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

Mahmood Vahdanian
Ph.D. Student, Department of Economics, Firoozkooh Branch, Islamic Azad University, Firoozkooh, Iran. E-mail: mahmoodvahdanian@gmail.com. ORCID: https://orcid.org/0009-0005-0020-2344

Mehdi Fathabadi *[1]
Department of Economic, Firoozkooh Branch, Islamic Azad University, Firoozkooh, Iran. E-mail: fathabadi.mehdi@iau.ac.ir. ORCID: https://orcid.org/0000-0001-5478-9148

Mahmood Mahmoodzadeh
Department of Economic, Firoozkooh Branch, Islamic Azad University, Firoozkooh, Iran. E-mail: Ma.Mahmood@iau.ac.ir. ORCID: https://orcid.org/0000-0002-5844-8604

Masood Soufimajidpour
Department of Economic, Firoozkooh Branch, Islamic Azad University, Firoozkooh, Iran. E-mail: masoud.soufimajidpour@iau.ac.ir. ORCID: https://orcid.org/0000-0002-1538-0427

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 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 by the conventional panel data method and the control function approach and compared with using Iran' provinces manufacturing industries data of in the period of 2011-2018. The findings showed that the OLS estimator in the panel data methods overestimates the free variables coefficients (labor force), which this is consistent with the argument of Levinson and Petrin (LP) (2003). In the control function approach methods, Wooldridge (WR) method estimators are more efficient than 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 (by controlling the labor force functional dependence) is more efficient than LP method. Finally, estimators' efficiency was increased by using dynamic panel instruments in the MR approach. The Article 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 the production function estimation for controlling unobservable productivity shocks.

[1]* Corresponding Author: Mehdi Fathabadi
Tel: +98 9122373671
Address: Department of Economics, Firoozkooh Branch, Islamic Azad University
E-mail: mehdi_fa88@yahoo.com

JEL Classification: C13, C14, C33, D24.

Keywords: Production Function, Productivity Shock, Control Function, Generalized Moments.

1. Introduction

Researchers paid attention to the potential correlation between input levels and "unobserved productivity shocks" in the estimation of 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 control function approach, Olley and Pakes (OP) (1996) show how 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;

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

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 a large number of zeros. They assumed that investments are not made at every moment of time, 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, Ackerberg, Caves and Frazer (2015) and Bond and Soderbom (2005) showed that the labor force coefficient can be estimated in a consistent way 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 (WR) (2009) replaced a two-stage estimation method in the GMM estimator (Woldridge, 1996). He showed how to write appropriate

In Press Journal

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 the identification information of 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

The purpose of this article is to estimate the Cobb-Douglas production function with the control function approach and compare the results of these methods with each other as well as with panel data methods such as fixed effects and random effects.

The results showed that in the control function approach, the capital and labor elasticity is not much different from the fixed and random effects methods, but the standard deviation of the control function methods is more than the conventional panel data approach. Also, in the LP method, the standard deviation of the labor elasticity is lower than 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. But the elasticity of capital stock in the WR method is lower than the LP method. Also, the use of second-order polynomials had no effect on 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 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 by 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 article the production function was estimated with conventional panel data methods and also with control function methods and evaluate their results. In order to estimate Cobb-Douglas function, the manufacturing industries data of Iranian provinces in the period of 2012-2019 were used and finally the results of these methods were compared. The findings show when the capital stock variable is endogenous in the LP method, the labor force coefficient did not change, but the capital stock coefficient decreased. In addition, the efficiency of both coefficients has decreased. 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 Ackerberg, 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 this problem. 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 the estimation of the production function. The findings of the article highlight the fact that nonlinear GMM models in general, and control function models namely 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.

در حال انتشار [In Press]

شوک‌های بهره‌وری غیرقابل مشاهده و تورش برآوردگرهای تابع تولید: رویکرد تابع کنترل

چکیده

در صورت وجود ارتباط میان سطوح نهاده‌های قابل مشاهده و شوک‌های بهره‌وری غیرقابل مشاهده در تابع تولید، برآوردگرهای حداقل مربعات معمولی(OLS) اریب خواهند بود. رویکرد تابع کنترل در کنار روش‌های متغیرهای ابزاری(IV) و گشتاورهای تعمیم‌یافته(GMM) برای حل این مساله، بیشترین کاربرد را در برآورد تابع تولید دارند. در این مقاله با استفاده از داده‌های صنایع کارخانه‌ای ۳۱ استان ایران در دوره ۹۸-۱۳۹۱، تابع تولید با روش داده‌های پانل متعارف و تابع کنترل برآورد و مقایسه شد. یافته‌ها نشان می‌دهد برآوردگر OLS در روش‌های داده‌های پانل، ضرایب متغیرهای آزاد(نیروی‌کار) را بیش از حد برآورد می‌کند که این نتیجه با استدلال لوینسون و پترین(LP)(۲۰۰۳) همسو است. در روش‌های رویکرد تابع کنترل، برآوردگرهای روش وولدریج(WR) کاراتر از روش LP است. در میان الگوریتم‌های بهینه‌سازی، نتایج الگوریتم نلدر و مید(nm) از کارایی بیشتری برخوردار است. با فرض درونزایی موجودی سرمایه، یافته‌ها حکایت از آن داشت روش تصحیح ACF (با کنترل وابستگی تابعی نیروی‌کار) در مقایسه با روش LP کارایی بیشتری دارد. در نهایت استفاده از ابزارهای پانل پویا در رویکرد MR سبب افزایش کارایی برآوردگرها می‌شود. یافته‌های مقاله این موضوع را خاطر نشان می‌کند که وابستگی تابعی نیروی‌کار و درونزایی موجودی سرمایه می‌توانند مسائل مهمی در برآورد تابع تولید باشند که نباید از آنها غافل بود. به نظر می‌رسد مدل‌های غیرخطی GMM به طور کلی، و مدل‌های تابع کنترل یعنی OP، LP با تصحیح ACF و MR به طور خاص، در برآورد تابع تولید برای کنترل شوک‌های بهره‌وری غیرقابل مشاهده بایستی مدنظر قرار گیرند.

طبقه‌بندی JEL: C13، C14، C33، D24.

کلیدواژه: تابع تولید، شوک بهره‌وری، تابع کنترل، گشتاورهای تعمیم‌یافته.

در حال انتشار In Press

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 غیرقابل مشاهده، سبب ایجاد تورش در برآورد حداقل مربعات معمولی[۳](OLS) هنگام تخمین تابع تولید و بهره‌وری غیرقابل‌مشاهده می‌گردد. روش‌های مختلفی برای حل این مسئله 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 به عنوان یک متغیر پراکسی برای بهره‌وری مشاهده‌نشده استفاده شود. آنها یک روش تخمین دو مرحله‌ای برای غلبه بر مساله درون‌زایی پیشنهاد کردند که در مرحله نخست از روش‌های نیمه‌پارامتریک برای برآورد ضرایب نهاده‌ها استفاده می‌شود. 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) به عنوان پراکسی برای بهره‌وری مشاهده نشده استفاده نمودند. روش LP برمبنای 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 چند جمله‌ای‌های مرتبه پایین تقریب زده می‌شوند. پترین و همکاران(PPL)(۲۰۰۴) استفاده از چند جمله‌ای‌های درجه سوم را پیشنهاد نمودند. استفاده از رویکرد LP با چند جمله‌ای 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 به دست آوردن انحراف معیارها و آماره‌های آزمون پیشنهاد نمود. وی نشان داد شرایط گشتاوری

---

1 . Marschak and Andrews
2 . Unobserved Productivity Shocks
3 . Ordinary Least Squares
4 . Generalized Method of Moments
5 . Instrumental-Variables
6 . Control Function
7 . Olley and Pakes
8 . Levinsohn and Petrin
9 . Lump-sum investments
10 . Wooldridge
11 . Bootstrap

استفاده شده در روش LP و همچنین سایر روش‌های بعد از آن، می‌توانند به راحتی در چارچوب روش گشتاورهای تعمیم‌یافته(GMM) بکار گرفته شوند. تمامی مدل‌های مطرح شده با این فرض است که مساله 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»[1] اثرگذار نبوده، و فقط سطح «متغیرهای آزاد»[2] را تحت تاثیر قرار می‌دهد. بنابراین، ε_t با مقادیر متغیرهای حالت دوره t و 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 مساله، «مولیسی و رویگاتی»(MR)[3](۲۰۱۸) به کمک ماتریسی از ابزارهای پانل پویا، برآوردگر GMM را اصلاح نمودند. در این روش افزایش محدودیت‌های گشتاوری بدون از دست دادن اطلاعات امکان‌پذیر است. این ویژگی بخصوص زمانی که با مجموعه داده‌های پانل با مقاطع زیاد(N) و زمان اندک(T) مواج 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 می‌باشد. بدین منظور برای برآورد تابع تولید کاب-داگلاس از داده‌های صنایع کارخانه‌ای استان‌های ایران در دوره ۹۸-۱۳۹۱ استفاده گردیده و در نهایت نتایج این روش‌ها مقایسه خواهند شد. ادامه مقاله به صورت زیر سازماندهی شده است. در بخش دوم، رویکردهای تابع کنترل مرور می‌شوند. در بخش سوم داده‌ها 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[4](۱۹۲۸) را در نظر بگیرید؛

$$\boldsymbol{y_{it} = \alpha + \gamma X_{it} + \beta w_{it} + \varphi_{it} + u_{it}} \qquad (۱)$$

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 غیرقابل‌مشاهده»[5] یا به نوعی همان «کارایی فنی»[6] است. براساس روش‌های اولی و پکس(OP) و لوینسون-پترین(LP)، فرض می‌شود بهره‌وری براساس فرآیند مارکوف مرتبه نخست شکل می‌گیرد؛

$$\boldsymbol{\varphi_{it} = E(\varphi_{it}|I_{i,t-1}) + \varepsilon_{it} = E(\varphi_{it}|\varphi_{i,t-1}) + \varepsilon_{it} = g(\varphi_{i,t-1}) + \varepsilon_{it}} \qquad (۲)$$

---

[1] . State Variables
[2] . Free Variables
[3] . Mollisi and Rovigatti
[4] . Cobb and Douglas
[5] . Unobservable Productivity
[6] . Technical Efficiency

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 غیرقابل مشاهده(φ_{it}) و متغیرهای آزاد(w_{it}) ارتباط ندارد. با توجه به این موضوع، رویکردهای تابع کنترل برای تخمین تابع تولید و بهره‌وری غیرقابل 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 فروض عبارتند 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 نیروی‌کار 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.

با توجه به فروض ۱و۲، سرمایه‌گذاری برای متغیر حالت در زمان t متعامد بوده به طوری که $E(I_{it}|X_{it}) = 0$ و معکوس‌پذیر است. بنابراین پراکسی برای بهره‌وری به صورت زیر تعریف می‌شود؛

$$\boldsymbol{\varphi_{it} = f^{-1}(I_{it}, X_{it}) = h(I_{it}, X_{it})} \qquad (۳)$$

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

$$\begin{aligned} \boldsymbol{y_{it}} &= \boldsymbol{\alpha + \gamma X_{it} + \beta w_{it} + h(I_{it}, X_{it}) + u_{it}} \\ &= \boldsymbol{\alpha + \beta w_{it} + \Phi_{it}(I_{it}, X_{it}) + u_{it}} \end{aligned} \qquad (۴)$$

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} بوسیله یک چند جمله‌ای درجه nام 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 $y_{it} - \hat{\beta}\, w_{it}$ مشروط بر X_{it} برآورد نمود[۱].

۲-۲. روش لویسنون و پترین(LP)

رویکرد اولی و پکس(OP) یک ایراد عمده دارد که دامنه کاربردهای آن در مطالعات تجربی محدود می‌کند. در روش OP، داده‌های واقعی سرمایه‌گذاری می‌تواند شامل مقدار زیادی صفر باشد و در عمل نتوان مدل(۴) را برآورد نمود. این موضوع

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

(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 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 نیروی‌کار 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 به طوری که $E(m_{it}|X_{it}) = 0$ و معکوس‌پذیر است. بنابراین پراکسی برای کارایی فنی یا بهره‌وری مشاهده نشده به صورت زیر حاصل می‌شود؛

$$\boldsymbol{w_{it} = h(m_{it}, X_{it})} \qquad (۵)$$

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؛

$$\begin{aligned} \boldsymbol{y_{it}} &= \boldsymbol{\alpha + \gamma X_{it} + \beta w_{it} + \delta m_{it} + h(m_{it}, X_{it}) + e_{it}} \qquad (۶) \\ &= \boldsymbol{\alpha + \beta w_{it} + \Phi_{it}(m_{it}, X_{it}) + e_{it}} \end{aligned}$$

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 پرکسی m_{it} قابل شناسایی نیست. همانند روش OP، این مدل را می‌توان با تقریب ناپارامتریک از Φ_{it} بوسیله یک چند جمله‌ای درجه nام 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 به صورت زیر برآورد نمود؛

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

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

در حال انتشار In Press

خواهند داشت و در نتیجه استفاده از برآوردگر GMM الزامی است. برآوردگر GMM می‌تواند با استفاده از باقیمانده‌ها و مجموعه شرایط گشتاوری ایجاد شود[1].

۲-۳. تصحیح آکربرگ – 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. با این حال، آکربرگ، کاوز و فریزر(۲۰۱۵) و باند و سودربوم[2](۲۰۰۵) نشان دادند ضریب نیروی‌کار را می‌توان به شکل سازگار در مرحله نخست تخمین زد، البته به شرطی که متغیرهای آزاد، مستقل از متغیرهای پراکسی باشند؛ درغیر اینصورت، ضرایب آنها در تخمین مرحله نخست همخطی کامل خواهند داشت و لذا قابل شناسایی نخواهند بود. به عنوان مثال، در روش LP فرض بر این است نیروی‌کار و نهاده‌های واسطه به طور همزمان در زمان t تخصیص داده می‌شوند. این بدان معناست که نیروی‌کار و مواد اولیه هر دو به تابعی از بهره‌وری و متغیرهای حالت خواهند بود؛

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

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

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

بدین ترتیب مشکل همخطی در تخمین مرحله نخست ایجاد می‌شود، چراکه نیروی‌کار هم به عنوان یک متغیر آزاد و هم در تقریب چندجمله‌ای ناپارامتریک $\widehat{\Phi}_{it}$ در نظر گرفته شده است. به همین دلیل، مشکل همخطی بر برآوردگر OP اثر می‌گذارد. آکربرگ، 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 نیروی‌کار 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.
- فرض ۴: متغیر وابسته تابع تولید، ارزش افزوده است؛ به این معنا که نهاده‌های واسطه‌ای وارد تابع تولید نمی‌شوند.

---

[1] . برای جزییات بیشتر رجوع کنید به لوینسون و پترین(۲۰۰۳).

[2] . Bond and Soderbom

فرض ۴ الزامی است؛ زیرا باند و سودربوم(۲۰۰۵) نشان داده‌ند تحت فروض غیرقابل مشاهده ACF، تابع تولید با متغیر ستانده ناخالص، بدون اعمال محدودیت‌های بیشتر بر مدل، قابل شناسایی نمی‌باشد[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؛

$$y_{it} = \Phi_{it}(p_{it}, X_{it}, w_{it}, l_{it}) + u_{it} \qquad (۱۰)$$

بعد از برآورد مدل(۱۰)، با استفاده از زنجیره مارکوف می‌توان باقیمانده‌ها را بدست 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 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 که توسط آکربرگ، کاوز و فریزر(۲۰۱۵) در مرحله اول مشخص شده بود را 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؛

$$E(u_{it}|\varphi_{i,t-1}, X_{it}, w_{it}, m_{it}, X_{i,t-1}, w_{i,t-1}, m_{i,t-1}, \dots, X_{i1}, w_{i1}, m_{i1}) = 0 \qquad (۱۱)$$

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

$$E(\varphi_{it}|X_{it}, X_{i,t-1}, w_{i,t-1}, m_{i,t-1}, \dots, X_{i1}, w_{i1}, m_{i1}) = E(\varphi_{it}|\varphi_{i,t-1}) \qquad (۱۲)$$

---

[۱] . برای جزئیات بیشتر رجوع کنید به آکربرگ، کاوز و فریزر(۲۰۱۵).

[2] . Robust Standard Errors

[۳] . در روش‌های OP و LP ، از روش «خود راه‌انداز»[۳] برای محاسبه انحراف معیار استفاده می‌شود که در روش‌های تخمین دو مرحله‌ای متداول است.

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

که مانند تابع $h(.,.)$، هیچ فرم تابعی بر $f(.)$ اعمال نشده است. فروض (۱۱) و (۱۲) مستقیما سبب ایجاد دو معادله زیر می‌شود؛

$$y_{it} = \alpha + \gamma X_{it} + \beta w_{it} + h(m_{it}, X_{it}) + v_{it} \quad (۱۳)$$

$$y_{it} = \alpha + \gamma X_{it} + \beta w_{it} + f\{h(X_{i,t-1}, m_{i,t-1})\} + \eta_{it} \quad , \quad \eta_{it} = \varepsilon_{it} + \upsilon_{it} \quad (۱۴)$$

برای برآورد فرم تابعی نامعلوم، از چندجمله‌ای درجه nام در X_{it} و m_{it} استفاده می‌شود[۱]. روش وولدریج(WR)(۲۰۰۹) نسبت به رویکردهای دو مرحله‌ای دارای چند مزیت است. آکربرگ و همکاران(ACF)(۲۰۰۷) نشان دادند اگر متغیر آزاد(نیری‌کار) به شکل بهینه توسط شرکت تعیین شود و تابعی قطعی از بهره‌وری مشاهده‌نشده و متغیرهای حالت باشد، آن‌گاه ضریب آن به‌طور ناپارامتریک تعیین خواهد شد. هم‌چنین آنها بیان داشتند تصریح فرم‌های تابعی متعارف(مانند کاب-داگلاس) برای فرآیند تولید، کارآمد نخواهد بود. به عبارت دیگر، در تابع کاب-داگلاس (و حتی برخی توابع دیگر)، پس از جایگزینی بهره‌وری مشاهده‌نشده به صورت تابعی از نهاده‌ها، متغیر نیروی‌کار ناپدید خواهد شد. ACF تلاش نمودند مشکل عدم شناسایی را در این روش‌ها با استفاده از یک روش تخمین دو مرحله‌ای برطرف نمایند؛ به گونه‌ای که در مرحله نخست تخمین، هیچ یک از پارامترهای تابع تولید نیاز به شناسایی نخواهند داشت. نخستین مزیت رویکرد WR این است که مرحله نخست تخمین روش‌های OP یا LP، دربرگیرنده اطلاعات شناسایی پارامترهای متغیرهای آزاد(مانند نیروی‌کار) باشد. مزیت دیگر روش تخمین WR این است که انحراف معیارهای کاملاً مستحکم به راحتی بدست می‌آیند. همچنین، روش WR به طور کارا از شرایط گشتاوری که در مفروضات OP و LP بیان شد، بهره می‌گیرد. از نظر وولدریج(۲۰۰۹) برآوردگرهای دو مرحله‌ای به دو دلیل ناکارا هستند؛ یکی اینکه این روش‌ها همبستگی همزمان در خطاهای دو معادله را نادیده می‌گیرند؛ دوم اینکه در آن روش‌ها، در شرایط همبستگی سریالی یا ناهمسانی واریانس، خطاها به شکل کارا برآورد نمی‌شوند. روش WR از همبستگی بین معادلات برای افزایش کارایی استفاده کرده و ماتریس وزنی بهینه به شکل کارا، همبستگی سریالی و ناهمسانی واریانس را کنترل می‌کند.

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 هیچ یک 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؛

$$E(\eta_{it} | X_{it}, X_{i,t-1}, w_{i,t-1}, m_{i,t-1}, \dots, X_{i1}, w_{i1}, m_{i1}) = 0 \qquad t = 2, \dots, T \quad (۱۵)$$

---

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

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

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

همانطور که وولدریج(۲۰۰۹) پیشنهاد نمود، 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 از دست دادن 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 باند[1](۱۹۹۸) در برآوردگر وولدریج(۲۰۰۹) استفاده کردند. در واقع، 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[2].

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 بوسیله مرکز آمار ایران منتشر می‌گردد، استخراج شده است.

جدول ۱: تعریف متغیرها و نحوه اندازگیری آنها

متغیرها	شاخص	نحوه اندازه‌گیری
متغیر وابسته	ارزش افزوده صنعتی استان(y)	تعدیل شده با شاخص قیمت تولیدکننده بخش صنعت(ثابت ۱۳۹۵)، میلیارد ریال
	ستانده صنعتی استان(y)	تعدیل شده 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

یکی از متغیرهای کلاسیک رشد اقتصادی، موجودی سرمایه است، که در گزارشات مرکز آمار موجودی سرمایه بخش کارخانه‌ای به تفکیک استان و گروه‌های صنعت موجود نیست. اما از آنجا که داده‌های تشکیل سرمایه وجود دارد، بنابراین می‌توان موجودی سرمایه را برآورد نمود. بدین منظور از روش «موجودی دائمی»[3] 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

[1] . Blundell and Bond

[2] . برای جزییات بیشتر رجوع کنید به مولیسی و رویگاتی(۲۰۱۸).

[3] . Perpetual Inventory Method (PIM)

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

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 می‌دارد 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 در 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، 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 است که نشان از وضعیت مناسب 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[1](PLS)، اثرات ثابت[2](FE) و اثرات تصادفی[3](RE) را نشان می‌دهند. ستون ۴ یافته‌های برآوردگر بهره‌وری LP را گزارش می‌کند و ستون ۵ بیانگر نتایج برآوردگر بهره‌وری OP است. در تمامی این ۵ مدل از ارزش افزوده به قیمت ثابت به عنوان متغیر وابسته استفاده شده است. هم‌چنین متغیرهای مصرف انرژی، نیروی‌کار و موجودی سرمایه نیز به ترتیب به عنوان متغیرهای پراکسی، آزاد و حالت در نظر گرفته شده‌اند.

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***	۰/۷۰۲***	۰/۶۹۲***	۰/۶۳۱***	۰/۶۳***
	(۰/۰۴)	(۰/۰۳۷)	(۰/۰۳۵)	(۰/۱۴۶)	(۰/۱۲۴)
نیروی کار	۰/۴۷۷***	۰/۳۱۱***	۰/۳۲۳***	۰/۳۷۷***	۰/۳۷۷**
	(۰/۰۴۸)	(۰/۰۴۵)	(۰/۰۶۹)	(۰/۱۴۴)	(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 نرم‌افزار

در رویکرد داده‌های پانل کشش موجودی سرمایه و نیروی‌کار در هر سه روش در سطح ۱ درصد معنادار هستند. اما لوینسون و پترین(۲۰۰۳) استدلال می‌کنند روش‌های متداول داده‌های پانل(که از روش حداقل مربعات معمولی استفاده می‌کنند)، پارامترهای متغیرهای آزاد را بیش از حد برآورد می‌کنند. همانطور که بیان شد نیروی‌کار به عنوان متغیر آزاد وارد مدل‌ها

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

شده‌اند که در روش PLS نیز ضریب این متغیر در مقایسه سایر روش‌ها بیشتر است. این موضوع استدلال لوینسون و پترین(۲۰۰۳) را تایید می‌کند. در مقابل در رویکرد تابع کنترل مقدار کشش‌های سرمایه و نیروی‌کار 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 نیروی‌کار کمتر از روش OP بوده اما کشش سرمایه برعکس است. این نشان می‌دهد کارایی برآوردگرهای OP برای متغیرهای حالت(موجودی سرمایه) بیشتر است.

۴-۲. نتایج روش‌های وولدریج(WR) و 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) ارایه گردیده است. در ستون‌های ۱ و ۲ به ترتیب از متغیرهای ستانده ناخالص و ارزش افزوده به عنوان 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 به عنوان متغیر وابسته در مدل وارد می‌شود در مقایسه با ارزش افزوده، کشش موجودی سرمایه بیشتر و کشش نیروی‌کار کمتر است؛ اما در مدل ارزش افزوده انحراف معیار موجودی سرمایه کمتر و انحراف معیار نیروی‌کار بیشتر است. هم‌چنین زمانی که از 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)

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

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

منبع: خروجی نرم‌افزار

هم‌چنین نتایج روش WR بیان می‌دارد کشش نیروی‌کار 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 تاثیری بر نتایج مدل WR نداشت. در این بخش می‌توان گفت نتایج روش WR کاراتر 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. آکربرگ، کاوز و فریزر(۲۰۱۵) تلاش کردند با تصحیح این روش‌ها، ضریب نیروی‌کار را در مرحله نخست به شکل سازگار برآورد نمایند؛ البته به شرطی که متغیرهای آزاد، مستقل از متغیرهای پراکسی باشند. آکربرگ، کاوز و فریزر(۲۰۱۵) بیان داشتند ممکن است در مرحله نخست تخمین روش‌های OP و LP مشکلی وجود داشته باشد. بدین صورت که در برخی فرآیندهای تولید داده که با مفروضات مدل‌های OP و LP تطابق دارند، شرایط گشتاوری در مرحله نخست تخمین، قادر به شناسایی ضریب نیروی‌کار نمی‌باشند. یکی از دلایل این عدم شناسایی، وابستگی تابعی است. در واقع آنها نشان دادند در این نوع فرآیند تولید داده، نیروی‌کار یک تابع قطعی از مجموعه متغیرهایی است که در رویکردهای OP و LP باید به‌طور ناپارامتریک مشروط شوند. از این رو، هنگامی که این شرطی‌سازی ناپارامتریک صورت می‌پذیرد، هیچ تغییری در نیروی‌کار برای شناسایی ضریب آن انجام نمی‌گیرد. آنها برای رفع این مشکل یک روش تخمین جایگزین پیشنهاد نمودند که از شرایط گشتاوری مشابه روش OP و LP بهره می‌گیرد، اما مشکل وابستگی تابعی ندارد. در جدول(۵) نتایج تصحیح ACF ارائه شده است.

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

متغیر	متغیر وابسته: ارزش افزوده			متغیر وابسته: ستانده	
	LP (۱)	LP (ACF) (۲)	LP [ploy (3)] (۳)	LP (۴)	LP (ACF) (۵)
موجودی سرمایه	۰/۶۳۱***	۰/۵۴۳	۰/۶۳۱***	۰/۷۹۷***	۰/۷۱۴**
	(۰/۱۴۶)	(۰/۵۰۱)	(۰/۱۲۴)	(۰/۲۱۹)	(۰/۳۱۷)
نیروی کار	۰/۳۷۷**	۰/۴۸۷	۰/۳۷۷**	۰/۲۳۱**	۰/۳۷۷
	(۰/۱۴۴)	(۰/۴۴۲)	(۰/۱۵۸)	(۰/۱۱۰)	(۰/۲۵۰)
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 نرم‌افزار

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 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 ستانده ناخالص انجام شده است، انحراف معیارها در مقایسه با ستون(۴) بزرگتر هستند و سبب معنادار نشدن ضریب نیروی‌کار 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 چندجمله‌ای مرتبه سوم برای تخمین پارامترها (ستون ۳) استفاده می‌شود، نتیجه چندان تفاوتی با روش LP ندارد، فقط کارایی ضریب سرمایه افزایش و کارایی ضریب نیروی‌کار کاهش یافته است.

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 پیش‌فرض از الگوریتم نلدر و مید[1](nm) بهره می‌گیرد که در ستون(۱) آمده است. در ستون‌های(۲) تا (۴) به ترتیب از الگوریتم‌های بهینه‌سازی دیویدسون، فلچر و پاول[2](dfp)، نیوتن و رافسون[3](nr) و برویدن، فلچر، گلدفارب و شانو[4](bfgs) استفاده شده است. ضرایب برآوردی تمامی الگوریتم‌ها یکسان است، اما ضریب نیروی‌کار در الگوریتم نلدر و مید(nm) که به صورت پیش‌فرض 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.

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***	۰/۶۳۰***	۰/۶۳۰***	۰/۶۳۱***
	(۰/۱۴۶)	(۰/۱۳۱)	(۰/۱۳۴)	(۰/۱۳۱)
نیروی کار	۰/۳۷۷**	۰/۳۷۷**	۰/۳۷۷**	۰/۳۷۷**
	(۰/۱۴۴)	(۰/۱۵۸)	(۰/۱۵۸)	(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 می‌گردد. به طور خاص، اگر هر متغیری(X_{it}) بر سطح بهره‌وری در زمان t اثر داشته باشد، براساس معادله(۲) باید تابع بهره‌وری را به صورت $\varphi_{it} = g(\varphi_{it-1}, X_{i,t-1}) + \varepsilon_{it}$ نوشت؛ که بدان معناست φ_{it} از فرآیند زنجیره مارکوف مرتبه نخست پیروی می‌کند و اینکه $g(.)$ یک تابع ناپارامتریک از φ_{it-1} و $X_{i,t-1}$ است. این مدل قادر است تغییرات بهره‌وری را مشروط به سطح متغیرهای درون‌زا اندازه‌گیری کند؛ یعنی بنگاه‌هایی را در نظر می‌گیرد که انتظارات خود از سطح بهره‌وری را به روز نموده و سرمایه‌گذاری خود را براساس سطح بهینه متغیر درونزا انجام دهند. نتایج برآورد روش‌های LP و ACF با فرض درونزایی موجودی سرمایه در جدول(۷) ارایه شده است.

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

متغیر وابسته: ارزش افزوده	روش LP		روش ACF	
	بدون درونزایی (۱)	با درونزایی (۲)	بدون درونزایی (۳)	با درونزایی (۴)

[1] . Nelder–Mead
[2] . Davidon– Fletcher–Powell
[3] . Newton–Raphson
[4] . Broyden–Fletcher–Goldfarb–Shanno

موجودی سرمایه	۰/۵۸۹*** (۰/۱۴۶)	۰/۵۱۶*** (۰/۱۶۷)	۰/۵۶۳* (۰/۳۲۶)	۰/۵۴۳*** (۰/۰۵۶)
نیروی کار	۰/۳۷۷** (۰/۱۴۹)	۰/۳۷۷** (۰/۱۵۸)	۰/۴۷۵ (۸/۴۵)	۰/۴۸۷*** (۰/۰۴۷)
بازدهی ثابت (براساس آماره والد)	بله	بله	بله	بله
تعداد مشاهدات	۲۴۸	۲۴۸	۲۴۸	۲۴۸

*** ، ** 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

نتایج جدول(۷) نشان می‌دهد در روش LP زمانی که متغیر موجودی سرمایه درونزا در نظر گرفته می‌شود(ستون ۲)، ضریب نیروی‌کار تغییری نمی‌کند، اما ضریب موجودی سرمایه از ۰/۵۸۹ به ۰/۵۱۶ کاهش می‌یابد. علاوه بر این، 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 ارایه شده که مشاهده می‌شود انحراف معیارها بسیار زیاد بوده و سبب گردیده ضریب نیروی‌کار معنادار نشده و ضریب موجودی سرمایه نیز در سطح ۱۰ درصد معنادار باشد. هنگامی که در این روش، متغیر موجودی سرمایه درونزا در نظر گرفته می‌شود(ستون ۴) نتیجه کاملا تغییر کرده و 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 نیروی‌کار را کمتر از روش ACF برآورد می‌کند و این می‌تواند همان نکته‌ای باشد که آکربرگ، کاوز و فریزر(۲۰۱۵) بدان اشاره داشتند. آنها بیان نمودند در برخی فرآیندهای تولید داده که با مفروضات مدل‌های OP و LP تطابق دارند، شرایط گشتاوری در تخمین معادله مرحله نخست، قادر به شناسایی ضریب نیروی‌کار نمی‌باشد. یکی از دلایل این عدم شناسایی، وابستگی تابعی است، که روش ACF این مشکل را برطرف می‌کند. تا اینجا به نظر می‌رسد هم وابستگی تابعی نیروی‌کار و هم درونزایی موجودی سرمایه می‌توانند مسائل مهمی باشند که نباید از آنها غافل بود.

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 هیچ یک 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 نمود. علاوه بر این، یکی از مشکلات روش GMM که توسط وولدریج(۲۰۰۹) پیشنهاد گردید، از دست دادن درجه آزادی به دلیل استفاده از متغیرهای باوقفه به عنوان ابزار در فرآیند برآورد می‌باشد. برای حل این مشکل، مولیسی و رویگاتی(MR)(۲۰۱۸) از ابزارهای پانل پویای بلاندل و باند(۱۹۹۸) در برآوردگر وولدریج(۲۰۰۹) استفاده کردند. در واقع، استفاده از ابزارهای پانل پویا در این برآوردگر، استحکام و کارایی تخمین‌ها را افزایش می‌دهد.

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

متغیر	متغیر وابسته: ارزش افزوده	متغیر وابسته: ستانده

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

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

منبع: خروجی نرم‌افزار

نتایج برآورد تابع کاب-داگلاس با رویکردهای WR، ROB و MR 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 به عنوان 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 می‌باشد، در حالی که انحراف معیار ضریب نیروی‌کار در روش WR کمتر است. در ستون‌های (۴) تا (۶) ستانده ناخالص به عنوان 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 نیروی‌کار کمتر برآورد می‌شود. در این مدل‌ها انحراف معیار هر دو متغیر موجودی سرمایه و نیروی‌کار در روش WR کمتر از دو روش ROB و MR می‌باشد. به طور 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 مقاطع ۳۱ می‌باشد و این امکان وجود دارد اگر تعداد مقاطع افزایش یابد برآودگرهای 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 می‌باشد. اولی و پکس(۱۹۹۶)، لوینسون و پترین(۲۰۰۳) و آکربرگ، کاوز و فریزر(۲۰۱۵) با توسعه روش‌شناسی‌های پرکاربرد به طور ویژه به رویکرد تابع کنترل کمک کردند. وولدریج(۲۰۰۹) نحوه اجرای رویکرد تابع کنترل را در چارچوب سیستم GMM بکار گرفت. پس از آن مولیسی و رویگاتی(۲۰۱۸) برآوردگر جدید MR را بر اساس نتایج وولدریج(۲۰۰۹) ارائه نمودند که درآن 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 کنترل و ارزیابی نتایج آنها بود. بدین منظور برای برآورد تابع کاب-داگلاس از داده‌های صنایع کارخانه‌ای استان‌های ایران در دوره ۹۸-۱۳۹۱ استفاده

گردید و در نهایت نتایج این روش‌ها مقایسه شد. یافته‌ها نشان می‌دهند در روش پانل متعارف ضریب متغیر آزاد(در این مقاله نیروی‌کار) بیش از حد برآورد گردیده است، که این موضوع با استدلال لوینسون و پترین(۲۰۰۳) درباره روش‌های پانل همسو است. در رویکرد تابع کنترل کشش‌های سرمایه و نیروی‌کار تفاوتی ندارند، اما در روش LP انحراف معیار کشش نیروی‌کار کمتر از روش OP بوده اما کشش سرمایه برعکس است. هم‌چنین کارایی برآوردگرهای روش تابع کنترل بیشتر از رویکرد داده‌های پانل متعارف می‌باشد و اینکه کارایی برآوردگرهای OP برای متغیرهای حالت(در این مقاله موجودی سرمایه) در مقایسه با برآوردگرهای 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 نیروی‌کار 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 نیروی‌کار با مدل LP تفاوتی ندارد اما کارایی بیشتری دارد و اینکه استفاده از چندجمله‌ای مرتبه دوم تاثیری بر نتایج روش WR نداشت. به طور کلی، نتایج روش WR کاراتر 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 نیروی‌کار 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، 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 نیروی‌کار 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 نیروی‌کار را کمتر از روش ACF برآورد می‌کند و این می‌تواند همان نکته‌ای باشد که آکربرگ، 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 نیروی‌کار نمی‌باشد. 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 نیروی‌کار 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 خاطر نشان می‌کند که مدل‌های غیرخطی GMM به طور کلی، و مدل‌های تابع کنترل یعنی OP و LP با تصحیح ACF به طور خاص، باید در مطالعات تجربی بایستی با دقت مورد استفاده قرار گیرند.

تامین مالی

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

تضاد منافع

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

مشارکت نویسندگان

نویسندگان در مفهوم سازی و نگارش مقاله مشارکت داشتند.

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

در حال انتشار [In Press]

منابع

Statistical Center of Iran (various years). Survey plan for industrial workshops with 10 or more employees.

Ackerberg, 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

Ackerberg, 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

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

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

در حال انتشار [In Press]