعث افزایش بهره‌وری شده است. «فونتس» و همکاران[5] (۲۰۱۴) دریافتند نابرابری درآمدی اثر منفی بر TFP در کشورهای درحال توسعه دارد. ازسوی دیگر، برخی از مطالعات اثر مثبت نابرابری بر بهره‌وری را گزارش کرده‌اند. «ماحی» و همکاران (۲۰۱۱) نشان‌دادند پراکندگی دستمزد درون شرکتی بر بهره‌وری شرکت در کشور بلژیک اثر مثبت دارد. «گالور» و «تسیدون»[6] (۱۹۹۷) بیان داشتند نابرابری در دوره‌های پیشرفت تکنولوژیکی، افزایش می‌یابد؛ بنابراین، تقاضا برای کارگران با توانایی بالا برای مدیریت فناوری‌های جدید در پیچیده‌ترین بخش‌ها افزایش می‌یابد که منجر به تولید و رشد اقتصادی بالا می‌شود. اگرچه مطالعهٔ اثر نابرابری درآمد بر بهره‌وری هم‌چنان ادامه دارد، اما مطالعه‌ای وجود ندارد که نقش اثرات سرریز فضایی را در رابطهٔ نابرابری و بهره‌وری در یک کشور ارزیابی کرده باشد. نقش مهم اثرات فضایی در رابطهٔ نابرابری و رشد اقتصادی به‌طور فزاینده‌ای در ادبیات تأیید می‌شود (پده و

---

1. Akerlof and Yellen
2. Persson and Tabellini
3. Alesina and Perotti
4. Kim and Sakamoto
5. Fuentes et al.
6. Galor and Tsiddon

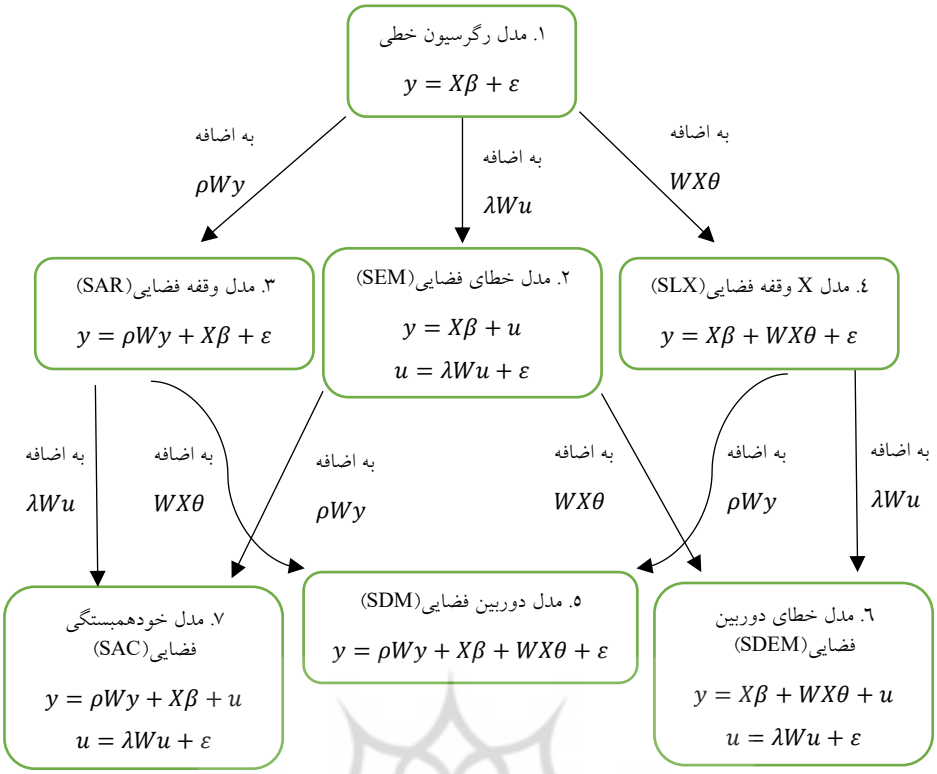
همکاران ۲۰۱۸). همان‌طورکه قبلاً اشاره شد، عدم درنظر گرفتن اثرات سرریز فضایی، درصورت وجود، ممکن است منجر به تورش‌دار شدن برآورد اثرات واقعی نابرابری درآمد بر TFP شود؛ بنابراین، در این پژوهش اثرات سرریز فضایی نابرابری درآمدی بر TFP در استان‌های ایران ارزیابی می‌گردد.

۳. روش‌شناسی

مدل‌های فضایی با وارد نمودن متغیرهای مشاهده شده در مکان‌های دیگر در مدل رگرسیونی، اثرات فضایی را اندازه‌گیری می‌کنند. این مدل‌ها اشکال مختلفی دارند، که عمدتاً براساس میانگین‌گیری مقادیر در مکان‌های مجاور از طریق یک متغیر آن را متغیر باوقفهٔ فضایی می‌نامند، از یک‌دیگر تفکیک می‌شوند. وقفهٔ فضایی را می‌توان برای متغیر وابسته، متغیرهای توضیحی و یا برای جملات خطا اعمال کرد، که با این‌کار می‌توان وابستگی مقطعی و پانل‌های فضایی ایستا و پویا را تصریح نمود.

مدل‌های نظری معمولاً وجود سرریزهای فضایی را شناسایی می‌کنند که با افزایش فاصلهٔ بین مقاطع، اثرات سرریزها کاهش می‌یابد. ازنظر تجربی، مدل‌های داده‌های پانل فضایی ابزاری مناسب برای اندازه‌گیری اثرات سرریزهای فضایی می‌باشند. با توجه به تنوع تصریح و تفسیرهای ریاضی مدل‌های فضایی، در اینجا هفت مدل فضایی متداول و روابط آن‌ها معرفی می‌شود، که در شکل (۱) ارائه شده است. مدل پایه، مدل رگرسیون خطی استاندارد (SLM) است که با روش حداقل مربعات معمولی (OLS) برآورد می‌گردد. با این‌که این یک مدل غیرفضایی است، اما به‌عنوان معیاری برای مقایسه با مدل‌های فضایی استفاده می‌شود. برای شروع، مدل خطای فضایی (SEM) تصریح می‌شود؛ زیرا تفسیر ضرایب این مدل شبیه تفسیر مدل SLM است. در ادامه مدل‌های تأخیر فضایی (SAR) و مدل خودهم‌بستگی فضایی (SAC) بیان می‌شوند که از بسیاری جهات این دو مدل شبیه هم هستند؛ سپس دو مدل رگرسیونی با وقفه‌های فضایی در متغیرهای مستقل، یعنی مدل X وقفهٔ فضایی (SLX) و مدل خطای دوربین فضایی (SDEM) تشریح می‌گردد که هر دو مدل دارای وابستگی فضایی برون‌زا هستند. درنهایت مدل دوربین فضایی (SDM) بحث می‌شود که وابستگی‌های فضایی برون‌زا و درون‌زا را شامل می‌شود.

تفسیر ضرایب مدل رگرسیون خطی استاندارد غیرفضایی (مدل ۱) ساده است و می‌تواند به‌عنوان معیاری برای مقایسه با مدل‌های فضایی استفاده شود. شناسایی باقی‌مانده‌های مدل SLM برای درک ماهیت الگوی فضایی داده‌ها و درنتیجه تصریح نادرست احتمالی مدل مفید است.



شکل ۱: برخی مدل‌های فضایی (الهورست، ۲۰۱۰).

Fig. 1: Some spatial models (source: Elhorst, 2010)

در مدل (۱)، y بردار متغیر وابسته، X ماتریس متغیرهای توضیحی، β پارامترهای مدل و ε جمله خطا بوده که به‌صورت نرمال توزیع شده‌اند. مدل خطای فضایی (مدل ۲) همانند مدل رگرسیون خطی (مدل ۱) است، با این تفاوت که جملهٔ خطای آن به‌صورت $u = \lambda Wu + \varepsilon$ است؛ که در آن λ بیانگر هم‌بستگی فضایی میان خطاها (مشروط بر W) و W ماتریس وزنی است که ساختار فضایی اثرات همسایه‌ها را بین باقی‌مانده‌ها نشان می‌دهد. مقدار انتظاری متغر وابسته در هر دو مدل SLM و SEM مشابه است؛ بنابراین برای تفسیر آماری ضرایب این دو مدل، مشتقات جزئی مدل (۱) و (۲) برای تمامی متغیرهای برون‌زا محاسبه می‌شوند، که عبارتنداز:

$$\begin{pmatrix} \frac{\partial y_1}{\partial x_{1k}} & \cdots & \frac{\partial y_1}{\partial x_{nk}} \\ \cdots & \cdots & \cdots \\ \frac{\partial y_n}{\partial x_{1k}} & \cdots & \frac{\partial y_n}{\partial x_{nk}} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \beta_k & \cdots & 0 \\ \cdots & \cdots & \cdots \\ 0 & \cdots & \beta_k \end{pmatrix} = \beta_k \begin{pmatrix} 1 & \cdots & 0 \\ \cdots & \cdots & \cdots \\ 0 & \cdots & 1 \end{pmatrix} = \beta_k I_n \qquad (۱)$$

از آنجا که تمام مشتقات جزئی متقاطع این ماتریس صفر هستند، تفسیر ضرایب را می‌توان به شکل زیر نوشت:

$$\frac{\partial y_j}{\partial x_{ik}} = \beta_k \ , \ for \ i = j \ ; \quad \frac{\partial y_j}{\partial x_{ik}} = 0 \quad for \ i \neq j \qquad (۲)$$

فقط جملات قطر اصلی صفر نیستند و این یعنی مدل‌های SLM و SEM سرریزهای فضایی را نشان نمی‌دهند.

مدل (۳) بیانگر مدل وقفهٔ فضایی (SAR) است که با اضافه نمودن جملهٔ ρWy به سمت راست مدل رگرسیون خطی به‌دست می‌آید. در این مدل ρ ضریب متغیر درون‌زا Wy است متغیری که تابعی از مقادیر همسایهٔ متغیر وابسته را نشان می‌دهد؛ حال اگر جمله خطای مدل SAR به‌صورت $u = \lambda Wu + \varepsilon$ باشد، این مدل تبدیل به مدل خودهم‌بستگی فضایی (SAC) می‌شود (مدل ۷). در مدل SAC دو ماتریس وزنی وجود دارد که هم می‌توانند مشابه و هم متفاوت باشند. در اینجا نیز مقدار انتظاری و هم‌چنین تفسیر ضرایب دو مدل SAR و SAC مشابه یکدیگر هستند. با توجه به درون‌زا بودن ساختار فضایی این دو مدل، تفسیر ضرایب β پیچیده‌تر از مدل‌های SLM یا SEM است؛ زیرا اکنون باید سرریزهای فضایی احتمالی در مدل شناسایی و محاسبه شوند. فرم کاهش‌یافتهٔ مدل SAR به قرار زیر است؛

$$y = (I - \rho W)^{-1}(X\beta + \varepsilon) \qquad (۳)$$

مقدار انتظاری فرم کاهش یافته به‌صورت $E(y|X) = (I - \rho W)^{-1}.X\beta$ خواهد بود؛ هم‌چنین مشتق‌های جزئی از فرم کاهش‌یافته نسبت به متغیرهای توضیحی به شکل زیر خواهند بود:

$$\begin{pmatrix} \frac{\partial y_1}{\partial x_{1k}} & \cdots & \frac{\partial y_1}{\partial x_{nk}} \\ \cdots & \cdots & \cdots \\ \frac{\partial y_n}{\partial x_{1k}} & \cdots & \frac{\partial y_n}{\partial x_{nk}} \end{pmatrix} = \beta_k (I - \rho W)^{-1} \qquad (۴)$$

ماتریس $(I - \rho W)^{-1}$ به‌جز قطر اصلی دارای عناصر غیرصفر است که این مشتقات جزئی متقاطع غیرصفر دلالت‌بر وجود سرریزهای فضایی دارند. مدل SAR می‌تواند «سرریز جهانی» را تولید کند که نشان می‌دهد تغییرات متغیر مستقل در هر مکانی از دامنهٔ مطالعه بر مقدار متغیر وابسته تمامی مکان‌ها اثر می‌گذارد، که این‌ها اثرات کل بلندمدت مدل‌های SAR و SAC هستند. «لیسیج» و «پیس»[1] (۲۰۰۹) ازطریق یک فرآیند میانگین‌گیری اثرات کل را به اثرات مستقیم و غیرمستقیم بلندمدت تفکیک نمودند. اثرات مستقیم بلندمدت به‌وسیلهٔ میانگین جملات قطر اصلی ماتریس مشتقات جزئی اندازه‌گیری می‌شود. اثرات غیرمستقیم بلندمدت نیز به‌صورت میانگین سایر عناصر در هر سطر (یا ستون) محاسبه می‌گردد. اثرات غیرمستقیم میانگین اثرات سرریز در تمامی مناطق مورد مطالعه می‌باشد؛ به‌عبارت دیگر، اثرات مستقیم نشان‌دهندهٔ میانگین تغییر انتظاری همهٔ مشاهدات متغیر وابسته در یک منطقهٔ خاص به‌دلیل افزایش یک واحدی یک متغیر توضیحی مشخص در همان منطقه است، درحالی‌که اثرات غیرمستقیم بیانگر اثرات سرریز تغییر در متغیر مستقل یک منطقه بر متغیر وابسته در مناطق دیگر می‌باشد. اگر به مدل وقفه فضایی (SAR) جملهٔ $WX\theta$ اضافه شود، مدل دوربین فضایی (SDM) حاصل می‌شود. فرم کاهش‌یافتهٔ این مدل به شکل زیر خواهد بود:

$$y = (I - \rho W)^{-1}(X\beta + WX\theta + \varepsilon) \qquad (۵)$$

ماتریس مشتقات جزئی مدل SDM به‌صورت زیر است:

[1]. LeSage and Pace

$$\begin{pmatrix} \frac{\partial y_1}{\partial x_{1k}} & \cdots & \frac{\partial y_1}{\partial x_{nk}} \\ \cdots & \cdots & \cdots \\ \frac{\partial y_n}{\partial x_{1k}} & \cdots & \frac{\partial y_n}{\partial x_{nk}} \end{pmatrix} = (I-\rho W)^{-1}\begin{pmatrix} \beta_k & \cdots & w_{1k}\theta_k \\ \cdots & \cdots & \cdots \\ w_{n1}\theta_k & \cdots & \beta_k \end{pmatrix} = (I-\rho W)^{-1}[\beta_k I + W\theta_k] \quad (۶)$$

لازم به ذکر است در مدل SDM (مدل ۵) عناصر خارج از قطر اصلی به‌دلیل پارامتر برونزا β_k و پارامتر وقفهٔ فضایی درون‌زا ρ غیرصفر هستند (مانند مدل‌های SAR و SAC)؛ با این تفاوت که در مدل SDM پارامتر وقفهٔ فضایی برونزا θ_k اضافه شده است (مانند مدل‌های SDEM و SLX). در مدل دوربین فضایی (SDM)، نتایج اثرات مستقیم، سرریز و کل علاوه بر پارامتر ρ به دو پارامتر β_k و θ_k نیز بستگی دارد؛ که این دو پارامتر در مدل‌های SAR و SAC در محاسبهٔ این اثرات نقشی نداشتند (الهورست، ۲۰۱۰). علاوه‌بر این، در مدل دوربین فضایی اثر غیرمستقیم را می‌توان به دو جزء «اثرات محلی» ناشی از ضریب θ_1 و «اثرات جهانی» ناشی از ماتریس معکوس که شامل ρ است، تفکیک نمود. اثرات محلی به‌دلیل این‌که فقط تأثیر آنی بر همسایه‌ها می‌گذارند، محلی خوانده می‌شوند (براساس ماتریس وزنی مجاورت مرتبهٔ نخست)؛ درحالی‌که اثرات جهانی ازطریق ماتریس W بر تمام مناطق تأثیر می‌گذارد (الهورست، ۲۰۱۰).

مدل‌های بحث شده در بالا همه ایستا هستند، این درحالی است که مدل‌های بالا را به شکل پویا نیز برآورد نمود؛ برای نمونه، مدل دوربین فضایی (SDM) در حالت پویا به شکل زیر است:

$$y_{it} = \tau y_{i,t-1} + \psi W y_{i,t-1} + \rho W y_{it} + X_{it}\beta + WX_{it}\theta + \varepsilon_{it} \quad (۷)$$

که در آن $y_{i,t-1}$ متغیر وابسته باوقفهٔ زمانی و $Wy_{i,t-1}$ متغیر وابسته باوقفهٔ زمانی فضایی می‌باشند. سایر مدل‌های ایستا نیز با اضافه‌شدن این دو جمله در سمت راست، به مدل‌های پویا تبدیل می‌شوند. تمامی اثرات مستقیم، سرریز و کل بلندمدت در مدل‌های ایستا، برای مدل‌های پویا هم برآورد می‌شوند. تفاوت مدل‌های ایستا و پویا در این است که در مدل‌های پویا می‌توان اثرات مستقیم، سرریز و کل کوتاه‌مدت نیز برآورد می‌گردند[۱]. خلاصهٔ اثرات مدل‌های ایستا و پویا در جدول (۱) ارائه شده است.

جدول ۱: اثرات مستقیم و سرریز متناظر با تصریح مدل‌های فضایی

Tab. 1: Direct and spillover effects corresponding to different spatial model specifications

	مدل‌ها	اثرات کوتاه‌مدت		اثرات بلندمدت	
		مستقیم	سرریز	مستقیم	سرریز
ایستا	خطای فضایی (SEM)	–	–	β_k	–
	وقفه فضایی (SAR)	–	–	$[(I-\rho W)^{-1} \times (\beta_k I)]^{\bar{d}}$	$[(I-\rho W)^{-1} \times (\beta_k I)]^{\overline{nd}}$
	خودهمبستگی	–	–	$[(I-\rho W)^{-1} \times (\beta_k I)]^{\bar{d}}$	$[(I-\rho W)^{-1} \times (\beta_k I)]^{\overline{nd}}$

[۱]. برای جزئیات بیشتر ر. ک. به: الهورست، ۲۰۱۴.

	فضایی(SAC) دوربین فضایی (SDM)	–	–	$[(I-\rho W)^{-1}\times(\beta_k I+W\theta_k)]^{\bar{d}}$	$[(I-\rho W)^{-1}\times(\beta_k I+W\theta_k)]^{n\bar{d}}$
پویا	وقفه فضایی (SAR)	$[(I-\rho W)^{-1}\times(\beta_k I)]^{\bar{d}}$	$[(I-\rho W)^{-1}\times(\beta_k I)]^{\overline{nd}}$	$[((1-\tau)I-(\rho+\psi)W)^{-1}\times(\beta_k I)]^{\bar{d}}$	$[((1-\tau)I-(\rho+\psi)W)^{-1}\times(\beta_k I)]^{n\bar{d}}$
	دوربین فضایی (SDM)	$[(I-\rho W)^{-1}\times(\beta_k I+W\theta_k)]^{\bar{d}}$	$[(I-\rho W)^{-1}\times(\beta_k I+W\theta_k)]^{n\bar{d}}$	$[((1-\tau)I-(\rho+\psi)W)^{-1}\times(\beta_k I+W\theta_k)]^{\bar{d}}$	$[((1-\tau)I-(\rho+\psi)W)^{-1}\times(\beta_k I+W\theta_k)]^{n\bar{d}}$

نماد $\bar{\boldsymbol{d}}$ عملگری است که میانگین عناصر قطر اصلی را محاسبه می‌کند. نماد $\overline{\boldsymbol{nd}}$ عملگری است که میانگین جمع سطری عناصر غیرقطر اصلی را اندازه‌گیری می‌کند.

(مأخذ: الهورست، ۲۰۱۴).

همان‌طورکه «انسلین» (۱۹۸۸) بیان داشت، رویکرد اقتصادسنجی فضایی با روش‌های مرسوم دو تفاوت مهم دارد؛ نخست، موضوع وابستگی یا خودهم‌بستگی فضایی بین مشاهدات داده‌ای نمونه در نقاط مختلف است؛ و دوم، ساختار یا ناهم‌سانی فضایی که ناشی از روابط مدل است که با حرکت برروی صفحهٔ مختصات همراه با دادهٔ نمونه‌ای تغییر می‌کند. در اقتصادسنجی معمول دو عامل فوق نادیده گرفته می‌شوند، چون در صورت لحاظ این دو عامل فروض مورداستفاده در اقتصادسنجی متداول نقض خواهد شد. در فروض «گاوس-مارکوف» متغیرهای توضیحی در نمونه‌گیری‌های تکراری ثابت‌اند، ولی وجود وابستگی فضایی درمیان نمونه‌ها فرض را نقض می‌کند. انجام تحقیقات در علوم منطقه‌ای به‌طور وسیعی مبتنی‌بر داده‌های نمونه‌ای منطقه‌ای است. وقتی در تحقیقات با متغیرهایی مواجه هستیم که مربوط به مکان و موقعیت جغرافیایی خاصی است، به‌کار بردن شیوهٔ معمول در اقتصادسنجی مناسب نخواهد بود. در این پژوهش نیز هدف برآورد اثرات نابرابری درآمدی بر بهره‌وری در استان‌های ایران است. با توجه به استفاده از داده‌های نمونه‌ای منطقه‌ای، لذا به‌کارگیری روش اقتصادسنجی فضایی نتایج معتبرتری در مقایسه با روش‌های اقتصادسنجی معمول ارائه خواهد کرد.

٤. داده‌ها

هدف اصلی این پژوهش برآورد اثرات بلندمدت و کوتاه‌مدت نابرابری درآمدی بر بهره‌وری کل عوامل تولید (TFP) در استان‌های ایران در دورهٔ ۱۳۹۸-۱۳۹۰می‌باشد؛ بدین‌منظور، ابتدا نحوهٔ برآورد متغیر وابسته (TFP) توضیح داده می‌شود. در ادامه، نحوهٔ جمع‌آوری و اندازه‌گیری سیار متغیرها توضیح داده شده و درنهایت به توصیف آن‌ها پرداخته خواهد شد.

شاخص بهره‌وری کل (MPI) نخستین‌بار توسط «مالم‌کوئیست»[1] (۱۹۵۳) معرفی و سپس در مطالعاتی هم‌چون «کاوز» و همکاران[2] (۱۹۸۲) و «فار» و همکاران[3] (۱۹۹۴) گسترش پیدا کرد. برای برآورد شاخص بهره‌وری

[1]. Malmquist
[2]. Caves et al.
[3]. Fare et al.

مالم‌کوئیست از روش تحلیل پوششی داده‌ها (DEA) استفاده می‌شود؛ که یکی از روش‌های ناپارامتری جهت اندازه‌گیری کارایی و بهره‌وری واحدهای اقتصادی می‌باشد. این شاخص، تغییرات بهره‌وری کل را طی دو دورهٔ زمانی اندازه‌گیری می‌کند که شامل «تغییرات کارایی فنی» و «تغییرات تکنولوژیکی» می‌باشد. تغییرات کارایی فنی بیانگر میزان کارایی واحد اقتصادی در فرآیند تبدیل داده‌ها به ستاده است؛ درحالی‌که تغییرات تکنولوژیکی نشان‌دهندهٔ بهبود تکنولوژیکی بنگاه بین دو دورهٔ زمانی متوالی می‌باشد (باروش و همکاران[1]، ۲۰۰۵). درواقع شاخص بهره‌وری مالم‌کوئیست میانگین هندسی دو شاخص فناوری در دوره‌های t و t+1 می‌باشد؛ بنابراین با توجه به رویکرد فار و همکاران (۱۹۹۴)، شاخص MPI به‌شکل زیر محاسبه می‌شود:

$$MPI = \frac{D^{t+1}(y^{t+1},\ x^{t+1})}{D^{t}(y^{t},\ x^{t})} \times \left[\frac{D^{t}(y^{t+1},\ x^{t+1})}{D^{t+1}(y^{t+1},\ x^{t+1})} \times \frac{D^{t}(y^{t},\ x^{t})}{D^{t+1}(y^{t},\ x^{t})}\right]^{1/2} \quad (۸)$$

جملهٔ نخست سمت راست معادلهٔ (۸) تولید ناشی از پیشرفت کارایی فنی و جملهٔ دوم سمت راست نیز تولید ناشی از بهبود تکنولوژیکی می‌باشد. مقدار MPI بزرگ‌تر از یک به‌معنای رشد مثبت بهره‌وری و مقدار کمتر از یک بیانگر رشد منفی بهره‌وری می‌باشد. برای محاسبهٔ شاخص MPI و با توجه به تابع تولید کلاسیک، از متغیر ارزش افزودهٔ صنایع کارخانه‌ای به قیمت ثابت ۱۳۹۰ به‌عنوان ستاده و از متغیرهای موجودی سرمایه[2] به قیمت ثابت ۱۳۹۰ و اشتغال صنایع کارخانه‌ای به‌عنوان نهاده استفاده شده‌اند. اطلاعات این متغیرها از نتایج آمارگیری از کارگاه‌های صنعتی ۱۰ نفر کارکن و بیشتر در استان‌های ایران منتشر شدهٔ توسط مرکز آمار ایران جمع‌آوری شده است.

جدول ۲: تعریف متغیرها و نحوه اندازگیری آن‌ها

Tab. 2: Variables defination and its measurement

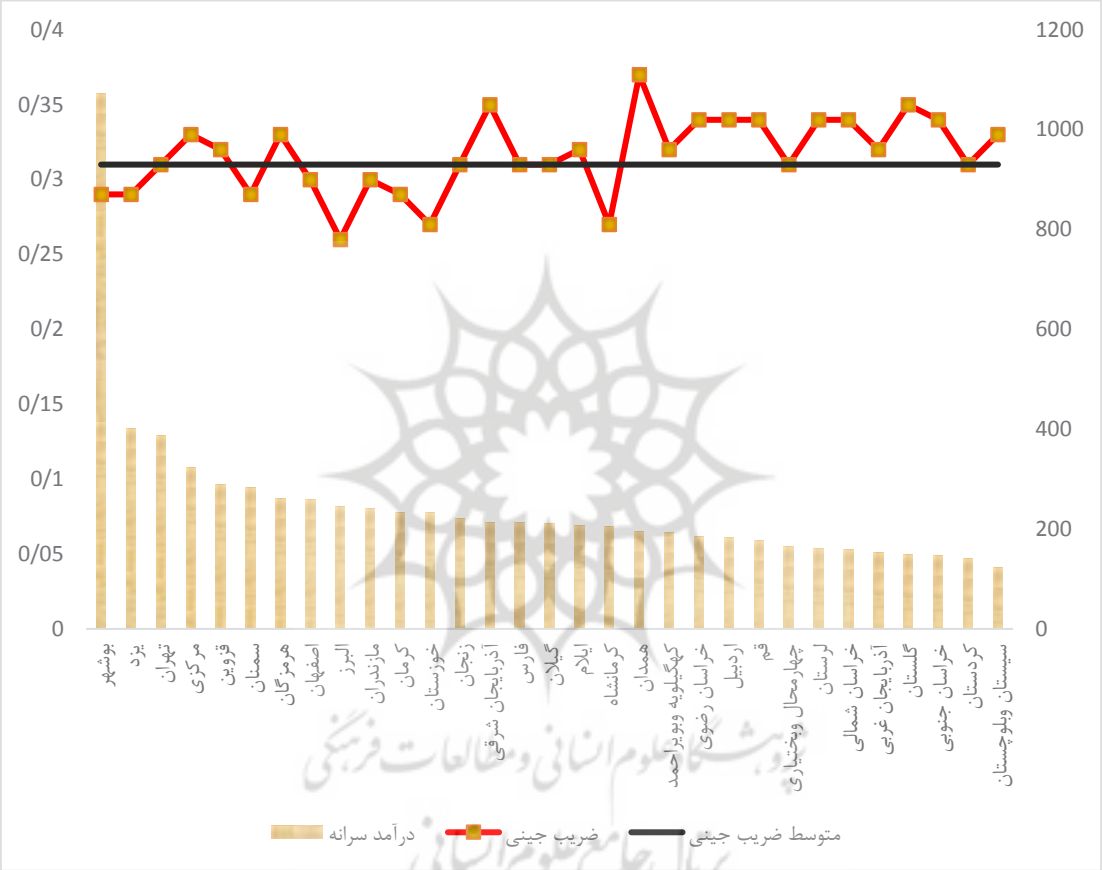
متغیرها	شاخص	نحوهٔ اندازه‌گیری
ستاده	ارزش‌افزودهٔ صنعتی استان (Y)	تعدیل‌شده با شاخص قیمت تولیدکنندهٔ بخش صنعت (ثابت ۱۳۹۰)، میلیون ریال
نهاده‌ها	موجودی سرمایهٔ صنعتی استان (K)	محاسبه با روش موجودی دائمی (ثابت ۱۳۹۰)، میلیون ریال
	اشتغال صنعتی استان (L)	تعداد افراد شاغل در کارگاه‌های صنعتی ۱۰ نفر کارکن و بیشتر، نفر
وابسته	شاخص بهره‌وری کل (TFP)	برآورد شاخص بهره‌وری مالم‌کوئیست با روش تحلیل پوششی داده‌ها
عوامل پیشران TFP	ضریب جینی (Gini)	محاسبهٔ ضریب جینی بدون گروه‌بندی که مقدار آن بین صفر و یک است.
	ساختار فراوانی عوامل تولید (K/L)	نسبت موجودی سرمایه به اشتغال صنعتی
	درآمد سرانه (GDP per capita)	نسبت تولید ناخالص داخلی استان (به قیمت ثابت ۱۳۹۰) به جمعیت استان، میلیون ریال
	نرخ تورم (Inflation)	نرخ رشد شاخص قیمتی مصرف‌کننده، درصد

برای اندازه‌گیری نابرابری درآمدی از شاخص ضریب جینی استفاده می‌شود. گزارش‌های توزیع درآمد در ایران که هر ساله توسط مرکز آمار ایران منتشر می‌شود، اطلاعات مربوط به وضعیت توزیع درآمد در استان‌های ایران

[1]. Barros et al.

[2]. برای برآورد موجودی سرمایه از روش موجودی‌گیری دائمی (PIM) استفاده شده است.

ارائه می‌گردد. سایر متغیرهای اثرگذار بر بهره‌وری کل عوامل تولید شامل فراوانی ساختار عوامل تولید صنعتی استان، درآمد سرانهٔ استان و نرخ تورم استان می‌باشد. برای اندازه‌گیری ساختار فراوانی عوامل تولید از نسبت موجودی سرمایه به اشتغال صنایع تولیدی استان استفاده شده است؛ هم‌چنین برای محاسبهٔ درآمد سرانه از نسبت تولید ناخالص داخلی استان به قیمت ثابت ۱۳۹۰ به جمعیت استان و برای محاسبهٔ نرخ تورم از شاخص قیمتی مصرف‌کنندهٔ استان در سال‌های مورد بررسی بهره گرفته می‌شود. داده‌های تولید ناخالص داخلی، جمعیت و شاخص قیمتی مصرف‌کنندهٔ استان از بانک داده‌های وزارت امور اقتصادی و دارایی استخراج شده است.



نمودار ۱: ضریب جینی و درآمد سرانهٔ استان‌های ایران، ۱۳۹۸؛ میلیون ریال

Diag. 1: Gini coefficient and income per capita in Iran'provinces, 2019; million rials

در نمودار (۱) ضریب جینی و درآمد سرانهٔ استان‌های ایران در سال ۱۳۹۸ نمایش داده شده است. در این نمودار متوسط ضریب جینی برای مقایسهٔ استان‌ها آورده شده که حدود ۰/۳۱ می‌باشد. ملاحظه می‌شود در این سال تقریباً بیشتر استان‌هایی که درآمد سرانهٔ پایینی دارند، ضریب جینی در آن‌ها بیش از متوسط ضریب جینی (۰/۳۱) است. هرچند در برخی استان‌ها مانند: مرکزی، قزوین، هرمزگان و آذربایجان شرقی که درآمد سالانه نسبتاً بالایی دارند، ضریب جینی بیش از مقدار متوسط است؛ اما بیشتر استان‌های با درآمد سرانهٔ بالا از ضریب جینی کمتری برخوردارند.

۵. بحث و تحلیل

۵-۱. برآورد بهره‌وری کل عوامل تولید

در جدول (۳) بهره‌وری کل عوامل (TFP) و اجزاء آن برای صنایع تولیدی ۳۱ استان ایران در دورهٔ ۹۸-۱۳۹۱ ارائه شده است. پیش‌تر بیان شد اگر مقدار شاخص MPI کمتر از یک باشد، نشان از رشد منفی بهره‌وری کل است. از ۳۱ استان ایران تنها استان بوشهر رشد بهره‌وری کل مثبت را تجربهٔ نموده است. از میان دو جزو بهره‌وری کل، کارایی فنی نقش پر رنگ‌تری در مقایسه با تغییر پیشرفت تکنولوژیکی دارد. با نگاهی به نتایج این دو شاخص در می‌یابیم ۱۵ استان از رشد مثبت کارایی فنی برخوردار بوده‌اند؛ و تنها استان بوشهر پیشرفت تکنولوژیکی را تجربه کرده است؛ به عبارت دیگر، اگرچه در ۱۵ استان کارایی فنی به رشد بهره‌وری کل کمک کرده است، اما پیشرفت تکنولوژیکی، این اثر را خنثی نموده است. با توجه به این یافته‌ها صنایع تولیدی کشور می‌توانند از تجربهٔ موفقیت آمیز بعضی از کشورهای صنعتی و تازهٔ صنعتی‌شده در امر توسعهٔ تکنولوژی و صنعتی بگیرند. فراگیری و انتقال گستردهٔ تکنولوژی‌های مناسب و مدرن می‌تواند بر بهره‌وری صنایع بیفزایند و درنتیجه به توسعهٔ سریع صنعتی منجر شود.

جدول ۳: بهره‌وری کل عوامل، کارایی فنی و پیشرفت تکنولوژیکی کارگاه‌های صنعتی استان‌های ایران؛ ۹۸-۱۳۹۱

Tab. 3: Total factor productivity, technical efficiency and technological progress in Iran's provinces manufacturing establishments; 2012-2019

کد	استان	شاخص بهره‌وری مالم‌کوئیست و اجزاء آن		
		بهره‌وری کل عوامل	کارایی فنی	پیشرفت تکنولوژیکی
۱	آذربایجان شرقی	۰/۹۹۸	۱/۰۰۰	۰/۹۹۸
۲	آذربایجان غربی	۰/۹۹۷	۰/۹۹۹	۰/۹۹۸
۳	اردبیل	۰/۹۹۹	۱/۰۰۰	۰/۹۹۹
۴	اصفهان	۰/۹۹۸	۱/۰۰۰	۰/۹۹۸
۵	البرز	۰/۹۹۸	۱/۰۰۰	۰/۹۹۸
۶	ایلام	۰/۹۹۹	۰/۹۹۹	۰/۹۹۹
۷	بوشهر	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰
۸	تهران	۰/۹۹۷	۱/۰۰۰	۰/۹۹۷
۹	چهارمحال‌وبختیاری	۰/۹۹۹	۰/۹۹۹	۰/۹۹۹
۱۰	خراسان جنوبی	۰/۹۹۹	۰/۹۹۹	۰/۹۹۹
۱۱	خراسان رضوی	۰/۹۹۸	۱/۰۰۰	۰/۹۹۸
۱۲	خراسان شمالی	۰/۹۹۹	۰/۹۹۹	۰/۹۹۹
۱۳	خوزستان	۰/۹۹۸	۱/۰۰۰	۰/۹۹۸
۱۴	زنجان	۰/۹۹۸	۱/۰۰۰	۰/۹۹۸
۱۵	سمنان	۰/۹۹۸	۱/۰۰۰	۰/۹۹۸
۱۶	سیستان‌وبلوچستان	۰/۹۹۷	۰/۹۹۹	۰/۹۹۸
۱۷	فارس	۰/۹۹۷	۰/۹۹۹	۰/۹۹۹
۱۸	قزوین	۰/۹۹۸	۱/۰۰۰	۰/۹۹۸
۱۹	قم	۰/۹۹۸	۱/۰۰۰	۰/۹۹۸
۲۰	کردستان	۰/۹۹۹	۰/۹۹۹	۰/۹۹۹

۲۱	کرمان	۰/۹۹۸	۱/۰۰۰	۰/۹۹۸
۲۲	کرمانشاه	۰/۹۹۹	۰/۹۹۹	۰/۹۹۹
۲۳	کهگیلویه‌وبویراحمد	۰/۹۹۸	۰/۹۹۹	۰/۹۹۹
۲۴	گلستان	۰/۹۹۸	۰/۹۹۹	۰/۹۹۹
۲۵	گیلان	۰/۹۹۸	۰/۹۹۹	۰/۹۹۸
۲۶	لرستان	۰/۹۹۸	۰/۹۹۹	۰/۹۹۸
۲۷	مازندران	۰/۹۹۸	۰/۹۹۹	۰/۹۹۸
۲۸	مرکزی	۰/۹۹۸	۱/۰۰۰	۰/۹۹۸
۲۹	هرمزگان	۰/۹۹۸	۱/۰۰۰	۰/۹۹۸
۳۰	همدان	۰/۹۹۸	۰/۹۹۹	۰/۹۹۸
۳۱	یزد	۰/۹۹۸	۰/۹۹۹	۰/۹۹۸

تمامی مقادیر به‌صورت میانگین هندسی هستند

۵-۲. برآورد اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت نابرابری درآمد بر بهره‌وری کل

در این پژوهش رابطهٔ بین پویایی TFP و سطح نابرابری درآمد در استان‌های ایران با استفاده از داده‌های ۳۱ استان ایران در دورهٔ ۹۸-۱۳۹۱ برآورد می‌گردد. پرسش اصلی پژوهش این است، آیا افزایش سطح نابرابری درآمد بر بهره‌وری کل عوامل تولید صنایع تولیدی استان‌های ایران اثر دارد. بخش نخست به برآورد مدل‌های ایستای فضایی و اندازه‌گیری اثرات مستقیم و سرریزهای فضایی نابرابری درآمد بر TFP اختصاص دارد. در بخش دوم اثرات بلندمدت و کوتاه‌مدت نابرابری بر بهره‌وری در استان‌ها برآورد خواهند شد.

نتایج برآورد مدل‌های فضایی ایستا در جدول (۴) و مدل‌های پویا در جدول (۵) ارائه شده است. برآورد تمامی مدل‌ها با استفاده از ماتریس وزنی استاندارد (W) نرمال‌شده انجام شده است. تمامی تخمین‌ها با استفاده از برآوردگر حداکثر درستنمایی به‌دست آمده‌اند. نتایج آمارهٔ آزمون موران در مدل‌های برآورد شده وجود خودهم‌بستگی پانل فضایی را تأیید می‌کند. یافته‌های آمارهٔ والد نیز نشان می‌دهد ضریب اثر فضایی متغیر وابسته (ρ) معنادار می‌باشد. آمارهٔ F بیانگر معناداری مدل‌های برآوردی است. درنهایت نتایج آمارهٔ LM باوقفهٔ حکایت از آن دارد متغیر وابسته باوقفهٔ فضایی از خودهم‌بستگی فضایی برخوردار است.

جدول ٤: برآورد اثرات نابرابری درآمد بر بهره‌وری کل عوامل در مدل‌های فضایی ایستا

Tab. 4: Estimating the effects of income inequality on total factor productivity in static spatial models

متغیرها	خطای فضایی (SEM)	وقفه فضایی (SAR)	خودهمبستگی فضایی (SAC)	دوربین فضایی (SDM)
ضریب جینی	-۰/۰۱***	-۰/۰۱***	-۰/۰۰۵***	-۰/۰۱***
ساختار فراوانی عوامل تولید	۰/۰۰۲***	۰/۰۰۴***	۰/۰۱***	۰/۰۱***
درآمد سرانه	۰/۰۰۱**	۰/۰۱***	۰/۰۰۲	۰/۰۰۱
تورم	-۰/۰۱**	-۰/۰۱***	-۰/۰۱۳***	-۰/۰۲***
عرض از مبداء	۰/۹۵***	۰/۹۴***	۱/۷۶***	۰/۸۹***
ضریب جینی فضایی	-	-	-	۰/۰۰۳

ساختار فراوانی عوامل تولید فضایی	–	–	–	−۰/۰۱***
درآمد سرانهٔ فضایی	–	–	–	۰/۰۱۲***
تورم فضایی	–	–	–	−۰/۰۲۱***
ضریب تعیین	۰/۰۸	۰/۱۵	۰/۱۳	۰/۲۴
Log likelihood	۱۱۱۴/۵	۱۰۹۹/۷	۱۱۳۶/۳	۹۲۷/۸
وقفه فضایی TFP($\boldsymbol{\rho}$)	–	۰/۸۷***	۰/۸۱***	۰/۸۳***
$\boldsymbol{\lambda}$	۰/۸۹***	–	۰/۹۶***	–
$\boldsymbol{\sigma_{\varepsilon}^{2}}$	۰/۰۰۳***	۰/۰۰۶***	۰/۰۰۲***	۰/۰۰۵***
آمارهٔ موران جهانی	۰/۸۲***	۰/۸۲***	۰/۸۲***	۰/۷۸***
آمارهٔ والد	۲۱/۵***	۴۲/۶***	۳۵/۵***	۷۶/۰۲***
آمارهٔ F	۵/۴***	۱۰/۷***	۸/۹***	۹/۵***
آمارهٔ LM باوقفه	۴۵۲/۳***	۳۶۱/۷***	۳۸۱/۷***	۳۶۶/۷***
تعداد مشاهدات	۲۴۸	۲۴۸	۲۴۸	۲۴۸

تمامی متغیرها به‌شکل لگاریتم می‌باشند. ***، ** و * به‌ترتیب معنادار در سطح ۱، ۵ و ۱۰٪ هستند.

نتایج نشان می‌دهد اثر نابرابری درآمدی بر TFP منفی و معنادار می‌باشد؛ که بیانگر آن است افزایش نابرابری درآمدی، بهره‌وری کل صنعتی را در استان‌های ایران کاهش می‌دهد. این یافته‌ها مطابق با نتایج «کیم» و «ساکاموتو» (۲۰۰۸) و «دی پیترو» (۲۰۱۴) است. ضریب برآوردی متغیر وابسته با وقفهٔ مکانی (ρ) در همهٔ مدل‌ها مثبت و معنادار بوده که نشان می‌دهد متوسط سطح TFP صنعتی در استان‌های همجوار تأثیر مثبت بر فعالیت‌های نوآورانه محلی دارد. علاوه‌بر این، ضریب برآوردی ضریب جینی باوقفهٔ مکانی در مدل دوربین فضایی پویا مثبت و معنادار است که بیان می‌دارد سطح نابرابری درآمدی در استان‌های مجاور اثر مثبت بر TFP محلی دارد. این تأثیر مثبت ممکن است عجیب به‌نظر برسد، اما در ایران چندان تعجب‌آور نیست؛ زیرا در اکثر استان‌های ایران که متوسط سطح نابرابری درآمدی نسبتاً بالا است، فرصت‌های اقتصادی کمتری وجود دارد. در نتیجه، جابه‌جایی کسب و کارها، سرمایه‌گذاری‌ها و نیروی‌کار درمیان استان‌ها در جستجوی فرصت‌های اقتصادی جدید رخ خواهد داد. این موضوع در نیروی‌کار با سرمایهٔ انسانی بالا با شدت بیشتری وجود دارد که باعث افزایش بهره‌وری در استان‌های محلی با سطوح نابرابری متوسط می‌شود. این استدلال در راستای نظریهٔ مهاجرت نیروی کار است که نشان می‌دهد مهاجرت و تصمیمات انتخاب مکان توسط رفتار افراد یا خانوارها هدایت می‌شود. افراد به‌دنبال حداکثر نمودن مطلوبیت خود هستند که تابعی از درآمد و سایر ویژگی‌های مکانی مانند کیفیت زندگی است. از این‌منظر، «تودارو:[1] (۱۹۶۹) بر اهمیت اختلاف درآمد بین مناطق به عنوان عامل کلیدی مهاجرت روستا به شهر تأکید می‌کند. ضریب تخمینی وقفهٔ مرتبهٔ نخست TFP منفی بوده که در مدل وقفهٔ فضایی غیرمعنادار و در مدل دوربین فضایی معنادار است، که نشان از ناپایداری این ضریب دارد.

[1]. Todaro

جدول ۵: برآورد اثرات نابرابری درآمد بر بهره‌وری کل عوامل در مدل‌های فضایی پویا

Tab. 5: Estimating the effects of income inequality on total factor productivity in dynamic spatial models

متغیرها	مدل وقفهٔ فضایی (SAR)	مدل دوربین فضایی (SDM)
وقفهٔ مرتبه نخست TFP	−۰/۰۱۱	−۰/۱۲***
ضریب جینی	−۰/۰۸***	−۰/۰۱***
ساختار فراوانی عوامل تولید	۰/۰۰۵***	۰/۰۰۸***
درآمد سرانه	۰/۰۰۷***	−۰/۰۰۴
تورم	−۰/۰۰۷***	۰/۰۲۴***
ضریب جینی فضایی	–	۰/۰۱۱***
ساختار فراوانی عوامل تولید فضایی	–	−۰/۰۱***
درآمد سرانه فضایی	–	۰/۰۲۲***
تورم فضایی	–	−۰/۰۲۲***
ضریب تعیین	۰/۰۸	۰/۶۷
Log likelihood	۹۶۲/۴	۹۹۲/۶
وقفه فضایی TFP(ρ)	۰/۸۶***	۰/۷۸***
σ_ε^2	۰/۰۰۰***	۰/۰۰۰***
تعداد مشاهدات	۲۱۷	۲۱۷

تمامی متغیرها به شکل لگاریتم می‌باشند. ***، ** و * به ترتیب معنادار در سطح ۱، ۵ و ۱۰٪ هستند.

در جدول (۶) اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت نابرابری درآمدی بر بهره‌وری کل عوامل تولید ارائه شده است. باتوجه به نتایج، اثر مستقیم (اثر محلی) نابرابری درآمدی بر TFP صنعتی در استان‌های ایران در بلندمدت منفی و معنادار است. در مقابل اثرات غیرمستقیم (اثرات سرریز فضایی) ضریب جینی بر بهره‌وری کل در مدل وقفهٔ فضایی (SAR) ایستا و پویا منفی و معنادار و در مدل خودهمبستگی فضایی (SAC) مثبت و معنادر است. در مدل دوربین فضایی (SDM) هم در مدل ایستا و هم در پویا نابرابری درآمدی بر TFP اثر معنادار ندارد. این یافته‌ها نشان می‌دهد اثر منفی نابرابری درآمدی بر بهره‌وری کل در بلندمدت به‌صورت محلی تأیید می‌شود، درحالی‌که اثرات سرریز آن پایدار نیست؛ به‌عبارت دیگر، انتظار می‌رود نابرابری درآمدی در داخل استان‌های ایران بر بهره‌وری اثر بگذارد، اما نابرابری در سایر استان‌ها در بلندمدت چندان اثرگذار نخواهند بود. با این‌حال، با توجه به نتایج اثر کل بلندمدت می‌توان بیان داشت نابرابری بر بهره‌وری کل در بلندمدت اثر منفی و معنادار دارد. در کوتاه‌مدت نیز در مدل وقفهٔ فضایی (SAR) اثر مستقیم یا محلی نابرابری بر TFP منفی و معنادار دارد، اما در مدل دوربین فضایی (SDM) این اثر منفی ولی غیرمعنادار است. اثرات کوتاه‌مدت سرریز یا غیرمستقیم و هم‌چنین اثرات کل کوتاه‌مدت نابرابری درآمدی بر بهره‌وری کل عوامل تولید صنعتی در مدل وقفهٔ فضایی منفی و معنادار است، اما در مدل دوربین فضایی مثبت و غیرمعنادار است. درمجموع، با توجه به نتایج کوتاه‌مدت و بلندمدت، افزایش نابرابری درآمدی در استان‌ها اثر منفی و معنادار بر TFP در بلندمدت دارد؛ همچنین افزایش نابرابری در استان‌های همجوار، اثرات (سرریز) ناپایدار بر TFP دارد.

جدول ٦: برآورد اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت نابرابری درآمد بر بهره‌وری کل عوامل در مدل‌های فضایی ایستا و پویا

Tab. 6: Estimating the short run and long run effects of income inequality on total factor productivity in staticand dynamic spatial models

اثرات بلندمدت نابرابری بر بهره‌وری کل در مدل ایستا

متغیرها	مدل خطای فضایی (SEM)			وقفهٔ فضایی (SAR)			خودهم‌بستگی فضایی (SAC)			دوربین فضایی (SDM)		
	اثر مستقیم	اثر سرریز	اثر کل	اثر مستقیم	اثر سرریز	اثر کل	اثر مستقیم	اثر سرریز	اثر کل	اثر مستقیم	اثر سرریز	اثر کل
ضریب جینی	−۰/۰۱***	–	−۰/۰۱***	−۰/۰۱۲***	−۰/۰۴۸***	−۰/۰۶***	−۰/۰۰۶***	۰/۰۰۳***	−۰/۰۰۳***	−۰/۰۰۷***	−۰/۰۱۵	−۰/۰۲۲
ساختار فراوانی عوامل تولید	۰/۰۰۲***	–	۰/۰۰۲***	۰/۰۰۶***	۰/۰۲۷***	۰/۰۳۳***	۰/۰۰۷***	−۰/۰۰۴***	۰/۰۰۳***	۰/۰۰۷***	−۰/۰۰۹	−۰/۰۰۳
درآمد سرانه	−۰/۰۰۱**	–	−۰/۰۰۱**	۰/۰۰۹***	۰/۰۳۹***	۰/۰۴۸***	۰/۰۰۳***	۰/۰۰۱***	۰/۰۰۴***	۰/۰۰۴*	۰/۰۶۶***	۰/۰۷***
تورم	۰/۰۱**	–	۰/۰۱**	−۰/۰۰۸***	−۰/۰۳۲***	−۰/۰۴***	−۰/۰۱۳***	−۰/۰۰۸***	−۰/۰۲۱***	۰/۰۲۲***	−۰/۰۱۵	۰/۰۰۷

اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت نابرابری بر بهره‌وری کل در مدل پویا

متغیرها	اثرات کوتاه‌مدت مدل SAR			اثرات بلندمدت مدل SAR			اثرات کوتاه‌مدت مدل SDM			اثرات بلندمدت مدل SDM		
	اثر مستقیم	اثر سرریز	اثر کل	اثر مستقیم	اثر سرریز	اثر کل	اثر مستقیم	اثر سرریز	اثر کل	اثر مستقیم	اثر سرریز	اثر کل
ضریب جینی	−۰/۰۱۱***	−۰/۰۵۱**	−۰/۰۶۲**	−۰/۰۱۱***	−۰/۰۴۶**	−۰/۰۵۷***	−۰/۰۰۴	۰/۰۲۹	۰/۰۲۵	−۰/۰۰۴	۰/۰۱۹	۰/۰۱۵
ساختار فراوانی عوامل تولید	۰/۰۰۸***	۰/۰۳۳**	۰/۰۴۱***	۰/۰۰۷***	۰/۰۳**	۰/۰۳۷***	۰/۰۰۷***	−۰/۰۱۳*	−۰/۰۰۶	۰/۰۰۷***	−۰/۰۱**	−۰/۰۰۳
درآمد سرانه	۰/۰۱۱***	۰/۰۴۶***	۰/۰۵۷***	۰/۰۱۱***	۰/۰۴۱***	۰/۰۵۲***	۰/۰۰۳	۰/۰۸۳***	۰/۰۸۶***	۰/۰۰۱	۰/۰۵۳***	۰/۰۵۴***
تورم	−۰/۰۱۱***	−۰/۰۴۷**	−۰/۰۵۸**	−۰/۰۱***	−۰/۰۴۲**	−۰/۰۵۲***	۰/۰۲۳***	−۰/۰۱۱	۰/۰۱۲	۰/۰۲۱***	−۰/۰۱۲	۰/۰۰۹

تمامی متغیرها به شکل لگاریتم می‌باشند. ***، ** و * به‌ترتیب معنادار در سطح ۱، ۵ و ۱۰٪ هستند.

٦. نتیجه‌گیری

این پژوهش به‌دنبال پاسخ این پرسش بود که آیا نابرابری درآمدی بر بهره‌وری کل عوامل (TFP) صنعتی در استان‌های ایران اثرگذار است. بدین‌منظور از مدل‌های پانل فضایی ایستا و پویا برای برآورد اثرات نابرابری درآمدی و اثرات سرریز آن بر TFP در دورهٔ ۹۸-۱۳۹۱ استفاده شد. یافته‌ها نشان می‌دهد افزایش نابرابری درآمدی در استان‌های محلی، در کوتاه‌مدت و بلندمدت اثر منفی و معنادار (اثرات مستقیم) بر TFP دارد. علاوه‌بر این، اثرات سرریز فضایی نابرابری درآمدی (اثرات غیرمستقیم) بر TFP در استان‌های ایران ناپایدار بوده است. این نتایج حاکی از آن است اثرات منفی نابرابری درآمدی بر بهره‌وری و رشد اقتصادی در مناطق مجاور صرفاً یک نظریهٔ شهودی نیست، بلکه به‌نظر می‌رسد از نتایج مهم جهانی‌شدن اقتصاد و روابط فضایی مناطق باشد؛ البته دیدگاه‌ها در این زمینه متفاوت است. برخی بر این باورند افزایش نابرابری درآمدی سبب افزایش بهره‌وری و رشد اقتصادی می‌شود. این گروه معتقدند وقتی اگر نابرابری درآمدی از سطح مشخصی فراتر رود، اثر آن بر رشد بهره‌وری منفی خواهد بود. «کورنیا» و «کورت»[1] (۲۰۰۱) نشان‌دادند اگر ضریب جینی از مقدار ۰/۲۵ فراتر رود، در این‌صورت نابرابری درآمدی بر بهره‌وری و رشد اقتصادی اثر منفی خواهد داشت. با نگاهی به ضریب جینی استان‌های ایران درمی‌یابیم بیشتر آن‌ها از سطوح نابرابری بالایی برخوردار هستند. علت دیگری که می‌تواند توضیح دهد چرا نابرابری می‌تواند بر TFP در استان‌های ایران اثر منفی بگذارد، تغییر سهم درآمدی طبقات فقیر به ثروتمندان است. براساس آمارهای منتشر شده توسط مرکز آمار ایران، در سال‌های اخیر نسبت درآمد دهک‌های پایین به دهک‌های بالا درحال افزایش بوده است که نشان از افزایش نابرابری درآمدی در ایران دارد.

به‌منظور کاهش این اثرات منفی، سیاست‌های توسعهٔ اقتصادی منطقه‌ای جدید در ایران باید تجدیدنظر شود. چنین سیاست‌هایی اخیراً به‌عنوان استراتژی‌های مهم برای کاهش نابرابری‌های درآمدی منطقه‌ای و هم‌چنین برای توزیع فعالیت‌های اقتصادی در مناطق مختلف مورد تأیید قرار گرفته‌اند (نئومارک و سیمپسون[2]، ۲۰۱۵). این سیاست‌ها بایستی شامل انتقال بودجهٔ عمومی برای تقویت و توسعهٔ استان‌های کمتر توسعه‌یافته باشند. این انتقال می‌تواند به شکل سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌های عمومی (جاده‌ها، بیمارستان‌ها و مدارس) یا مشوق‌های مالیاتی مالی باشد. علاوه‌بر این، سیاست‌های توسعهٔ منطقه‌ای می‌تواند شامل تسهیل در مقررات کسب و کار و ایجاد شرایطی برای جذب بنگاه‌های تولیدی در استان‌های محروم باشد که این‌ها آغازی برای فرآیندهای تجمع بوده و می‌تواند اثرات اقتصادی مثبت بلندمدتی را در این استان‌های موردنظر ایجاد نماید.

سپاسگزاری

در پایان نویسندگان برخود لازم می‌دانند از تمام افرادی که با نظرات خود به غنای مقاله افزودند، قدردانی نمایند.

[1]. Cornia and Court
[2]. Neumark and Simpson

درصد مشارکت نویسندگان

نویسندگان ضمن رعایت اخلاق نشر، به یک اندازه در نگارش این مقاله سهیم بوده‌اند.

تضاد منافع

نویسندگان اعلام می‌دارند هیچ‌گونه تضاد منافعی وجود ندارد و هم‌چنین این مقاله حمایت مالی نداشته است.

کتابنامه

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

- بانک داده‌های اقتصادی و مالی، وزارت امور اقتصادی و دارایی. https://databank.mefa.ir

- Akerlof, G. & Yellen, J., (1990). "The fair wage-effort hypothesis and unemployment". *Quarterly Journal of Economics*, 55: 255–283. https://doi.org/10.2307/2937787

- Alesina, A. & Perotti, R., (1996). "Income distribution, political instability and investment". *European Economic Review,* 40(6): 1203–1228. https://doi.org/10.1016/0014-2921(95)00030-5.

- Alesina, A. & Rodrik, D., (1994). "Distributive politics and economic growth". *Quarterly Journal of Economics,* 109(2): 465–490. https://doi.org/10.2307/2118470.

- Atkinson, A., (1999). "Is rising income inequality inevitable? A critique of the transatlantic consensus". In: *WIDER annual lecture. University of Oslo, Norway*. https://doi.org/10.51952/9781847425560.ch002.

- Autor, D.; Katz, L. F. & Kearney, M. S., (2006). "The polarization of the U.S. labour market". *American Economic Review,* 96(2): 189–194. doi: 10.1257/000282806777212620.

- Barros, C. P.; Barroso, N. & Borges, M. R., (2005). "Evaluating the efficiency and productivity of insurance companies with a Malmquist index: A case study for Portugal". *The Geneva Papers on Risk and Insurance-Issues and Practice,* 30(2): 244-267. https://doi.org/10.1057/palgrave.gpp.2510029.

- Bourguignon, F., (2004). "The poverty-growth-inequality triangle". *Working Paper 125,* Indian Council for Research on International Economic Relations. New Delhi. http://hdl.handle.net/10419/176147.

- Braverman, A. & Stiglitz, J. E., (1989). "Credit rationing, tenancy, productivity, and the dynamics of inequality (English)". *Policy, Planning and Research Department working papers; no. WPS 176.* Washington, DC: World Bank. https://doi.org/10.1093/0198287623.003.0009.

- Cai, F., (2013). "How can Chinese economy achieve the transition toward total factor productivity growth". *Soc. Sci. China,* 1: 56-71.

- Card, D. & DiNardo, J. E., (2002). "Skill-biased technological change and rising wage inequality: Some problems and puzzles". *Journal of Labour Economics,* 20(4): 733–783. https://doi.org/10.1086/342055.

- Caves, D. W.; Christensen, L. R. & Diewert, W. E., (1982). "The economic theory of index numbers and the measurement of input, output, and productivity". *Econometrica: Journal of the Econometric Society,* 1393-1414. https://doi.org/10.2307/1913388.

- Chen, H. L. & Qin, W. F., (2014). "Inclusive growth in China: a perspective from the change of inclusive total factor productivity". *China Industrial Economics*, 1: 18-30.

- Clarke, G., (1995). "More evidence on income distribution and growth". *Journal of Development Economics,* 47: 403–427. https://doi.org/10.1016/0304-3878(94)00069-O.

- Cornia, G. & Court, J., (2001). *Inequality, growth and poverty in the era of liberalization and globalization*. Policy Brief 4, Helsinki: UN University, World Institute for Development Economics Research.

- Deininger, K. & Squire, L., (1998). "New ways of looking at old issues in equality and growth". *Journal of Development Economics,* 57(2): 259–287. https://doi.org/10.1016/S0304-3878(98)00099-6.

- DiPietro, R., (2014). "Productivity growth and income inequality". *Journal of Economics and Development Studies,* 2(3): 01–08. http://dx.doi.org/10.15640/jeds.v2n3a1.

- Economic and Financial Databank of Iran, Ministry of Economic Affairs and Finance, https://databank.mefa.ir.

- Elhorst, J. P., (2010). "Spatial panel data models". In: M. Fischer & A. Getis (Eds.), *Handbook of applied spatial analysis* (Pp: 377–407). Berlin: Springer. doi:10.1007/978-3-642-03647-7_19.

- Elhorst, J., (2014b). *Spatial econometrics: From cross-sectional data to spatial panels*. Heidelberg: Springer. https://doi.org/10.1007/978-3-642-40340-8.

- Fan, J. S.; Yu, X. F. & Zhou, L., (2018). "Urbanization, urban-rural gap and inclusive growth in China". *J. Quant. Tech. Econ,* 4: 41-60.

- Färe, R.: Grosskopf, S.: Norris, M. & Zhang, Z., (1994). "Productivity growth, technical progress, and efficiency change in industrialized countries". *The American economic review*: 66-83. https://www.jstor.org/stable/2117971.

- Findings On Survey of Manufacturing Establishments With 10 and More Workers, different years, Statistics Center of Iran.

- Forbes, K., (2000). "A reassessment of the relationship between inequality and growth". *American Economic Review,* 90(4): 869–887. doi: 10.1257/aer.90.4.869.

- Frank, M., (2008). "Inequality and growth in the United States: Evidence from a new state-level panel of income inequality measures". *Western Economic Association International,* 47(1): 55–68. https://doi.org/10.1111/j.1465-7295.2008.00122.x.

- Freeman, R. B. & Medoff, J. L., (1984). *What do unions do?*. New York: Basic Books. https://scholar.harvard.edu/freeman/publications/what-do-unions-do.

- Fuentes, R.; Mishrab, T.; Scaviac, J. & Parhi, M., (2014). "On optimal long-term relationship between TFP, institutions, and income inequality under embodied technical progress". *Structural Change and Economic Dynamics*, 31: 89–100. https://doi.org/10.1016/j.strueco.2014.08.003.

- Hanson, K. & Rose, A., (1997). "Factor productivity and income inequality: A general equilibrium analysis". *Applied Economics,* 29(8): 1061–1071. https://doi.org/10.1080/000368497326453.

- Galor, O. & Tsiddon, D., (1997). "The distribution of human capital and economic growth". *Journal of Economic Growth,* 2(1): 93–124. https://doi.org/10.1023/A:1009785714248.

- Hassler, J. & Mora, J., (2000). "Intelligence, social mobility and growth". *American Economic Review,* 90: 888–908. doi: 10.1257/aer.90.4.888.

- Isaksson, A., (2007). "Determinants of total factor productivity: A literature review". *UNIDO Staff Working Paper*, 02. Vienna: Research and Statistics Branch, United Nations Industrial Development Organization. https://www.academia.edu/download/77657858/Determinants_of_Total_Factor_Productivit20211229-26437-12q8kht.pdf.

- Kim, C. & Sakamoto, A., (2008). "Does inequality increase productivity? Evidence from US manufacturing industries, 1979 to 1996". *Work and Occupations,* 35(1): 85–114. https://doi.org/10.1177/0730888407311975.

- LeSage, J. P. & Pace, R. K., (2009). *Introduction to spatial econometrics*. New York: CRC Press. https://doi.org/10.4000/rei.3887.

- Li, H. & Zou, H., (1998). "Income inequality is not harmful for growth: theory and evidence". *Review of Development Economics,* 2(3): 318–334. https://doi.org/10.1111/1467-9361.00045.

- Lu, J.; Liu, X.; Wright, M. & Filatotchev, I., (2014). "International experience and FDI location choices of Chinese firms: The moderating effects of home country government support and host country institutions". *Journal of International Business Studies,* 45(4): 428-449. https://doi.org/10.1057/jibs.2013.68.

- Mahy, B.; Rycx, F. & Volral, M., (2011). "Wage dispersion and firm productivity in different working environments". *British Journal of Industrial Relations*, 49(3): 460–485. https://doi.org/10.1111/j.1467-8543.2009.00775.x.

- Malmquist, S., (1953). "Index numbers and indifference surfaces". *Trabajos de estadística,* 4(2): 209-242. https://doi.org/10.1007/BF03006863.

- Neumark, D. & Simpson, H., (2015). "Place-based policies". In*: Handbook of regional and urban economics*, 5: 1197-1287, Elsevier. https://doi.org/10.1016/B978-0-444-59531-7.00018-1.

- Ngepah, N., (2016). *In search of bad inequalities for growth and appropriate policy choices for their reduction in Africa*. United Nations: Overseas Development Institute. http://southernvoice.org/wp-content/uploads/2016/10/In-search-of-bad-inequalities-for-growth-and-appropriate-policy-choices-for-their-reduction-in-Africa.pdf.

- Pede, V. O.; Barboza, G.; Sparks, A. H. & McKinley, J., (2018). "The inequality-growth link revisited with spatial considerations: The case of provinces in the Philippines". *Journal of the Asia Pacific Economy*, 23(3): 411–427. https://doi.org/10.1080/13547860.2018.1503765.

- Persson, T. & Tabellini, G., (1994). "Is inequality harmful for growth*?*". *American Economic Review,* 84(3): 600–621. doi: 10.3386/w3599.

- Piketty, T.; Saez, E.; Zucman, G.; Alvaredo, F. & Chance, L., (2018). *World inequality report 2018.* Post-Print halshs-01885458, HAL. https://wir2018.wid.world/.

- Risso, W. A. & Carrera, E. S., (2019). "On the impact of innovation and inequality in economic growth, economics of innovation and new technology". *Taylor & Francis Journals,* 28(1): 64–81. https://doi.org/10.1080/10438599.2018.1429534.

- Solt, F., (2016). "The standardized world income inequality database". *Social science quarterly,* 97(5): 1267-1281. https://doi.org/10.1111/ssqu.12295.

- Todaro, M. P., (1969). "A model of labor migration and urban unemployment in less developed countries". *The American economic review,* 59(1): 138-148. https://www.jstor.org/stable/1811100.

- Zhang, L. & Li, J., (2016). "Theoretical Relationship and Empirical Analysis of Income Distribution and Economic Growth". *Management World,* (11):1–10.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی