براورد ناپارامتریک و شبه‌پارامتریک تابع تولید صنعت خودرو با تأکید بر نهادهٔ انرژی: معرفی روش اولی– پاکس(OP) در براورد الگوی داده‌های ترکیبی

مهدی قائمی‌اصل[1] مصطفی سلیمی‌فر[2]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۱/۰۸/۱۷ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۲/۰۳/۱۲

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.4.13.7.6]

چکیده

شوک‌های بهره‌وری غیرقابل‌مشاهده، باعث بروز مسائل انتخاب و همزمانی در تصمیمات بنگاه‌ها می‌شوند که این مسائل منجر به ارائه ، براوردهای تورش‌داری از ضرایب نهاده‌های تابع تولید از سوی براوردگرهایی مثل حداقل مربعات معمولی می‌شوند. در این پژوهش از داده‌های ۵ شرکت خودروسازی طی دوره زمانی ۱۳۸۳–۱۳۸۷ استفاده شده، و تابع تولید صنعت خودرو هم با استفاده از روش‌های حداقل مربعات معمولی، اثرات تصادفی، لیوینسون و پترین(۲۰۰۳a) و اولی و پاکس(۱۹۹۶)براورد شده‌است. نتایج نشان می‌دهند که روش‌های اثرات ثابت و لیوینسون و پترین(۲۰۰۳a)، نمی‌توانند برای براورد تابع تولید صنعت خودرو مناسب باشند، به عبارت دیگر واکنش بنگاه‌های خودروسازی به شوک‌های بهره‌وری، از طریق تعدیل در تقاضای نیروی‌کار، سرمایه و انرژی انجام نمی‌شود و همبستگی معنی‌داری میان تعدیل نهاده‌ها و شوک‌های بهره‌وری در صنعت خودور وجود ندارد، اما ضرایب براوردشده برای نهاده‌های انرژی و سرمایه در روش‌های شبه‌پارامتریک، اثرات تصادفی و حداقل مربعات معمولی نشان می‌دهند که ضرایب براوردشده برای انرژی و سرمایه در روش‌های اثرات تصادفی و حداقل مربعات معمولی، به ترتیب به سمت بالا و پایین تورش‌دار هستند. این نتایج کاملاً مطابق با دیدگاه اولی و پاکس(۱۹۹۶) در خصوص تورش براوردگرهای سنتی است و نشان می‌دهد که بنگاه‌های خودروسازی در واکنش به شوک‌های بهره‌وری، سطح سرمایه‌گذاری خود را تعدیل می‌کنند. همچنین بر اساس نتایج براوردهای حاصل از روش شبه‌پارامتریک، کشش تولید نهاده‌های سرمایه و انرژی به ترتیب ۰/۸۲ و ۰/۶۴ خواهد بود.

واژگان کلیدی: شوک‌های بهره‌وری، براورد تابع تولید، روش لیوینسون –پترین، روش اولی–پاکس.

۱. دانشجوی دکتری علوم اقتصادی دانشگاه فردوسی مشهد (نویسنده مسئول)، Email:m.ghaemi84@gmail.com.

۲. استاد گروه اقتصاد، دانشگاه فردوسی مشهد، Email: mostafa@ferdowsi.um.ac.ir.

JEL: C14, D24, C19, C23.

۱. مقدمه

نظریهٔ تولید، بیان‌کننده چگونگی ترکیب نهاده‌ها یا عوامل تولید برای رسیدن به مقادیر مختلف ستانده به بهترین وجه ممکن است. اصلی‌ترین ابزار این نظریه، تابع تولید است که نشان‌دهنده نرخ تبدیل نهاده‌ها به ستانده می‌باشد. اولین تابع تولید نئوکلاسیک از سوی کاب و داگلاس[1] در سال ۱۹۲۸ ارائه شد که توزیع درآمد بین دو گروه کارگر و سرمایه‌دار را توضیح می‌داد. از آن زمان تاکنون مطالعات بی‌شماری در این زمینه انجام شده که منجر به ایجاد اشکال گوناگونی از توابع تولید گردیده‌است. تابع تولید کشش جانشینی ثابت[2]، تابع تولید متعالی[3]، تابع تولید دبرتین[4]، تابع تولید زلنر-ریواکر[5]، تابع تولید ترانسلوگ[6] و تابع تولید لئونتیف[7]، برخی از این توابع هستند. بهره‌وری نیز یکی از مفاهیم مهم در اقتصاد به شمار رفته، چگونگی استفاده از عوامل تولید در تولید محصول را نشان می‌دهد. در مفهوم کلی، بهره‌وری عبارت است از نسبت ستانده به نهاده‌های تولید. ارتقای بهره‌وری به عنوان یکی از منابع مهم رشد اقتصادی کشورها به شمار می‌رود.

براورد تابع تولید با هریک از اشکال فوق، با مشکلاتی همراه است؛ یکی از این مشکلات، مسألهٔ انتخاب[8] انتخاب[8] است که نشان‌دهنده مشکلاتی ناشی از رابطهٔ موجود میان شوک‌های بهره‌وری غیرقابل مشاهده[9] و و تصمیم به تعطیلی بنگاه یا تعدیل تولید می‌باشد. توجه به این نکته بسیار مهم است که شوک‌های بهره‌وری به طور قطع در تصمیمات بنگاه‌های تولیدی تأثیر جدی داشته و سطح تولید را تحت تاثیر قرار می‌دهند؛ ولی در مطالعات اقتصادسنجی و مدل‌سازی‌های متداول پارامتریک وارد نمی‌شود. مسألهٔ مهم دیگر، مسألهٔ همزمانی[10] است که از رابطه میان بهره‌وری و تقاضای نهاده‌ها، به هنگام تعیین سطح بهینهٔ نهاده‌ها از سوی بنگاه‌های حداکثرکنندهٔ سود، ناشی می‌شود. در حقیقت بنگاه به هنگام مشاهدهٔ شوک‌های مثبت بهره‌وری، میزان استفاده از نهاده‌ها یا سطح سرمایه‌گذاری را افزایش می‌دهد و در این صورت براوردگر حداقل مربعات معمولی، قادر به ارائه براوردهای بدون تورشی از ضرایب تابع تولید نخواهد بود؛ اما استفاده از

1. Cobb and Douglas
2. Constant Elasticity of Substitution
3. Transcendental
4. Debertin
5. Zellner- Revaker
6. Translog
7. Leontief
8. Selection Problem
9. Unobservable Productivity Shocks
10. Simultaneity Problem

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.4.13.7.6]

روش‌های شبه‌پارامتریک و ناپارامتریک در این مقاله، تلاشی است در این مسیر که آن دسته از شوک‌های بهره‌وری را که به صورت پارامتریک و صریح در تابع تولید وارد نمی‌شود، به صورت شبه‌پارامتریک یا ناپارامتریک، وارد مدل‌های اقتصادسنجی شوند تا براوردهای بدون تورشی از ضرایب نهاده‌های تابع تولید به دست آید. در این پژوهش، پس از مقدمه، پیشینه تحقیق درباره براورد تابع تولید و مبانی نظری روش‌های شبه‌پارامتریک و ناپارامتریک ارائه خواهد شد و در ادامه اصول روش‌های براورد شبه‌پارامتریک و ناپارامتریک که در این پژوهش استفاده می‌شوند، به بحث گذاشته خواهند شد و سپس به منظور ارائهٔ یک مطالعهٔ موردی در مورد روش‌های شبه‌پارامتریک و ناپارامتریک تبیین‌شده در قسمت قبل، تابع تولید، صنعت خودرو در ایران براورد می‌شود و در نهایت نتایج براورد مدل با استفاده از روش‌های سنتی(شامل حداقل مربعات معمولی، اثرات ثابت و اثرات تصادفی) در کنار روش‌های شبه‌پارامتریک و ناپارامتریک ارائه خواهند شد. در قسمت نتیجه‌گیری نیز، برتری‌های نظری و کاربردی روش برگزیده پژوهش بر روش‌های سنتی تبیین می‌شود.

۲. مبانی نظری

بر اساس روش‌های پارامتریک، شکل خاصی از تابع تولید در نظر گرفته می‌شود و ضرایب با استفاده از روشهای مختلف(مانند روش مجموع حداقل مربعات معمولی) براورد می‌شوند. برای اولین بار فارل[1] (۱۹۵۷) از روش ناپارامتریک برای تقریب تابع تولید و محاسبه کارایی استفاده کرد. او بدون در نظر گرفتن شکل خاصی برای تابع تولید، با استفاده از مشاهدات انجام‌شده و پذیرفتن برخی اصول، مجموعهٔ امکان تولید را تعریف نمود و قسمتی از مرز این فضا را که جایگاه واحدهای پیشرو بود، در قالب تقریب تابع تولید در نظر گرفت.

با این وجود در تحلیلی مبتنی بر داده‌های ترکیبی مربوط به بنگاه‌های تولیدی، برای دستیابی به براوردهای بدون تورش از شاخص‌های تابع تولید، لازم است که دو مسأله انتخاب و همزمانی مورد توجه ویژه قرار گیرند. اگر سوددهی یک بنگاه، ارتباط مستقیمی با انباشت سرمایه‌اش داشته باشد، احتمال حضور بنگاه در بازار و تداوم سطح تولید، به هنگام مواجهه با شوک‌های منفی بهره‌وری، در مورد بنگاهی بیشتر خواهد بود که انباشت سرمایهٔ فیزیکی بیشتری دارد. رابطهٔ منفی میان انباشت سرمایه و احتمال خروج از بازار یا تعدیل سطح تولید بنگاه، باعث می‌شود که پارامترهای مربوط به سرمایه به سمت پایین تورش‌دار شوند(اولی و پاکس[2]، ۱۹۹۶).

1. Farrel
2. Olley and pakes

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.4.13.7.6]

بر اساس مطالعه گریلینچ[1](۱۹۵۷)، در حقیقت بنگاه به هنگام مشاهدهٔ شوک‌های مثبت بهره‌وری، تقاضای نهاده‌ها را افزایش می‌دهد و در این صورت، براوردگر حداقل مربعات معمولی نمی‌تواند براوردهای بدون تورشی از ضرایب تابع تولید را ارائه کند؛ زیرا قادر نیست شوک‌های غیرقابل‌مشاهده بهره‌وری را در محاسبات خود وارد کند؛ البته تنها چنانچه بتوان شوک‌های غیرقابل مشاهده را در طول زمان تغییرناپذیر دانست، براوردگر اثرات ثابت[2] مسأله همزمانی را برطرف می‌کند. گذشته از اینکه در صحت چنین فرضی می‌توان تردید کرد، ولی هم‌چنان مسأله انتخاب به قوت خود باقی است. روش‌های دیگری نیز مثل روش متغیرهای ابزاری برای کنترل تورش براورد ضرایب نهاده‌های تابع تولید ارائه شده که از آن جمله می‌توان به پژوهش‌های آرلانو و باند[3](۱۹۹۱)، آرلانو و بوور[4](۱۹۹۵)، بلوندل و بوند[5](۱۹۹۸)، گریلیچس و مارسی[6](۱۹۹۸)، پاوسنیک[7](۲۰۰۲) و وولدریج[8](۲۰۰۵) اشاره کرد که با توجه به وجود همیشگی مسأله انتخاب در براورد تابع تولید و نیز رویکرد شبه‌پارامتریک پژوهش حاضر، از دامنهٔ تحقیق این پژوهش خارج است.

پس از مطالعهٔ ودروانگ[9](۱۹۶۵)، در پژوهش‌های متعددی مسألهٔ انتخاب بحث و بررسی شده‌است. پژوهش دربارهٔ مسأله همزمانی نیز به مطالعه مارسچاگ و اندروز[10](۱۹۴۴) بازمی‌گردد و از پژوهش‌های جدیدتر در این دو عرصه، می‌توان به بالدوین و گوریکی[11](۱۹۸۹)، دان و همکاران[12](۱۹۸۸) و دیویس و هالتیوانگر[13](۱۹۹۲) اشاره کرد.

اولی و پاکس(۱۹۹۶) برای برآورد ضرایب نهاده‌ها در تابع تولید یک براوردگر شبه‌پارامتریک ارائه کرده‌اند که تورش ناشی از دو مسأله انتخاب و همزمانی را کنترل و براوردهای بدون تورشی از ضرایب تابع تولید را ارائه می‌کند. بر اساس فرض اصلی این براوردگر، تنها یک متغیر حالت مشاهده‌نشده[14] وجود دارد که در یک نقطه زمانی موجب تغییر در رفتار بنگاه می‌شود. طبق پژوهش اولی و پاکس (۱۹۹۶)، مسأله همزمانی با استفاده از سرمایه‌گذاری، به عنوان یک متغیر جانشین برای شوک‌های غیرقابل مشاهده بهره‌وری

1. Girlinches
2. Fixed effect
3. Arellano and Bond
4. Arellano and Bover
5. Blundell and Bond
6. Griliches, Z., and J. Mareisse
7. Pavcnik
8. Wooldridge
9. Wedervang
10. Marschak and Andrews
11. Baldwin and Gorecki
12. Dunne, Robert And Samuelson
13. Davis and Haltiwanger
14. Unobserved State Variable

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.4.13.7.6]

که در طول زمان نیز متغیر هستند، قابل‌حل است و مسأله انتخاب نیز با استفاده از محاسبه احتمال بقا[1] در بازار حل خواهد شد.

۳. پیشینهٔ تحقیق

در خصوص استفاده از روش‌های شبه‌پارامتریک در مطالعات داخلی، تنها یک مطالعه وجود دارد که به دست کردبچه(۱۳۹۰) انجام شده‌است. کردبچه اشاره می‌کند که طی دو دهه اخیر مطالعات کاربردی بسیاری برای ارزیابی دلایل ناکارایی در صنایع مختلف انجام شده‌است که همه از یک روش شبه‌پارامتریک دو مرحله‌ای موسوم به مدل توبیت استفاده نموده‌اند. هم‌چنین در این زمینه یک روش دومرحله‌ای شبه‌پارامتریک بوت‌استرپ، شامل دو الگوریتم منفرد و مضاعف نیز ارائه شده‌است که این دو الگوریتم، تخمین‌های استوار و سازگاری را ارائه می‌نمایند. به علاوه، الگوریتم مضاعف تخمین‌های تورش‌زدایی‌شده از کارایی را نیز فراهم می‌کند. یافته‌های این تحقیق، مؤید نتایج سیمار و ویلسون[2](۲۰۰۷) مبنی بر وجود تورش در نتایج روش رایج دومرحله‌ای توبیت است و الگوریتم مضاعف نسبت به الگوریتم منفرد، نتایجی کاملاً متفاوت با تخمین‌ها و استنتاج آماری را ارائه می‌کند که این خود می‌تواند وجود تورش و همبستگی سریالی را در قالب مسأله‌ای مهم در روش شبه‌پارامتریک دومرحله‌ای توبیت تأیید کند.

در میان مطالعات خارجی، دوئیل[3](۲۰۰۴) و موس و اسمیتز[4](۲۰۰۶) به بررسی نظری روش‌های شبه‌پارامتریک و ویژگی‌های آن پرداخته‌اند. مارتینز و همکاران[5] (۲۰۰۶) هم اثر تخفیف‌های موقتی خرده‌فروشی بر میزان فروش عرضه‌کنندگان نشان‌های تجاری مختلف را بررسی کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که ارائه تخفیف در نشان‌های تجاری دارای کیفیت و قیمت بالاتر، تاثیر بیشتری بر فروش کالا دارد.

یاسار و همکاران[6](۲۰۰۸) به بررسی بهره‌وری عوامل تولید در بنگاه‌های آمریکای جنوبی طی دورهٔ ۱۹۹۵-۲۰۰۲ پرداخته‌اند و پس از براورد تابع تولید با استفاده از روش اثرات ثابت، روش حداقل مربعات معمولی و روش شبه‌پارامتریک، چنین نتیجه‌گیری می‌کنند که نتایج حاصل از روش شبه‌پارامتریک، تفاوت‌های معناداری با روش اثرات ثابت و حداقل مربعات معمولی دارند و روش شبه‌پارامتریک، براوردهای بدون تورشی را از ضرایب نهاده‌های تابع تولید ارائه می‌کند.

1. Survival Probabilities
2. Simar, L. and Wilson, P
3. DuII
4. Mossa, Charles B. and Schmitz, Troy G
5. Martínez
6. Yasar

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.4.13.7.6]

اوسال و همکاران[1](۲۰۱۰) با استفاده از رگرسیون شبه‌پارامتریک و مدل شبه‌خطی تعمیم‌یافته به بررسی رابطه سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و بحران مالی در کشورهای توسعه‌یافته پرداخته‌اند که نتایج این تحقیق نشان می‌دهد در سال‌های اولیه پس از بحران مالی، میزان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی کاهش پیدا می‌کند.

در مطالعات داخلی نیز در مواردی از روش‌های ناپارامتریک استفاده شده‌است. در مطالعهٔ ابونوری و تاجدین(۱۳۸۳)، ضمن تبیین اصول نظری روش‌های پارامتریک، شبه‌پارامتریک و ناپارامتریک، اثر تورم بر بیستک‌های مختلف و نابرابری توزیع هزینه در ایران به صورت ناپارامتریک، طی سال‌های ۱۳۵۰-۱۳۸۰ ارزیابی شده‌است. نتایج، حاکی از آن است که تغییرات نسبی قیمت‌ها در مناطق شهری تا انتهای سال ۱۳۵۹ موجب کاهش نابرابری شده‌است.

زراءنژاد و یوسفی حاجی‌آباد(۱۳۸۸) با دو روش پارامتریک و ناپارامتریک به براورد کارایی فنی تولید گندم در استان‌های مختلف ایران پرداخته‌اند. نتایج به دست‌آمده از روش پارامتریک نشان می‌دهند که میانگین کارایی تولید گندم در ایران طی دوره مورد بررسی، ۰/۵۷ بوده‌است، این در حالی است که نتایج مدل ناپارامتریک نشان می‌دهند که میانگین کارایی فنی در همین دوره، ۰/۸۴ بوده‌است.

پژوهش ترکمانی و وزیرزاده(۱۳۸۶) به محاسبه حق بیمهٔ منصفانه، در یک طرح بیمهٔ منطقه‌ای، برای محصول گندم در مهمترین استان‌های تولیدکنندهٔ آن، با روش آماری ناپارامتریک، می‌پردازد و رابطه آن با ضریب تغییرات عملکرد را به عنوان معیاری برای اندازه‌گیری نوسانات عملکرد، بررسی کرده‌است.

مجرد و همکاران(۱۳۸۸) به معرفی روش ناپارامتریک تصادفی در تخمین کارایی فنی پرداخته‌اند و کارایی فنی واحدهای مرغداری منطقه سیستان را با استفاده از این روش تصادفی براورد نموده‌اند.

در مطالعه رحیمی و صادقی(۱۳۸۳) هم عوامل مؤثر بر کارایی و اقتصادمقیاس طرح‌های مرتع‌داری در ایران با استفاده از روش‌های پارامتریک و ناپارامتریک بررسی شده‌است. یافته‌های بررسی تطبیقی روش‌ها نشان می‌دهند که هر دو روش دارای قابلیت‌های خاصی هستند و بروز نتایج متناقض نیز محتمل است.

ماکویی و همکاران(۱۳۸۷) هم بر اساس معیارهای مالی و با استفاده از روش ناپارامتریک تحلیل پوششی داده‌ها، عملکرد ۲۹ شرکت قطعه‌ساز خودرو در دوره ۱۳۸۰-۱۳۸۲را بررسی کرده‌اند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهند که رابطه نسبی مستقیمی میان کارایی شرکت، میزان سود عملیاتی و بازده وجود دارد.

1. Ucal

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.4.13.7.6]

علیرضایی(۱۳۸۲) به بررسی تفاوت‌های نرخ رشد بهره‌وری کل عوامل و اجزای آن در استان‌های ایران پرداخته‌است. نتایج این تحقیق لزوم توجه ویژه بر توزیع منابع و نهاده‌ها، رشد بهره‌وری و روند نابرابری‌ها را نشان می‌دهد و اینکه امکانات باید متناسب با نیازها و ظرفیت‌های کشاورزی، در سطح استانها توزیع شوند.

٤. مدل تحقیق و روش براورد

٤.١. روش شبه‌پارامتریک اولی-پاکس(OP)

بر اساس پژوهش اولی و پاکس(۱۹۹۶)، هر بنگاه به هنگام مواجهه با شوک‌های بهره‌وری، با دو راه‌کار مواجه خواهد بود: ۱- بنگاه می‌تواند تصمیم بگیرد که از بازار خارج شود یا به عبارت دیگر میزان تولید را از طریق فروش بخشی از دارایی خود تعدیل کنند که در این صورت به اندازه Φ واحد پولی دریافت خواهد کرد؛ ۲- بنگاه می‌تواند هم‌چون گذشته به حضور خود در بازار ادامه دهد و متغیرهای نهاده‌ای مثل نیروی‌کار و انرژی را در سطح بهینه تقاضا کند و میزانی از سرمایه‌گذاری ($\mathrm{I_{it}}$) را نیز در چرخه تولید خود داشته باشد. در راه‌کار دوم، بنگاه سود خود را وابسته به متغیرهای حالت آغاز دوره یعنی شوک بهره‌وری (Ω_{it}) و انباشت سرمایه(K_{it}) می‌داند. فرض بر این است که بهره‌وری انتظاری پیش‌بینی‌نشده، تابعی است از بهروری جاری و انباشت سرمایه ($E[\Omega_{i,t+1}\Omega_{it}, K_{it}]$) و سود بنگاه تابعی از K_{it} و Ω_{it} است و نیز عمر حضور بنگاه در بازار در تحلیل سود نقشی ندارد. بر این اساس بنگاه به دنبال حداکثرسازی ارزش انتظاری تنزیل‌شده سود خالص آینده است، بنابراین تابع سود بنگاه به این صورت خواهد بود:

$$V_{it}(K_{it}, \Omega_{it}) = Max\,[\Phi, Sup_{I_{it}\geq 0}\Pi_{it}(K_{it}, \Omega_{it}) - C(I_{it}) + \rho E\{V_{i,t+1}(K_{i,t+1}, \Omega_{i,t+1})\ J_{it}\}] \qquad (۱)$$

در رابطه(۱)، $\Pi_{it}(.)$ تابع سود، و $C(.)$ هزینه سرمایه‌گذاری جاری را نشان می‌دهد، ρ هم عامل تنزیل و $E[.|J_{it}]$ عملگر انتظارات بنگاه مشروط به داشتن اطلاعات J_{it} در زمان t است. رابطه(۱) نشان می‌دهد که چنانچه Φ از میزان سود انتظاری تنزیل‌شده کمتر باشد، بنگاه سطح تولید خود را کاهش نداده و از بازار خارج نمی‌شود. طبق پژوهش مشابه اریکسون و پاکس[1](۱۹۹۵) نتیجه بهینه‌یابی رابطه(۱) به راهبرد تعادلی مارکوف منتهی می‌شود که قواعد نحوه حضور بنگاه را تعیین می‌کند. با فرض بر اینکه متغیر حالتِ شوک بهره‌وری(Ω_{it})، از روند مارکوف درجه یک تبعیت کند، چنانچه بهره‌وری بنگاه از یک مقدار آستانه‌ای از Ω_{it}(که با $\underline{\Omega}_{it}(K_{it})$ نمایش داده می‌شود) بزرگتر باشد، تولید خود را کاهش نمی‌دهد($\chi_{it} = 1$)، ولی در غیر این صورت، میزان تولید خود را کاهش می‌دهد($\chi_{it} = 0$):

1. Ericson and Pakes

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.4.13.7.6]

$$\chi_{it} = \begin{cases} 1 & \text{اگر } \Omega_{it} \geq \underline{\Omega}_{it}(K_{it}) \\ 0 & \text{اگر } \Omega_{it} < \underline{\Omega}_{it}(K_{it}) \end{cases} \quad (۲)$$

بنابراین تصمیم بنگاه برای مواجهه با شوک بهره‌وری به مسأله افزایش انباشت سرمایه و ایجاد سرمایه‌گذاری جدید تبدیل خواهد شد که این مسأله به دو عامل Ω_{it} و K_{it}، بستگی خواهد داشت:

$$I_{it} = I(K_{it}, \Omega_{it}) \quad (۳)$$

تصمیم بنگاه به افزایش سرمایه‌گذاری بیانگر آن است که در آینده بهره‌وری به دلیل شوک بهره‌وری کنونی، افزایش خواهد یافت. بنابراین بنگاهی که یک شوک بهره‌وری بزرگ مثبت را در دوره t تجربه می‌کند، سرمایه‌گذاری بیشتری در دوره t+1 خواهد داشت.

اولی و پاکس(۱۹۹۶) طبق تصمیم بنگاه‌ها مبنی برتعدیل تولید یا سرمایه‌گذاری بیشتر، تابع تولیدی را تصریح می‌کنند که با استفاده از آن می‌توان به براوردهای بدون تورشی از تابع تولید دست یافت. این تابع تولید شامل متغیرهای نهاده‌ای و شوک‌های بهره‌وری می‌شود:

$$Y_{it} = F(L_{it}, M_{it}, E_{it}, K_{it}, a_{it}, \Omega_{it}) \quad (۴)$$

به پیشنهاد اولی و پاکس(۱۹۹۶)، فناوری تابع تولید به صورت کاب-داگلاس در نظر گرفته می‌شودکه در رابطه (۵) نمایش داده شده‌است:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_l l_{it} + \beta_m m_{it} + \beta_k k_{it} + +u_{it} \quad (۵)$$

$$u_{it} = \Omega_{it} + \eta_{it} \quad (۶)$$

در رابطه(۵)، y_{it} لگاریتم تولید بنگاه i در دوره t، l_{it} لگاریتم نیروی‌کار، m_{it} لگاریتم مواد اولیه و k_{it} لگاریتم نهاده‌های سرمایه‌ای تولید است. در رابطه(۶)، Ω_{it}، آن شوک بهره‌وری است که بنگاه‌ها مشاهده می‌کنند و در تصمیمات تولیدی بنگاه تأثیر می‌گذارد، ولی در عین حال پژوهشگران اقتصادسنجی آن را وارد محاسبات اقتصادسنجیِ پارامتریک نمی‌کنند. از سوی دیگر η_{it}، شوک بهره‌وری غیرقابل‌مشاهده‌ای است که به وسیلهٔ بنگاه‌ها و پژوهشگران اقتصادسنجی مشاهده می‌شود و در تحلیل‌های پارامتریک هم وارد می‌شود(اولی و پاکس، ۱۹۹۶).

همان‌گونه که پیش‌تر بیان شد، روش‌های براورد سنتی مثل حداقل مربعات و اثرات ثابت، براوردهای تورش‌داری از ضرایب نهاده‌های تابع تولید ارائه می‌دهند، ولی روش شبه‌پارامتریک اولی و پاکس(۱۹۹۶) با در نظر گرفتن دو مسأله انتخاب و همزمانی، براوردهای بدون تورشی از این ضرایب را ارائه می‌کند. روش شبه‌پارامتریک اولی و پاکس با استفاده از قاعده تصمیم‌گیری بنگاه در خصوص سرمایه‌گذاری

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.4.13.7.6]

(روابط ۲و۳)، همبستگی موجود میان جزء خطا و نهاده‌ها را کنترل می‌کند، زیرا طبق مطالعه پاکس[1](۱۹۹۴)، بهره‌وری آینده نسبت به Ω_{it} اکیداً صعودی است و بنگاه‌ها به هنگام مشاهده شوک بهره‌وری مثبت در دوره t، سرمایه‌گذاری را افزایش خواهند داد. اگر I_{it} نسبت به Ω_{it} اکیداً صعودی باشد، می‌توان تابع معکوس شوک غیرقابل‌مشاهده را به صورت رابطه(۷) نمایش داد:

$$\Omega_{it} = I^{-1}(I_{it}, K_{it}) = h(I_{it}, K_{it}) \qquad (۷)$$

اکنون از این تابع می‌توان درکنترل مسأله همزمانی استفاده کرد. با جایگزین کردن روابط(۷) و (۶) در رابطه (۵)، رابطه (۸) به دست خواهدآمد:

$$y_{it} = \beta_l l_{it} + \beta_m m_{it} + \Phi(i_{it}, k_{it}) + \eta_{it} \qquad (۸)$$

که در رابطه(۸)، معادله $\Phi(i_{it}, k_{it}) = \beta_0 + \beta_k k_{it} + h(I_{it}, K_{it})$ برقرار است. می‌توان با استفاده از سری چندجمله‌ای درجه دوم، مقدار تقریبی $\Phi(.)$ را نسبت به مقادیر سرمایه و سرمایه‌گذاری محاسبه کرد و رابطه(۸) را به یک رگرسیون خطی جزئی[2] تبدیل نمود. این رابطه یک «رگرسیون شبه‌پارامتریک[3]» است و با شرایط کنونی برای براورد آن با روش حداقل مربعات معمولی، مشکلی وجود ندارد(انگل و همکاران[4]، ۱۹۸۶؛ رابینسون[5]، ۱۹۸۸). با براورد رابطه(۸) می‌توان به ضرایب بدون‌تورشی دست یافت، چون $\Phi(.)$ بهره‌وری غیرقابل‌مشاهده را کنترل می‌کند و جزء خطا و نهاده‌ها با یکدیگر همبستگی نخواهند داشت.

اما با استفاده از رابطه(۸)، نمی‌توان ضریب β_k را براورد نمود، بنابراین لازم است که در مرحله دوم برای کنترل تورش ناشی از مسأله انتخاب، احتمال بقا در بازار نیز براورد شود. با توجه به قاعده تصمیم‌گیری بنگاه برای سرمایه‌گذاری(روابط(۲) و (۳))، که حاکی از باقی‌ماندن بنگاه در بازار و لزوم افزایش سرمایه‌گذاری در حالت $\Omega_{it} \geq \underline{\Omega}_{it}(K_{it})$ است، احتمال بقا در بازار در دوره t، به سرمایه‌گذاری و انباشت سرمایه در دوره t-1 ، و نیز دو عامل $\Omega_{i,t-1}$ و $\underline{\Omega}_{i,t-1}$ بستگی خواهد داشت. بر همین اساس، احتمال بقا در بازار با استفاده از یک مدل پروبیت[6] ارزیابی خواهد شد که در آن χ_{it} به عنوان متغیر وابسته و $K_{i,t-1}$ ، $I_{i,t-1}$ ، توان دوم این دو متغیر و حاصلضرب آنها در یکدیگر، به عنوان متغیرهای مستقل وارد رگرسیون می‌شوند. البته می‌توان برای انجام مرحله دوم، از براوردگر کرنل[7] نیز استفاده کرد که براوردهای

1. Pakes
2. Partially linear
3. Semiparametric regression
4. Engle
5. Robinson
6. Probit
7. Kernel

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.4.13.7.6]

آن تفاوت چندانی با نتایج روش پروبیت ندارد. در این مدل احتمالات پیش‌بینی‌شده با $\hat{P}_{it}$ نمایش داده می‌شوند.

در مرحله سوم، رابطه(۹) با استفاده از روش حداقل مربعات غیرخطی براورد می‌شود:

$$y_{it} - \hat{\beta}_l l_{it} - \hat{\beta}_m m_{it} = \beta_k k_{it} + g(\widehat{\Phi}_{t-1} - \beta_k k_{i,t-1}, \hat{P}_{it}) + \xi_{it} + \eta_{it} \qquad (۹)$$

در رابطه (۹)، مقدار تقریبی تابع $g(.)$، با استفاده از چندجمله‌ای درجه دوم و بر اساس مقادیر مربوط به $\widehat{\Phi}_{t-1} - \beta_k k_{i,t-1}$ و $\hat{P}_{it}$ محاسبه می‌شود(اولی و پاکس، ۱۹۹۶).

۲.٤. روش ناپارامتریک لیوینسون –پترین(LP)

همان‌گونه که در بخش قبلی بحث شد، اولی و پاکس(۱۹۹۶) یک روش شبه‌پارامتریک را ارائه کردند که از سرمایه‌گذاری به عنوان متغیر جانشین برای کنترل شوک‌های غیرقابل‌مشاهده استفاده می‌کرد، اما اخیراً لیوینسون و پترین[1](۲۰۰۳a) موفق به ارائه روشی شده‌اند که در آن از نهاده‌های واسطه‌ای به عنوان متغیرهای جانشین استفاده می‌شود. طبق استدلال آنها بنگاه می‌تواند در مواجهه با شوک‌های بهره‌وری، نهاده‌های واسطه‌ای را به صورت ملایم تعدیل کند.

لیوینسون و پترین(۲۰۰۳a) بر مبنای شواهد تجربی حاصل از بنگاه‌های تولیدی، به این نتیجه رسیدند که سرمایه‌گذاری متغیری است که هزینه‌های تعدیل آن قابل‌توجه است. در صورت پذیرش این ادعا، سرمایه‌گذاری به عنوان یک متغیر جانشین، نمی‌تواند به‌راحتی نسبت به شوک‌های بهره‌وری واکنش نشان دهد. این در حالی است که هزینه تعدیل نهاده‌های واسطه‌ای بسیار کمتر از هزینه تعدیل سرمایه‌گذاری است و تعدیل سطح تقاضای نهاده‌های واسطه‌ای(مثل انرژی)، بسیار سریع‌تر انجام می‌شود. لیوینسون و پترین(۲۰۰۳a) اشاره می‌کنند که اگر تابع سرمایه‌گذاری نتواند به طور مناسب و کامل به شوک‌های بهره‌وری واکنش نشان دهد، میان متغیرهای توضیحی و جزء خطای رگرسیون همبستگی به وجود خواهد آمد. به علاوه ویژگی ممتاز دیگری که نهاده‌های واسطه‌ای دارند، برقراری ارتباط میان روش براورد و نظریات اقتصادی است؛ زیرا نهاده‌های واسطه‌ای به عنوان متغیرهای حالت وارد مدل نمی‌شوند. لیوینسون و پترین (۲۰۰۳a) با ارائه سه تصریح مختلف، نحوه عملکرد نهاده‌های واسطه‌ای را به عنوان متغیر جانشین و حالت بررسی کرده‌اند، همچنین میزان تورش نتایج حاصل از روش حداقل مربعات معمولی را نیز محاسبه کرده، و سرانجام با مطالعه داده‌های ۵ بنگاه صنعتی از هر یک از کشورهای شیلی، کلمبیا و هند، به این نتیجه رسیده‌اند که به دلیل مسأله همزمانی، تفاوت‌های قابل‌توجهی میان نتایج روش حداقل مربعات معمولی

1. Levinsohn, J. and A. Petrin

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.4.13.7.6]

و روش لیوینسون و پترین (۲۰۰۳a) وجود دارد. برای تبیین اصول اساسی مدل لیوینسون و پترین (۲۰۰۳a)، مجدداً فناوری تابع تولید به صورت کاب-داگلاس در نظر گرفته می‌شود:

$$y_t = \beta_0 + \beta_l l_t + \beta_k k_t + \beta_m m_t + w_t + \eta_t \qquad (۱۰)$$

در رابطه(۱۰)، y_t نشان‌دهنده لگاریتم تولید بنگاه است که معمولا با ارزش ناخالص تولید یا ارزش افزوده اندازه‌گیری می‌شود، l_t و m_t لگاریتم متغیرهای آزاد هستند و به ترتیب نیروی‌کار و نهاده‌های واسطه‌ای را نشان می‌دهند، k_t لگاریتم هم متغیر حالت(سرمایه) است؛ البته تعداد متغیرهای آزاد می‌تواند بیش از دو متغیر نیز باشد ولی در مبانی نظری تنها به ذکر همین دو متغیر آزاد اشاره می‌شود.

جزءخطای مدل از دو بخش اصلی تشکیل شده‌است: ۱- جزء بهره‌وری انتقالی[1] (w_t)؛ ۲- جزءخطایی که با انتخاب‌های نهاده‌ای همبستگی ندارد(η_t). تفاوت کلیدی میان w_tو η_t در این است که w_t همانند متغیر حالتی است که قواعد تصمیم‌گیری بنگاه را تحت تأثیر قرار می‌دهد. این جزء معمولاً در مطالعات اقتصادسنجی مورد توجه نیست؛ ولی در نحوه تصمیم‌گیری برای انتخاب میزان نهاده‌ها تاثیرگذار است. همان‌گونه که اشاره شد، این پدید همان مسأله همزمانی است که در براورد بدون تورش تابع تولید، مشکل ایجاد می‌کند، زیرا براوردگرهایی از قبیل حداقل مربعات معمولی، همبستگی جزء خطای (w_t) با انتخاب‌های نهاده‌ای یا به عبارت بهتر، همبستگی شوک‌های غیرقابل‌مشاهده با سطح تقاضای نهاده‌ها را نادیده می‌گیرند و نتایج تورش‌داری را ارائه می‌کنند.

تقاضا برای نهاده واسطه‌ای m_t به متغیر حالت بنگاه(k_t) و جزء بهره‌وری انتقالی(w_t) بستگی دارد:

$$m_t = m_t(k_t, w_t)$$

طبق مطالعه لیوینسون و پترین(۲۰۰۳a)، این تابع تقاضا نسبت به w_t اکیداً صعودی است. این ویژگی باعث معکوس‌پذیری تابع تقاضای کالاهای واسطه‌ای می‌شود و w_t را می‌توان به صورت تابعی از k_t و m_t نوشت:

$$w_t = w_t(k_t, m_t)$$

اکنون بهره‌وری غیرقابل‌مشاهده به عنوان تابعی از دو نهاده قابل‌مشاهده نمایش داده شده‌است. بر اساس روش لیوینسون و پترین(۲۰۰۳a)، بهره‌وری از یک فرآیند مارکوف مرتبه اول پیروی می‌کند:

$$w_t = E_t[w_t | w_{t-1}] + \xi_t$$

در این رابطهξ_t، نشان‌دهنده تغییراتی در بهره‌وری است که با k_t همبستگی ندارند اما لزومی هم ندارد که این تغییرات با l_t نیز همبستگی نداشته باشند. در حقیقت جزء که مشکل همزمانی را ایجاد می‌کند. اگر y_t نشان‌دهنده ارزش ناخالص تولید بنگاه باشد، تابع تولید را می‌توان بدین صورت نوشت:

1. Transmitted Productivity Component

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.4.13.7.6]

$$y_t = \beta_0 + \beta_l l_t + \beta_k k_t + \beta_m m_t + w_t + \eta_t \quad (۱۱-۱)$$

$$y_t = \beta_l l_t + \varphi_t(k_t, m_t) + \eta_t \quad (۱۱-۲)$$

که در مورد $\varphi_t(k_t, m_t)$ رابطه زیر برقرار است:

$$\varphi_t(k_t, m_t) = \beta_0 + \beta_k k_t + \beta_m m_t + w_t(k_t, m_t)$$

بر اساس روش لیوینسون و پترین(۲۰۰۳a)، می‌توان$\varphi_t(k_t, m_t)$ را با استفاده از تقریب چندجمله‌ای مرتبه سوم، طبق k_tو m_t نوشت و از روش حداقل مربعات معمولی برای براورد بدون تورش β_l استفاده کرد.

در مرحله دوم، به ازای هر مقدار ممکن β_k^* و β_m^*، می‌توان مقادیر $\widehat{w}_t$ را با استفاده از رابطه(۱۲) به دست آورد:

$$\widehat{w}_t = \widehat{\varphi}_t - \beta_k^* k_t - \beta_m^* m_t \quad (۱۲)$$

با استفاده از w_t های مربوط به کل دوره زمانی، یک براوردبدون‌تورش ناپارامتریک غیرخطی از $E[w_t|w_{t-1}]$ بدست می‌آید ($E\left[\widehat{w_t|w_{t-1}}\right]$) و در ادامه پسماندهای مدل با استفاده از رابطه(۱۳) محاسبه می‌شوند:

$$\widehat{\eta_t + \xi_t} = v_t - \hat{\beta}_l l_t - \beta_k^* k_t - \beta_m^* m_t - E\left[\widehat{w_t|w_{t-1}}\right] \quad (۱۳)$$

پسماندها باید حداقل با دو مورد از متغیرهای ابزاری، رابطه متقابل داشته باشند تا بتوان β_k و β_m را براورد کرد. اگر آن گشتاوری که در رابطه(۱۴) نمایش داده شده‌است، براورده شود و انباشت سرمایه دوره t نیز به وسیله تصمیمات سرمایه‌گذاری دوره قبل تعیین شود، k_t نسبت به شوک‌های بهره‌وری در دوره جاری(ξ_t) واکنشی نشان نخواهد داد.

$$E[\eta_t + \xi_t | k_t] = 0 \quad (۱۴)$$

بدین ترتیب این شرط گشتاوری به صورت ضمنی در تابع هدف(رابطه ۱-۱۱) وارد می‌شود. شرط گشتاوری لازم برای براورد β_m نیز، به صورت رابطه(۱۵) خواهد بود:

$$E[\eta_t + \xi_t | m_{t-1}] = 0 \quad (۱۵)$$

در حقیقت این شرط گشتاوری نشان‌دهنده این واقعیت است که میزان استفاده از مواد اولیه در دوره قبل، با جزءخطای دوره جاری همبستگی ندارد؛ بنابراین با تعریف رابطه $Z_t \equiv (k_t, m_{t-1})$ ، یکی از براوردگرهای مناسب برای دستیابی به اجزای Z_t (که شامل h جزء می‌شود)، رابطه (۱۶) خواهد بود:

$$\min_{\beta_k^*, \beta_m^*} \sum_h \left\{ \sum_t \left(\widehat{\eta_t + \xi_t} \right) Z_{ht} \right\}^2 \quad (۱۶)$$

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.4.13.7.6]

با استفاده از الگوریتم‌های متعدد می‌توان این تابع را حداقل کرد. از رویکرد بوت‌استرپ[1] نیز در محاسبه انحراف معیارهای $\hat{\beta}_l$ و $\hat{\beta}_k$ مورد استفاده می‌شود. برای حل مسأله حداقل‌سازی گشتاورهای تعمیم‌یافته[2] دو روش معمول وجود دارد: روش اول، روش نیوتن و روش دوم موسوم به روش جستجوی شبکه‌ای دوبعدی[3] است. در حقیقت هر دو روش، الگوریتم‌هایی برای یافتن حداقل مطلق تابعِ هدف هستند؛ ولی روش دوم به دلیل جستجوی شبکه‌ای، با سرعت کمتری انجام می‌شود، اما اگر تغییرات سرمایه و متغیرهای جانشین در داده‌های پژوهش اندک باشد، روش نیوتن ممکن است در یافتن جواب مسأله بهینه‌یابی با مشکل روبه‌رو شودکه در این صورت الزاماً باید از روش جستجوی شبکه‌ای دوبعدی استفاده شود(لیوینسون و پترین، ۲۰۰۳b).

۵. داده‌ها و نتایج تجربی

در این تحقیق برای انجام یک مطالعه موردی در تولیدات صنعتی، از اطلاعات مربوط به شرکت‌های خودروسازی سایپا، ایران خودرو، زامیاد، پارس‌خودرو و بهمن طی سال‌های ۱۳۸۳ تا ۱۳۸۷ استفاده شده است. بنابراین مطالعه موردی پژوهش، بر اساس ۲۵ مشاهده از داده‌های شرکت‌های خودروسازی، انجام شده‌است. معیار انتخاب این شرکت‌ها، حجم تولیدات و سهم ارزش تولیدات آنها در میان شرکت‌های خودروسازی است. لازم به ذکر است صنعت خودروسازی به منزله محور و مرکز ثقل بسیاری از تحولات اقتصادی و فنی جهان، از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است(رضایی، ۱۳۷۶).

به علاوه صنعت خودروسازی در ایران مستقیم و غیرمستقیم حدود ۲/۴ درصد از تولید ناخالص داخلی را به خود اختصاص داده‌است. بالاترین تأثیر غیر مستقیم صنعت خودرو ایران بر بخش خدمات، محصولات فلزی اساسی و کمترین تأثیر آن بر ساخت تجهیزات آبی، راه آهن، صنایع کانی غیرفلزی، چوب و کاغذ است(جهانگرد، ۱۳۸۵).

داده‌های این تحقیق، از گزارش‌های سالانه مالی، صورت‌های مالی و گزارش‌های وزارت صنایع و معادن در خصوص شرکت‌های ذکرشده و نیز از طریق مراجعه به سایت وزارت صنایع و معادن، مذاکرات حضوری و استفاده ازگزارش‌های مکتوب جمع‌آوری شده‌است. محاسبات پژوهش نیز با استفاده از نرم‌افزارهای Stata/SE 11.1 و EViews7 انجام شده‌است.

به پیشنهاد اولی و پاکس(۱۹۹۶) و لیوینسون و پترین(۲۰۰۳a)، فناوری تابع تولید به صورت کاب-داگلاس در نظر گرفته شده است:

1. Bootstrap Approach
2. The GMM Minimization Problem
3. Two-Dimensional Grid Search

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.4.13.7.6]

$$Q = A(ENG^{\beta_e})(LAB^{\beta_l})(CAP^{\beta_c}) \quad (۱۷)$$

لگاریتم طبیعی بدون ضریب ثابت رابطه(۱۷)، به این صورت خواهد بود:

$$q = \beta_e(eng) + \beta_l(lab) + \beta_c(cap) \quad (۱۸)$$

در رابطه(۱۸)، q و eng به ترتیب نشان‌دهنده ارزش تولیدات و هزینه انرژی مصرفی شرکت‌های خودروسازی مورد مطالعه(به میلیون ریال) هستند.[۱] lab و cap نیز به ترتیب هزینه نیروی انسانی و ارزش موجودی سرمایه شرکت‌های خودروسازی مورد مطالعه (به میلیون ریال) را نشان می‌دهند و تمامی مقادیر نیز به صورت لگاریتم طبیعیِ ارزش جاری نهاده‌ها و ستانده وارد مدل شده‌اند. استفاده از مقادیر جاری در براورد تابع تولید، به منظور مدل‌سازی انواع شوک‌های بهره‌وری است. طبق مطالعه جامع کیدلند و پرسکات[۲] (۱۹۸۲)، شوک‌های بهره‌وری ریشه در عواملی از قبیل نوآوری‌های فناورانه، تغییرات آب و هوایی، تغییر در قیمت نهاده‌ها(به خصوص نهاده انرژی)، تغییر در قوانین و مقررات زیست‌محیطی مربوط به روش‌های تولید، تغییر در سطح سرمایه انسانی و نیز تغییر در قیمت و سطح تولیدات نهایی و واسطه‌ای دارد؛ اما در مدل‌سازی شوک‌های بهره‌وری در پژوهش‌های اولی و پاکس(۱۹۹۶) و لیوینسون و پترین(۲۰۰۳a)، شوک‌های بهره‌وری ناشی از نوآوری‌های فناورانه، تغییر در قیمت نهاده‌های واسطه‌ای و ستانده تولید مورد تاکید قرار گرفته‌اند و به همین منظور لازم است که از مقادیر جاری در تابع تولید استفاده شود تا بتوان فرضیه‌های مربوط به تورش ناشی از شوک‌های بهره‌وری را آزمود، زیرا تنها از این طریق می‌توان تعدیل‌های قیمتی ستانده‌ای، مقداری و سرمایه‌گذاری را در کنار ساختار تولید در براورد شبه‌پارامتریک تابع تولید وارد نمود(پاکس، ۱۹۹۴؛ اولی، ۱۹۹۲). به عبارت دیگر تنها به هنگام استفاده از مقادیر جاری در براورد تابع تولید می‌توان شوک‌های بهره‌وری ناشی از ترکیب نهاده‌ها و فناوری تولید را در کنار شوک‌های ناشی از تعدیل‌های قیمتی، مقداری و سرمایه‌گذاری مدل‌سازی نمود[۳](پاکس و اولی، ۱۹۹۵).

۱. مقادیر مربوط به متغیر تولید از جنس ارزش ناخالص تولید است. چنانچه هدف پژوهشگر این باشد که با استفاده از روش‌های ناپارامتریک و شبه‌پارامتریک و با بهره‌گیری از مقادیر ارزش‌افزوده ، تابع تولید را براورد کند، لازم است که از روش لیوینسون و پترین (۲۰۰۳a) برای حالت ارزش‌افزوده استفاده کند که اصول مدل‌سازی آن کاملا با روش ذکرشده در پژوهش حاضر متفاوت است. برای اطلاعات بیشتر در این زمینه به لیوینسون و پترین (۲۰۰۳a) صفحات ۲۳۷-۲۳۹ مراجعه کنید.

2. Kydland and Prescott

۳. برای اطلاعات بیشتر نگاه کنید به:

Olley, G. (1992), "An econometric study of the telecommunications equipment industry", Thesis (Ph. D.), University of Wisconsin-Madison

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.4.13.7.6]

شایان ذکر است که آمار ارزش تولیدات، هزینه نیروی انسانی(حقوق و دستمزد)، هزینه انرژی مصرفی و ارزش موجودی سرمایه[1] شرکت‌های مورد مطالعه از گزارش‌های وزارت صنعت، معدن و تجارت استخراج شده‌است که مرجع اصلی اخذ داده‌ها برای تهیه این گزارش‌ها نیزگزارش‌های سالانه مالی و صورت‌های مالی شرکت‌های مورد مطالعه بوده‌است.[2]

لازم به ذکر است انتخاب نوع تابع تولید بستگی به ماهیت مطالعه و اهداف پژوهش دارد. بر اساس مطالعه اولی و پاکس(۱۹۹۶) و لیوینسون و پترین(۲۰۰۳a)، به منظور کنترل تورش ناشی از مسائل انتخاب و همزمانی، لازم است تابع تولید به صورت کاب–داگلاس تصریح شده، سپس شوک‌های بهره‌وری و جزء بهره‌وری انتقالی با یکی از روش‌های شبه‌پارامتریک یا ناپارامتریک غیرخطی مدل‌سازی شوند.

به‌علاوه یکی از بهترین ملاک‌های تعیین تابع تولید، استفاده از تجربیات و مطالعات گذشته است (اعظم‌زاده شورکی و همکاران، ۱۳۹۰). پس از ارائه تابع تولید کاب–داگلاس از سوی کاب و داگلاس (۱۹۲۸)، مطالعات متعدد دیگری با استفاده از این تابع، به براورد توابع تولید مختلف صنعتی و کشاورزی پرداخته‌اند که از آن جمله می‌توان به مطالعه هیدی و دیلیون[3](۱۹۶۱)، مطالعه والترز[4](۱۹۶۳)، مطالعه نرلوف (۱۹۶۵)[5] و مطالعه ساموئلسون[6](۱۹۷۹) اشاره کرد. گریلیچس[7] (۱۹۶۷) با مقایسه تابع تولید کاب–داگلاس و سایر توابع تولید از قبیل تابع تولید کشش جانشینی ثابت و تابع تولید لئونتیف، چنین نتیجه‌گیری می‌کند که استفاده از توابع تولید مختلف برای تولیدات صنعتی و کارخانه‌ای، تاثیر چندانی در براورد ضرایب مدل ندارد. در ادامه گریلیچس(۱۹۶۷) با بررسی نتایج حاصل از براورد تابع تولید ۱۹ صنعت مختلف در ۴۹ ایالت آمریکا، به این نتیجه دست یافته‌است که فروض ساده‌کننده تابع کاب–داگلاس، اخلالی در خصوص براورد ضرایب و معنی‌داری آنها ایجاد نمی‌کنند و به عبارت دیگر فروض تابع تولید کاب–داگلاس در مورد تولیدات صنعتی ۱۹ گانه مورد بررسی در این پژوهش، صادق بوده است.

خانثاچای[8](۱۹۸۷) نیز در پژوهشی دیگر، با مبنا قرار دادن تابع تولید کاب–داگلاس، به بررسی و مقایسه توابع تولید مربوط به تولیدات صنعتی مختلف در تایلند پرداخته‌است. وی از داده‌های ۱۸ بنگاه داخلی و ۱۹

۱. در مورد داده موجودی سرمایه به پیروی از پژوهش‌های اولی و پاکس(۱۹۹۶) و اولی(۱۹۹۲)، از ارزش ریالی ماشین‌آلات و تجهیزات که هر ساله بر اساس میزان سرمایه‌گذاری مجدد و استهلاک تعدیل می‌شود، استفاده شده است.

۲. داده‌های مورد استفاده در این پژوهش به صورت غیرلگاریتمی در پیوست (۱) گزارش شده‌اند.

3. Eady and Dillon
4. Walters
5. Nerlove
6. Samuelson
7. Griliches
8. Khanthachai

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.4.13.7.6]

بنگاه خارجی استفاده نموده که این بنگاه‌ها شامل تولیدات صنعتی مختلفی از قبیل تولید خودرو، ماشین‌سازی و صنعت تولید برق را شامل می‌شوند.

در مطالعات داخلی نیز جهانگرد(۱۳۸۴) در پژوهشی که بر مبنای پایان‌نامه دکتری نویسنده تألیف شده است، با در نظر گرفتن تابع تولید کاب–داگلاس، تابع تولید صنایع کارخانه‌ای ایران را براورد نموده و اثر فناوری اطلاعات را بر صنایع کارخانه‌ای ایران بررسی کرده‌است.

ویژگی‌های برجسته تابع تولید کاب–داگلاس از قبیل همگنی، یکنواختی، تقعر، پیوستگی، مشتق‌پذیری و منفی‌نبودن و تهی‌نبودن، این امکان را در اختیار پژوهشگران قرار می‌دهد که مواردی از قبیل کشش جانشینی بین نهاده‌ها را نیز در مطالعات کاربردی محاسبه نمایند، ولی این‌گونه محاسبات در دامنه پژوهش تحقیق حاضر جای نمی‌گیرند و جزء اهداف این پژوهش به شمار نمی‌روند.

با توجه به مبانی نظری ارائه‌شده در بخش قبل، در روش شبه‌پارامتریک اولی–پاکس(۱۹۹۶)، از میزان تغییرات در موجودی سرمایه سالانه، در قالب متغیر جانشین و از سطح موجودی سرمایه در شرکت‌های خودروسازی مورد مطالعه، به شکل متغیر حالت استفاده می‌شود. متغیر هزینه انرژی مصرفی شرکت‌های خودروسازی مورد مطالعه نیز به عنوان متغیر آزاد وارد مدل می‌شود و روند زمانی نیز بنا به پیشنهاد اولی و پاکس(۱۹۹۶) به عنوان کنترل‌گر روند خواهد بود.

اما در روش ناپارامتریک، بر اساس رویکرد لیوینسون و پترین(۲۰۰۳a)، متغیرهای هزینه نیروی انسانی و هزینه انرژی مصرفی به صورت آزاد و متغیر ارزش موجودی سرمایه نیز در قالب متغیر حالت در نظر گرفته می‌شوند. به علاوه برای متغیر جانشین در روش لیوینسون–پترین(۲۰۰۳a) از هزینه انرژی مصرفی سالانه استفاده می‌شود. به دلیل کمی میزان تغییرات موجودی سرمایه اندک است و کوتاه بودن طول دوره زمانی پژوهش، از روش جستجوی شبکه‌ای دوبعدی برای یافتن حداقل مطلق تابع هدف استفاده شده‌است.

قبل از انجام براورد مدل با استفاده از روش‌های سنتی، لازم است با استفاده از آماره آزمون F و χ^2، همگنی داده‌ها و امکان ترکیب‌پذیری داده‌ها،آزمون شود. نتایج آزمون F و χ^2(که در جدول ۱ ارائه شده‌اند)، حاکی از امکان ترکیب داده‌های ۵ شرکت یادشده است.

جدول ۱. نتایج آزمون F و کای‌دو برای امکان پانل‌پذیری داده‌ها

مقدار آماره آزمون $F(8,13)$	مقدار آماره آزمون $\chi^2(8)$	ارزش احتمال
۲۲/۴۴۸۷۳۹	۶۷/۳۹۰۳۴۴	۰/۰۰۰۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش.

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.4.13.7.6]

برای تعیین یک‌طرفه بودن یا دوطرفه بودن اثرات در داده‌های تابلویی از آزمون بروش-پاگان[1] استفاده شده‌است. مقدار آماره $\chi^2(1)$ در آزمون بروش-پاگان ۸/۲۷ و ارزش احتمال آن ۰/۰۰۳۱ است. نتایج این آزمون، وجود اثرات دوطرفه زمانی و مقطعی را تأیید می‌کند و به عبارت دیگر، فرضیه صفر یعنی نبود اثرات زمانی و مقطعی را رد می‌کند. نتایج آزمون هاسمن[2] نیز در جدول ۲ گزارش شده‌است که مؤید وجود اثرات تصادفی دوطرفه در داده‌های پژوهش است.

جدول ۲. نتایج آزمون هاسمن برای ارزیابی وجود اثرات تصادفی

آزمون	مقدار آماره آزمون $\chi^2(3)$	ارزش احتمال
هاسمن یک‌طرفه مقطعی	۰/۵۱۱۹۰۵	۰/۹۱۶۳
هاسمن یک‌طرفه زمان	۰/۱۹۶۸۰۰	۰/۹۷۸۱
هاسمن دوطرفه مقطع و زمان	۰/۴۷۷۴۴۶	۰/۹۲۳۸

مأخذ: یافته‌های پژوهش.

از سوی دیگر، داده‌های پژوهش، به صورت همه‌شماری نبوده ، و تمامی شرکت‌های خودروسازی کشور را شامل نمی‌شود. این واقعیت نیز دلیل دیگری بر تأیید وجود اثرات تصادفی در مدل است. با این حال، نتایج مدل اثرات ثابت نیز، برای مقایسه میزان و جهت تورش ضرایب براوردشده، ارائه شده‌اند.

نتایج حاصل از براورد رابطه(۱۸) با روش‌های اثرات ثابت، اثرات تصادفی و حداقل مربعات معمولی در جدول ۳ ارائه شده‌اند. نتایج حاصل از براورد رابطه(۱۸) باروش شبه‌پارامتریک اولی و پاکس(۱۹۹۶) در جدول ۴ و نتایج براورد مدل با روش لیوینسون و پترین(۲۰۰۳a) در جدول ۵ ارائه شده‌اند.[3]

جدول ۳. نتایج براورد مدل با استفاده از روش‌های حداقل‌مربعات‌معمولی، اثرات ثابت و تصادفی

متغیرهای وابسته	براورد مدل به روش اثرات ثابت		براورد مدل به روش اثرات تصادفی		براورد مدل به روش حداقل مربعات معمولی	
	ضریب	خطای استاندارد	ضریب	خطای استاندارد	ضریب	خطای استاندارد
سرمایه	۰/۱۶	۰/۱۴	۰/۶۴**	۰/۱۳	۰/۶۴**	۰/۱۳
نیروی کار	۰/۵۴	۰/۲۴	−۰/۲۵	۰/۲۰	−۰/۲۵	۰/۲۰
انرژی	۰/۳۷	۰/۲۵	۰/۶۷**	۰/۱۴	۰/۶۷**	۰/۱۴
ضریب تعیین	۰/۹۹		۰/۸۹		۰/۸۹	
ضریب تعیین تعدیل‌شده	۰/۹۸		۰/۸۷		۰/۸۷	

مأخذ: یافته‌های پژوهش. **معنی‌دار در سطح ۵ درصد

1. Breusc- Pagan test
2. Hausman Test

۳. خروجی نرم‌افزاری جداول (۳)، (۴) و (۵) در پیوست‌های ۲ تا ۷ گزارش شده است.

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.4.13.7.6]

جدول ٤. نتایج حاصل از براورد مدل با روش لیوینسون – پترین(LP)

متغیرهای وابسته	ضریب	خطای استاندارد (بوت‌استرپ=۵۰۰)	آماره Z	ارزش احتمال آماره Z	فاصله اطمینان (۹۵ درصد)	
					Max	Min
سرمایه	۰/۰۱	۰/۳۱	۰/۰۳	۰/۹۷	۰/۶۳	−۰/۶۱
نیروی کار	−۰/۱۱	۰/۳۳	−۰/۳۵	۰/۷۲	۰/۵۳	−۰/۷۶
انرژی	۰/۰۱	۰/۲۹	۰/۰۳	۰/۹۷	۰/۵۹	−۰/۵۷
تعداد گروه‌ها=۵			تعداد مشاهدات=۲۵			

مأخذ: یافته‌های پژوهش.

جدول ٥. نتایج حاصل از براورد مدل در رگرسیون شبه‌پارامتریک با روش اولی و پاکس(OP)

متغیرهای وابسته	ضریب	خطای استاندارد (بوت‌استرپ=۵۰۰)	آماره Z	ارزش احتمال آماره Z	فاصله اطمینان (۹۵ درصد)	
					Max	Min
سرمایه	۰/۸۲	۰/۳۶	۲/۲۷	۰/۰۲	۱/۵۴	−۰/۱۱
نیروی کار	−۰/۱۱	۰/۳۴	−۰/۳۳	۰/۷۴	۰/۵۵	−۰/۷۸
انرژی	۰/۶۴	۰/۳۰	۲/۱۰	۰/۰۳	۱/۲۵	۰/۰۴
تعداد خوشه‌ها=۵			تعداد مشاهدات =۲۰			

مأخذ: یافته‌های پژوهش.

٦. نتیجه‌گیری

نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که روش اثرات ثابت، براوردهای کاملاً متفاوتی را نسبت سایر روش‌ها (روش حداقل مربعات معمولی، روش اثرات تصادفی، روش اولی-پاکس و روش لیوینسون–پترین) ارائه می‌کند و هیچ یک از نهاده‌های تولید در این روش معنی‌دار نیستند. با توجه به تفاوت طول دوره زمانی بروز شوک‌های بهره‌وری برای بنگاه‌های مختلف، با یکدیگر، و اینکه شوک‌های بهره‌وری، برخی از بنگاه‌های یک صنعت را بیش از سایرین تحت تاثیر قرار می‌دهند و تاثیرپذیری بنگاه‌ها یکسان نیست، نمی‌توان نتایج روش اثرات ثابت را درست و دقیق تلقی کرد. به‌علاوه آزمون هاسمن نیز وجود اثرات تصادفی در داده‌های پژوهش را تایید می‌کند که این واقعیت نیز نشان از ناکارآمدی براوردهای روش اثرات ثابت در مطالعه موردی پژوهش دارد.

روش لیوینسون–پترین نیز نتایج نامطلوبی را ارائه می‌کند و نهاده‌های تولید در این مدل معنی‌دار نیستند. نتایج حاصل از این روش حاکی است که قرار دادن انرژی به عنوان متغیر جانشین و براورد ناپارامتریک شوک‌های بهره‌وری نمی‌تواند راهکار مناسبی برای غلبه بر مسائل همزمانی و انتخاب در براورد تابع تولید

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.4.13.7.6]

صنعت خودروی ایران باشد. این در حالی است که حتی برای یافتن حداقل مطلق تابعِ هدف، از روش جستجوی شبکه‌ای دوبعدی استفاده شده است.[۱] از سوی دیگر این نتایج نشان می‌دهند که واکنش بنگاه‌های خودروسازی به شوک‌های بهره‌وری، از طریق تعدیل در تقاضای نیروی‌کار، سرمایه و انرژی انجام نمی‌شود و همبستگی معنی‌داری میان تعدیل نهاده‌ها و شوک‌های بهره‌وری در صنعت خودور وجود ندارد. با توجه به ساختار تولید صنعت خودرو در ایران و نوع تقاضای نهاده‌ها به وسیله بنگاه‌های خودروسازی، بروز چنین نتایجی می‌تواند ناشی از نبود رفتار بهینه بنگاه‌ها در تقاضای نهاده‌های تولید به هنگام مواجهه با شوک‌های بهره‌وری و تأخیر در واکنش نهاده‌ای بنگاه‌ها به شوک‌های بهره‌وری باشد.

اما روش‌های حداقل مربعات و اثرات تصادفی، نتایجی مطابق با نظریات اقتصادی و واقعیت‌های آشکارشده[۲] ارائه می‌کنند و در این میان تنها متغیر نیروی‌کار از معنی‌داری لازم را ندارد. با مراجعه به براوردهای مدل‌های دیگر مشخص می‌شود که در تمامی ۵ الگوی براوردشده، متغیر نیروی‌کار، فاقد معناداری لازم است که نشان از استحکام نتایج مربوط به متغیر نیروی‌کار دارد. از سوی دیگر معنی‌داری سرمایه و عدم معنی‌داری نیروی‌کار(دربراوردهای حاصل از روش‌های حداقل مربعات معمولی، روش اثرات تصادفی و روش شبه‌پارامتریک) نشان از نبود تاثیر معنی‌دار نیروی‌کار بر تولیدات صنعت خودرو در ایران دارد و گواهی بر اهمیت نسبی بالای سرمایه در صنعت خودرو و سرمایه‌بر بودن تولید خودرو در ایران است. عدم معنی‌داری ضریب نیروی‌کار می‌تواند ناشی از وارداتی بودن سرمایه فیزیکی و ماشین‌آلات صنعت خودرو در ایران باشد که باعث کم‌رنگ شدن جایگاه نیروی‌کار و سرمایه انسانی در این صنعت شده‌است. از سوی دیگر استخدام غیر بهینه نیروی‌کار در بنگاه‌های خودروساز، می‌تواند دلیل دیگری بر عدم معنی‌داری ضریب نیروی‌کار در تابع تولید باشد؛ برای مثال طی دوره ۱۳۸۳-۱۳۸۷، شرکت ایران خودرو مبلغ ۱۸۵۴۴۸۵ میلیون ریال هزینه نیروی‌کار مازاد داشته‌است که این رقم معادل ۱۳/۵درصد از هزینه نیروی‌کار استخدام شده در این شرکت است. به عبارت دیگر ۱۳/۵ درصد از هزینه نیروی انسانی انجام شده در این بنگاه، هیچ نقشی در تولید نداشته‌است. در همین دوره شرکت سایپا مبلغ ۴۸۴۹۵۷ میلیون ریال هزینه نیروی انسانی مازاد داشته که این رقم نشان می‌دهد ۱۲٪ از هزینه نیروی انسانی انجام‌شده در این بنگاه، هیچ نقشی در تولید نداشته‌است(رضوی، ۱۳۸۹). به علاوه وجود قراردادهای بلندمدت و نیز قوانینی از قبیل قانون کار، اجازه تعدیل تعداد یا دستمزد نیروی‌کار را به بنگاه‌های خودروساز نمی‌دهد و مانع از رسیدن بنگاه به سطح بهینه تقاضای نیروی‌کار و بهینه‌سازی هزینه نیروی انسانی می‌شود.

---

۱. برای اطمینان از نتایج روش لیوینسون–پترین، از روش نیوتن نیز برای برای یافتن حداقل مطلق تابعِ هدف استفاده شد که در این حالت حتی شرط همگرایی برای رسیدن به نتایج مدل نیز براورده نمی‌شود.

2. Stylized Facts

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.4.13.7.6]

اما متغیر سرمایه به عنوان یک نهاده تولید که تعدیل آن به‌کندی صورت می‌گیرد و به عنوان متغیر حالت وارد مدل اولی-پاکس می‌شود، براوردهای تورش‌داری را در روش‌های حداقل مربعات معمولی و اثرات تصادفی به خود اختصاص داده‌است و در هر دو روش با تورش به سمت پایین براورد شده‌است که این نتایج کاملاً با نتایج پژوهش اولی و پاکس(۱۹۹۶) مطابقت دارد طبق مطالعه اولی و پاکس (۱۹۹۶)، متغیر سرمایه در روش‌های سنتی و بدون کنترل مشکلات ناشی از مسائل همزمانی و انتخاب، با تورش به سمت پایین براورد خواهد شد. علاوه بر مطابقت نتایج پژوهش حاضر با دلالت پژوهش اولی و پاکس (۱۹۹۶) در مورد متغیر سرمایه، نتایج روش شبه‌پارامتریک در مورد این نهاده تولید نشان می‌دهد که موجودی سرمایه از اهمیت وافری در تولید خودرو در ایران برخوردار است. این در حالی است که نتایج براورد ضریب سرمایه در روش‌های حداقل مربعات معمولی و اثرات تصادفی، میزان تاثیرگذاری و اهمیت سرمایه در صنعت خودرو را به‌درستی نشان نمی‌دهند. چنانچه تورش ناشی از شوک‌های بهره‌وری کنترل شود و از روش شبه-پارامتریک در براورد تابع تولید استفاده شود، کشش تولید نهاده سرمایه ۰/۸۲ خواهد شد و در نتیجه بیشترین تاثیر را بر تولیدات صنعت خودرو به خود اختصاص خواهد داد؛ به نحوی که با افزایش یک درصدی موجودی سرمایه، تولید به میزان ۰/۸۲ درصد افزایش خواهد یافت. این در حالی است که کشش تولید نهاده انرژی۰/۶۴ است و به لحاظ کشش تولید پس از سرمایه در رتبه دوم قرار دارد؛ اما در روش‌های اثرات تصادفی و حداقل مربعات معمولی که نتایج تورش‌داری را ارائه می‌کنند، بالاترین کشش تولید در میان نهاده‌ها، متعلق به انرژی و برابر با ۰/۶۷ است و سرمایه در رتبه دوم قرار می‌گیرد و کشش تولید آن برابر با ۰/۶۴است. به منظور سهولت مقایسه نتایج روش‌های مختلف، گزیده‌ای از نتایج گزارش‌شده در جداول ۳ و ۵، در جدول ۶ نیز گزارش شده‌است.

بنا به دلالت دیگر مطالعه اولی و پاکس(۱۹۹۶)، متغیرهای آزاد در روش‌های متداول و بدون کنترل تورش ناشی از مسأله همزمانی و انتخاب، با تورش به سمت بالا براورد خواهند شد. همان‌گونه که اشاره شد، با مقایسه نتایج حاصل از براورد ضریب انرژی با روش‌های شبه‌پارامتریک، اثرات تصادفی و حداقل مربعات معمولی، ضریب انرژی در روش‌های سنتی، به سمت بالا تورش‌دار است که این نتایج مطابق با ادعای اولی و پاکس(۱۹۹۶) در خصوص تورش براوردگرهای متعارف است.[۱] بنابراین نتایج مطالعه موردی

۱. هرچند که استفاده از مدل لیوینسون–پترین برای این پژوهش به هیچ‌وجه تایید نمی‌شود، ولی براساس مبانی نظری و چارچوب تحلیلی مطالعه لیوینسون و پترین(۲۰۰۳a) نیز، براوردگر حداقل مربعات معمولی در براورد ضرایب مربوط به متغیرهای نهاده‌ای آزاد، نسبت به پارامترهای براورد شده در مدل لیوینسون و پترین(۲۰۰۳a)، نتایجی با تورش به سمت به بالا را ارائه می‌کند.

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.4.13.7.6]

این پژوهش، به وضوح لزوم کنترل تورش ناشی از مسائل همزمانی و انتخاب و نیز استفاده از روش سه‌مرحله‌ای اولی و پاکس(۱۹۹۶) برای براورد تابع تولید صنعت خودرو در ایران را تأیید می‌کنند.

جدول ٦. ضرایب براورد شده برای نهاده‌های سرمایه و انرژی به روش‌های مختلف

متغیر	ضریب براوردشده در روش حداقل‌مربعات‌معمولی	ضریب براوردشده در روش اثرات تصادفی	ضریب براوردشده در روش اولی-پاکس
سرمایه	۰/۶۴	۰/۶۴	۰/۸۲
انرژی	۰/۶۷	۰/۶۷	۰/۶۴

مأخذ: یافته‌های پژوهش.

به‌طور کلی می‌توان ابراز داشت که طبق نتایج براورد تابع تولید با استفاده از روش‌های حداقل مربعات معمولی و اثرات تصادفی، نهاده انرژی کشش بالاتری نسبت به نهاده سرمایه در تابع تولید دارد. در حالی که چنانچه با استفاده از مدل شبه‌پارامتریک اولی و پاکس(۱۹۹۶) تورش ناشی از مسائل همزمانی و انتخاب کنترل شود، براوردهای بدون تورشی از ضرایب نهاده‌های تولید به دست خواهد آمد و تصویر درستی در مورد واقعیت‌های تابع تولید صنعت خودرو در ایران ترسیم خواهد شد.

منابع و مآخذ

ابونوری، اسماعیل و علی تاجدین(۱۳۸۳)، «برآورد اثر تورم بر نابرابری در توزیع هزینه ایران با استفاده از روش ناپارامتریکی، *تحقیقات اقتصادی*، شماره ۱۴، صص ۱۶۵-۱۸۴.

پایگاه اطلاع‌رسانی اطلاعات بورس اوراق بهادار(۱۳۸۹)، *اطلاعات بورس اوراق بهادار*، تهران.

پایگاه اطلاع‌رسانی اطلاعات بورس اوراق بهادار(۱۳۸۹)، *تغییرات سرمایه: اطلاعات بورس اوراق بهادار*، تهران.

پایگاه اطلاع‌رسانی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران(۱۳۸۹)، *بانک اطلاعات سریهای زمانی اقتصادی*، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، تهران.

پایگاه اطلاع‌رسانی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران(۱۳۸۹)، *گزارش اقتصادی و ترازنامه، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران*، تهران.

پایگاه اطلاع‌رسانی سازمان گسترش و نوسازی صنایع ایران(۱۳۸۹)، *آمار و اطلاعات تولید شرکت‌ها: سازمان گسترش و نوسازی صنایع ایران*، تهران.

ترکمانی، جواد و سولماز وزیرزاده(۱۳۸۶)، تعیین حق بیمه محصولات کشاورزی کاربرد روش ناپارامتریک، *اقتصاد کشاورزی(اقتصاد و کشاورزی)*، شماره ۱، صص ۸۳-۱۰۰.

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.4.13.7.6]

جهانگرد، اسفندیار(۱۳۸۴)، اثرفن‌آوری اطلاعات (IT) بر تولید صنایع کارخانه‌ای ایران، *پژوهشهای اقتصادی ایران*، شماره ۷(۲۵)، صص۸۳-۱۰۷.

جهانگرد، اسفندیار(۱۳۸۵)، صنعت خودروسازی و جایگاه آن در اقتصاد ایران، *پژوهشنامه اقتصادی*، شماره ۲۳، صص ۱۸۳-۲۰۶.

رحیمی‌سوره، صمد و حسین صادقی(۱۳۸۳)، عوامل موثر بر کارایی و اقتصاد مقیاس در رهیافت‌های پارامتری و ناپارامتری(مطالعه موردی: طرح های مرتعداری در ایران)، شماره *تحقیقات اقتصادی*، ۲۱(۶۷)، صص ۲۵۹-۲۹۱.

رضایی، عدنان(۱۳۷۶)، ارزیابی سیاست‌های حمایتی در صنعت خودروسازی ایران، *برنامه و بودجه*، شماره ۱۵، صص۷۳-۱۱۰.

رضوی، سیدعبداله(۱۳۸۹)، بررسی و مقایسه کارایی و بهره‌وری شرکتهای خودروسازی، *پایان‌نامه کارشناسی ارشد*، تهران: دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه‌طباطبایی.

زراءنژاد، منصور و رضا یوسفی حاجی‌آباد(۱۳۸۸)، ارزیابی کارآیی فنی تولید گندم در ایران (با استفاده از دو رهیافت پارامتریک و ناپارامتریک) ، *پژوهشهای اقتصادی*، شماره ۹(۲)، صص ۱۴۵-۱۷۲.

اعظم‌زاده شورکی، مهدی، صادق خلیلیان و سید ابوالقاسم مرتضوی(۱۳۹۰)، انتخاب تابع تولید و براورد ضریب اهمیت انرژی در بخش کشاورزی، *اقتصاد کشاورزی و توسعه*، شماره ۷۶، صص ۲۰۵-۲۳۰.

علیرضایی، محمدرضا(۱۳۸۲)، **طراحی نظام پشتیبانی تصمیم برای ارزیابی عملکرد شعب یک بانک تجاری**، تهران، پژوهشکده پولی و بانکی.

کردبچه، حمید(۱۳۹۰)، تخمین شبه پارامتریک استوار در تعیین عوامل ناکارایی در نظام بانکی ایران: روش بوت استرپ، *تحقیقات اقتصادی*، شماره ۴۶(۹۵)، صص ۱۵۹-۱۹۲.

ماکویی، احمد، جعفرسجادی و پگاه پشین(۱۳۸۷)، ارزیابی نسبی شرکتهای مشابه با توجه به معیارهای مالی به روشDEA(مطالعه موردی شرکتهای قطعه‌ساز خودرو)، *پژوهشنامه اقتصادی*،شماره ۲۹، صص۲۲۷-۲۵۱.

مجرد، عصمت، احمدعلی کهخا و محمود صبوحی صابونی(۱۳۸۸)، معرفی راه کار ناپارامتریک تصادفی در تخمین کارایی فنی: مطالعه موردی واحد های مرغداری در منطقه سیستان، *اقتصاد کشاورزی* (اقتصاد و کشاورزی)، شماره ۳(۳)، صص۹۱-۱۰۶.

Arellano, M., and S. Bond.(1991), "Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations" *Review of Economic Studies* No 58, pp. 277–297.

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.4.13.7.6]

Arellano, M., and O. Bover.(1995).” Another look at the instrumental variable estimation of error-components models”. *Journal of Econometrics No* 68, pp. 29–51.

Baldwin J. R. and Gorecki, P. K.(1989), "Firm Turnover and Market Structure: Concentration Statistics as a Misleading Practice," *Working Papers 762, Queen's University*, Department of Economics.

Blundell, R., and S. Bond.(1998) “Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models*”. Journal of Econometrics No* 87,pp. 115–143.

Cobb, C.W. and P.H. Douglas(1928), “A theory of production”, *American Economic Review*, No 1, pp.139-165.

Davis, S. J. and Haltiwanger, J.C.(1992), "Gross Job Creation, Gross Job Destruction, and Employment Reallocation," *The Quarterly Journal of Economics*, MIT Press, vol. 107(3), pp. 819-63, August.

Duel, Shengwu,(2004), “**Nonparametric and Semi-parametric Estimation of Efficient Frontier**”, Department of Agricultural Economics,Penn State University, 308 armsby university park, PA 16802.

Dunne, T., Roberts, M.J. and Samuelson, L.(1988) "Firm Entry And Post-Entry Performance In The U.S. Chemical Industries," p.p 7-88-2, *Pennsylvania State - Department of Economics*.

Engle, C. W., Granger, J. R. and Weiss, R.(1986), “Semiparametric Estimates of the Relation Between Weather and Electricity Sales”, *Journal of the American Statistical Association*.

Ericson, R. and Pakes, A.(1995), “Markov-Perfect Industry Dynamics: A Framework for Empirical Work”, *The Review of Economic Studies*, Vol. 62, No. 1 (Jan., 1995), pp. 53-82, Published by: Oxford University Press.

Griliches, Z.(1957), “Specification Bias in Estimates of Production Functions.” *Journal of Farm Economics*. February,No. 39:1, pp. 8–20.

Griliches, Z.(1967), “Production Functions in Manufacturing: Some Preliminary Results in Production Relations”, *Studies In Income and Wealt*h, Princeton: Princeton University Press,No. 31, PP. 275-340.

Griliches, Z. and J. Mareisse.(1998), “Production functions: The search for identification. In Econometrics and Economic Theory in the Twentieth Century” *The Ragnar Prisch Centennial Symposium*, 169–203. Cambridge: Cambridge University Press.

Heady, E. O. and J. L. Dillon(1961), “**Agricultural production functions**”, Kalyani press, Ludhiana, India.

Khanthachai, Nathabhol(1987) ,“**Effective Mechanisms for the Enhancement of Technology and Skills in Thailand**”, Institute of Southeast Asian, Thailand.

Kydland, Finn E.; Prescott, Edward C. (1982). "Time to Build and Aggregate Fluctuations". *Econometrica,* No.50 (6), pp.1345–1370.

Levinsohn, J. and A. Petrin.(2003a), “Estimating production functions using inputs tocontrol for unobservables”. *Review of Economic Studies* No.70(2), pp. 317-342.

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.4.13.7.6]

Levinsohn, J. and A. Petrin.(2003b), "**On the micro-foundations of productivity growth**". Mimeo: University ofChicago.

Marschak, J., and W. H. Andrews.(1944), "Random simultaneous equations and the theory of production". *Econometrica* No.12,pp.143–205.

Martínez-Ruiz M.P., Mollá-Descals, M.A., Gómez-Borja, J.L. and Álvarez, R. (2006), "Evaluating temporary retail price discounts using semiparametric regression", *Journal of Product & Brand Management*, Vol. 15 Iss: 1, pp.73 – 80.

Mossa, C. B. and Schmitz, T. G.(2006), "A semiparametric estimator of the Zellner production function for corn: fitting the univariate primal", *Applied Economics Letters*, Volume 13, Issue 13, pp. 863-867.

Nerlove, M.(1965), "**Estimation and identification of Cobb-Douglas productionfunctions**", North-Holland Publishing Company, Amsterdam.

Olley, G.(1992), "An econometric study of the telecommunications equipment industry", Thesis (Ph. D.), University of Wisconsin-Madison.

Olley, G. S., and Pakes, A.(1996) "The dynamics of productivity in the telecommunications equipment industry" *Econometrica* No.64,pp. 1263–1297.

Pakes, A.(1994), "The Estimation of Dynamic Structural Models: Problems and Prospects", Part II. Mixed Continuous-Discrete Control Models and Market Interactions," Chapter 5, pp. 171-259, of *Advances in Econometrics: Proceedings of the 6th World Congress of the Econometric Society*, edited by J.J. Laont and C. Sims.

Pakes, A.and Olley, G. S.(1995)"A Limit Theorem for a Smooth Class of Semiparametric Estimators" *Journal of Econometrics*, Volume 65, Issue 1, January 1995, pp. 295–332.

Pavcnik, N. (2002). "Trade liberalization, exit, and productivity improvements: Evidence from Chilean plants". *Review of Economic Studies* ,No 69,pp. 245–276.

Robinson, M. (1988) "Root-N-Consistent Semiparametric Regression" Source: *Econometrica*, Vol. 56, No. 4 (Jul., 1988), pp. 931-954, Published by: The Econometric Society

Samuelson, P. A. (1979),"Paul Douglas measurement of production functionsand marginal productivities", *Journalof Political Economy*, 87: 923-939.

Simar, L. and Wilson, P.(2007), "Estimation and Inference in Two-Stage, Semi-Parametric Models of Production Processes." *Journal of Econometrics* , 136 (2007) 31–64

Ucal, M.; Özcan, K. M.; Bilgin, M. H.; Mungo, J.(2010), "Relationship between financial crisis and foreign direct investment in developing countries using semiparametric regression approach" *Journal of Business Economics and Management* No.11(1),pp. 20–33.

Walters, A. A.(1963), "Production and cost functions: an econometric survey", *Econometrica*, No.31,pp. 1-66.

Wedervang, F.(1965), "**Development of a Population of Industrial Firms**", Scandinavian University Books, Oslo, Norway.

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.4.13.7.6]

Wooldridge, J.(2005), “On estimating firm-level production functions using proxy variables to control for unobservables”. *Mimeo*: Michigan State University.

Yasar, M., Raciborski, R. and Poi, B.P.(2008), “Production function estimation in Stata using the Olley and Pakes method”. *Stata Journal* No.8,pp. 221–231.

پیوست

پیوست ۱. داده‌های پژوهش (مقادیر به میلیون ریال)

نام شرکت	سال	ارزش تولیدات	هزینه نیروی انسانی	هزینه انرژی مصرفی	موجودی سرمایه
شرکت پارس خودرو	۱۳۸۳	۳۲۳۳۶۹۲	۳۳۵۰۸۲	۱۴۴۸۹	۱۱۲۲۱۳۷
	۱۳۸۴	۳۴۷۷۳۳۶	۴۶۰۲۷۵	۱۹۶۶۱	۱۰۸۷۲۶۶
	۱۳۸۵	۴۷۹۶۷۸۹	۷۰۴۱۶۷	۱۹۴۷۱	۱۰۵۹۴۸۷
	۱۳۸۶	۵۹۱۴۵۱۴	۸۵۵۵۱۲	۱۹۴۴۱	۱۸۰۵۲۶۳
	۱۳۸۷	۸۳۹۵۲۴۹	۱۰۹۵۸۱۱	۱۹۸۳۷	۱۶۹۹۷۴۳
شرکت سایپا	۱۳۸۳	۱۸۲۰۰۳۴۶	۵۶۰۵۹۹	۲۴۳۶۰	۳۲۶۱۱۱۴
	۱۳۸۴	۲۴۰۶۶۶۲۶	۶۰۶۹۲۶	۳۰۶۳۱	۵۰۳۰۰۳۱
	۱۳۸۵	۳۲۸۸۶۹۴۰	۷۶۰۵۳۵	۳۱۳۹۰	۶۷۲۱۷۲۷
	۱۳۸۶	۳۴۰۳۲۲۵۸	۹۳۳۸۱۲	۳۳۹۸۸	۹۳۸۱۹۴۱
	۱۳۸۷	۳۹۹۸۸۷۹۴	۱۱۷۴۹۸۶	۳۳۹۳۶	۱۰۱۳۲۹۰۹
شرکت ایران خودرو	۱۳۸۳	۴۲۲۵۳۸۵۸	۱۹۳۰۱۲۷	۷۹۶۹۳	۲۸۸۹۵۹۰
	۱۳۸۴	۴۵۰۳۹۱۱۶	۲۲۰۲۶۲۷	۹۳۹۸۱	۳۶۲۶۲۸۹
	۱۳۸۵	۴۴۲۹۸۹۱۰	۲۷۰۸۱۱۶	۸۱۴۵۷	۳۴۳۸۶۶۳
	۱۳۸۶	۵۲۶۳۲۹۰۸	۳۴۳۵۶۳۵	۱۰۱۱۶۰	۳۰۲۰۲۶۶
	۱۳۸۷	۶۴۳۰۴۹۴۱	۳۴۵۳۶۷۸	۹۵۲۹۶	۴۴۱۷۷۴۰
شرکت زامیاد	۱۳۸۳	۴۱۵۹۳۷۹	۷۵۶۴۲	۷۴۳۹	۲۷۹۴۳۵
	۱۳۸۴	۴۴۶۱۸۶۰	۹۶۷۸۳	۱۰۲۳۲	۲۷۰۹۵۲
	۱۳۸۵	۵۱۳۴۳۰۶	۱۸۱۸۳۱	۴۳۹۷	۵۷۳۴۸۴
	۱۳۸۶	۷۴۲۹۸۶۸	۱۳۷۴۹۴	۸۹۶۱	۱۱۶۲۵۰۳
	۱۳۸۷	۶۱۶۱۴۰۵	۱۶۷۹۰۱	۸۹۵۶	۱۱۵۸۳۲۹
شرکت بهمن	۱۳۸۳	۲۱۰۶۳۴۳	۸۰۲۹۶	۸۰۸	۱۵۸۸۹۹۳
	۱۳۸۴	۲۷۳۷۹۰۷	۹۷۰۵۹	۸۵۴	۳۱۸۶۷۸۵
	۱۳۸۵	۲۴۱۴۴۸۳	۱۰۳۰۶۶	۱۰۰۶	۳۱۸۵۱۵۸
	۱۳۸۶	۳۰۴۲۰۰۷	۱۱۸۳۱۹	۹۱۶	۳۱۸۰۱۴۲
	۱۳۸۷	۴۴۷۶۸۰۶	۱۴۰۳۵۴	۱۱۲۳	۳۴۹۴۷۵۶

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.4.13.7.6]

پیوست۲. خروجی نرم‌افزار EViews7- براورد مدل با روش حداقل مربعات معمولی

Dependent Variable: LOG(PSALE)
Method: Panel Least Squares
Date: 02/02/13 Time: 12:03
Sample: 1383 1387
Periods included: 5
Cross-sections included: 5
Total panel (balanced) observations: 25

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.578848	1.274945	2.807062	0.0106
LOG(PLABOR)	-0.253909	0.207018	-1.226504	0.2336
LOG(PENERG)	0.678326	0.140671	4.822081	0.0001
LOG(PCPITAL)	0.641813	0.133149	4.820256	0.0001

R-squared	0.893399	Mean dependent var	16.12667
Adjusted R-squared	0.878170	S.D. dependent var	1.161093
S.E. of regression	0.405270	Akaike info criterion	1.177118
Sum squared resid	3.449111	Schwarz criterion	1.372138
Log likelihood	-10.71397	Hannan-Quinn criter.	1.231208
F-statistic	58.66531	Durbin-Watson stat	0.468177
Prob(F-statistic)	0.000000		

پیوست۳. خروجی نرم‌افزار EViews7- براورد مدل با روش اثرات تصادفی

Dependent Variable: LOG(PSALE)
Method: Panel EGLS (Two-way random effects)
Date: 02/02/13 Time: 13:36
Sample: 1383 1387
Periods included: 5
Cross-sections included: 5
Total panel (balanced) observations: 25
Wansbeek and Kapteyn estimator of component variances

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.578848	1.274945	2.807062	0.0106
LOG(PLABOR)	-0.253909	0.207018	-1.226504	0.2336
LOG(PENERG)	0.678326	0.140671	4.822081	0.0001
LOG(PCPITAL)	0.641813	0.133149	4.820256	0.0001

Effects Specification

	S.D.	Rho
Cross-section random	0.000000	0.0000
Period random	0.000000	0.0000
Idiosyncratic random	0.133825	1.0000

Weighted Statistics

R-squared	0.893399	Mean dependent var	16.12667
Adjusted R-squared	0.878170	S.D. dependent var	1.161093
S.E. of regression	0.405270	Sum squared resid	3.449111
F-statistic	58.66531	Durbin-Watson stat	0.468177
Prob(F-statistic)	0.000000		

Unweighted Statistics

R-squared	0.893399	Mean dependent var	16.12667
Sum squared resid	3.449111	Durbin-Watson stat	0.468177

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.4.13.7.6]

پیوست ٤. خروجی نرم‌افزار EViews7- برآورد مدل با روش اثرات ثابت

Dependent Variable: LOG(PSALE)
Method: Panel Least Squares
Date: 02/02/13 Time: 12:08
Sample: 1383 1387
Periods included: 5
Cross-sections included: 5
Total panel (balanced) observations: 25

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.149153	6.420117	0.490513	0.6319
LOG(PLABOR)	0.540274	0.284809	1.896970	0.0803
LOG(PENERG)	0.373224	0.257959	1.446834	0.1716
LOG(PCPITAL)	0.164529	0.140392	1.171926	0.2623

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)
Period fixed (dummy variables)

R-squared	0.992804	Mean dependent var	16.12667
Adjusted R-squared	0.986716	S.D. dependent var	1.161093
S.E. of regression	0.133825	Akaike info criterion	-0.878496
Sum squared resid	0.232818	Schwarz criterion	-0.293436
Log likelihood	22.98120	Hannan-Quinn criter.	-0.716225
F-statistic	163.0581	Durbin-Watson stat	2.108340
Prob(F-statistic)	0.000000		

پیوست ٥. خروجی نرم‌افزار Stata/SE 11.1 – برآورد مدل با روش لیوینسون – پترین(LP)

Levinsohn-Petrin productivity estimator

Dependent variable represents revenue.
Group variable (i): id
Time variable (t): year

Number of obs = 25
Number of groups = 5

Obs per group: min = 5
avg = 5.0
max = 5

lpsale	Coef.	Std. Err.	z	P>|z|	[95% Conf.	Interval]
lplabor	-.1149686	.3318653	-0.35	0.729	-.7654126	.5354755
lpcpital	.01	.3165079	0.03	0.975	-.6103441	.6303441
lpenerg	.01	.2975393	0.03	0.973	-.5731662	.5931662

پیوست ٦. خروجی نرم‌افزار Stata/SE 11.1 – برآورد مدل با روش اولی و پاکس(OP)

Olley-Pakes productivity estimator
Group variable (i): id
Time variable (t): year

Number of obs = 20
Number of groups = 5

Obs per group: min = 4
avg = 4.0
max = 4

(Replications based on 5 clusters in id)

	Observed Coef.	Bootstrap Std. Err.	z	P>|z|	Normal-based [95% Conf.	Interval]
lpsale						
lpnetcap	.8280459	.3649093	2.27	0.023	.1128367	1.543255
lplabor	-.1134755	.3430668	-0.33	0.741	-.7858741	.5589231
lpenerg	.6491292	.3085355	2.10	0.035	.0444107	1.253848
t	.1046082	.099627	1.05	0.294	-.0906572	.2998736

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.4.13.7.6]