

تخمین بهره‌وری با حل مسأله‌ی تورش همزمانی برای برخی صنایع منتخب ایران (1386-1380)

دکتر سعید مشیری، دکتر ناصر خیابانی، دکتر عباس شاکری و باقر درویشی*

تاریخ وصول: 89/11/20 تاریخ پذیرش: 90/3/25

چکیده:

در مطالعات تجربی مرتبط با اندازه‌گیری بهره‌وری معمولاً از الگوی سولو برای محاسبه‌ی بهره‌وری استفاده می‌شود. این الگوها که اکثراً به روش OLS برآورد می‌شوند، مسأله‌ی تورش همزمانی و تورش ناشی از انتخاب نهاده‌ها را نادیده می‌گیرند. این مسأله می‌تواند منجر به تورش دار شدن تخمین‌های مربوط به ضرایب عوامل تولید و در نتیجه تورش دار شدن تخمین‌های بهره‌وری گردد. در این مقاله ضمن بررسی روش شناسی مرتبط با اندازه‌گیری بهره‌وری و سپس انتخاب یک الگوی اقتصادسنجی مناسب برای حل مسأله‌ی همزمانی بین اجزاء اخلاص و نهاده‌های تولید، با به کارگیری داده‌های در سطح بنگاه، بهره‌وری کل عوامل تولید برای 10 کد ISIC2 در دوره‌ی 86-1380 برآورد گردید. نتایج نشان می‌دهد که متوسط نرخ رشد بهره‌وری برای 10 کد ISIC2 مورد بررسی برابر 1/79 درصد است. بیشترین نرخ رشد بهره‌وری در سال 1381 (9/62 درصد) و کمترین نرخ رشد بهره‌وری در سال 1382 (3/98- درصد) می‌باشد.

طبقه‌بندی JEL: C15, C18, C33, C52, L60

واژه‌های کلیدی: بهره‌وری، تورش همزمانی، بخش صنعت، ایران

* به ترتیب، دانشیار دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی، دانشیار موسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه‌ریزی، استاد دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی و دانشجوی دکتری دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی و عضو هیأت علمی گروه اقتصاد دانشگاه ایلام

(Darvishi_b@yahoo.com)

1- مقدمه

مطالعات مرتبط با سیاست‌های آزاد سازی و حمایتی در حوزه‌ی تجارت، از بهره‌وری به عنوان یک متغیر کلیدی استفاده می‌کنند، لذا محاسبه درست این متغیر اقتصادی خصوصاً در بخش صنعت کشور از اهمیت بالایی برخوردار است. در مطالعات تجربی مرتبط با اندازه گیری بهره‌وری معمولاً از دو شاخص بهره‌وری عامل کار (ارزش تولید کل به تعداد کارکنان بنگاه) و بهره وری کل عوامل تولید TFP ¹ استفاده می‌شود. هر دو شاخص ذکر شده دارای اشکالات عمده‌ای می‌باشند. بهره‌وری عامل کار دارای دو اشکال است، یکی اینکه تفاوت در بهره‌وری عامل کار در بین بنگاه‌ها می‌تواند ناشی از تفاوت در شدت به کار گیری سرمایه توسط بنگاه‌های مختلف باشد، لذا بر اساس این شاخص بنگاه‌های سرمایه بر بهره‌وری بالاتری را نشان می‌دهند، اشکال دوم این که برای محاسبه‌ی بهره‌وری عامل کار نقش مهارت نیروی کار و تأثیر آن بر بهره‌وری نادیده گرفته شده است. مطالعاتی که شاخص TFP را به کار می‌برند پارامترهای تابع تولید را تخمین زده و سپس با استفاده از این پارامترها اجزاء اخلاص مدل را به عنوان شاخص بهره‌وری محاسبه می‌کنند، این الگوها که اغلب به روش OLS برآورد می‌شوند مسأله‌ی تورش همزمانی² و تورش ناشی از انتخاب نهاده‌ها³ را نادیده می‌گیرند. این مسأله می‌تواند منجر به تورش دار شدن تخمین‌های مربوط به ضرایب عوامل تولید و بهره‌وری شود. علت این مسأله این است که اجزاء اخلاص مدل شامل دو جزء است یکی جزء منظم و سیستماتیکی که برای مدیریت بنگاه مشخص بوده اما برای محقق ناشناخته است و دوم جزء اخلاصی که شوک‌های مشاهده نشده و خطای اندازه گیری را شامل می‌شود. حال اگر دانش بنگاه در مورد بهره‌وری‌اش نحوه‌ی تصمیم گیری بنگاه در مورد انتخاب مقدار و ترکیب نهاده‌ها را تحت تأثیر قرار دهد، در این صورت متغیرهای توضیحی مدل با اجزاء اخلاص همبستگی پیدا می‌کنند. بحث جدی دیگر در این زمینه با تصریح اقتصاد سنجی تابع تولید مرتبط است، TFP را می‌توان با به کار گیری تولید ناخالص یا ارزش افزوده⁴ تخمین زد، تصریحی که تولید را به کار می‌گیرد نسبت به تصریح‌هایی که از ارزش افزوده استفاده می‌کنند محدودیت

¹ Total factor productivity

² simultaneity bias

³ selection bias

⁴ ارزش افزوده به صورت ارزش تولید منهای هزینه‌ی نهاده‌های واسطه تعریف می‌شود.

کمتری دارد، زیرا نیازی به فرض جمع‌پذیری و تفکیک‌پذیری عوامل تولید ندارد. در روش تولید می‌توان کشش مربوط به هر کدام از عوامل تولید را تخمین زد. اما در تصریح ارزش افزوده‌ی چنین چیزی امکان‌پذیر نیست. انتخاب بین دو تصریح ذکر شده اساساً وابسته به داده‌های موجود است. اما به جز در شرایطی که تابع تولید به طور ضعیف بین نهادهای اولیه و واسطه‌ی تفکیک‌پذیر باشد، در بقیه‌ی موارد ارزش افزوده قادر به استخراج شاخص معتبری برای بهره‌وری نیست. بسو و فرنالده⁵ (2002) استدلال می‌کند که در شرایط رقابت ناقص، بازده به مقیاس برآورد شده از روش ارزش افزوده دارای تورش است. این محققان پیشنهاد می‌کنند که در سطح بنگاه تصریح مبتنی بر تولید ناخالص مدل درست‌تری از تولید را ارائه می‌کند. اما در تصریح بر مبنای تولید نیز با مشکلات اندازه‌گیری تولید مواجه هستیم. داده‌های مربوط به تولید فیزیکی در سطح بنگاه معمولاً کمیاب‌اند، در این شرایط ارزش تولید تعدیل شده به وسیله‌ی شاخص قیمت معمولاً به عنوان پروکسی برای تولید به کار می‌رود. به کارگیری شاخص قیمت کل به عنوان شاخص تعدیل تولید باعث تورش در ضرایب تخمینی می‌شود زیرا شاخص قیمت کل تفاوت در کیفیت محصول را منعکس نمی‌کند. برنارد⁶ و دیگران (2003) نشان دادند که بنگاه‌های کارا تر حاشیه‌ی سود بالاتری دارند و بهره‌وری اندازه‌گیری شده بر اساس ارزش واقعی تولید به طور متوسط برای بنگاه‌های با کارایی بالاتر بیشتر از مقدار واقعی نشان داده می‌شود. زیرا افزایش در ارزش تولید در اثر حاشیه‌ی سود بالاتر، به طور غلط به افزایش در بهره‌وری نسبت داده می‌شود.

در اینجا این سوال مطرح است که آیا در تخمین بهره‌وری انتخاب نوع مدل موضوع مهمی است؟ روش‌های شبه پارامتریک⁷ در پاسخ به وجود تورش همزمانی در تخمین زن‌های *OLS* این سوال را مطرح می‌کنند که تورش در تخمین زن‌های *OLS* تا چه حد جدی است؟ آیا همزمانی نتایج را تأثیر قرار می‌دهد؟ اگر قسمت اعظم قدرت تکنیک‌های مختلف اقتصادسنجی مرتبط با اصلاح تورش همزمانی است در این صورت انتظار می‌رود که تفاوت‌های ناچیزی⁸ *TFP* محاسبه شده از

⁵ Basu and Fernald

⁶ Bernard

⁷ Semi parametric

⁸ Total factor productivity

روش‌های مختلف وجود داشته باشد. در این زمینه مطالعه‌ی بیسبروئک⁹ (2008) با به کارگیری دو مجموعه داده جداگانه، یکی مربوط به صنعت پوشاک و لباس در کلمبیا و دیگری داده‌های مربوط به بخش صنعت زیمباوه تخمین‌های *TFP* حاصل از پنج روش تخمین مختلف را مقایسه نموده است. بیسبروئک (2008) نتیجه گرفت که انتخاب روش تخمین از اهمیت چندانی برخوردار نیست. متوسط بهره‌وری و همبستگی بین بهره‌وری برآورد شده در بین روش‌های مختلف یکسان است و اگر فرض بازدهی ثابت به مقیاس بر مدل‌ها تحمیل شود، نتایج بیشتر به یکدیگر نزدیک خواهند شد. اما انتخاب مدل تأثیر زیادی بر روی ضرایب به دست آمده برای نهاده‌ها دارد.

مجموعه عوامل فوق باعث می‌شود که اگر در برآورد بهره‌وری دقت کافی به عمل نیاید، تورش در محاسبه‌ی بهره‌وری، نتایج مطالعاتی که از این متغیر استفاده می‌نمایند را تحت تأثیر قرار می‌دهد. به عنوان مثال بحث مربوط به رابطه‌ی سیاست تجاری و بهره‌وری را در نظر بگیرید، در کشورهای در حال توسعه برای حمایت از صنایع با بهره‌وری پایین، دولت برای کاهش فشارهای رقابتی مکرراً از طریق تعدیل تعرفه‌ها در بازار دخالت می‌کند که این مسأله خود منبعی برای تورش بین متغیرهای سیاست تجاری و بهره‌وری است. فراندیس¹⁰ (2003) استدلال می‌کند که موضوع درون‌زایی در اندازه‌گیری اثر تجارت بر بهره‌وری چندان مهم نیست. در مقابل کرکئولی¹¹ (2006) با به کارگیری داده‌های کلمبیا در دوره‌ی 98 - 1988 نتایج متضادی را نشان می‌دهد که بر اساس آن از صنایع با بهره‌وری بالاتر حمایت تجاری بیشتری بعمل آمده است. کرکئولی (2006) معتقد است که اثر حقیقی سیاست تجاری بر بهره‌وری کمتر از حد برآورد شده است. اگر چه دوره‌ی زمانی دو مطالعه ذکر شده کاملاً همپوشانی ندارد، اما تفاوت قابل ملاحظه‌ی این دو مطالعه در روش محاسبه‌ی بهره‌وری است. در مطالعه‌ی فراندیس (2003) شاخص *TFP* با به کارگیری تکنیک‌های شبه پارامتریک ساخته شده در حالی که کرکئولی (2006) با به کارگیری تکنیک متغیرهای ابزاری *TFP* را محاسبه کرده است. اگر تفاوت‌های موجود در روش و تصریح مدل اقتصادسنجی تخمین‌های

⁹ Biesebroeuc

¹⁰ Ferandes

¹¹ Karacaovali

TFP را تحت تأثیر قرار داده باشد، تحلیل سیاست تجاری و بهره‌وری در برخی زمینه‌ها مبهم می‌باشد.

با توجه مسائل ذکر شده، این مقاله به صورت زیر تدوین شده است. در بخش اول روش‌های اقتصادسنجی مختلف برای تخمین توابع تولید مورد بحث قرار گرفته، در بخش دوم به معرفی داده‌ها می‌پردازیم، در بخش سوم روش تخمین ارائه شده و در بخش چهارم نیز نتایج حاصل از تخمین مورد بحث قرار می‌گیرد.

2- روش‌های تخمین بهره‌وری

اقتصاددانان از اوایل دهه‌ی 1980 بحث ارتباط تولید با نهاده‌ها را با جدیت بیشتری دنبال کردند و بخش قابل توجهی از ادبیات مرتبط با روش‌های تخمین توابع تولید از دهه‌ی 1980 به بعد شکل گرفت (ببینید: زراءنژاد و انصاری، 1386). توجه دوباره به مسأله‌ی تخمین توابع تولید به این دلیل است که اکثر تئوری‌های مطرح شده در این سال‌ها با مسأله‌ی تکنولوژی و بهینه‌سازی رفتار بنگاه‌ها مرتبط است. تقریباً با فاصله‌ی کوتاهی بعد از مقاله‌ی مورسچاک و آندریو¹² (1944) همبستگی بین مقدار نهاده‌های مورد استفاده در سطح بنگاه و شوک‌های بهره‌وری غیر قابل مشاهده خاص بنگاه‌ها توجه محققان را به خود جلب کرد. تفسیر اقتصادی این مسأله نکات آموزنده‌ای را در بر دارد، بنگاه‌هایی که با شوک‌های بزرگ و مثبت بهره‌وری مواجه می‌باشند، ممکن است با به کارگیری مقادیر بیشتری از نهاده‌ها به این شوک‌ها پاسخ دهند در صورتی که این مسأله صحت داشته باشد، تخمین توابع تولید به روش حداقل مربعات معمولی برآوردهای تورش داری از پارامترها و در نتیجه برآورد تورش داری از بهره‌وری ارائه می‌دهند. برای حل این مسأله در ادبیات اقتصادسنجی روش‌های دیگری برای تخمین توابع تولید ارائه شد. اما در این مقاله روش‌های مرتبط با تابع تولید که با شکل تبعی کاب داگلاس تصریح می‌شوند مورد بررسی قرار می‌گیرد.

2-1- روش حداقل مربعات معمولی

تابع تولید زیر را در نظر بگیرید:

¹² Marschak and Andrew

$$Y_{it} = A_{it} K_{it}^a L_{it}^b E_{it}^g M_{it}^I \quad (1)$$

A_{it} بهره‌وری کل خنثی هیکس و عوامل تولید شامل سرمایه (K)، نیروی کار (L)، انرژی (E) و مواد اولیه (M) است. در شکل لگاریتمی تابع تولید به صورت زیر است:

$$Y_{it} = aK_{it} + bL_{it} + gE_{it} + IM_{it} + m_{it} \quad (2)$$

TFP هر بنگاه به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$TFP_{it} = Y_{it} - \hat{a}K_{it} - \hat{b}L_{it} - \hat{g}E_{it} - \hat{I}M_{it} \quad (3)$$

رابطه‌ی (2) معمولاً از روش OLS برآورد می‌شود در این روش فرض می‌شود که انتخاب نهاده‌ها نسبت به شوک‌های بهره‌وری برون‌زا است. این فرض برای سرمایه که هزینه‌ی تعدیل آن بالا است و اغلب به عنوان یک نهاده شبه ثابت¹³ در نظر گرفته می‌شود منطقی است. اما شوک‌های بهره‌وری می‌توانند تصمیم بنگاه در مورد انتخاب نهاده‌های متغیر را تحت تأثیر قرار دهند. اگر دانش خصوصی بنگاه در مورد بهره‌وری؛ نحوه‌ی تصمیم‌گیری وی در مورد انتخاب نهاده‌ها را تحت تأثیر قرار دهد در این صورت متغیرهای توضیحی مدل با اجزاء اخلاص همبستگی خواهند داشت، در نتیجه تخمین‌های مرتبط با کشش عوامل تولید تورش دار خواهند بود. این مسأله تورش همزمانی نامیده می‌شود و اولین بار توسط مورسچاک و آندریو (1944) مورد توجه قرار گرفت.

2-2- روش اثرات ثابت (FE)¹⁴

با به کارگیری روش اثرات ثابت برای تخمین تابع تولید، می‌توان مسأله تورش همزمانی را به صورت جزئی حل نمود. در این زمینه لیو¹⁵ (1991) لیو و تایبوت (1996)¹⁶ با به کارگیری روش اثرات ثابت بهره‌وری را تخمین زدند. آنها در ابتدا تابع تولید را تخمین زده سپس اجزاء اخلاص به دست آمده را بر روی یک روند زمانی مرتبه‌ی دو رگرس نمودند، TFP متغیر با زمان برای هر بنگاه از ضرایب

¹³ Quasi fixed input

¹⁴ Fixed Effect

¹⁵ Liu

¹⁶ Liu and Tybout

تخمین مدل دوم به دست آمد. در این مورد پاونیک (2002)¹⁷ اشاره می‌کند که از آنجا که در مرحله‌ی اول از FE استفاده شده به احتمال زیاد ضرایب دارای تورش خواهند شد. گرچه در مطالعات تجربی در مورد تخمین بهره‌وری نسخه‌های مختلفی از روش اثرات ثابت به کار گرفته شده، اما این روش‌ها نیز دارای محدودیت‌هایی می‌باشند. پاونیک (2002) معتقد است که اگر دلایلی مبنی بر ثابت بودن بخش منظم TFP (که انتخاب نهاده‌ها توسط بنگاه را تحت تأثیر قرار می‌دهد) در طی زمان و اینکه مربوط به ویژگی‌های خاص بنگاه است وجود داشته باشد، در این صورت روش FE می‌تواند مسأله تورش همزمانی را حل نماید. اما در روش FE به دلیل نادیده گرفتن تفاوت‌های بین بنگاه‌ها مقداری زیادی از اطلاعات موجود به کار گرفته نمی‌شود. در نتیجه ضرایب به طور ضعیف قابل شناسایی¹⁸ خواهند بود. این احتمال نیز وجود دارد که شوک غیر قابل مشاهده بهره‌وری در طی زمان ثابت نباشد. تعدیلات ساختاری شدید (به عنوان مثال نوسانات یا تغییرات زیاد در تعرفه‌ها) ممکن است بهره‌وری غیر قابل مشاهده را تحت تأثیر قرار دهد. در چنین وضعیتی روش FE تخمین‌های تورش داری را ارائه می‌کند. همچنین وجود فرض عدم تغییر بهره‌وری در طی زمان تخمین‌های TFP به دست آمده از روش FE را برای مطالعات مرتبط با رشد بهره‌وری نامناسب می‌سازد.

2-3- روش اولی و پکس¹⁹ (1996)

اولی و پکس (1996) برای مسأله همزمانی بین نهاده‌ها و شوک‌های بهره‌وری روش جدیدی را ارائه نمودند. آنها در معادلات تخمین پروکسی را وارد کردند که این پروکسی از مدل ساختاری رفتار بهینه سازی بنگاه به دست می‌آید و با خنثی نمودن تغییراتی که با جمله‌ی بهره‌وری ارتباط دارند بخشی از اجزاء اخلاص که با نهاده‌ها همبستگی دارد را کنترل می‌کند. آنها یک روش تخمین شبه پارامتریک سه مرحله‌ای را ارائه کردند. با توجه به معادله‌ی (2) معادله‌ی مربوط به تابع تولید بنگاه i ام صنعت j در زمان t به صورت زیر است:

$$Y_{it} = b_0 + b_k K_{it}^j + b_l L_{it}^j + b_e E_{it}^j + b_m M_{it}^j + w_{it}^j + h_{it}^j \quad (4)$$

¹⁷ Pavcnik

¹⁸ Weakly identified

¹⁹ Olley and Pakes

در رابطه‌ی 4 جمله خطای e_{it}^j به دو جزء شکسته شده، یکی جزء w_{it}^j که ممکن است با سایر نهاده‌های تولید (نیروی کار، مواد اولیه و انرژی) همبستگی داشته باشد و منبع تورش همزمانی در معادله‌ی (4) است و دیگری جزء h_{it}^j که *i.i.d* است و با انتخاب نهاده‌ها توسط بنگاه، یعنی با تصمیم بنگاه در انتخاب نهاده‌ها، رابطه‌ای ندارد. شاخص بهره‌وری w_{it}^j برای بنگاه شناخته شده و از فرآیند مارکف مرتبه‌ی اول پیروی می‌کند، تابع تقاضای سرمایه گذاری را می‌توان به صورت تابعی از بهره‌وری جاری و سرمایه نوشت:

$$i_{it} = i_{it}(w_{it}, k_{it})$$

با فرض $I_t > 0$ ، پکس²⁰ (1996) نشان داد با فرض اینکه سرمایه گذاری تابعی یکنواخت²¹ و صعودی بر حسب بهره وری باشد، می‌توان معادله‌ی مربوط به تقاضای سرمایه گذاری را معکوس نموده و به صورت زیر نوشت:

$$w_{it} = h_t(i_{it}, k_{it})$$

مرحله‌ی اول تخمین، در روش *OP* به صورت زیر است:

$$Y_{it} = b_l L_{it} + b_e E_{it} + b_m M_{it} + f_t(i_{it}, k_{it}) + h_{it} \quad (5)$$

$$f_t(i_{it}, k_{it}) = b_0 + b_k K_{it} + h_t(i_{it}, k_{it})$$

در روابط فوق $\hat{f}(\cdot)$ تابعی مجهول است که از طریق چند جمله‌ای مرتبه‌ی سوم بر حسب سرمایه گذاری و ذخیره‌ی سرمایه برآورد می‌شود و اندیس مربوط به صنعت برای سادگی حذف شده است. اعمال رگرسیون *OLS* بر روی رابطه‌ی (5) بر آورد سازگاری از ضریب نهاده‌های متغیر (نیروی کار، انرژی و مواد اولیه) را ارائه می‌کند. اما ضریب سرمایه هنوز نامشخص²² است.

در مرحله‌ی بعد روشی برای اصلاح تورش همزمانی ارائه شده، که برتری روش اولی و پکس (1996) را به طور مشخص نشان می‌دهد. داده‌های پانل اکثر اوقات به دلیل توقف تولید بنگاه‌ها، یعنی خروج بنگاه‌ها از بازار، مشاهدات گم شده را در بردارند. اگر نمونه‌ی تخمین بنگاه‌هایی را شامل شود که به صورت تصادفی انتخاب شده باشند در این صورت مشکلی پیش نمی‌آید، به عنوان مثال اگر در برخی سال‌های مشخص داده‌ای برای برخی بنگاه‌ها وجود نداشته باشد، مشاهدات

²⁰ Pakes

²¹ Monotonicity

²² unidentified

مرتبط با آن بنگاه‌ها از نمونه حذف خواهند شد. اما اگر نمونه شامل بنگاه‌هایی باشد که به روش غیر تصادفی انتخاب شده باشند، به عنوان مثال اگر بنگاه‌ها به دلیل عدم کارایی در تولید از بازار حذف شده باشند، تخمین‌های ضرایب نهاده‌ها ممکن است تورش دار شوند. با این فرض که سرمایه‌گذاری بالاتر نشان دهنده‌ی سود آوری بالاتر در آینده است، پاونیک (2002) بیان می‌کند به دنبال یک شوک منفی بنگاه‌هایی که دارای ذخیره سرمایه بالاتری می‌باشند به احتمال کمتری بازار را ترک می‌کنند، اما بنگاه‌هایی که دارای ذخیره سرمایه و در نتیجه سودآوری و بهره‌وری کمتری هستند احتمال خروج‌شان از بازار بیشتر است. رفتار خودگزینه‌ی خروج از بازار دلالت دارد بر اینکه برای بنگاه‌هایی که باقی می‌مانند، بین ذخیره‌ی سرمایه و جمله‌ی خطای تحقق یافته²³ رابطه‌ای منفی وجود دارد، که ضریب سرمایه را به پایین تورش‌دار خواهد کرد. قاعده‌ی خروج از بازار به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$c_t = \begin{cases} 1 & \text{اگر} \rightarrow w_t \geq \underline{w}_t(k_t) \\ 0 & \text{اگر} \rightarrow w_t < \underline{w}_t(k_t) \end{cases}$$

که \underline{w}_t نشان دهنده‌ی مینیمم بهره‌وری لازم برای باقی ماندن بنگاه در بازار است. قاعده‌ی خروج از بازار²⁴ فوق در مرحله‌ی بعدی برای تخمین احتمال بقاء در بازار به کار گرفته می‌شود. با فرض مشخص بودن سرمایه و اطلاعات در دسترس بنگاه Ω_t احتمال اینکه یک بنگاه در بازار باقی بماند از طریق رگرسیون پروبیت به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\begin{aligned} & \Pr \{c_{t+1} = 1 | \underline{w}_{t+1}(k_{t+1}), \Omega_t\} \\ & = P_t \{w_{t+1} \geq \underline{w}_{t+1}(k_{t+1}) | \underline{w}_{t+1}(k_{t+1}), w_t\} \\ & = P_t \{\underline{w}_{t+1}(k_{t+1}) | w_t\} \end{aligned} \quad (6)$$

k_{t+1} وابسته به k_t و i_t است، با این شرایط و به کارگیری رابطه‌ی $w_t = h_t(i_t, k_t)$ داریم:

$$P_t \{\underline{w}_{t+1}(k_{t+1}) | w_t\} = P_t(i_t, k_t) = P_t$$

²³ Realization of Error Term

²⁴ Exit Rule

برای تخمین احتمال بقاء در بازار، سری‌های چند جمله‌ای با آرگومان‌های P_t به کار گرفته می‌شود. در مرحله سوم، برای تخمین ضریب سرمایه، تخمین‌های (ضرایب متغیرها) مرحله اول و تخمین احتمال بقاء به کار می‌رود. فرض کنید x_{t+1} نشان دهنده تغییر در بهره‌وری باشد، در این صورت در مرحله سوم معادله‌ی زیر برآورد می‌شود:

$$Y_{t+1} - b_l L_{t+1} - b_e E_{t+1} - b_m M_{t+1} = b_k^* K_{t+1} + y(P_t, \hat{f}_t - b_k^* K_t) + x_{t+1} + h_{t+1} \quad (7)$$

تابع $y(\cdot)$ به وسیله‌ی چند جمله‌ای مرتبه‌ی سوم برآورد می‌شود و گشتاور شرطی $E(x_{it} | K_{it}) = 0$ ضریب سرمایه را تعیین می‌کند. با تخمین حداقل مربعات غیر خطی رابطه‌ی (7)، تخمین سازگاری از ضریب سرمایه به دست می‌آید. محدودیت روش اولی و پکس (1996) این است که این روش مبتنی بر مشاهدات با سرمایه گذاری غیر صفر است. به عبارتی دیگر، برای اینکه بهره‌وری غیر قابل مشاهده به صورت تابعی از سرمایه گذاری و سرمایه بیان شود باید سرمایه گذاری نسبت به جزء مشاهده نشده بهره‌وری تابعی یکنواخت و اکیداً صعودی باشد. پکس (1996) نشان داد که این شرط تا زمانی برقرار خواهد بود که سرمایه گذاری اکیداً مثبت باشد. اما در اکثر کشورهای در حال توسعه داده‌های سرمایه گذاری معمولاً دارای مشاهدات گم شده هستند، بنگاه‌ها در مورد گزارش مقدار مثبت سرمایه گذاری محتاط عمل می‌کنند، همچنین به این دلیل که هزینه‌ی تعدیل سرمایه گذاری بسیار بالا است سرمایه گذاری ممکن است همزمان با شوک‌های بهره‌وری تعدیل نشود. هزینه تعدیل می‌تواند منجر به بروز مشکلاتی در تخمین شود. بنگاه‌هایی که فقط به صورت دوره‌ای سرمایه گذاری می‌کنند مقدار مشاهده شده سرمایه گذاری در برخی سال‌ها برای آنها صفر خواهد بود و شرط یکنواختی برای این مشاهدات برقرار نخواهد شد. این مشاهدات می‌تواند درصد بالایی از بنگاه‌ها را دربرگیرد. حال مسأله ما یافتن پروکسی معتبر به جای سرمایه گذاری است. لوینسون و پترین²⁵ (2003) اشاره می‌کنند هزینه‌های تعدیل غیر محدب²⁶ منجر به شکستگی تابع سرمایه گذاری شده و اثر عکس العمل سرمایه گذاری به شوک‌های بهره‌وری را تحت تأثیر قرار می‌دهند. اگر هزینه‌های تعدیل بالا باشد، در

²⁵ Levinsohn and Petrin

²⁶ Non-Convex Adjustment Cost

این صورت ممکن است سرمایه گذاری به طور کامل به شوک‌های بهره‌وری پاسخ ندهد. در این صورت مقداری از همبستگی بین نهاده‌ها و بهره‌وری همچنان باقی بماند.

2-4- روش لوینسون و پترین (2003)

لوینسون و پترین (2003) برای تصحیح خطای تورش همزمانی بین نهاده‌های متغیر و بهره‌وری، به جای سرمایه گذاری (در روش اولی و پکس، 1996) نهاده‌های واسطه‌ای را به کار بردند. در این روش فرض می‌شود که نهاده‌های واسطه‌ای نسبت به سرمایه که نهاده‌ای شبه ثابت است و نیروی کار که هزینه‌ی تعدیل آن بالا است سریعتر تعدیل می‌شوند. در نتیجه این نهاده‌ها برای حذف و تصحیح تورش همزمانی نسبت به سرمایه گذاری رقیب بهتری هستند. تصمیم گیری یک بنگاه حداکثر کننده سود در مورد مقدار نهاده‌های متغیر (نیروی کار، انرژی و مواد اولیه) بعد از مشاهده‌ی بهره‌وری، وابسته به سطح سرمایه بنگاه است. سرمایه‌ی نهاده‌ای شبه ثابت است که به شوک‌های پیش بینی نشده در بهره‌وری عکس العمل نشان نمی‌دهد و همان‌طور که در روش اولی و پکس (1996) نیز اشاره شد، برای مشخص کردن شرایط لازم برای تخمین ضریب سرمایه این فرض اساسی است. برخلاف روش اولی و پکس (1996) در روش لوینسون و پترین (2003) سرمایه گذاری جاری در همان دوره وارد ذخیره‌ی سرمایه می‌شود:

$$K_{it} = (1 - d) K_{it-1} + i_t$$

مجدداً معادله‌ی تخمینی برای هر صنعت به شکل معادله‌ی (4) است و تابع

تقاضا برای نهاده‌های واسطه به صورت زیر است:

$$m_{it} = m_{it}(w_{it}, k_{it})$$

به شرط اینکه تقاضا برای مواد اولیه تابعی فزاینده و یکنواخت²⁷ بر حسب

بهره‌وری غیر قابل مشاهده باشد، در این صورت شاخص بهره‌وری w_{it} را می‌توان با معکوس کردن معادله‌ی تقاضا برای مواد واسطه‌ای به صورت زیر به دست آورد.

$$w_{it} = h_t(m_{it}, k_{it})$$

²⁷ یک بنگاه حداکثر کننده سود در صورت داشتن بهره‌وری بالاتر مقادیر بیشتری از نهاده‌ها را به کار خواهد گرفت. زیرا افزایش بهره‌وری تولید نهایی نهاده‌های تولید را افزایش خواهد داد در نتیجه افزایش بهره‌وری بنگاه‌ها را به افزایش تولید و در نتیجه افزایش در به کار گیری نهاده‌ها تشویق خواهد کرد.

در مرحله‌ی اول ضرایب نهاده‌های متغیر شامل نیروی کار و انرژی از تخمین رابطه‌ی زیر به دست می‌آید:

$$Y_{it} = b_l L_{it} + b_e E_{it} + f_t(M_{it}, k_{it}) + h_{it} \quad (8)$$

$$f_t(M_{it}, k_{it}) = b_0 + b_k K_{it} + b_m M_{it} + w_{it}$$

تخمین $\hat{f}(\cdot)$ را می‌توان بر اساس چند جمله‌ای مرتبه‌ی سوم بر حسب M_{it} و K_{it} به دست آورد. معادله‌ی (8) از طریق *OLS* برآورد می‌شود. در مرحله‌ی بعد، ضریب سرمایه و ضریب مواد اولیه (متغیر در نظر گرفته شده به عنوان پروکسی) برآورد می‌شوند. مجدداً فرض شده است که w_{it} از فرآیند مارکف مرتبه‌ی اول پیروی می‌کند به طوری که تغییر در بهره‌وری به صورت زیر می‌باشد:

$$x_t = w_{it} - E[w_{it} | w_{it-1}]$$

به ازای مقادیر به دست آمده برای پارامترها اجزاء اخلاص به صورت زیر محاسبه می‌شوند:

$$x_t + \hat{h}_t = Y_t - \hat{b}_l L_t - b_k^* K_t - b_m^* M_t - E[w_{it} | w_{it-1}]$$

برای شناسایی پارامترهای b_k^* و b_m^* حداقل دو متغیر ابزاری نیاز داریم، با به کار گیری این شرط که سرمایه به شوک‌های بهره‌وری عکس‌العمل نشان نمی‌دهد ضریب مربوط به سرمایه تعیین می‌شود:

$$E[x_t + h_t | K_t] = 0$$

برای به دست آوردن شرط گشتاوری مواد واسطه‌ای فرض می‌شود که مواد اولیه مربوط به دوره‌ی قبل با شوک بهره‌وری جاری همبستگی ندارد. با این فرض شرط گشتاوری زیر را داریم:

$$E[x_t + h_t | M_{t-1}] = 0$$

تخمین پارامترهای b_k^* و b_m^* با مینیمم نمودن تابع *GMM* زیر نسبت به این پارامترها به دست می‌آیند:

$$\min_h \sum_t \left[\sum_t (x_t + \hat{h}_t) Z_t \right]^2$$

$$Z_t = [L_{t-1}, E_{t-1}, K_{t-1}, M_{t-2}]$$

2-5- روش متغیرهای ابزاری²⁸

روش متغیرهای ابزاری نسبت به دو روش اولی و پکس (1996) و لوینسون و پترین (2003) فروض محدود کننده‌ی کمتری دارد و به طور مؤثری مسأله همزمانی را حل می‌کند. در شرایط وجود همزمانی روش متغیرهای ابزاری تخمین‌های سازگاری را ارائه می‌کند، این روش همچنین می‌تواند مسأله خطای اندازه‌گیری را که اکثر اوقات برای متغیر سرمایه اتفاق می‌افتد را نیز حل نماید.²⁹ متغیرهای ابزاری بالقوه در سطح بنگاه عبارتند از قیمت نهاده‌ها و مقادیر با وقفه نهاده‌های تولید، قیمت نهاده‌ها در سطح بنگاه که به ندرت در دسترس می‌باشند. مقادیر با وقفه‌ی نهاده‌ها نیز در صورتی ابزارهای معتبری هستند که طول دوره‌ی زمانی مشاهدات به اندازه‌ی کافی بزرگ باشد تا بتواند وابستگی بین انتخاب نهاده‌ها و شوک‌های همبسته سریالی بهره‌وری را بشکند. این روش در عمل به دلیل فقدان متغیرهای ابزاری معتبر در سطح بنگاه کمتر به کار می‌رود.

2-6- روش گشتاورهای تعمیم یافته GMM

در غیاب متغیرهای ابزاری مناسب در سطح بنگاه، محققان³⁰ مدل‌های پانل پویایی را ارائه کردند که در آنها مقادیر با وقفه‌ی متغیرها به عنوان متغیرهای ابزاری درونی³¹ به کار گرفته شد. برتری روش GMM بر دو روش اولی و پکس (1996) و لوینسون و پترین (2003) این است که در شرایط ساختارهای پیچیده خطا³² از جمله اثرات ثابت کاربرد دارد. به پیروی از بلاندل و باند³³ (2000) شکل تابع تولید زیر را در نظر بگیرید:

$$Y_{it} = b_t + b_k K_{it} + b_l L_{it} + b_e E_{it} + b_m M_{it} + (h_i + w_{it} + g_{it})$$

$$w_{it} = r w_{it-1} + x_{it}$$

$$|r| < 1$$
(9)

²⁸ Instrumental Variable

²⁹ اگر سرمایه و نیروی کار همبستگی مثبت داشته باشند و خطای در اندازه‌گیری برای سرمایه وجود داشته باشد، این خطا باعث می‌شود تا ضریب سرمایه نزدیک به صفر برآورد گردد و تغییرات تولید بیشتر به نیروی کار نسبت داده شود.

³⁰ Arellano and Bond, Blundell and Bond

³¹ Internal instrument

³² Complex error Structures

³³ Blundell and Bond

b_t عرض مبدأ مرتبط با زمان است و h_t جمله مربوط به اثرات ثابت و g_{it}, x_{it} اجزاء اخلاص $i.i.d$ و w_{it} جزء خودرگرسیون بهره وری، x_{it} شوک بهره‌وری و g_{it} خطای اندازه گیری سریالی ناهمبسته³⁴ است. در چنین ساختاری می‌توان همبستگی بین همه‌ی نهاده‌ها، اثرات ثابت بنگاه، شوک‌های بهره‌وری و خطاهای اندازه گیری را لحاظ کرد. معادله‌ی (9) را می‌توان به شکل زیر باز نویسی نمود:

$$\begin{aligned}
 Y_{it} &= b_k K_{it} - r b_k K_{it-1} + b_l L_{it} - r b_l L_{it-1} + b_e E_{it} - r b_e E_{it-1} \\
 &+ b_m M_{it} - r b_m M_{it-1} + r Y_{it-1} + (b_t - r b_{t-1}) + h_t (1 - r) \\
 &+ (x_{it} + g_{it} - r Y_{it-1})
 \end{aligned}
 \tag{10}$$

$$\begin{aligned}
 b_t^* &= (b_t - r b_{t-1}) \\
 h_t^* &= h_t (1 - r) \\
 e_{it} &= (x_{it} + g_{it} - r Y_{it-1})
 \end{aligned}$$

با ساده کردن رابطه‌ی (10) رابطه‌ی زیر نتیجه می‌شود:

$$\begin{aligned}
 Y_{it} &= p_1 K_{it} + p_2 K_{it-1} + p_3 L_{it} + p_4 L_{it-1} + p_5 E_{it} + p_6 E_{it-1} + p_7 M_{it} \\
 &+ p_8 M_{it-1} + p_9 Y_{it-1} + (b_t^* + h_t^* + e_{it})
 \end{aligned}
 \tag{11}$$

با

فرض:

$$\begin{aligned}
 E[X_{it} x_{it}] &= E[X_{it} g_{it}] = 0 \\
 X &= K, L, E, M, Y \\
 t &= 2, \dots, T
 \end{aligned}$$

شرایط گشتاوری زیر به دست می‌آید:

$$E [X_{it-s} \Delta e_{it}] = 0$$

$$s = 3, \dots, T$$

تخمین زن‌های آرلنو و باند (1991) شرایط گشتاوری فوق را برای تخمین مدل‌های خطی دینامیک به شکل تفاضل مرتبه‌ی اول به کار گرفتند، در رابطه با مسأله‌ی همزمانی بلاندل و باند (2000) نشان دادند که متغیرهای ابزاری ذکر شده ممکن است با تفاضل مرتبه‌ی اول متغیرها فقط به صورت ضعیفی همبستگی داشته باشند. تخمین زن‌های استاندارد تفاضل مرتبه‌ی اول GMM در نمونه‌های محدود، منجر به ضرایب بی‌معنی یا معنی داری در سطح ضعیفی می‌شوند. برای این مشکل بلاندل و باند (2000) تخمین زن‌های خطی که معادلات تفاضل مرتبه‌ی اول را با معادلات در سطح متغیرها ترکیب می‌کنند را ارائه کردند، به علاوه

³⁴ Serially uncorrelated measurement error

برای به کار گیری متغیرهای با وقفه به عنوان ابزاری برای معادلات تفاضل مرتبه‌ی اول، در این سیستم تخمین زن‌ها برای معادلاتی که در سطح متغیرها تعریف می‌شوند وقفه‌ی تفاضل مرتبه‌ی اول را به عنوان متغیر ابزاری به کار می‌گیرند. به دست آوردن متغیرهای ابزاری معتبر برای معادلاتی که در سطح متغیرها تعریف می‌شوند، نیازمند فروض اضافی بر روی نهاده‌ها است. فرض کنید برای عوامل تولید $X = K, L, E, M$ رابطه‌ی زیر برقرار باشد.

$$E[X_{it}h_i^*] = E[\Delta Y_{it}h_i^*] = 0$$

که این فرض محدودیت گشتاوری زیر را نتیجه می‌دهد:

$$E[\Delta X_{it-2}(h_i^* + e_{it})] = 0$$

روش تخمین *GMM* برای توابع تولید روش نسبتاً جدیدی است،³⁵ اما عدم مزیت این روش استفاده از ساختار وقفه است که نیازمند پانل با طول زمان بیشتری است.

3- داده‌ها و نتایج تخمین مدل

جامعه مورد بررسی در این مقاله بخش صنعت ایران است، از آنجا که برای تخمین تابع تولید بر اساس متدولوژی ذکر شده به داده‌های در سطح بنگاه نیاز است. داده‌های مربوط به ارزش تولید ناخالص و نهاد‌های تولید (سرمایه، انرژی، مواد اولیه و نیروی کار) در سطح بنگاه برای کد‌های *ISIC2* در دوره 1386-1380 از مرکز آمار ایران برای 10113 بنگاه تهیه گردید و پس از حذف بنگاه‌هایی که مقدار تولید آنها گزارش نشده بود و یا اینکه کد فعالیت خود را تغییر داده بودند کد‌هایی که در آنها حداقل تعداد بنگاه‌های باقی مانده برای هر سال از دوره مورد بررسی بیش از 100 بنگاه بود به شرح جدول زیر انتخاب گردید.

³⁵ در مقالات (2006) Benfratello and Sembenelli و (2005) Hempell برای تخمین تابع تولید از روش *GMM* استفاده شده است.

جدول 1: صنایع منتخب برای محاسبه‌ی بهره‌وری

تعداد بنگاه انتخاب شده	کد ISIC2	نام صنعت
710	15	محصولات غذایی و آشامیدنی
341	17	پوشاک و منسوجات
310	24	محصولات شیمیایی
195	25	مصولات لاستیکی و پلاستیکی
797	26	محصولات کانی غیر فلزی
136	27	ساخت فلزات اساسی
233	28	محصولات فلزی بجز ماشین آلات و تجهیزات
271	29	ماشین آلات و تجهیزات بجز و سایل نقلیه
127	31	ماشین‌الات الکتریکی
119	34	ساخت وسایل نقلیه موتوری و تریلر

مأخذ: راهنمای طبقه‌بندی فعالیت‌ها، مواد اولیه و محصولات صنعتی، مرکز آمار ایران (1389)

از آنجا که اکثر بنگاه‌ها قیمت‌ها را اعلام نکرده و تعداد مشاهدات صفر بسیار زیاد بود امکان ساختن شاخص‌های قیمت برای تولید و نهاده‌ها در سطح بنگاه فراهم نبود. به همین دلیل برای تولید از شاخص قیمت تولید کننده‌ی کالاهای صنعتی و برای مواد اولیه از شاخص قیمت خرده‌فروشی و برای انرژی از شاخص قیمت سوخت‌های معدنی و فراورده‌های نفتی به پایه‌ی سال 1383 استفاده شده است. برای محاسبه‌ی شاخص قیمت سرمایه از متدولوژی به کار گرفته شده توسط هال (1990)³⁶ استفاده شد، بر اساس این روش قیمت سرمایه به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$R = [(i - p_e) - d] p_k$$

در رابطه‌ی فوق i نرخ بهره بلند مدت است که در این مقاله‌ی نرخ سود مورد انتظار در بخش صنعت را در نظر گرفتیم، p_e تورم انتظاری است که توسط فیلتر هدریک پریسکات و شاخص قیمت کل محاسبه شده است، d نرخ استهلاک است که با فرض طول عمر 20 سال برای ساختمان و طول عمر 10 سال برای ماشین‌آلات محاسبه شده و سپس نرخ موزونی به صورت حاصل ضرب سهم ساختمان از کل سرمایه‌گذاری در نرخ 5 درصد به علاوه ضرب سهم ماشین‌آلات از کل سرمایه‌گذاری در نرخ 10 درصد محاسبه شد. p_k شاخص تعدیل سرمایه‌گذاری است که از تقسیم سرمایه‌گذاری اسمی به سرمایه‌گذاری حقیقی در

³⁶ Hall

حساب‌های ملی محاسبه شده است. خلاصه آمارهای مربوط به سرمایه سرانه و نیروی کار صنایع مورد بررسی در جدول (2) آمده است.

جدول 2: میانگین سرمایه‌ی حقیقی سرانه و نیروی کار در صنایع مختلف در دوره‌ی 86-1380

نیروی کار				سرمایه حقیقی سرانه به میلیون ریال	کد ISIC2
لیسانس و بالاتر	دیپلم و فوق دیپلم	بیسواد و زیر دیپلم	کل		
10	42	67	118	273	15
8	62	108	177	240	17
25	55	56	136	295	24
10	52	53	115	258	25
7	32	57	97	277	26
42	180	161	382	247	27
14	49	57	121	209	28
17	55	56	128	186	29
18	91	55	164	173	31
22	98	63	184	144	34
13	53	67	134	251	کل

مأخذ: محاسبات محقق بر اساس آمار کارگاه‌های صنعتی کشور (1380-1386)، مرکز آمار ایران

بر اساس آمارهای ذکر شده در جدول (2) متوسط سرمایه‌ی حقیقی سرانه در بخش‌های صنعتی ذکر شده برابر 251 میلیون ریال و متوسط نیروی کار 164 نفر است. بر اساس متوسط کل بخش‌های صنعتی ذکر شده حدود 50 درصد نیروی کار را نیروی کار بی‌سواد و زیر دیپلم و حدود 40 درصد نیز دیپلم و فوق دیپلم و سهم نیروی کار دارای تحصیلات لیسانس و بالاتر در حدود 10 درصد است.

4- انتخاب روش تخمین

همان‌طور که اشاره شد برای حل مسأله‌ی همزمانی و ارائه برآوردی معتبر از بهره‌وری می‌توان از چهار روش گشتاورهای تعمیم یافته، متغیرهای ابزاری، اولی و پکس (1996) و لوینسون و پترین (2003) استفاده نمود. با توجه به محدودیت‌های روش‌های گشتاورهای تعمیم یافته و متغیرهای ابزاری که نیازمند پانل با طول زمان بیشتر و متغیرهای ابزاری مناسب می‌باشند و مشکل روش اولی و پکس (1996) به دلیل نقض شدن فرض مرتبط با یکنواختی تابع تقاضای

سرمایه گذاری به علت صفر بودن تعداد زیادی از مشاهدات مرتبط با سرمایه گذاری در سطح بنگاه‌ها، در این مقاله از روش لوینسون و پترین (2003) برای تخمین بهره وری استفاده می‌کنیم. همان‌طور که ذکر شد یکی از مسائل مهم در این روش نحوه‌ی انتخاب نوع پروکسی است، به همین دلیل در ادامه در ابتدا روش انتخاب نوع پروکسی را توضیح داده و سپس روش تخمین با جزئیات بیشتری ارائه می‌شود.

4-1- روش انتخاب نوع پروکسی

بحث اصلی این مقاله‌ی به کارگیری نهاده‌های واسطه‌ای به عنوان پروکسی برای حل مسأله‌ی همزمانی است، اما در عمل نهاده‌های واسطه‌ای زیادی وجود دارند و سوال این است که کدام پروکسی مناسب‌تر است؟ در پاسخ به این سوال بر اساس مطالعات اولی و پکس (1996) و لوینسون و پترین (2003) ویژگی‌های صنعت و داده‌ها نقش مهمی دارند، یک راه ساده برای انتخاب پروکسی شمارش مشاهدات غیر صفر برای نهاده‌های واسطه‌ای است، زیرا مشاهدات صفر موجب شکستگی در تابع تقاضا برای نهاده واسطه‌ای می‌شوند که شرط یکنواختی را نقض می‌نماید. راه حل دوم به فروض تخمین برمی‌گردد که می‌تواند ما را در انتخاب پروکسی مناسب برای تخمین راهنمایی کنند. اولاً در روش تخمین فرض شده که در معادله‌ی تقاضای نهاده‌ی خطای در اندازه‌گیری وجود ندارد و برای هر سطحی از سرمایه و شوک‌های بهره‌وری بنگاه به سهولت و بدون هزینه‌ی تعدیل بالا قادر به تعدیل نهاده‌ی واسطه‌ای است. در ایران در دوره‌ی مورد بررسی 86-1380 قیمت انرژی یارانه‌ای بوده و سال به سال نیز تغییرات چندانی نداشته است، پس بنگاه‌ها در مورد تعدیل مقدار انرژی مصرفی متناسب با شوک‌های بهره‌وری مشکل چندانی نداشته‌اند و به سهولت قادر به افزایش در مصرف آن بوده‌اند در حالیکه در مورد مواد اولیه وضعیت به این صورت نبوده است. سوم اینکه از آنجا که در مدل‌های اقتصاد سنجی خطای در اندازه‌گیری متغیرها مسأله‌ی مهمی است، در نتیجه نهاده‌ای که خطای کمتری در اندازه‌گیری آن وجود دارد، پروکسی بهتری است. در این مورد اگر نهاده‌ای قابلیت ذخیره‌سازی داشته باشد به دلیل اینکه تغییرات در موجودی انبار به صورت مستقیم قابل مشاهده نیست (زیرا بنگاه‌ها هر ساله فقط مقدار نهاده‌های خریداری شده در آن سال را گزارش می‌نمایند) خطای در اندازه

گیری آن نهاده بیشتر خواهد بود. پس در این زمینه انرژی نسبت به مواد اولیه برتری دارد زیرا مواد اولیه قابلیت ذخیره سازی بالاتری دارد.

2-4- روش تخمین مدل

تخمین مدل شامل دو مرحله به صورت زیر است، در مرحله‌ی اول شکل لگاریتمی تابع تولید کاب داگلاس را در نظر بگیرید:

$$Y_t = b_0 + b_k K_t + b_1 L_t^1 + b_2 L_t^2 + b_3 L_t^3 + b_e E_t + b_m M_t + w_t + h_t \quad (12)$$

که در آن K_t ذخیره‌ی سرمایه و L_t^1 نیروی کار بیسواد و زیر دیپلم و L_t^2 نیروی کار دارای تحصیلات دیپلم و فوق دیپلم و L_t^3 نیروی کار دارای تحصیلات لیسانس و بالاتر است. M_t و E_t به ترتیب مواد اولیه و انرژی مصرفی را نشان می‌دهند. لازم به توضیح است که ساختار مدل به شکل پانل است اما در رابطه‌ی فوق برای سهولت اندیس i مربوط به بنگاه حذف شده است. با در نظر گرفتن انرژی به عنوان پروکسی (بر اساس دلایلی که در بخش قبل ذکر شد) داریم:

$$Y_t = b_1 L_t^1 + b_2 L_t^2 + b_3 L_t^3 + b_m M_t + f_t(E_t, k_t) + h_t \quad (13)$$

$$f_t(E_t, k_t) = b_0 + b_k K_t + b_e E_t + w_t(E_t, k_t)$$

بر اساس روش اولی و پکس (1996) رابطه‌ی (2) را می‌توان به روش *OLS* تخمین زد و $f_t(\cdot)$ را بر اساس یک چند جمله‌ای از k_t و E_t برآورد کرد، اما در این مقاله از روش لوینسون و پترین (2003) استفاده می‌کنیم برای این کار در ابتدا گشتاورهای شرطی $E(X_t | k_t, e_t)$ را برای $X_t = Y_t, L_t^1, L_t^2, L_t^3, M_t$ به روش حداقل مربعات وزنی موضعی مرتبه‌ی دو³⁷ با رگرسیون نمودن X_t بر روی k_t و e_t برآورد می‌شوند. سپس با کسر نمودن امید ریاضی رابطه‌ی (2) از خود این رابطه، عبارت زیر حاصل می‌شود:

$$Y_t - E(Y_t | k_t, e_t) = b_1 (L_t^1 - E(L_t^1 | k_t, e_t)) + b_2 (L_t^2 - E(L_t^2 | k_t, e_t)) + b_3 (L_t^3 - E(L_t^3 | k_t, e_t)) + b_m (M_t - E(M_t | k_t, e_t)) + h_t \quad (14)$$

سپس با استفاده از روش *OLS* بدون عرض از مبدا پارامترهای مدل (3) برآورد می‌شوند و مرحله‌ی اول تخمین در اینجا کامل می‌گردد. در مرحله‌ی دوم

³⁷ Locally weighted quadratic least squares

برای مشخص کردن دو پارامتر b_k, b_e از دو شرط گشتاوری استفاده می‌شود، شرط گشتاوری اول پارامتر b_k را مشخص می‌کند با این فرض که سرمایه به تغییر در بهره وری عکس‌العمل نشان نمی‌دهد و شرط گشتاوری دوم با به کارگیری این واقعیت که انتخاب سطح انرژی در دوره‌ی قبل نباید با تغییرات بهره وری در دوره‌ی جاری همبستگی داشته باشد b_e را مشخص می‌کند، شروط گشتاوری ذکر شده به صورت زیر می‌باشند:

$$E[(x_t + h_t)k_t] = E[x_t k_t] = 0$$

$$E[(x_t + h_t)e_{t-1}] = E[x_t e_{t-1}] = 0$$

با به کارگیری رابطه‌ی زیر برآوردی از اجزاء اخلاص به دست می‌آید:

$$x_t + h_t(b^*) = Y_t - \hat{b}_1 L_t^1 + \hat{b}_2 L_t^2 + \hat{b}_3 L_t^3 - \hat{b}_m M_t - b_e^* E_t - b_k^* K_t - \hat{E}[w_{it} | w_{it-1}]$$

در این رابطه اجزاء اخلاص به صورت تابعی از دو پارامتر (b_e^*, b_k^*)

مشخص شده‌اند، برای تخمین $\hat{E}[w_{it} | w_{it-1}]$ تخمین‌های به دست آمده از w_{it} در مرحله‌ی اول و مقادیر اولیه‌ی b_e^*, b_k^* مورد استفاده قرار می‌گیرند، که این پارامترها را می‌توان از تخمین تابع تولید به روش *OLS* به دست آورد. همچنین شش شرط بیش از حد مشخص³⁸ را وارد می‌نماییم که هشت شرط گشتاوری به صورت بردار انتظارات زیر را نتیجه می‌دهند:

$$E[(x_t + h_t) | Z_t]$$

$$Z_t = [K_t, E_{t-1}, L_{t-1}^1, L_{t-1}^2, L_{t-1}^3, M_{t-1}, K_{t-1}, E_{t-2}]$$

سرانجام با مینیمم کردن تابع *GMM* زیر تخمین‌های مرتبط با دو پارامتر

b_k, b_e را به دست می‌آیند:

$$Q(\beta^*) = \min_{\beta^*} \sum_{h=1}^8 \left(\sum_i \sum_{t=T_{i0}}^{T_{i1}} (x_{i,t} + h_{i,t}(\beta^*)) Z_{i,h} \right)^2 \quad (15)$$

در رابطه فوق i اندیس بنگاه، h اندیش هشت ابزار ذکر شده و T_{i0} و T_{i1} به

ترتیب اندیس دومین و آخرین دوره‌ای است که بنگاه i مشاهده شده است. برای اندازه‌گیری دقت پارامترهای برآورد شده و انجام استنباط آماری به واریانس برآوردگرها نیاز داریم. مشابه روش به کار گرفته شده توسط لوینسون و پترین

³⁸ Over-Identifying

(2003) برای این کار از روش *Bootstrap* استفاده می‌کنیم.³⁹ این تکنیک با به کارگیری توزیع تجربی داده‌ها نمونه‌های جدیدی را می‌سازد و مقدار آماره برای هر کدام از نمونه‌ها محاسبه شده و بر اساس آنها توزیع تخمین‌ها ساخته می‌شود و به این صورت تقریب *Bootstrap* برای توزیع درست آماره‌های نمونه ساخته می‌شود.

4-3- نتایج حاصل از تخمین

بر اساس روش ذکر شده در بخش (2-3) تابع تولید کاب داگلاس زیر به صورت جداگانه برای 10 صنعت با کد *ISIC2* (که در بخش داده‌ها جزئیات آنها آورده شد) با استفاده از نرم افزار *stata* برآورد شد:

$$Y_{it} = AL_{1it}^{b_1} L_{2it}^{b_2} L_{3it}^{b_3} K_{it}^{b_k} M_{it}^{b_m} E_{it}^{b_e}$$

که در آن Y_{it} ارزش حقیقی تولید ناخالص، L_{3it} ، L_{2it} ، L_{1it} به ترتیب نیروی کار بی‌سواد و زیر دیپلم، نیروی کار دیپلم و فوق دیپلم و نیروی کار دارای تحصیلات لیسانس و بالاتر است. M_{it} نیز ارزش حقیقی انرژی و مواد اولیه و اندیس i نشان دهنده‌ی بنگاه و t اندیس زمان است. نتایج تخمین در جدول (4) آمده است.

جدول 4: نتایج تخمین مدل برای صنایع منتخب با کد *ISIC2* در دوره‌ی 86-1380

E		K		M		L3		L2		L1		کد ISIC
z	coeff	z	coeff	z	coeff	z	coeff	z	coeff	z	coeff	
1/36	0/02	-.53	-.01	10/7	-.8	/3	0/05	6/8	0/07	6/3	0/08	15
2/63	0/06	1/88	-.01	43	-.81	3/9	0/05	6/3	0/08	3/4	0/07	17
0/96	0/08	77/2	-.04	20	-.51	6/3	0/14	4/7	0/11	2/7	0/06	24
1/01	0/03	1/45	-.02	58	-.77	9/4	0/1	4/9	0/09	2/6	0/03	25
0/47	0/04	2/82	-.08	43	-.47	9/3	0/07	6/2	0/08	8/9	0/14	26
3/2	0/1	1/91	-.04	23/6	-.70	2/8	0/07	4/9	0/11	1/9	0/04	27
0/2	0/01	2/57	-.05	39/7	-.72	4/1	0/07	5/9	0/13	5	0/07	28
0/87	0/04	1/79	-.03	36/7	-.67	5/9	0/09	5/3	0/1	5/8	0/07	29
2/2	0/07	1/2	-.01	46	-.76	3/3	0/08	5/2	0/11	0/5	0/01	31
1/25	0/05	1/97	-.17	1/63	-.43	1/1	0/05	2/8	0/11	2/6	0/06	34

مأخذ: نتایج تحقیق

نیروی کار بی‌سواد و زیر دیپلم (L_1) در همه‌ی صنایع دارای تأثیر معنی داری بر تولید است و ضریب آن بین 0/03 و 0/14 تغییر می‌کند. ضریب نیروی

³⁹ برای مطالعه بیشتر در مورد این روش به مقاله Horowitz(2001) رجوع شود.

کار با تحصیلات دیپلم و فوق دیپلم (L_2) نیز در همه صنایع معنی دار بوده مقدار آن بیش از ضریب نیروی کار L_1 است. نیروی کار با تحصیلات لیسانس و بالاتر نیز دارای تأثیر معنی داری بر تولید است اما در 70 درصد موارد کوچکتر از ضریب L_1 است. نتایج حاصل از ضریب مواد اولیه نشان می‌دهد که این متغیر دارای تأثیر معنی دار و قوی بر تولید است و این ضریب در حداقل و حداکثر مقدار به ترتیب برابر با 0/4 و 0/8 است، ضریب سرمایه علی‌رغم اینکه در اکثر صنایع معنی دار است اما ضریب آن به جز برای یک صنعت بسیار کوچک است و این نشان دهنده‌ی این است که بخش قابل توجهی از اثر سرمایه در مواد اولیه مستتر است زیرا زمانی که مواد اولیه را از مدل حذف نمودم و مدل را مجدداً برآورد شد بقیه‌ی ضرایب باثبات بودند اما ضریب سرمایه به رقمی بین 0/2 تا 0/3 افزایش می‌یافت. ضریب انرژی در بیش از 50 درصد موارد بی‌معنی بوده و مقدار ضریب نیز کوچک است که این نشان دهنده‌ی کاهش ضعیف تولید نسبت به انرژی است، زیرا در دوره‌ی مورد بررسی (86-1380) قیمت‌های انرژی تقریباً باثبات بوده و مصرف انرژی بنگاه‌ها سال به سال تغییرات چندانی نداشته است. بر اساس تخمین‌های فوق متوسط بهره‌وری در بخش‌های مختلف صنعتی به صورت زیر محاسبه شد.

$$pro_{jit} = \exp(\ln y_{jit} - \hat{b}_1 \ln l_{1jit} - \hat{b}_2 \ln l_{2jit} - \hat{b}_3 \ln l_{3jit} - \hat{b}_m \ln m_{jit} - \hat{b}_e \ln e_{jit} - \hat{b}_k \ln k_{jit})$$

در رابطه‌ی فوق، pro_{jit} نشان دهنده‌ی میزان بهره‌وری بنگاه i در زمان t برای صنعت j است. نتایج حاصل از تخمین بهره‌وری برای صنایع مختلف در جدول (5) آمده است. بر اساس نتایج به دست آمده کد 24 دارای بیشترین بهره‌وری و کد 17 دارای کمترین بهره‌وری است.

جدول 5: متوسط بهره وری برای صنایع مختلف در دوره‌ی 1380-86

کد ISIC	1380	1381	1382	1383	1384	1385	1386	1380-1386
15	46/99	49/32	51/09	51/35	52/61	53/39	55/51	51/63
17	14/34	15/34	16/17	15/84	16/28	16/44	17/22	15/94
24	5021/20	4327/55	4637/02	4758/70	4890/49	5100/46	5322/63	4922/59
25	63/46	65/81	68/40	66/71	68/28	68/47	60/76	66/28
26	8579/77	8897/88	9973/81	10693/48	10039/09	9977/64	10611/79	9685/61
27	49/83	53/01	47/34	49/32	52/33	52/63	57/05	51/89
28	100/25	105/22	107/81	107/98	116/13	116/86	118/53	110/81
29	302/50	318/73	326/22	332/11	329/98	347/47	356/01	330/69
31	43/59	43/50	46/26	47/94	52/82	46/87	49/71	47/62
34	502/25	395/35	414/30	437/12	433/60	475/88	470/54	446/41
کل	64/09	70/26	67/46	67/95	68/93	69/82	70/96	68/80

مأخذ: محاسبات محقق بر اساس نتایج تحقیق

همچنین نرخ رشد بهره وری برای صنایع مختلف محاسبه گردید که نتایج آن در جدول (6) آمده است. متوسط نرخ رشد بهره وری برای 10 کد ISIC2 مورد بررسی برابر 1/79 درصد است.

جدول 6: متوسط نرخ رشد بهره وری برای صنایع مختلف (ارقام بر حسب درصد) در دوره‌ی 1380-86

کد ISIC	1381	1382	1383	1384	1385	1386	1380-1386
15	4/96	3/58	۰/۵۱	2/46	1/49	3/97	2/83
17	6/95	5/44	-۲/۰۵	2/75	1/02	4/72	3/14
24	-13/81	7/15	۲/۶۲	2/77	4/29	4/36	1/23
25	3/69	3/94	-۲/۴۸	2/36	1/27	-11/26	-۰/58
26	3/71	12/09	۷/۲۲	-6/12	-۰/61	6/36	3/77
27	6/39	-10/70	۴/۱۹	6/10	0/56	8/42	2/49
28	4/96	2/46	۰/۱۵	7/55	0/63	1/43	2/86
29	5/37	2/35	۱/۸۱	-0/64	5/30	2/46	2/77
31	-0/20	6/33	۳/۶۵	10/18	-11/27	6/05	2/46
34	-21/28	4/79	۵/۵۱	-0/81	9/75	-1/12	-۰/53
کل	9/62	-3/98	۰/۷۲	1/45	1/29	1/63	1/79

مأخذ: محاسبات محقق بر اساس نتایج تحقیق

بیشترین نرخ رشد بهره وری در سال 1381 رخ داده و برابر با 9/62 درصد می‌باشد و کمترین نرخ رشد بهره وری در سال 1382 اتفاق افتاده که برابر با -3/98 است. در بین صنایع مختلف نیز بر اساس متوسط دوره‌ی 1380-86 کدهای 26 و 17 (به ترتیب با نرخ‌های رشد 3/77 و 3/14) بالاترین نرخ رشد بهره وری را

داشته‌اند و پایین‌ترین نرخ‌های رشد بهره وری مربوط به دو کد 31 و 25 به ترتیب با ارقام $-0/53$ و $-0/58$ درصد بوده است.

5- نتیجه گیری

در مطالعات تجربی مرتبط با اندازه گیری بهره وری معمولاً از الگوی سولو برای محاسبه بهره‌وری استفاده می‌شود. این الگوها که اکثراً به روش *OLS* برآورد می‌شوند، مسأله‌ی تورش همزمانی و تورش ناشی از انتخاب نهاده‌ها را نادیده می‌گیرند. این مسأله می‌تواند منجر به تورش دار شدن تخمین‌های مربوط به ضرایب عوامل تولید و در نتیجه تورش دار شدن تخمین‌های بهره وری گردد. در این مقاله ضمن بررسی روش شناسی مرتبط با اندازه گیری بهره وری و سپس انتخاب یک الگوی اقتصادسنجی مناسب برای حل مسأله‌ی همزمانی بین اجزاء اخلاص و نهاده‌های تولید، با به کارگیری داده‌های در سطح بنگاه، بهره وری کل عوامل تولید برای 10 کد *ISIC2* در دوره‌ی 86-1380 به روش لوینسون و پترین (2003) برآورد گردید. بر اساس نتایج به دست آمده کد 24 دارای بیشترین بهره‌وری و کد 17 دارای کمترین بهره وری است. نتایج حاصل از محاسبه‌ی نرخ رشد بهره وری برای صنایع مختلف نشان می‌دهد که متوسط نرخ رشد بهره وری برای 10 کد *ISIC2* مورد بررسی برابر $1/79$ درصد بوده است. بیشترین نرخ رشد بهره وری در سال 1381 ($9/62$ درصد) و کمترین نرخ رشد بهره وری در سال 1382 ($-3/98$ درصد) بوده است. در بین صنایع مختلف نیز بر اساس متوسط دوره‌ی 86-1380 کدهای 26 و 17 (با نرخ‌های رشد $3/77$ و $3/14$) بالاترین نرخ رشد بهره وری را داشته و پایین‌ترین نرخ‌های رشد بهره وری مربوط به دو کد 31 و 25 به ترتیب با ارقام $-0/53$ و $-0/58$ درصد است. نتایج به دست آمده در مورد ضرایب تابع تولید نشان می‌دهد که نیروی کار با سطوح تحصیلات مختلف دارای اثر یکسانی بر تولید نبوده و این ضرایب برای صنایع مختلف نیز متفاوت است. این نشان می‌دهد که به کارگیری جمع کل نیروی در توابع تولید بدون توجه به مهارت و تحصیلات آنها و نقش متفاوت آنها در صنایع مختلف تخمین‌های درستی را ارائه نمی‌دهد. در مورد ضریب مواد اولیه، سرمایه و انرژی نیز وضعیت به همین صورت است و این نهاده‌ها در صنایع مختلف دارای اثر متفاوتی بر تولید می‌باشند. اما یک ویژگی که در اکثر صنایع مشاهده شد این است که مواد اولیه سهم بالایی از

تغییرات تولید را توضیح می‌دهد و نقش سرمایه و انرژی بسیار ناچیز است. کوچک بودن ضریب سرمایه به این دلیل است که بخش قابل توجهی از اثر سرمایه در مواد اولیه مستتر است. ضریب انرژی در بیش از 50 درصد موارد بی‌معنی بوده و مقدار ضریب نیز کوچک است که نشان دهنده‌ی کشش ضعیف تولید نسبت به انرژی باشد زیرا در دوره‌ی مورد بررسی قیمت‌های انرژی تقریباً باثبات بوده و مصرف انرژی بنگاه‌ها سال به سال تغییرات چندانی نداشته است.

فهرست منابع:

زرائعزاد، منصور و الهه انصاری. (1386). اندازه‌گیری بهره‌وری سرمایه در صنایع بزرگ استان خوزستان. بررسی‌های اقتصادی (اقتصاد مقدراری)، 4(4): 1-26.

مرکز آمار ایران. (1389). کتاب راهنمای طبقه‌بندی فعالیت‌ها، مواد اولیه و محصولات صنعتی.

مرکز آمار ایران. سرشماری کارگاه‌های صنعتی کشور در طی سال‌های 1386-1380.

Arellano, M. & S. Bond. (1991). Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. *The Review of Economic Studies*, 58(2): 277-297.

Bartelsman, E. J. & M. Doms. (2000). Understanding Productivity: Lessons from Longitudinal Microdata. *Journal of Economic Literature*, 38(3): 569-94.

Basu, S. & J. G. Fernald. (2002). Aggregate Productivity and Aggregate Technology. *European Economic Review*, 46(6): 963-91.

Benfratello, L. & A. Sembenelli. (2006). Foreign Ownership and Productivity: Is the Direction of Causality so Obvious?. *International Journal of Industrial Organization*, 24(4): 733-751.

Bernard, A. B., E. J. Jensen, J. Bradford & S. Kortum. (2003). Plants and Productivity in International Trade. *American Economic Review*, 93(4): 1268-1290.

Biesebroeck, J. V. (2008). The Sensitivity of Productivity Estimates: Revisiting Three Important Productivity Debates. *Journal of Business and Economic Statistics*, 26(3): 321-367.

Blundell, R. & S. R. Bond. (2000). GMM Estimation with Persistent Panel Data: An Application to Production Functions. *Econometric Reviews*, 19 (3): 321-340.

Fernandes, A. M. (2003). Trade Policy, Trade Volumes and Plant-Level Productivity in Colombian Manufacturing Industries. *World Bank Policy Research Working Paper 3064*.

Hall, R. E. (1990). The Invariance Properties of Solow's Productivity Residual. in P. Diamond (ed.), *Growth, Productivity, Unemployment*, MIT Press, Cambridge, MA.

Hempell, T. (2005). What's Spurious, What's Real? Measuring the Productivity Impacts of ICT at the Firm-Level. *Empirical Economics*, 30(2): 427-464.

Horowitz, J. (2001). The Bootstrap. in J. J. Heckman and E. Leamer (eds.) *Handbook of Econometrics*, 5, (Oxford: Elsevier Science) 3159-3228.

Karacaovali, B. (2006). Productivity Matters for Trade Policy: Theory and Evidence. *World Bank Policy Research Working Paper 3925*.

- Levinsohn, J. & A. Petrin. (2003). Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables. *The Review of Economic Studies*, 70 (2): 317-341.
- Liu, L. & J. R. Tybout. (1996). Productivity Growth in Chile and Colombia: The Role of Entry, Exit and Learning. in *Industrial Evolution in Developing Countries*, Roberts, Mark J. and Tybout, James R.(eds.), Oxford, Oxford University Press.
- Liu, L. (1991). Entry-exit, Learning and Productivity Change: Evidence from Chile. *World Bank Policy Research Working Paper* 769.
- Marschak, J. & W. H. Andrews. (1944). Random Simultaneous Equations and the Theory of Production. *Econometrica*, 12 (3, 4): 143-205.
- Olley, S. & A. Pakes. (1996). The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry. *Econometrica*, 64 (6): 1263-1298.
- Pakes, A. (1996). Dynamic Structural Models, Problems and Prospects: Mixed Continuous Discrete Controls and Market Interaction. in C. Sims (ed.) *Advances in Econometrics, Sixth World Congress*, 2 (Cambridge University Press): 171-259.
- Pavcnik, N. (2002). Trade Liberalization, Exit and Productivity Improvements: Evidence from Chilean Plants. *Review of Economic Studies*, 69(1): 245-76.

