

Research Paper

Unobservable Productivity Shocks and Bias of Production Function Estimators: The Control Function Approach

Mahmood Vahdanian¹ , Mehdi Fathabadi^{*2} , Mahmood Mahmoodzadeh³ , Masood Soufimajidpour⁴ 

¹ Ph.D. Student, Department of Economics, Firoozkooh Branch, Islamic Azad University, Firoozkooh, Iran. E-mail: mahmoodvahdanian@gmail.com

² Department of Economics, Firoozkooh Branch, Islamic Azad University, Firoozkooh, Iran. E-mail: fathabadi.mehdi@iau.ac.ir

³ Department of Economics, Firoozkooh Branch, Islamic Azad University, Firoozkooh, Iran. E-mail: Ma.Mahmood@iau.ac.ir

⁴ Department of Economics, Firoozkooh Branch, Islamic Azad University, Firoozkooh, Iran. E-mail: masoud.soufimajidpour@iau.ac.ir



[10.22080/mrl.2025.27720.2118](https://doi.org/10.22080/mrl.2025.27720.2118)

Received:

September 23, 2024

Accepted:

November 1, 2024

Available online:

May 31, 2025

Keywords:

Production Function,
Productivity Shock,
Control Function,
Generalized Moments

JEL Classification:

C13, C14, C33, D24.

Abstract

The ordinary least squares (OLS) estimators will be biased if there is a relationship between observable input levels and unobservable productivity shocks in the production function. Along with instrumental variables (IV) and generalized moments method (GMM) approaches, the control function approach is the most widely used in production function estimation to solve this problem. In this article, the production function was estimated using the conventional panel data method and the control function approach, and the data were compared using Iran's provinces' manufacturing industries data from 2011 to 2018. The findings showed that the OLS estimator in the panel data methods overestimates the free variables' coefficients (labor force), which is consistent with the argument of Levinson and Petrin (LP) (2003). Wooldridge (WR) method estimators are more efficient in the control function approach methods than the LP method. Among the optimization algorithms, the Nelder and Mead (NM) algorithm results are more efficient than others. By assuming that the capital stock is endogenous, the results indicated that the ACF correction method (controlling the labor force functional dependence) is more efficient than the LP method. Finally, the estimators' efficiency was increased using dynamic panel instruments in the MR approach. The findings point out that the labor force functional dependence and the endogeneity of the capital stock can be important issues in the production function estimation that should not be ignored. Thus, it seems that GMM nonlinear models in general and control function models, namely OP, LP with ACF and MR correction in particular, should be used more in production function estimation to control unobservable productivity shocks.

*Corresponding Author: Mehdi Fathabadi

Address: Department of Economics, Firoozkooh Branch, Islamic Azad University.

Email: mehdi_fa88@yahoo.com

Tel: +98 9122373671



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

Researchers have paid attention to the potential correlation between input levels and "unobserved productivity shocks" in estimating production function parameters after the study of Marschak and Andrews (1944). At the firm level, when positive shocks occur, the production level also increases with the increase in input demand. On the other hand, the occurrence of negative shocks leads to a decrease in production and demand for inputs. The existence of a positive correlation between the levels of observable inputs and unobservable productivity shocks causes bias in the OLS estimator when we estimate the production function and unobservable productivity. GMM, IV, and "control function" methods have been proposed to solve this problem. To estimate production functions using the control function approach, Olley and Pakes (OP) (1996) show how the investment variable can be used as a proxy variable for unobserved productivity. Further, Levinsohn and Petrin (LP) (2003) used intermediate inputs (such as raw materials and energy) as a proxy for unobserved productivity. Due to the complex nature of the LP estimation method, Wooldridge (2009) suggested the use of "bootstrap" methods to obtain standard deviations and test statistics. Then, Mollisi and Rovigatti (MR) (2018) modified the GMM estimator with the help of a matrix of dynamic panel instruments.

2. Method

First, consider Cobb-Douglas (1928) technology;

$$y_{it} = \alpha + \gamma X_{it} + \beta w_{it} + \varphi_{it} + u_{it} \quad (1)$$

where y_{it} represents value added or gross production, X_{it} is a state variables vector, and w_{it} is a free variables vector. The random component φ_{it} also represents "unobservable productivity". Based on OP and LP methods, it is assumed that productivity is formed based on the first-order Markov process. Olley and Pakes (1996) were the first to propose a two-stage estimation method consistent with model (1). Their key idea is to use investment levels as a proxy variable for φ_{it} . The OP approach has a major drawback that limits its scope of applications in experimental studies. In the OP method, the actual investment data can contain many zeros. They assumed that investments are not made at every moment but are postponed for several years to be made all at once. To solve this problem, Levinson and Petrin (2003) proposed the level of intermediate inputs as a proxy variable for w_{it} .

The basic assumption of both OP and LP methods is that when productivity shocks occur, firms can immediately adjust some inputs without any cost. However, Akerberg, Caves, and Frazer (2015) and Bond and Soderbom (2005) showed that the labor force coefficient can be estimated consistently in the first stage, provided that the free variables are independent of the proxy variables; otherwise, their coefficients will be completely collinear in the estimation of the first stage and, therefore, will not be identifiable.

To solve the problems of OP and LP methods, Wooldridge (2009) replaced a two-stage estimation method in the GMM estimator (Wooldridge, 1996). In his approach, WR, he showed how to write appropriate moment limits based on two equations in which the dependent variable is the same, but they have different tools.

The first advantage of the WR approach is that the first step of estimating the OP or LP methods includes identifying the parameters of the free variables (such as labor force). Another advantage is that fully robust standard deviations are easily obtained. Also, the WR method effectively takes advantage of the moment conditions stated in the OP and LP assumptions.

3. Results

This study estimates the Cobb-Douglas production function using the control function approach and compares the results of these methods with each other and with panel data methods such as fixed effects and random effects.

The results showed that the capital and labor elasticity in the control function approach is not much different from those in the fixed and random effects methods. Still, the standard deviation of the control function methods is greater than that of the conventional panel data approach. Also, in the LP method, the standard deviation of the labor elasticity is lower than that of the OP method, but the capital elasticity is the opposite. This shows that the efficiency of OP estimators is higher for state variables (capital stock).

Also, the results of the WR method state that labor force elasticity is not different from the LP model, but it has a lower standard deviation. However, the elasticity of capital stock in the WR method is lower than that of the LP method. Also, the use of second-order polynomials did not affect the results of the WR model. So, it can be said that the results of the WR method are more efficient than the LP method. The results of estimating the production function by the LP method with ACF correction indicate that although the coefficients are as expected, they are not statistically significant due to very large

standard deviations. In other words, estimating the production function using the LP method with ACF correction has reduced the efficiency of the estimated coefficients. Also, when the third-order polynomial is used to estimate the parameters, the result is not much different from the LP method; only the efficiency of the capital stock coefficient has increased, and the efficiency of the labor coefficient has decreased.

4. Conclusion

In this study, the production function was estimated using conventional panel data methods, and its results were evaluated using control function methods. In order to estimate the Cobb-Douglas function, the manufacturing industry data of Iranian provinces from 2012 to 2019 were used, and finally, the results of these methods were compared. The findings show that when the capital stock variable is endogenous in the LP method, the labor force coefficient does not change, but the capital stock coefficient and the efficiency of both coefficients decrease. Also, in this situation, the LP method estimates the labor force coefficient lower than the ACF method, and this could be the same point that Akerberg, Caves, and Frazer (2015) pointed out that in some data generation processes of the OP and LP methods, the moment conditions when estimating the equation in the first stage, it is not able to identify the labor force coefficient. They stated that one of the reasons for this non-identification is functional dependence, which the ACF method solves. Also, the results of the estimations showed that both the functional dependence of the labor force and the endogeneity of the capital stock can be important issues that should be paid special attention to in estimating the production function. The findings highlight that nonlinear GMM



models in general, and control function models such as OP and LP with ACF correction in particular, should be used carefully in empirical studies.

Funding

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

Conflict of interest

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

Contribution of authors

The authors participated in the conceptualization and writing of the article.

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

شوکی‌های بهره‌وری غیر قابل مشاهده و تورش برآوردهای تابع تولید: رویکرد تابع کنترل

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
^۲ گروه اقتصاد، واحد فیروزکوه، دانشگاه آزاد اسلامی، فیروزکوه، ایران
^۳ گروه اقتصاد، واحد فیروزکوه، دانشگاه آزاد اسلامی، فیروزکوه، ایران
^۴ گروه اقتصاد، واحد فیروزکوه، دانشگاه آزاد اسلامی، فیروزکوه، ایران

doi: 10.22080/mrl.2025.27720.2118

چکیده

در صورت وجود ارتباط میان سطوح نهاده‌های قابل مشاهده و شوکی‌های بهره‌وری غیر قابل مشاهده در تابع تولید، برآوردهای حداقل مربعات معمولی (OLS) اریب خواهند بود. رویکرد تابع کنترل در کنار روش‌های متغیرهای ابزاری (IV) و گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) برای حل این مسأله، بیشترین کاربرد را در برآورد تابع تولید دارند. در این مقاله با استفاده از داده‌های صنایع کارخانه‌ای استان ایران در دوره ۱۳۹۱-۹۸، تابع تولید با روش داده‌های پانل متعارف و تابع کنترل برآورد و مقایسه شد. یافته‌ها نشان می‌دهد برآوردهای OLS در روش‌های داده‌های پانل، ضرایب متغیرهای آزاد (نیروی کار) را بیش از حد برآورد می‌کند که این نتیجه با استدلال لوینسون و پترین (LP) (۲۰۰۳) همسو است. در روش‌های رویکرد تابع کنترل، برآوردهای روش وولدریج (WR) کاراتر از روش LP است. در میان الگوریتم‌های بهینه‌سازی، نتایج الگوریتم نلدر و مید (nm) کارایی بیشتری دارد. با فرض درون‌زایی موجودی سرمایه، یافته‌ها از کارایی بیشتر روش تصحیح ACF (با کنترل وابستگی تابعی نیروی کار) در مقایسه با روش LP حکایت دارد. درنهایت استفاده از ابزارهای پانل پویا در رویکرد MR سبب افزایش کارایی برآوردها می‌شود. یافته‌های مقاله این موضوع را خاطر نشان می‌کند که وابستگی تابعی نیروی کار و درون‌زایی موجودی سرمایه می‌توانند مسائل مهمی در برآورد تابع تولید باشند که نباید از آن‌ها غافل بود. به نظر می‌رسد مدل‌های غیرخطی GMM به‌طور کلی و مدل‌های تابع کنترل یعنی LP، OP، با تصحیح ACF و MR به‌طور خاص، باید در برآورد تابع تولید برای کنترل شوکی‌های بهره‌وری غیر قابل مشاهده مدنظر قرار گیرند.

تاریخ دریافت:

۰۲ مهر ۱۴۰۳

تاریخ پذیرش:

۱۱ آبان ۱۴۰۳

تاریخ انتشار:

۱۰ خرداد ۱۴۰۴

کلیدواژه‌ها:

تابع تولید؛ شوک بهره‌وری؛ تابع کنترل؛ گشتاورهای تعمیم‌یافته

طبقه‌بندی:

C13، C14، C33، D24.

* نویسنده مسئول: مهدی فتح آبادی

آدرس: گروه اقتصاد، واحد فیروزکوه، دانشگاه آزاد اسلامی، فیروزکوه، ایران.

ایمیل: mehdi_fa88@yahoo.com

تلفن: ۰۹۱۲۲۳۷۳۶۷۱



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

در ادبیات اقتصادسنجی، تخمین توابع تولید از مسائل بسیار مهم است. در نظریه‌های اقتصادی، مدل‌های قابل آزمون بسیاری ارائه گردیده که با فناوری و رفتار بهینه‌سازی در ارتباط است. از مطالعه مارشاک و اندروز^۱ (۱۹۴۴) به این سو، محققان به همبستگی بالقوه بین سطوح نهاده‌ها و «شوک‌های بهره‌وری مشاهده‌نشده»^۲ در برآورد پارامترهای تابع تولید توجه نمودند. در سطح بنگاه، هنگامی که شوک‌های مثبت رخ می‌دهند، با افزایش تقاضای نهاده، سطح تولید نیز افزایش می‌یابد. در مقابل، وقوع شوک‌های منفی منجر به کاهش تولید و تقاضا برای نهاده‌ها می‌شود. وجود همبستگی مثبت بین سطوح نهاده‌های قابل مشاهده و شوک‌های بهره‌وری غیر قابل مشاهده، سبب ایجاد تورش در برآورد حداقل مربعات معمولی^۳ (OLS) هنگام تخمین تابع تولید و بهره‌وری غیر قابل مشاهده می‌گردد. روش‌های مختلفی برای حل این مسأله پیشنهاد شده‌اند که می‌توان به سه رویکرد «گشتاورهای تعمیم‌یافته»^۴ (GMM)، «متغیرهای ابزاری»^۵ (IV) و «تابع کنترل»^۶ اشاره نمود. برای تخمین توابع تولید با استفاده از داده‌های پانل در رویکرد تابع کنترل، اولی و پکس (OP)^۷ (۱۹۹۶) نشان دادند چگونه تحت مفروضات خاصی، سرمایه‌گذاری می‌تواند به‌عنوان یک متغیر پراکسی برای بهره‌وری مشاهده‌نشده استفاده شود. آن‌ها یک روش تخمین دو مرحله‌ای برای غلبه بر مسأله درون‌زایی پیشنهاد کردند که در مرحله نخست از روش‌های نیمه‌پارامتریک برای برآورد ضرایب نهاده‌ها استفاده و در مرحله دوم نیز پارامتر موجودی سرمایه تحت فروض پویایی بهره‌وری، تخمین زده می‌شود.

در ادامه لوینسون و پترین (LP)^۸ (۲۰۰۳) به اصلاح رویکرد OP برای حل مشکل «سرمایه‌گذاری‌های یک‌جا»^۹ پرداختند. آن‌ها از نهاده‌های واسطه‌ای (مانند مواد اولیه و انرژی) به‌عنوان پراکسی برای بهره‌وری مشاهده‌نشده استفاده کردند. روش LP بر مبنای مفروضاتی است که براساس آن‌ها می‌توان بهره‌وری را تابعی از موجودی سرمایه و نهاده‌های واسطه‌ای نوشت. روش LP همانند روش OP، از یک روش تخمین دو مرحله‌ای برای تخمین سازگار ضرایب نهاده‌ها بهره می‌گیرند. در رویکردهای OP یا LP، فرض بر این است که توابع نامعلوم توسط چندجمله‌ای‌های مرتبه پایین تقریب زده می‌شوند. پترین و همکاران (PPL) (۲۰۰۴) استفاده از چندجمله‌ای‌های درجه سوم را پیشنهاد نمودند. استفاده از رویکرد LP با چندجمله‌ای درجه سوم در این مقاله، سبب شد استفاده از رویکرد تقریب چندجمله‌ای مورد توجه بسیاری از اقتصاددانان تجربی قرار گیرد. به دلیل ماهیت پیچیده روش تخمین دو مرحله‌ای LP، وولدریج^{۱۰} (۲۰۰۹) استفاده از روش‌های «خودراه‌انداز»^{۱۱} را برای به‌دست‌آوردن انحراف معیارها و آماره‌های آزمون پیشنهاد نمود. وی نشان داد شرایط گشتاوری استفاده‌شده در روش LP و همچنین سایر روش‌های بعد از آن، می‌توانند به‌راحتی در چارچوب روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) به کار گرفته شوند. تمامی مدل‌های مطرح‌شده با این فرض است که مسأله حداکثرسازی سود بنگاه در دوره t ، به شکل پویا بوده و بر این فرض حیاتی تکیه می‌کنند که شوک وارد بر بهره‌وری در زمان t (ε_t) بر سطح «متغیرهای حالت»^{۱۲} اثرگذار نبوده و فقط سطح «متغیرهای آزاد»^{۱۳} را تحت تأثیر قرار می‌دهد. بنابراین، ε_t با مقادیر متغیرهای حالت دوره t و

⁸ Levinsohn and Petrin⁹ Lump-sum investments¹⁰ Wooldridge¹¹ Bootstrap¹² State Variables¹³ Free Variables¹ Marschak and Andrews² Unobserved Productivity Shocks³ Ordinary Least Squares⁴ Generalized Method of Moments⁵ Instrumental-Variables⁶ Control Function⁷ Olley and Pakes

است. براساس روش‌های اولی و پکس (OP) و لوینسون-پترین (LP)، فرض می‌شود بهره‌وری براساس فرآیند مارکوف مرتبه نخست شکل می‌گیرد؛

$$\begin{aligned}\varphi_{it} &= E(\varphi_{it}|I_{i,t-1}) + \varepsilon_{it} \\ &= E(\varphi_{it}|\varphi_{i,t-1}) \\ &\quad + \varepsilon_{it} \\ &= g(\varphi_{i,t-1}) + \varepsilon_{it}\end{aligned}\quad (2)$$

که $I_{i,t-1}$ اطلاعات دوره قبل و ε_{it} جمله خطا یا پسماند بوده که بیان‌گر شوک‌های بهره‌وری (مثبت و منفی) است و فرض می‌شود با بهره‌وری غیر قابل مشاهده (φ_{it}) و متغیرهای آزاد (w_{it}) ارتباط ندارد. با توجه به این موضوع، رویکردهای تابع کنترل برای تخمین تابع تولید و بهره‌وری غیر قابل مشاهده به قرار زیر است.

۲.۱ روش اولی و پیکس (OP)

اولی و پکس (۱۹۹۶) نخستین کسانی بودند که یک روش تخمین دو مرحله‌ای سازگار با مدل (۱) 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 (علاوه بر موارد ذکر شده در بالا) ممکن است. این فرض عبارت‌اند از:

✓ فرض ۱: $I_{it} = f(X_{it}, \varphi_{it})$ تابع سرمایه‌گذاری است که در φ_{it} معکوس‌پذیر و یکنواخت افزایشی است.

✓ فرض ۲: متغیرهای حالت (معمولاً موجودی سرمایه) براساس تابع سرمایه‌گذاری شکل گرفته که برای آن‌ها در زمان $t-1$ تصمیم‌گیری می‌شود.

✓ فرض ۳: متغیرهای آزاد (w_{it}) معمولاً نهاده‌های نیروی کار و واسطه‌ای (پویا نیستند؛ به این معنا که انتخاب آن‌ها در زمان t تأثیری بر سودهای آتی ندارد و پس

تمامی مقادیر باوقفه متغیرهای آزاد و حالت، هیچ ارتباطی نداشته و همه این‌ها ابزارهای معتبری برای شناسایی پارامترها هستند. با این حال، اضافه کردن وقفه‌ها به سیستم، حجم نمونه و اطلاعات در دسترس را کاهش می‌دهد. برای حل این مسأله، «مولیسی و رویگاتی» (MR)^۱ (۲۰۱۸) به کمک ماتریسی از ابزارهای پانل پویا، برآوردگر GMM را اصلاح کردند. در این روش افزایش محدودیت‌های گشتاوری بدون ازدست‌دادن اطلاعات امکان‌پذیر است. این ویژگی به خصوص زمانی که با مجموعه داده‌های پانل با مقاطع زیاد (N) و زمان اندک (T) مواجه هستیم، بسیار مناسب خواهد بود.

هدف این مقاله، برآورد تابع تولید با روش داده‌های پانل متعارف و همچنین با روش‌های تابع کنترل و ارزیابی نتایج آن‌ها است. بدین منظور برای برآورد تابع تولید کاب-داگلاس از داده‌های صنایع کارخانه‌ای استان‌های ایران در دوره ۱۳۹۱-۹۸ استفاده و در نهایت نتایج این روش‌ها مقایسه خواهند شد. ادامه مقاله به صورت زیر سازمان‌دهی شده است. در بخش دوم، رویکردهای تابع کنترل مرور و در بخش سوم داده‌های مقاله ارائه می‌شوند. بخش چهارم به نتایج برآورد مدل‌ها و مقایسه آن‌ها اختصاص دارد. در نهایت در بخش پنجم، به جمع‌بندی و نتیجه‌گیری پرداخته می‌شود.

۲ ادبیات تابع کنترل

در این بخش، متداول‌ترین روش‌های تخمین تابع تولید با استفاده از رویکرد تابع کنترل مرور می‌شود. ابتدا فناوری کاب-داگلاس^۲ (۱۹۲۸) را در نظر بگیرید؛

$$y_{it} = \alpha + \gamma X_{it} + \beta w_{it} + \varphi_{it} + u_{it} \quad (1)$$

که y_{it} بیانگر ارزش افزوده یا تولید ناخالص، X_{it} بردار متغیرهای حالت و w_{it} بردار متغیرهای آزاد است. جزء تصادفی φ_{it} نیز نشان‌دهنده «بهره‌وری غیر قابل مشاهده»^۳ یا به نوعی همان «کارایی فنی»^۴

³ Unobservable Productivity

⁴ Technical Efficiency

¹ Mollisi and Rovigatti

² Cobb and Douglas

حل این مشکل سطح نهاده‌های واسطه‌ای را به- عنوان متغیر پراکسی برای w_{it} پیشنهاد نمودند. روش لوینسون و پترین (LP) مبتنی بر فروض زیر است؛

- فرض ۱: بنگاه‌ها شوک بهره‌وری را مشاهده کرده و سپس سطح بهینه نهاده‌های واسطه‌ای (مانند مواد اولیه و انرژی) را با توجه به تغییرات تقاضا، تعدیل می‌کنند.
- فرض ۲: $m_{it} = f(X_{it}, w_{it})$ تابع نهاده‌های واسطه‌ای بوده که در w_{it} معکوس‌پذیر و یکنواخت افزایشی است.
- فرض ۳: متغیرهای حالت (معمولاً موجودی سرمایه) براساس تابع سرمایه‌گذاری شکل گرفته که برای آن‌ها در زمان $t-1$ تصمیم‌گیری می‌شود.
- فرض ۴: متغیرهای آزاد (w_{it}) (معمولاً نهاده‌های نیروی کار و واسطه‌ای) پویا نیستند؛ به این معنا که انتخاب آن‌ها در زمان t تأثیری بر سودهای آتی ندارد و پس از آگاهی بنگاه از شوک بهره‌وری در زمان t انتخاب می‌شوند.

طبق این فروض، تقاضای نهاده‌های واسطه‌ای برای متغیر حالت در زمان t متعامد بوده؛ به‌طوری‌که $E(m_{it}|X_{it}) = 0$ و معکوس‌پذیر است. بنابراین پراکسی برای کارایی فنی یا بهره‌وری مشاهده نشده، به‌صورت زیر حاصل می‌شود:

$$w_{it} = h(m_{it}, X_{it}) \quad (5)$$

که یک تابع نامعلوم از متغیرهای قابل مشاهده است. با جای‌گذاری معادله (۵) در معادله (۱) و با تمییز متغیر نهاده واسطه از متغیر آزاد، خواهیم داشت؛

$$y_{it} = \alpha + \gamma X_{it} + \beta w_{it} + \delta m_{it} + h(m_{it}, X_{it}) + e_{it}$$

از آگاهی بنگاه از شوک بهره‌وری در زمان t انتخاب می‌شوند.

با توجه به فروض ۱ و ۲، سرمایه‌گذاری برای متغیر حالت در زمان t متعامد بوده به‌طوری‌که $E(I_{it}|X_{it}) = 0$ و معکوس‌پذیر است. بنابراین پراکسی برای بهره‌وری به‌صورت زیر تعریف می‌شود؛

$$\varphi_{it} = f^{-1}(I_{it}, X_{it}) = h(I_{it}, X_{it}) \quad (3)$$

این یک تابع نامعلوم از متغیرهای قابل مشاهده است. با جای‌گذاری (۳) در (۱)، خواهیم داشت:

$$\begin{aligned} y_{it} &= \alpha + \gamma X_{it} + \beta w_{it} + h(I_{it}, X_{it}) + u_{it} \\ &= \alpha + \beta w_{it} + \Phi_{it}(I_{it}, X_{it}) + u_{it} \end{aligned} \quad (4)$$

معادله (۴) یک مدل خطی بوده که فقط براساس بردار متغیرهای آزاد قابل شناسایی است و می‌توان آن را با تقریب ناپارامتریک برای Φ_{it} به‌وسیله یک چندجمله‌ای درجه n ام یا با یک رگرسیون خطی محلی (مرحله نخست) تخمین زد. این یک برآوردگر سازگار برای پارامترهای متغیرهای آزاد خواهد بود. در ادامه، با استفاده از مدل (۲)، می‌توان پارامترهای γ را با بازنویسی مدل برای $y_{it} - \beta w_{it}$ مشروط بر X_{it} برآورد کرد^۱.

۲،۲ روش لوینسون و پترین (LP)

رویکرد اولی و پکس (OP) یک ایراد عمده دارد که دامنه کاربردهای آن را در مطالعات تجربی محدود می‌کند. در روش OP، داده‌های واقعی سرمایه‌گذاری می‌تواند شامل مقدار زیادی صفر باشد و در عمل نتوان مدل (۴) را برآورد کرد. این موضوع (به دلیل شیوه‌های رایج صنعتی) فرض یکنواختی روش OP (فرض ۱) را نقض می‌کند. این فرض بیان داشت سرمایه‌گذاری‌ها در هر لحظه از زمان انجام نمی‌گیرند؛ بلکه برای چند سال به تعویق می‌افتند تا یک‌باره انجام شوند. لوینسون و پترین (۲۰۰۳) برای

^۱ برای جزئیات بیشتر رجوع کنید به اولی و پکس (۱۹۹۶).

زد، البته به شرطی که متغیرهای آزاد، مستقل از متغیرهای پراکسی باشند؛ در غیر این صورت، ضرایب آن‌ها در تخمین مرحله نخست هم‌خطی کامل خواهند داشت و قابل شناسایی نخواهند بود. به‌عنوان مثال، در روش LP فرض بر این است نیروی کار و نهاده‌های واسطه به‌طور هم‌زمان در زمان t تخصیص داده می‌شوند. این بدان معناست که نیروی کار و مواد اولیه هر دو به تابعی از بهره‌وری و متغیرهای حالت خواهند بود:

$$m_{it} = m(w_{it}, X_{it}) \quad l_{it} = l(w_{it}, X_{it}) \quad (۸)$$

با توجه به شرایط یکنواختی (فرض ۲ روش LP)، نتایج رویکرد ACF به قرار زیر است:

$$l_{it} = l\{h(m_{it}, X_{it}), X_{it}\} \quad (۹)$$

بدین ترتیب مشکل هم‌خطی در تخمین مرحله نخست ایجاد می‌شود؛ چراکه نیروی کار هم به‌عنوان یک متغیر آزاد و هم در تقریب چندجمله‌ای ناپارامتریک $\hat{\Phi}_{it}$ در نظر گرفته شده است. به همین دلیل، مشکل هم‌خطی بر برآوردگر OP اثر می‌گذارد. آکبرگ، کاوز و فریزر (۲۰۱۵) یک رویکرد جای‌گزین براساس فروض زیر پیشنهاد نمودند؛

❖ فرض ۱: $p_{it} = f(X_{it}, l_{it}, w_{it})$ تابع متغیر پراکسی است که نسبت به w_{it} معکوس‌پذیر و یکنواخت افزایشی است.

❖ فرض ۲: برای متغیرهای حالت (معمولاً موجودی سرمایه) در زمان $t - b$ تصمیم‌گیری می‌شود که b بین صفر و یک است.

❖ فرض ۳: برای نهاده نیروی کار در زمان $t - c$ تصمیم‌گیری می‌شود که c بین صفر و یک است. متغیرهای آزاد (w_{it}) نیز در زمان t و پس از آگاهی بنگاه از شوک بهره‌وری انتخاب می‌شوند.

$$= \alpha + \beta w_{it} + \Phi_{it}(m_{it}, X_{it}) + e_{it} \quad (۶)$$

که در آن $e_{it} = \varphi_{it} + u_{it}$ است. معادله (۶) یک مدل خطی بوده که فقط براساس بردار متغیرهای آزاد قابل شناسایی است؛ اما در متغیر پراکسی m_{it} قابل شناسایی نیست. همانند روش OP، این مدل را می‌توان با تقریب ناپارامتریک از Φ_{it} به‌وسیله یک چندجمله‌ای درجه n ام یا با یک رگرسیون خطی محلی (مرحله نخست) تخمین زد. این یک برآوردگر سازگار از پارامترهای متغیرهای آزاد خواهد بود. براساس مقادیر واقعی (γ^* , δ^*) می‌توان مقادیر باقی‌مانده‌ها (e_{it}) را به‌صورت زیر برآورد نمود:

$$e_{it} = y_{it} - \hat{\beta} w_{it} - \gamma^* X_{it} - \delta^* m_{it} - g(\hat{\Phi}_{i,t-1} - \delta^* m_{it} - \gamma^* X_{i,t-1}) \quad (۷)$$

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 خواهد داشت. بنابراین، برآوردگر حداقل مربعات غیرخطی، تخمین‌هایی ناسازگار خواهند داشت و درنتیجه استفاده از برآوردگر GMM الزامی است. برآوردگر GMM می‌تواند با استفاده از باقی‌مانده‌ها و مجموعه شرایط گشتاوری ایجاد شود.^۱

۲،۳ تصحیح آکبرگ - کاوز - فریزر (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. باین‌حال، آکبرگ، کاوز و فریزر (۲۰۱۵) و باند و سودربوم^۲ (۲۰۰۵) نشان دادند ضریب نیروی کار را می‌توان به شکل سازگار در مرحله نخست تخمین

^۲ Bond and Soderbom

^۱ برای جزئیات بیشتر رجوع کنید به لوینسون و پترین (۲۰۰۳).

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. این رویکرد دارای ویژگی‌های مفیدی در مقایسه با روش‌های تخمین قبلی است؛

➤ این موضوع مشکل شناسایی بالقوه‌ای را که توسط آکبرگ، کاوز و فریزر (۲۰۱۵) در مرحله اول مشخص شده بود، برطرف می‌کند.

➤ «انحراف معیارهای مستحکم»^۲ به سادگی قابل برآورد هستند که هم در شرایط وجود همبستگی سریالی و هم ناهمسانی واریانس قابل اعتماد هستند.^۳

در مراحل نخست هر دو روش OP و LP، برآورد پارامترها با توجه به فرض زیر انجام می‌گیرد:

❖ فرض ۴: متغیر وابسته تابع تولید، ارزش افزوده است؛ به این معنا که نهاده‌های واسطه‌ای وارد تابع تولید نمی‌شوند.

فرض ۴ الزامی است؛ زیرا باند و سودبروم (۲۰۰۵) نشان داده‌اند تحت فروض غیر قابل مشاهده ACF، تابع تولید با متغیر ستانده ناخالص، بدون اعمال محدودیت‌های بیشتر بر مدل، قابل شناسایی نمی‌باشد.^۱ با توجه به فروض ۱ تا ۳، 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 (۱) جای‌گذاری کنیم، خواهیم داشت:

$$y_{it} = \Phi_{it}(p_{it}, X_{it}, w_{it}, l_{it}) + u_{it} \quad (10)$$

بعد از برآورد مدل (۱۰)، با استفاده از زنجیره مارکوف می‌توان باقی‌مانده‌ها را به دست آورد. این‌ها، در کنار مجموعه شرایط گشتاوری، منجر به برآوردگر GMM می‌شوند (مرحله دوم).

۲،۴ روش برآورد وولدریج

وولدریج (۲۰۰۹) برای حل مشکلات روش‌های OP و LP، یک روش تخمین دو مرحله‌ای را در برآوردگر

$$E(u_{it} | \varphi_{i,t-1}, X_{it}, w_{it}, m_{it}, X_{i,t-1}, w_{i,t-1}, m_{i,t-1}, \dots, X_{i1}, w_{i1}, m_{i1}) = 0 \quad (11)$$

مقادیر جاری متغیرهای حالت و همچنین بین شوک‌های بهره‌وری و مقادیر گذشته متغیرهای آزاد و نهاده‌های واسطه‌ای بهره می‌گیرد. با توجه به روش LP و بازنویسی معادله (۲) خواهیم داشت:

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

(۱۲)

در اینجا هیچ‌گونه فرم تابعی بر تابع کنترل $\varphi_{i,t-1} = h(\dots)$ اعمال نشده است. در این روش، مرحله دوم تخمین از ماهیت مارکوفی بهره‌وری و متعامد بودن مفروض بین شوک‌های بهره‌وری و

^۳ در روش‌های OP و LP، از روش «خود راه‌انداز»^۲ برای محاسبه انحراف‌معیار استفاده می‌شود که در روش‌های تخمین دو مرحله‌ای متداول است.

^۱ برای جزئیات بیشتر رجوع کنید به آکبرگ، کاوز و فریزر (۲۰۱۵).

^۲ Robust Standard Errors

که مانند تابع $h(\dots)$ ، هیچ فرم تابعی بر $f(\dots)$ اعمال نشده است. فروض (۱۱) و (۱۲) مستقیماً سبب ایجاد دو معادله زیر می‌شود:

$$y_{it} = \alpha + \gamma X_{it} + \beta w_{it} + h(m_{it}, X_{it}) + v_{it} \quad (13)$$

$$y_{it} = \alpha + \gamma X_{it} + \beta w_{it} + f\{h(X_{i,t-1}, m_{i,t-1})\} + \eta_{it}, \quad \eta_{it} = \varepsilon_{it} + v_{it} \quad (14)$$

WR به‌طور کارا از شرایط گشتاوری که در مفروضات OP و LP بیان شد، بهره می‌گیرد. از نظر وولدریج (۲۰۰۹) برآوردهای 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.

۲٫۵ برآورد ابزاری ACF: برآوردگر رابینسون (ROB)

در برآوردگر نیمه‌پارامتریک رابینسون (۱۹۸۸)، برآوردگر وولدریج (WR) با ACF ادغام می‌شود. اگر با زمان‌بندی نهاده‌ها در ACF موافق باشیم، معادله (۱) قادر به شناسایی هیچ‌یک از پارامترها نخواهد بود. با این حال، شناسایی تنها با تخمین نیمه‌پارامتریک معادله (۱۴) حاصل خواهد شد. با تبعیت از روش وولدریج (۲۰۰۹)، معادله (۱۴) به شرط تعامد زیر نیاز دارد، تا به صورت سازگار برآورد شود:

برای برآورد فرم تابعی نامعلوم، از چندجمله‌ای درجه n در X_{it} و m_{it} استفاده می‌شود.^۱ روش وولدریج (WR) (۲۰۰۹) نسبت به رویکردهای دو مرحله‌ای دارای چند مزیت است. آکریگر و همکاران (ACF) (۲۰۰۷) نشان دادند اگر متغیر آزاد (نیروی کار) 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 به‌صورت تابعی از نهاده‌ها، متغیر نیروی کار ناپدید خواهد شد. ACF تلاش کردند مشکل عدم شناسایی را در این روش‌ها با استفاده از یک روش تخمین دو مرحله‌ای برطرف کنند؛ 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 نیروی کار) باشد. مزیت دیگر روش تخمین WR این است که انحراف معیارهای کاملاً مستحکم به‌راحتی به دست می‌آیند. همچنین، روش

^۱ لوبینسون و پترین (۲۰۰۳) استفاده از چند جمله‌ای‌های درجه سوم را پیشنهاد کردند. با این حال، هرچه درجه بالاتر باشد، نتیجه بهتر است.

$$E(\eta_{it} | X_{it}, X_{i,t-1}, w_{i,t-1}, m_{i,t-1}, \dots, X_{i1}, w_{i1}, m_{i1}) = 0 \quad t = 2, \dots, T \quad (15)$$

استفاده از ابزارهای پانل پویا در این برآوردگر، استحکام و کارایی تخمین‌ها را تقویت می‌کند. به عبارت دیگر، استفاده از برآوردگر (MR) این امکان را به وجود می‌آورد تا تعداد محدودیت‌ها را به حداکثر رسانده و شناسایی پارامترها افزایش یابد.^۲

۳ داده‌ها

با توجه به در دسترس بودن داده‌ها، داده‌های کارگاه‌های صنعتی ۳۱ استان ایران در دوره ۱۳۹۸-۱۳۹۱ جمع‌آوری شد. این داده‌ها از نتایج آمارگیری از کارگاه‌های صنعتی ۱۰ نفر کارکن و بیشتر که هر سال به وسیله مرکز آمار ایران منتشر می‌شود، استخراج شده است.

در این شرایط و در چارچوب ACF، تخمین پارامترها به وسیله برآوردگر ابزاری رابینسون (۱۹۸۸) امکان‌پذیر است.

۲٫۶ ابزارهای پانل پویا: برآوردگر مولیسی و رویگاتی (MR)

همان‌طور که وولدریج (۲۰۰۹) پیشنهاد کرد، متغیرهای وقفه، ابزارهای معتبری در چارچوب تخمین GMM هستند؛ اما استفاده از آن‌ها می‌تواند از نظر اندازه نمونه پرهزینه باشد؛ زیرا هر وقفه اضافی به معنای ازدست‌دادن n مشاهده در زمان برآورد است و این می‌تواند مشکل‌ساز باشد. برای حل این مشکل، مولیسی و رویگاتی (۲۰۱۸) از ابزارهای پانل پویای بلاندل و باندل^۱ (۱۹۹۸) در برآوردگر وولدریج (۲۰۰۹) استفاده کردند. درواقع،

جدول ۱: تعریف متغیرها و نحوه اندازه‌گیری آن‌ها

متغیرها	شاخص	نحوه اندازه‌گیری
متغیر وابسته	ارزش افزوده صنعتی استان (y)	تعدیل‌شده با شاخص قیمت تولیدکننده بخش صنعت (ثابت ۱۳۹۵)، میلیارد ریال
	ستانده صنعتی استان (y)	تعدیل‌شده با شاخص قیمت تولیدکننده بخش صنعت (ثابت ۱۳۹۵)، میلیارد ریال
متغیرهای توضیحی	موجودی سرمایه صنعتی استان (k)	محاسبه با روش موجودی دائمی (ثابت ۱۳۹۵)، میلیارد 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، میلیارد ریال

منبع: مرکز آمار ایران و محاسبات مقاله

داده‌های تشکیل سرمایه وجود دارد، بنابراین می‌توان موجودی سرمایه را برآورد کرد. بدین منظور از روش

یکی از متغیرهای کلاسیک رشد اقتصادی، موجودی سرمایه است که در گزارش‌های مرکز آمار موجودی سرمایه بخش کارخانه‌ای به تفکیک استان و گروه‌های صنعت موجود نیست؛ اما از آنجاکه

^۲ برای جزئیات بیشتر رجوع کنید به مولیسی و رویگاتی (۲۰۱۸).

^۱ Blundell and Bond

«موجودی دائمی»^۱ برای برآورد موجودی سرمایه استفاده گردید. همچنین متغیرهای ارزش افزوده، ستانده ناخالص، موجودی سرمایه و مصرف انرژی با استفاده از شاخص قیمت تولیدکننده بخش صنعت تعدیل شده‌اند.

جدول ۲: متغیرهای تحقیق به تفکیک استان‌های ایران، متوسط ۱۴۰۰-۱۳۹۱

استان	ارزش افزوده	ستانده	موجودی سرمایه	اشتغال	مصرف انرژی
آذربایجان شرقی	۱۸۶۹۰۶	۷۷۲۰۴۱	۱۱۱۷۰۱	۱۰۳۰۹۴	۴۳۹۱
آذربایجان غربی	۴۱۱۳۶	۱۱۲۵۲۳	۲۲۸۳۸	۲۹۱۱۵	۱۵۰۵
اردبیل	۲۴۷۱۶	۴۹۵۵۹	۷۹۶۴	۱۱۰۲۵	۳۰۹
اصفهان	۵۱۴۵۱۲	۱۹۵۴۵۹۰	۳۵۵۳۸۸	۲۱۱۳۲۴	۱۳۷۶۵
البرز	۱۸۸۴۱۴	۴۸۸۹۳۳	۱۶۴۹۲۷	۱۰۴۳۳۴	۱۴۸۷
ایلام	۷۶۹۲	۲۱۶۴۸	۳۰۰۵	۲۹۵۵	۵۹۸
بوشهر	۴۳۳۵۱۱	۱۰۲۵۱۸۳	۲۱۵۶۷۸	۲۵۴۵۲	۱۴۳۲۷
تهران	۵۹۹۳۹۸	۲۱۶۲۸۵۲	۳۵۶۸۰۲	۴۰۷۷۶۴	۵۹۲۳
چهارمحال و بختیاری	۲۴۹۱۴	۸۷۱۹۹	۱۸۵۴۲	۱۱۲۱۶	۷۴۰
خراسان جنوبی	۱۴۴۳۱	۳۱۶۵۷	۱۱۴۷۱	۷۲۷۸	۳۷۶
خراسان رضوی	۱۴۳۲۴۰	۴۷۴۰۷۹	۱۰۶۲۵۱	۱۱۵۰۶۹	۳۸۰۹
خراسان شمالی	۳۱۵۶۸	۴۸۷۹۸	۱۰۰۶۶	۸۸۴۶	۱۶۲۷
خوزستان	۴۴۶۵۱۶	۱۶۴۴۳۹۲	۲۴۸۴۰۸	۸۴۴۸۵	۲۰۹۵۱
زنجان	۹۵۵۲۴	۲۶۰۶۱۴	۷۱۲۶۳	۳۳۹۳۲	۹۶۹
سمنان	۸۱۹۵۹	۲۰۹۲۵۳	۳۹۲۸۳	۴۰۳۳۵	۱۶۷۷
سیستان و بلوچستان	۱۲۳۹۰	۲۸۰۰۴	۴۸۴۷	۹۹۰۶	۸۴۶
فارس	۱۱۲۹۲۸	۳۸۶۳۵۶	۹۲۳۷۵	۵۸۸۶۲	۴۳۲۹
قزوین	۱۴۷۶۸۳	۴۴۰۰۸۹	۹۹۸۱۰	۸۰۴۵۶	۱۸۹۰
قم	۵۰۴۲۹	۱۷۷۱۸۹	۳۷۹۹۷	۳۳۶۵۶	۵۸۵
کردستان	۱۷۴۳۸	۵۰۱۹۶	۱۲۴۴۲	۷۹۰۴	۳۰۳
کرمان	۱۸۳۳۴۰	۴۷۷۰۵۸	۱۰۵۷۸۰	۴۶۵۳۹	۳۷۵۵
کرمانشاه	۵۳۷۹۱	۱۵۹۲۳۱	۱۶۴۳۵	۱۷۳۲۶	۱۴۸۰
کهگیلویه و بویراحمد	۳۷۰۳	۷۷۱۷	۳۷۳۴	۳۴۹۵	۷۸
گلستان	۲۵۵۳۷	۹۵۵۶۲	۲۱۵۵۲	۱۶۸۴۶	۵۰۶
گیلان	۶۴۰۸۵	۲۴۲۳۶۵	۴۹۳۷۶	۴۲۸۶۹	۹۴۳
لرستان	۱۸۸۹۳	۶۰۰۶۰	۱۰۲۷۵	۱۲۶۵۹	۵۹۴
مازندران	۷۴۷۰۶	۲۵۳۲۲۴	۵۸۹۵۶	۶۱۵۹۱	۱۱۵۰
مرکزی	۲۴۵۷۳۳	۹۷۰۲۱۴	۱۵۳۲۱۲	۸۶۲۹۴	۵۵۵۶
هرمزگان	۱۸۷۷۷۹	۱۳۵۹۸۱۳	۳۰۶۰۰۱	۲۲۲۳۸	۹۸۳۷
همدان	۳۲۳۸۹	۸۸۳۷۱	۲۵۳۵۶	۱۸۲۲۵	۱۴۳۸
یزد	۱۷۸۰۱۱	۴۵۲۹۷۶	۹۱۱۵۹	۶۶۰۵۶	۷۳۳۸

منبع: مرکز آمار ایران و محاسبات مقاله

^۱ Perpetual Inventory Method (PIM)

بهره‌وری انرژی (نسبت ارزش افزوده به ارزش سوخت مصرفی) در این استان در مقایسه با استان‌های برتر می‌باشد.

۴ نتایج تجربی

هدف این مقاله برآورد تابع تولید کاب-داگلاس با رویکرد تابع کنترل و مقایسه نتایج این روش‌ها با یکدیگر و همچنین با روش‌های متداول داده‌های پانل مانند اثرات ثابت و اثرات تصادفی است که در ادامه به آن‌ها پرداخته می‌شود.

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^۱ (PLS)، اثرات ثابت^۲ (FE) و اثرات تصادفی^۳ (RE) را نشان می‌دهند. ستون ۴ یافته‌های برآوردگر بهره‌وری LP را گزارش می‌کند و ستون ۵ بیان‌گر نتایج برآوردگر بهره‌وری OP است. در تمامی این ۵ مدل از ارزش افزوده به قیمت ثابت به‌عنوان متغیر وابسته استفاده شده است. همچنین متغیرهای مصرف انرژی، نیروی کار و موجودی سرمایه نیز به ترتیب به‌عنوان متغیرهای پراکسی، آزاد و حالت در نظر گرفته شده‌اند.

در جدول (۲) متوسط متغیرهای تحقیق در دوره ۱۳۹۱-۱۴۰۰ به تفکیک استان آمده است. متوسط ارزش افزوده صنعتی به ترتیب متعلق به استان‌های تهران، اصفهان و خوزستان است که به ترتیب حدود ۵۹۹۳۹۸، ۵۱۴۵۱۲ و ۴۴۶۵۱۶ میلیارد ریال بوده است. در مقابل کم‌ترین ارزش افزوده نیز به ترتیب به استان‌های کهگیلویه و بویراحمد، ایلام و سیستان و بلوچستان اختصاص داشته است که به ترتیب ۳۷۰۳، ۷۶۹۲، ۱۲۳۹۰ می‌باشد. متغیر اشتغال نیز بیان می‌کند بیشترین اشتغال در استان‌های تهران، اصفهان و خراسان رضوی بوده است که به ترتیب ۴۰۸، ۲۱۱ و ۱۱۵ هزار نفر شاغل بوده‌اند. نکته قابل توجه این است با اینکه استان خراسان رضوی از نظر اشتغال در رتبه سوم است، اما از نظر ایجاد ارزش افزوده جایگاه مناسبی ندارد. در آن سو، کم‌ترین اشتغال به ترتیب در استان‌های ایلام، کهگیلویه و بویراحمد و خراسان جنوبی بوده که به ترتیب ۳/۵ و ۷/۳ هزار نفر شاغل داشته‌اند. همچنین بیشترین ارزش سوخت مصرفی در این دوره در استان‌های خوزستان، بوشهر و اصفهان بوده است که به ترتیب ۲۰۹۵۱، ۱۴۳۲۷ و ۱۳۷۶۵ میلیارد ریال ارزش سوخت مصرفی آن‌ها بوده است. نکته مهم این است با اینکه استان تهران از نظر ارزش افزوده در رتبه نخست است، اما به لحاظ مصرف انرژی در رتبه ششم قرار دارد که نشان از وضعیت مناسب

³ Random Effects

¹ Pooled Least Squares

² Fixed Effects

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		

*** و ** به ترتیب معنادار در سطح ۱ و ۵ درصد؛ تمامی متغیرها لگاریتمی هستند. اعداد داخل پرانتز انحراف معیارهای بوت استرپ هستند.

منبع: خروجی نرم افزار

۴٫۲ نتایج روش‌های وولدریج (WR) و LP

در جدول (۴) نتایج روش‌های LP و وولدریج (WR) نمایش داده شده است. در ستون‌های ۱ تا ۳ نتایج رویکرد لوینسون و پترین (LP) ارائه گردیده است. در ستون‌های ۱ و ۲ به ترتیب از متغیرهای ستانده ناخالص و ارزش افزوده به‌عنوان متغیر وابسته در مدل استفاده شده است. در ستون ۳ نیز از متغیر ارزش افزوده بهره گرفته شده؛ با این تفاوت که از یک چندجمله‌ای مرتبه دوم برای برآورد پارامترهای مدل استفاده گردیده است. در ستون‌های ۴ و ۵ نیز نتایج تخمین رویکرد وولدریج (WR) گزارش شده است. در هر دو مدل این رویکرد، ارزش افزوده متغیر وابسته بوده و در ستون ۵ از یک چندجمله‌ای مرتبه دوم بهره گرفته شده است. نتایج روش LP نشان می‌دهد زمانی که از ستانده ناخالص به‌عنوان متغیر وابسته در مدل وارد می‌شود، در مقایسه با ارزش افزوده، کشش موجودی سرمایه، بیشتر و کشش نیروی کار کمتر است؛ اما در مدل ارزش افزوده انحراف معیار موجودی سرمایه، کمتر و انحراف معیار نیروی کار بیشتر است. همچنین زمانی که از

در رویکرد داده‌های پانل کشش موجودی سرمایه و نیروی کار 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 نیروی کار به‌عنوان متغیر آزاد وارد مدل‌ها شده‌اند که در روش PLS نیز ضریب این متغیر در مقایسه با سایر روش‌ها بیشتر است. این موضوع استدلال لوینسون و پترین (۲۰۰۳) را تأیید می‌کند. در مقابل در رویکرد تابع کنترل مقدار کشش‌های سرمایه و نیروی کار با روش‌های اثرات ثابت و تصادفی تفاوت چندانی ندارند؛ اما انحراف معیار روش‌های تابع کنترل بیشتر از رویکرد داده‌های پانل متعارف می‌باشد. همچنین در روش LP انحراف معیار کشش نیروی کار کمتر از روش OP بوده، اما کشش سرمایه برعکس است. این نشان می‌دهد کارایی برآوردگرهای OP برای متغیرهای حالت (موجودی سرمایه) بیشتر است.

چندجمله‌ای مرتبه دوم برای تخمین پارامترها استفاده شده، نتیجه چندان تفاوتی ندارد.

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

رویکرد وولدریج (WR)		رویکرد لوینسون و پترین (LP)			متغیر
WR [ploy (2)] (۵)	WR (۴)	LP [ploy (2)] (۳)	LP (value-added) (۲)	LP (output) (۱)	
۰/۵۱۳*** (۰/۰۹۵)	۰/۴۸۵*** (۰/۰۹۵)	۰/۵۹۵*** (۰/۱۲۸)	۰/۶۳۱*** (۰/۱۴۶)	۰/۷۹۷*** (۰/۲۱۹)	موجودی سرمایه
۰/۳۵۳*** (۰/۰۳۳)	۰/۳۷۹*** (۰/۰۳۳)	۰/۳۵۷** (۰/۱۵۸)	۰/۳۷۷** (۰/۱۴۴)	۰/۲۳۱** (۰/۱۱۰)	نیروی کار
بله	بله	بله	بله	بله	بازدهی ثابت (براساس آماره والد)
۲۱۷	۲۱۷	۲۴۸	۲۴۸	۲۴۸	تعداد مشاهدات

*** و ** به ترتیب معنادار در سطح ۱ و ۵ درصد؛ تمامی متغیرها لگاریتمی هستند. به جز ستون (۱) متغیر وابسته سایر ستونها ارزش افزوده است. اعداد داخل پرانتز انحراف معیارهای بوت استرپ هستند.

منبع: خروجی نرم افزار

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 نیروی کار نیستند. یکی از دلایل این عدم شناسایی، وابستگی تابعی است. درواقع آن‌ها نشان دادند در این نوع فرآیند تولید داده، نیروی کار یک تابع قطعی از مجموعه متغیرهایی است که در رویکردهای OP و LP باید به‌طور ناپارامتریک مشروط شوند. ازاین‌رو، هنگامی که این شرطی‌سازی ناپارامتریک صورت می‌گیرد، هیچ تغییری در نیروی کار برای شناسایی ضریب آن به وجود نمی‌آید. آن‌ها برای رفع این مشکل یک روش تخمین جایگزین پیشنهاد کردند 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.

همچنین نتایج روش WR بیان می‌کند کشش نیروی کار با مدل LP تفاوتی ندارد؛ اما انحراف معیار کمتری دارد. اما کشش سرمایه در روش WR کمتر از روش LP می‌باشد؛ همچنین استفاده از چندجمله‌ای مرتبه دوم تأثیری بر نتایج مدل WR نداشت. در این بخش می‌توان گفت نتایج روش WR کارتر از روش LP است.

۴/۳ نتایج تصحیح ACF

پیش‌تر بیان شد فرض اساسی هر دو روش OP و LP این است که در زمان وقوع شوک‌های بهره‌وری، بنگاه‌ها می‌توانند سریع برخی از نهاده‌ها را تعدیل نمایند. آکبربرگ، کاو و فریزر (۲۰۱۵) تلاش کردند با تصحیح این روش‌ها، ضریب نیروی کار را در مرحله نخست به شکل سازگار برآورد کنند؛ البته به‌شرطی که متغیرهای آزاد، مستقل از متغیرهای پراکسی باشند. آکبربرگ، کاو و فریزر (۲۰۱۵) بیان داشتند

جدول ۵: نتایج برآورد تابع کاب-داگلاس با رویکردهای لوینسون و پترین (LP) با تصحیح ACF

متغیر وابسته: استاندارد		متغیر وابسته: ارزش افزوده			متغیر
LP (ACF) (۵)	LP (۴)	LP [ploy (3)] (۳)	LP (ACF) (۲)	LP (۱)	
۰/۷۱۴** (۰/۳۱۷)	۰/۷۹۷*** (۰/۲۱۹)	۰/۶۳۱*** (۰/۱۲۴)	۰/۵۴۳ (۰/۵۰۱)	۰/۶۳۱*** (۰/۱۴۶)	موجودی سرمایه
۰/۳۷۷ (۰/۲۵۰)	۰/۲۳۱** (۰/۱۱۰)	۰/۳۷۷** (۰/۱۵۸)	۰/۴۸۷ (۰/۴۴۲)	۰/۳۷۷** (۰/۱۴۴)	نیروی کار
بله	بله	بله	بله	بله	بازدهی ثابت (براساس آماره والد)
۲۴۸	۲۴۸	۲۴۸	۲۴۸	۲۴۸	تعداد مشاهدات

*** و ** به ترتیب معنادار در سطح ۱ و ۵ درصد؛ تمامی متغیرها لگاریتمی هستند. اعداد داخل پرانتز انحراف معیارهای بوت استرپ هستند.

منبع: خروجی نرم افزار

۴،۴ نتایج برآورد روش LP با

الگوریتم‌های بهینه‌سازی مختلف

در جدول (۶) تابع تولید کاب-داگلاس به روش لوینسون و پترین (LP) با الگوریتم‌های بهینه‌سازی مختلف برآورد شده است. روش LP به صورت پیش فرض از الگوریتم نلد و مید^۱ (nm) بهره می‌گیرد که در ستون (۱) آمده است. در ستون‌های (۲) تا (۴) به ترتیب از الگوریتم‌های بهینه‌سازی دیویدسون، فلچر و پاول^۲ (dfp)، نیوتن و رافسون^۳ (nr) و برویدن، فلچر، گلدفارب و شانو^۴ (bfgs) استفاده شده است. ضرایب برآوردی تمامی الگوریتم‌ها یکسان است؛ اما ضریب نیروی کار در الگوریتم نلد و مید (nm) که به صورت پیش فرض در برآوردهای روش تابع کنترل استفاده می‌شود، از کارایی بیشتری برخوردار است؛ اما ضریب موجودی سرمایه که متغیر حالت است، نسبت به سایر الگوریتم‌ها کارایی کمتری دارد.

نتایج برآورد تابع تولید به وسیله روش LP با تصحیح ACF در ستون (۲) برای ارزش افزوده به عنوان متغیر وابسته حکایت از آن دارد که با اینکه ضرایب مطابق انتظار هستند؛ اما به دلیل انحراف معیارهای بسیار بزرگ، از نظر آماری معنادار نیستند. در ستون (۵) نیز که برآورد با تصحیح ACF برای متغیر وابسته استاندارد ناخالص انجام شده است، انحراف معیارها در مقایسه با ستون (۴) بزرگ‌تر هستند و سبب معنادار نشدن ضریب نیروی کار شده است. به عبارت دیگر، برآورد تابع تولید به روش LP با تصحیح ACF سبب کاهش کارایی ضرایب برآوردی گردیده است. همچنین زمانی که از چند جمله‌ای مرتبه سوم برای تخمین پارامترها (ستون ۳) استفاده می‌شود، نتیجه تفاوت چندانی با روش LP ندارد؛ فقط کارایی ضریب سرمایه، افزایش و کارایی ضریب نیروی کار کاهش یافته است.

³ Newton-Raphson

⁴ Broyden-Fletcher-Goldfarb-Shanno

¹ Nelder-Mead

² Davidon-Fletcher-Powell

جدول ۶: نتایج برآورد تابع کاب-داگلاس با رویکردهای لوینسون و پترین (LP) با الگوریتم‌های بهینه‌سازی مختلف

متغیر وابسته: ارزش افزوده	LP (nm) (۱)	LP (dfp) (۲)	LP (nr) (۳)	LP (bfgs) (۴)
موجودی سرمایه	۰/۶۳۱*** (۰/۱۴۶)	۰/۶۳۰*** (۰/۱۳۱)	۰/۶۳۰*** (۰/۱۳۴)	۰/۶۳۱*** (۰/۱۳۱)
نیروی کار	۰/۳۷۷** (۰/۱۴۴)	۰/۳۷۷** (۰/۱۵۸)	۰/۳۷۷** (۰/۱۵۸)	۰/۳۷۷** (۰/۱۵۸)
بازدهی ثابت (براساس آماره والد)	بله	بله	بله	بله
تعداد مشاهدات	۲۴۸	۲۴۸	۲۴۸	۲۴۸
*** و ** به ترتیب معنادار در سطح ۱ و ۵ درصد؛ تمامی متغیرها لگاریتمی هستند. اعداد داخل پرانتز انحراف معیارهای بوت استرپ هستند.				

منبع: خروجی نرم‌افزار

۴/۵ 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 می‌شود. به‌طور خاص، اگر هر متغیری (X_{it}) بر سطح بهره‌وری در زمان t اثر داشته باشد، براساس معادله (۲) باید تابع بهره‌وری را به صورت $\varphi_{it} = g(\varphi_{it-1}, X_{it-1}) + \varepsilon_{it}$ نوشت که بدان معناست φ_{it} از فرآیند زنجیره

مارکوف مرتبه نخست پیروی می‌کند و اینکه $g(\cdot)$ یک تابع ناپارامتریک از φ_{it-1} و X_{it-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 را از سطح بهره‌وری به‌روز 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 (۷) ارائه شده است.

جدول ۷: نتایج برآورد تابع کاب-داگلاس با روش‌های LP و ACF با و بدون کنترل درون‌زایی متغیر موجودی سرمایه

روش LP		روش ACF		متغیر وابسته: ارزش افزوده
بدون درون‌زایی (۱)	با درون‌زایی (۲)	بدون درون‌زایی (۳)	با درون‌زایی (۴)	
۰/۵۸۹*** (۰/۱۴۶)	۰/۵۱۶*** (۰/۱۶۷)	۰/۵۶۳* (۰/۳۲۶)	۰/۵۴۳*** (۰/۰۵۶)	موجودی سرمایه
۰/۳۷۷** (۰/۱۴۹)	۰/۳۷۷** (۰/۱۵۸)	۰/۴۷۵ (۸/۴۵)	۰/۴۸۷*** (۰/۰۴۷)	نیروی کار
بله	بله	بله	بله	بازدهی ثابت (براساس آماره والد)
۲۴۸	۲۴۸	۲۴۸	۲۴۸	تعداد مشاهدات
***، ** و * به ترتیب معنادار در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد؛ تمامی متغیرها لگاریتمی هستند. اعداد داخل پرانتز انحراف معیارهای بوت استرپ هستند.				

منبع: خروجی نرم‌افزار

درون‌زایی موجودی سرمایه می‌توانند مسائل مهمی باشند که نباید از آن‌ها غافل بود.

۴٫۶ نتایج برآورد ابزاری ACF (برآوردگر ROB) و ابزارهای پانل پویا (برآوردگر MR)

همان‌طور که اشاره شد، در برآوردگر نیمه‌پارامتریک رابینسون (۱۹۸۸)، برآوردگر وولدریج با ACF ادغام می‌شود. رابینسون (۱۹۸۸) معتقد بود اگر با زمان‌بندی نهاده‌ها در ACF موافق باشیم، معادله (۱) قادر به شناسایی هیچ‌یک از پارامترها نخواهد بود. با این حال، شناسایی تنها با تخمین نیمه‌پارامتریک معادله (۱۴) حاصل خواهد شد. وی با الگوگرفتن از روش وولدریج (۲۰۰۹) و با بهره‌گیری از برآوردگر ابزاری در چارچوب ACF، تخمین پارامترها را امکان‌پذیر کرد. علاوه‌براین، یکی از مشکلات روش GMM که توسط وولدریج (۲۰۰۹) پیشنهاد گردید، ازدست‌دادن درجه آزادی به دلیل استفاده از متغیرهای باوقفه به‌عنوان ابزار در فرآیند برآورد است. برای حل این مشکل، مولیسی و رویگاتی (MR) (۲۰۱۸) از ابزارهای پانل پویای بلاندل و باند (۱۹۹۸) در برآوردگر وولدریج (۲۰۰۹) استفاده کردند. درواقع، استفاده از ابزارهای پانل پویا در این برآوردگر، استحکام و کارایی تخمین‌ها را افزایش می‌دهد.

نتایج جدول (۷) نشان می‌دهد، در روش LP زمانی که متغیر موجودی سرمایه درون‌زا در نظر گرفته می‌شود (ستون ۲)، ضریب نیروی کار تغییری نمی‌کند؛ اما ضریب موجودی سرمایه از ۵۸۹٪ به ۵۱۶٪ کاهش می‌یابد. علاوه‌براین، انحراف معیار 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 انحراف معیارها بسیار زیاد بوده و سبب گردیده ضریب نیروی کار 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 کاملاً تغییر کرده و انحراف معیارها 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 نیروی کار را کمتر از روش ACF برآورد می‌کند و این می‌تواند همان نکته‌ای باشد که آکبرگ، کاو 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 نیروی کار نیست. 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 نیروی کار و هم

جدول ۸: نتایج برآورد تابع کاب-داگلاس با رویکردهای MR و RB، WR

متغیر وابسته: ارزش افزوده			متغیر وابسته: ستانده			متغیر
MR (۳)	ROB (۲)	WR (۱)	MR (۶)	ROB (۵)	WR (۴)	
۰/۴۷۶*** (۰/۰۶۹)	۰/۵۰۲*** (۰/۰۷۲)	۰/۴۸۴*** (۰/۰۹۵)	۰/۶۷۵*** (۰/۱۷۴)	۰/۷۲*** (۰/۱۷۴)	۰/۶۹۸*** (۰/۰۸۶)	موجودی سرمایه
۰/۳۷۲*** (۰/۱۱۹)	۰/۳۷۱*** (۰/۱۲۸)	۰/۳۸۱*** (۰/۰۳۳)	۰/۲۱۷*** (۰/۰۷۶)	۰/۱۸۴*** (۰/۰۷۵)	۰/۲۰۳*** (۰/۰۳)	نیروی کار
بله	بله	بله	بله	بله	بله	بازدهی ثابت (براساس آماره والد)
۲۴۸	۲۱۷	۲۱۷	۲۴۸	۲۱۷	۲۱۷	تعداد مشاهدات

*** معنادار در سطح ۱ درصد؛ تمامی متغیرها لگاریتمی هستند. اعداد داخل پرانتز انحراف معیارهای بوت استرپ هستند.

منبع: خروجی نرم افزار

مقاطع ۳۱ است و این امکان وجود دارد که اگر تعداد مقاطع افزایش یابد، برآوردگرهای MR در مقایسه با روش‌های دیگر کاراتر عمل کنند.

۵ جمع‌بندی

در ادبیات اقتصادسنجی داده‌های پانل، سه رویکرد اصلی برای تخمین تابع تولید وجود دارد که شامل رویکردهای متغیرهای ابزاری (IV)، اثرات ثابت (FE) و تصادفی (RE) و تابع کنترل است. اولی و پکس (۱۹۹۶)، لوینسون و پترین (۲۰۰۳) و آکبرگ، کاوز و فریزر (۲۰۱۵) با توسعه روش‌شناسی‌های پرکاربرد به‌طور ویژه به رویکرد تابع کنترل کمک کردند. وولدریج (۲۰۰۹) نحوه اجرای رویکرد تابع کنترل را در چارچوب سیستم GMM به کار گرفت. پس از آن مولیسی و رویگاتی (۲۰۱۸) برآوردگر جدید MR را براساس نتایج وولدریج (۲۰۰۹) ارائه کردند که در آن ابزارهای پانل پویا را برای بهبود کارایی و افزایش قدرت پیش‌بینی اضافه گردید. آن‌ها نشان دادند با افزایش تعداد مقاطع، برآوردگر MR سازگار است و عملکرد بهتری نسبت به برآوردگر WR دارد.

هدف این مقاله، برآورد تابع تولید با روش داده‌های پانل متعارف و همچنین با روش‌های تابع

نتایج برآورد تابع کاب-داگلاس با رویکردهای MR و ROB در جدول (۸) ارائه شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود در روش MR با اینکه از رویکرد ابزاری استفاده می‌شود، برخلاف دو روش دیگر از تعداد مشاهدات این روش کاسته نمی‌شود. در ستون‌های (۱) تا (۳) از ارزش افزوده به‌عنوان متغیر وابسته استفاده شده است. مقدار ضرایب تفاوت چندانی ندارند؛ اما انحراف معیار ضریب موجودی سرمایه در روش MR در مقایسه با دو روش دیگر کمتر است؛ درحالی‌که انحراف معیار ضریب نیروی کار در روش WR کمتر است. در ستون‌های (۴) تا (۶) ستانده ناخالص به‌عنوان متغیر وابسته در مدل‌ها وارد شده است. هنگامی که از ستانده ناخالص استفاده می‌شود، در مقایسه با مدل با ارزش افزوده، کشش موجودی سرمایه بیشتر برآورد شده و در مقابل کشش نیروی کار کمتر برآورد می‌شود. در این مدل‌ها انحراف معیار هر دو متغیر موجودی سرمایه و نیروی کار در روش WR کمتر از دو روش ROB و MR می‌باشد. به‌طور کلی مولیسی و رویگاتی (۲۰۱۸) معتقدند ابزارهای پانل پویا در برآورد مجموعه داده‌های پانل با مقاطع زیاد و زمان اندک می‌تواند مفید باشد. در این مقاله تعداد

اما ضریب موجودی سرمایه به عنوان متغیر حالت، نسبت به سایر الگوریتم‌ها کارایی کمتری دارد.

نتایج روش LP زمانی که متغیر موجودی سرمایه به صورت درون‌زا در نظر گرفته شد، نشان داد ضریب نیروی کار تغییری نمی‌کند؛ اما ضریب موجودی سرمایه کاهش می‌یابد. علاوه بر این، کارایی هر دو ضریب با کاهش همراه بوده است. همچنین در این وضعیت روش LP مقدار ضریب نیروی کار را کمتر از روش ACF برآورد می‌کند و این می‌تواند همان نکته‌ای باشد که آکبرگ، کاوز و فریزر (۲۰۱۵) بدان اشاره داشتند که در برخی فرآیندهای تولید داده روش‌های OP و LP، شرایط گشتاوری هنگام تخمین معادله در مرحله نخست، قادر به شناسایی ضریب نیروی کار نیست. آن‌ها یکی از دلایل این عدم شناسایی را وابستگی تابعی عنوان کردند که روش ACF این مشکل را برطرف می‌کند. نتایج برآوردها نیز نشان داد هم وابستگی تابعی نیروی کار و هم درون‌زایی موجودی سرمایه می‌توانند مسائل مهمی باشند که در برآورد تابع تولید باید به این موضوعات توجه ویژه داشت. در نهایت نتایج برآورد تابع کاب-داگلاس با رویکردهای WR، ROB و MR بیان داشت کارایی ضریب موجودی سرمایه در روش MR در مقایسه با دو روش دیگر بیشتر است. نکته مهم این است مولیسی و رویگاتی (۲۰۱۸) بر این باورند ابزارهای پانل پویا در برآورد مجموعه داده‌های پانل با مقاطع زیاد و زمان اندک می‌تواند مفید باشد. یافته‌های مقاله این موضوع را خاطرنشان می‌کند که مدل‌های غیرخطی GMM به‌طور کلی و مدل‌های تابع کنترل یعنی OP و LP با تصحیح ACF به‌طور خاص، باید در مطالعات تجربی با دقت استفاده شوند.

تأمین 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.

کنترل و ارزیابی نتایج آن‌ها بود. بدین منظور برای برآورد تابع کاب-داگلاس از داده‌های صنایع کارخانه‌ای استان‌های ایران در دوره ۹۸-۱۳۹۱ استفاده و در نهایت نتایج این روش‌ها مقایسه شد. یافته‌ها نشان می‌دهند در روش پانل متعارف ضریب متغیر آزاد (در این مقاله نیروی کار) بیش از حد برآورد گردیده است که این موضوع با استدلال لوینسون و پترین (۲۰۰۳) درباره روش‌های پانل هم-سو است. در رویکرد تابع کنترل کشش‌های سرمایه و نیروی کار تفاوتی ندارند؛ اما در روش LP انحراف معیار کشش نیروی کار کمتر از روش OP بوده، اما کشش سرمایه برعکس است. همچنین کارایی برآوردهای روش تابع کنترل بیشتر از رویکرد داده‌های پانل متعارف می‌باشد و اینکه کارایی برآوردهای OP برای متغیرهای حالت (در این مقاله موجودی سرمایه) در مقایسه با برآوردهای LP بیشتر است. نتایج روش LP نشان داد زمانی که از ستانده ناخالص به عنوان متغیر وابسته در مدل استفاده می‌شود، در مقایسه با ارزش افزوده، کشش موجودی سرمایه بیشتر و کشش نیروی کار کمتر است؛ اما در مدل ارزش افزوده کارایی ضریب موجودی سرمایه بیشتر است. علاوه بر این هنگامی که از چندجمله‌ای مرتبه دوم و سوم برای تخمین پارامترها استفاده شده، نتیجه چندان تفاوتی ندارد. نتایج روش WR نیز بیان داشت کشش نیروی کار با مدل LP تفاوتی ندارد، اما کارایی بیشتری دارد و اینکه استفاده از چندجمله‌ای مرتبه دوم تأثیری بر نتایج روش WR نداشت. به‌طور کلی، نتایج روش WR کارتر از روش LP است. در ادامه نتایج تصحیح ACF در روش LP حکایت از کاهش کارایی ضرایب برآوردی داشت. همچنین تغییر الگوریتم‌های بهینه‌سازی در روش LP هنگام برآورد تابع تولید بیان داشت مقدار ضرایب برآوردی تمامی الگوریتم‌ها یکسان است؛ اما ضریب نیروی کار به عنوان متغیر آزاد در الگوریتم نلدر و مید (nm) که به صورت پیش‌فرض در تمامی روش‌های تابع کنترل استفاده می‌شود، از کارایی بیشتری برخوردار است؛

مشارکت نویسندگان

نویسندگان در مفهوم‌سازی و نگارش مقاله مشارکت داشتند.
همه نویسندگان محتوای مقاله را تأیید کردند و در مورد تمام جوانب کار توافق داشتند.

منابع

- Statistical Center of Iran (various years). Survey plan for industrial workshops with 10 or more employees.
- Akerberg, D., Benkard, C. L., Berry, S., & Pakes, A. (2007). Econometric tools for analyzing market outcomes. *Handbook of econometrics*, 6, pp. 4171-4276.
[https://doi.org/10.1016/S1573-4412\(07\)06063-1](https://doi.org/10.1016/S1573-4412(07)06063-1)
- Akerberg, D. A., Caves, K., & Frazer, G. (2015). Identification properties of recent production function estimators. *Econometrica*, 83(6), pp. 2411-2451.
<https://doi.org/10.3982/ECTA13408>
- Blundell, R., & Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of econometrics*, 87(1), pp. 115-143.
[https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(98\)00009-8](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(98)00009-8)
- Bond, S., & Söderbom, M. (2005). *Adjustment costs and the identification of Cobb Douglas production functions* (No. 05/04). IFS Working Papers.
- Cobb, C. W., & P. H. Douglas. (1928). A theory of production. *American Economic Review* 18 (Suppl. 1), pp. 139-165.
<https://www.jstor.org/stable/1811556>
- Levinsohn, J., & Petrin, A. (2003). Estimating production functions using inputs to control for unobservables. *The review of economic studies*, 70(2), pp. 317-341.
<https://doi.org/10.1111/1467-937X.00246>
- Marschak, J., & Andrews, W. H. (1944). Random simultaneous equations and the theory of production. *Econometrica, Journal of the Econometric Society*, pp. 143-205.
<https://doi.org/10.2307/1905432>
- Mollisi, V., & Rovigatti, G. (2018). Theory and practice of total-factor productivity estimation: The control function approach using Stata. *The Stata Journal*, 18(3), pp. 618-662.
<https://doi.org/10.1177/1536867X1801800307>
- Olley, S. and Pakes, A. (1996). The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry. *Econometrica*, 64, pp. 1263-1295.
<https://doi.org/10.2307/2171831>
- Petrin, A., Poi, B. P., & Levinsohn, J. (2004). Production function estimation in Stata using inputs to control for unobservables. *The Stata Journal*, 4(2), pp. 113-123.

Robinson, P. M. (1988). Root-N-consistent semiparametric regression. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, pp. 931-954.

<https://doi.org/10.2307/1912705>

Wooldridge, J. M. (1996). Estimating systems of equations with different instruments for different equations. *Journal of Econometrics*, 74(2), pp. 387-405.

[https://doi.org/10.1016/0304-4076\(95\)01762-3](https://doi.org/10.1016/0304-4076(95)01762-3)

Wooldridge, J. M. (2009). On estimating firm-level production functions using proxy variables to control for unobservables. *Economics letters*, 104(3), pp. 112-114.

<https://doi.org/10.1016/j.econlet.2009.04.026>