تخمین شبه پارامتریک استوار در تعیین عوامل ناکارایی در نظام بانکی ایران: روش بوت‌استرپ

حمید کردبچه

استادیار دانشگاه بوعلی سینا hkord@basu.ac.ir

تاریخ دریافت: ۸۸/۶/۲۳ تاریخ پذیرش: ۸۹/۷/۲۷

چکیده

در طول دو دهه اخیر مطالعات کاربردی بسیاری برای ارزیابی دلایل ناکارایی در صنایع مختلف از یک روش شبه پارامتری دو مرحله‌ای موسوم به مدل توبیت استفاده نموده‌اند. کاربرد این روش برای نمونه‌های کوچک به دلیل امکان وجود تورش در نتایج آن، اخیراً مورد انتقاد بوده است. یک روش دو مرحله‌ای شبه پارامتریک بوت‌استرپ شامل دو الگوریتم منفرد و مضاعف را برای حل این مشکل ارائه نموده‌اند. این دو الگوریتم، تخمین‌های استوار و سازگاری را ارائه می‌نمایند. به‌علاوه، الگوریتم مضاعف تخمین‌های تورش زدایی شده از کارایی را نیز فراهم می‌کند.

این مقاله یکی از اولین مطالعات کاربردی روش مذکور است که شواهد تجربی جدیدی را برای این روش با استفاده از مجموعه داده‌هایی از نظام بانکی ایران برای دوره ۱۳۸۶- ۱۳۸۱ ارائه نموده است. یافته‌های این تحقیق، نتایج سیمار و ویلسون (۲۰۰۷) مبنی بر وجود تورش در نتایج روش رایج دو مرحله‌ای توبیت را تأیید می‌کند. به بیان دقیق‌تر، الگوریتم مضاعف نسبت به الگوریتم منفرد نتایج کاملاً متفاوتی را از تخمین‌ها و استنتاج آماری نشان می‌دهد که این خود وجود تورش و همبستگی سریالی را به‌عنوان یک مسئله مهم در روش دو مرحله‌ای توبیت تأیید می‌کند. مقایسه نتایج تخمین‌های ناکارایی و استنتاج آماری آن‌ها حاصل از الگوریتم مضاعف و روش پارامتری تک مرحله‌ای داده پانل (بتیس و کوئلی، ۱۹۹۵) که برای اولین بار در این تحقیق انجام شده است، تشابه زیاد این نتایج را نشان می‌دهد. این تشابه می‌تواند تأییدی بر مطالعه‌ی کوئلی (۲۰۰۰) باشد مبنی بر اینکه روش داده‌های پانل تک مرحله‌ای تخمین‌های بدون تورش و سازگاری را از عوامل ناکارایی ارائه می‌کند.

نتایج این تحقیق هم‌چنین نشان می‌دهند که بانک‌ها در ایران به‌طور کلی می‌توانند عملکرد خود را با حرکت به سمت خصوصی‌سازی، نگهداری دارائی‌های کم‌تر ریسکی و توجه به برخورداری از صرفه‌های مقیاس و صرفه‌های قلمرو به‌وسیله گسترش اندازه و نوع خدمات بهبود بخشند.

طبقه بندی JEL: C01, C02, C12, C19, C23,

کلید واژه: بانک، کارآیی فنی، بوت‌استرپ، بوت استرپ منفرد، بوت استرپ مضاعف، عوامل تعیین‌کننده ناکارآیی، مدل تک مرحله‌ای داده‌های ترکیبی، مدل توبیت، داده‌های سانسور شده و داده‌های منقطع

۱- مقدمه

ضعف یک بنگاه اقتصادی در حصول کارایی می‌تواند ناشی از عوامل متفاوتی باشد. سازمان و مدیریت، نوع مالکیت، درجه‌ی تمایز تولید و تفاوت شرایط محیطی از

www.SID.ir

مهم‌ترین این عوامل هستند (آل چیان[1] ۱۹۶۵ آل چیان و دمستز[2] ۱۹۷۲، کیوز[3] ۱۹۸۰ و گرین و مینز[4] ۱۹۹۱). مطالعات متعددی این موضوع را در صنعت بانکداری بررسی نموده‌اند[5]. اریف و کان[6] (۲۰۰۸)، لین و همکاران[7] (۲۰۰۵)، اسپیتا و گاریگا[8] (۲۰۰۴)، کازو و مالینوکس[9] (۲۰۰۳) و جکسون و فسی[10] (۲۰۰۰) از جمله مهم‌ترین مطالعاتی هستند که به بررسی عوامل مؤثر بر کارایی در صنعت بانکداری پرداخته‌اند. بسیاری از این مطالعات از روش دو مرحله شبه پارامتریک توبیت برای تجزیه و تحلیل عوامل مؤثر بر کارایی استفاده نموده‌اند. در این روش در مرحله‌ی اول نمرات کارایی بنگاه‌ها با استفاده از یک روش مرزی تخمین زده شده و سپس در مرحله‌ی دوم مقادیر ناکارایی بر روی مجموعه‌ای از متغیرهای توضیحی که معرف خصوصیات واحدها و شرایط محیطی‌اند با استفاده از روش رگرسیون با متغیر وابسته محدود شده (LDV) مانند روش توبیت برازش می‌شوند. استفاده از روش توبیت جهت اجتناب از تورش تخمین‌زن OLS به دلیل سانسور شده[11] بودن متغیر وابسته‌ی مرحله‌ی دوم است.

این روش نیز به دلیل تورش احتمالی ناشی از وابستگی سریالی متغیر وابسته که ممکن است همبستگی همزمان جملات اخلال را به دنبال داشته باشد و هم‌چنین به سبب وابستگی متغیرهای توضیحی با جزء اخلال و در نهایت به‌سبب استنتاج آماری غیر معتبر ناشی از خودهمبستگی جزء خطای مدل اخیراً مورد انتقاد بوده است. سیمار و ویلسون (۲۰۰۷) با استفاده از روش شبیه‌سازی بوت‌استرپ در دو الگوریتم تک مرحله‌ای و دو مرحله‌ای سعی در حل این مشکلات نموده‌اند. الگوریتم تک مرحله‌ای استناج آماری استوار را مورد هدف قرار داده و الگوریتم دوم با محاسبه تورش احتمالی در متغیر وابسته از طریق فرآیند بوت‌استرپ، به تعریف یک متغییر وابسته اصلاح شده پرداخته و سپس با کاربرد مجدد فرآیند بوت استرپ فاصله اطمینان استوار را محاسبه می‌کند.

1- Alchian.
2- Demsetz.
3- Caves.
4- Green and Mayes.
۵- برگر و همکاران (۱۹۹۳)، و برگر و هامفری (۱۹۹۷) و الدرویش۵ (۲۰۰۸) بیش از ۱۴۰ مطالعه انجام گرفته در ارزیابی عملکرد بانک‌ها و عوامل موثر بر آن‌ها را معرفی می‌کنند.
6- Ariff and Can.
7- Lin et al.
8- Spita- Escure and Garica – Cebrian.
9- Casue and Molyneux.
10- Jackson and Fethi.
11- Censord.

Archive of SID

www.SID.ir

مقاله‌ی حاضر یکی از اولین کاربردهای این روش در ادبیات سنجش عملکرد است که قصد دارد با کاربرد داده‌های بانکی ایران برای دوره‌ی ۱۳۸۶- ۱۳۸۱ به معرفی روش مذکور به جامعه علمی کشور بپردازد. این مقاله هم‌چنین نخستین مطالعه در مقایسه نتایج الگوریتم‌های فوق با نتایج مدل تک مرحله‌ای داده‌های پانل بتیس و کوئلی (۱۹۹۵) است که به‌عنوان روشی دیگر در حل مشکل تورش متغیر وابسته شناخته می‌شود. این مقایسه شواهد ارزنده‌ای در تشابه بین نتایج الگوریتم مضاعف و مدل تک مرحله‌ای داده‌های پانل بتیس و کوئلی (۱۹۹۵) برای مجموعه داده‌های مورد استفاده ارائه می‌نماید.

ساختار این مقاله به شرح ذیل است. در ادامه روش‌شناسی سنجش عوامل تعیین‌کننده کارایی مورد بررسی قرار گرفته و روش‌های پارامتری و ناپارامتری مرزی به اختصار مرور خواهند شد. داده‌های مورد استفاده در این مقاله و نتایج حاصل از تخمین مدل‌های توبیت، تک مرحله‌ای داده‌های پانل و الگوریتم‌های بوت‌استرپ در بخش‌های بعدی مورد بررسی و تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرند.

۲- روش‌شناسی

به‌دنبال مطالعات اولیه در سنجش پارامتریک کارایی (فارل[1]، ۱۹۵۷، ایگنر و چاو[2] ۱۹۶۸، افریت[3] ۱۹۷۲ ایگنر و همکارانش (۱۹۷۷) و ون دن بروک[4] (۱۹۷۷) یک یک تابع مرزی تصادفی با جزء خطای مرکب را برای اندازه‌گیری کارایی معرفی نمودند. پیت و لی[5] (۱۹۸۱) با ارائه یک مدل تابع مرزی تصادفی داده‌های ترکیبی به تکمیل مطالعات قبلی پرداختند. مفروض به یک تکنولوژی تولید کاب-داگلاس ساده شکل عمومی این تابع به‌صورت زیر می‌باشد:

$$\ln y_{it} = \alpha_0 + \sum_{k=1}^{n} \alpha_1 \ln x_{k,it} + v_{it} - u_{it} \quad i = 1, \dots, N, t = 1, \dots, T \qquad (۱)$$

در این رابطه y_{it} نشان دهنده ستانده بنگاه iام در دوره t و $x_{k,it}$ بیانگر نهاده kام بنگاه iام در دوره t می‌باشد. β نیز بردار $(K \times 1)$ ضرایب ناشناخته است که باید تخمین زده شوند و v_{it} معرف جزء خطای تصادفی است. u_{it} نیز بیانگر اثر کارایی فنی در مدل می‌باشد که مستقل از v_{it} فرض می‌شود. u_{it} به‌عنوان اثر ثابت بنگاه‌ها احتمالاً وابسته به خصوصیات بنگاه‌ها و متغیرهای محیطی می‌باشد. در این صورت برای کنترل

1- Farrell.
2- Aigner and Chu.
3- Afriat.
4- Van den Broeck.
5- Pitt and Lee.

Archive of SID

www.SID.ir

اثر ثابت، مدل مذکور از طریق مدل اثرات ثابت[1] قابل تخمین است. در غیر این‌صورت مفروض به تصادفی بودن u_{it} ، مدل فوق از طریق مدل اثرات تصادفی[2] قابل تخمین خواهد بود.

۳- مدل‌های توصیف نا کارایی

در نظریه‌ی اقتصاد تولید، تفاوت بین عملکرد بنگاه‌ها به دو بخش تفکیک می‌شود. بخشی از تفاوت بین عملکرد بنگاه‌ها به ناتوانایی آن‌ها در دسترسی به مرز تولید یا کارایی فنی بازگشته و بخشی نیز به نقصان انتخاب سبد بهینه نهاده‌ها بازمی‌گردد که کارایی تخصیصی[3] نامیده می‌شود. عدم توانایی یک بنگاه در فعالیت در مرز کارایی فنی اساساً به عوامل مدیریتی و سازمانی نسبت داده می‌شود. توانایی مدیریت یک بنگاه در حداکثر کردن ستاده‌ها برای یک سطح معین از نهاده‌ها اغلب تحت تأثیر متغیرهای برون‌زایی قرار دارد که توضیح دهنده شرایط محیطی و ویژگیهای خاص بنگاه می‌باشند. (در این مقاله از این پس مجموعه متغیرهای مذکور متغیرهای برونی[4] نامیده می‌شوند). به‌عنوان مثال همان‌طور که پیت و لی (۱۹۹۱) اشاره نموده‌اند، بنگاه‌های خارجی فعال در یک کشور نسبت به بنگاه‌های داخلی به دلیل تجربه بالاتر در مدیریت و ساختار سازمانی قوی‌تر اغلب کارامدتر هستند. از سوی دیگر چنین بنگاه‌هایی ممکن است به دلیل فعالیت در یک محیط بیگانه عملکرد ضعیف‌تری را نشان دهند. مطالعات کارایی مرزی بسیاری تلاش نموده‌اند که اثر متغیرهای مذکور را بر عملکرد بنگاه‌ها مورد تجزیه و تحلیل قرار دهند. این مطالعات اغلب اندازه‌های کارایی بنگاه‌ها را برآورد نموده و آن‌ها را روی مجموعه‌ای از متغیرهای مورد اشاره برازش می‌نمایند. بدین ترتیب از طریق کشف و تحلیل روابط بین اندازه‌های کارایی و متغیرها برونی توسط تخمین ضرایب مربوط به تحلیل علل عدم کارایی بنگاه‌ها می‌پردازند. این مطالعات به دو دسته روش‌های پارامتری و روش‌های شبه پارامتر یک تقسیم می‌شوند که در ادامه به بررسی اجمالی آن‌ها می‌پردازیم.

- **روش‌های پارامتری توصیف عوامل ناکارایی**: نخستین مطالعاتی که به نقش متغیرهای برونی در محاسبه کارایی توجه نمودند، مبتنی بر این فرض بودند که این عوامل برونی مستقیماً ستانده یک بنگاه را از طریق ساختار تابع مرزی تولید تحت تأثیر

1- Fixed Effect Model.
2- Random Effect Model.
3- Allocative Efficiency.
4- Nondiscretionary Inputs.

www.SID.ir

قرار می‌دهند. (پیت و لی ۱۹۸۱، اشمیت و سیکلس[1] ۱۹۸۴ و گوود و همکارانش ۱۹۹۳a). برای تحقق این فرض، متغیرهای برونی مستقیماً در جزء غیر تصادفی تابع تولید $f(x_i, \beta)$ منظور می‌شوند. چنین تعریفی از تابع تولید مبتنی بر این منطق ساده بود که لحاظ کردن متغیرهای برونی در جزء غیر تصادفی تابع تولید و توجه به آن‌ها به‌عنوان متغیرهای توضیحی می‌تواند به کنترل تفاوتهای بین بنگاه‌های مورد بررسی منجر گردد. مفروض به تابع مرزی تصادفی (۱) یک شکل ساده از مدل‌های مذکور به‌صورت زیر قابل تعریف است :

$$\ln y_{it} = x_{it}\beta + z_{it}\delta + v_{it} - u_{it} \qquad (۲)$$

در این رابطه z_{it} برداری از متغیرهای برونی مانند اندازه، سابقه فعالیت، موقعیت مکانی بنگاه و امثال آن است که عملکرد بنگاه را تحت تأثیر قرار می‌دهند. δ نیز بردار پارامترهای نامشخص متغیرهای مذکور بوده که به‌وسیله مدل تخمین زده می‌شوند. بقیه اجزاء نیز قبلاً تعریف شده‌اند. فرض اصلی این مدل آنست که z_{it} مانند x_{it} متغیرهای برون‌زا بوده و با جزء تصادفی کواریانس صفر دارند. بنابراین، متغیرهای مذکور ستانده را از طریق ساختار تابع تولید و نه از طریق اثر کارایی (که مستقل از آن فرض شده است.) تحت تأثیر قرار می‌دهند. لذا در این مدل، تفاوت در کارایی بنگاه‌ها کماکان بدون توضیح باقی خواهد ماند.

عالی و فلین[2] (۱۹۸۹) و کالیرجان[3] (۱۹۹۰) یک مدل دو مرحله‌ای را برای تخمین رابطه بین متغیرهای برونی و کارایی فنی مورد استفاده قرار دادند. در مرحله‌ی اول، تابع مرزی تولید برای تخمین عدم کارایی استفاده شده و سپس در مرحله‌ی دوم نمرات ناکارایی بر روی متغیرهای برونی z_{it} برازش می‌شوند. مقادیر ناکارایی تخمین زده شده که به‌عنوان متغیر وابسته در مرحله‌ی دوم استفاده می‌شوند محدود به صفر و یک می‌باشد. بنابراین استفاده از روش OLS برای تخمین این مدل با تورش همراه خواهد بود (گرین[4] ۲۰۰۳). به همین دلیل می‌توان از یکی از روش‌های رگرسیون با متغیر وابسته محدود شده[5] (LDV) مانند توبیت استفاده نمود. کاربرد روش دو مرحله‌ای فوق حتی در صورت استفاده از مدل توبیت به‌وسیله محققان بسیاری مانند دپرین و سیمار[6] (۱۹۸۹) کامبهاکار[7] و همکارانش (۱۹۹۱) ریف چندر و استونسون[1] (۱۹۹۱) و سیمار و

1- Schmidt and Sickles.
2- Ali and Flinn.
3- Kalirajan.
4- Greene.
5- Limited Dependent Variable.
6- Deprins and Simar.
7- Kumbhakar.

Archive of SID

www.SID.ir

و همکارانش (۱۹۹۴) مورد انتقاد بوده است. از دیدگاه ایشان مشکل اصلی مدل پارامتری دو مرحله‌ای فوق آنست که کاربرد آن مستلزم فرض استقلال متغیرهای توضیحی از متغیرهای برونی و بنابراین جزء اخلال است. در غیر این‌صورت پارامترهای تخمین زده شده در مرحله‌ی دوم که بر اساس نمرات ناکارایی تخمین زده شده در مرحله‌ی اول به‌دست می‌آیند با تورش خواهند بود. به‌علاوه یک ناسازگاری در فروض این مدل وجود دارد. زیرا اولاً برای تخمین ناکارایی در مرحله‌ی اول باید فرض نمود که جزء اخلال ترکیبی تصادفی است. در حالی‌که در مرحله‌ی دوم فرض می‌کنیم ناکارایی به‌عنوان بخشی از همان جزء تصادفی تابعی از متغیرهای برونی بوده و لذا برای کشف ضرایب تبعی، آن‌ها را بر روی متغیرهای مذکور برازش می‌کنیم. به‌منظور حل مشکلات مذکور دپرین و سیمار (۱۹۸۹) روش جدیدی را پیشنهاد نمودند. ایشان تابع تولید را به صورت زیر تعریف نمودند:

$$\ln y_{it} = f(\ln x_{it}, \beta) - u_i \qquad (۳)$$

در این مدل u_i اثرات ناکارایی است که فرض می‌شود بر طبق رابطه زیر وابسته به z_i است:

$$u_i = \exp(\gamma^T z_i) + e_i \qquad (۴)$$

به‌طوری‌که $e_i \sim N(0, \sigma^2)$. واضح است برای این‌که $u_i \geq 0$ باشد باید $e_i \leq \exp(\gamma^T z_i)$ باشد. با قرار دادن این رابطه در تابع تولید، یک مدل مرزی تصادفی یک مرحله‌ای ایجاد می‌شود. این روش مبتنی بر این فرض است که بنگاه‌ها دارای یک تابع تکنولوژی مشترک بوده که به‌وسیله تابع مرزی تولید معرفی می‌شود و عوامل محیطی تنها فاصله هر یک از بنگاه‌ها از مرز تولید را تعیین می‌کنند. ریف چیندر و استونسون (۱۹۹۱)، کامباکار و همکارانش (۱۹۹۱) سیمار و همکارانش (۱۹۹۴)، هانگ و لیو[2] (۱۹۹۴) و بتیس و کوئلی (۱۹۹۵) روش‌های تک مرحله‌ای جایگزینی دیگری نیز ارائه نمودند. مدل بتیس و کوئلی (۱۹۹۵) که امکان استفاده از داده‌های ترکیبی را فراهم می‌کند، ارائه کاملتری از این مدل‌ها است. توصیف این مدل بر اساس یک تکنولوژی تولید کاب داگلاس به شرح زیر است:

$$\ln y_{it} = \ln f(x_i, \beta) + v_i - [g(z_i, \gamma) + e_i] , \qquad (۵)$$

1- Reifschneider and Stevenson.
2- Huang and Liu.

Archive of SID

www.SID.ir

در این رابطه v_i یک متغیر تصادفی با تابع توزیع نرمال استاندارد می‌باشد. u_{it} یک متغیر تصادفی غیر منفی با تابع توزیع مستقل غیر یکسان نرمال منقطع[۱] در صفر با میانگین m_{it} و واریانس ثابت σ^2 است. میانگین توزیع u_{it} به‌عنوان تابع اثرات تصادفی به‌صورت $m_{it} = g(z_{it}, \delta)$ تعریف می‌شود. در این رابطه z_{it} یک بردار از متغیرهای برونی است که ممکن است کارایی بنگاه را در طول زمان متأثر نمایند. مفروض به یک تابع خطی برای u_{it} می‌توان نوشت:

$$u_{it} = z_{it}\delta + w_{it} \qquad (۶)$$

در معادله (۶)، w_{it} دارای تابع توزیع نرمال منقطع با میانگین صفر و واریانس σ^2 می‌باشد. همه پارامترهای تابع تولید مرزی تصادفی و مدل اثرات ناکارایی به‌طور همزمان با استفاده از تخمین حداکثر راستنمایی تخمین زده می‌شوند.[۲] ایشان روش حداکثر راستنمایی مبتنی بر تابع چگالی مشترک جمله خطای ترکیبی $(v_{it} - u_{it})$ را برای تخمین همزمان پارامترهای مرز تصادفی و مدل اثرات ناکارایی را به شرح زیر ارائه نمودند.

نسبت ستانده مشاهد شده به ستانده مرزی تصادفی به‌عنوان رایج‌ترین اندازه‌ی ستانده محور از کارایی فنی تعریف می‌شود. با توجه به تعریف ستانده مرزی تصادفی این نسبت را می‌توان به صورت زیر تعریف نمود:

$$TE_{it} = \frac{y_{it}}{\exp(x_{it}\beta + z_{it}\delta + v_{it})} = \frac{\exp(x_{it}\beta + z_{it}\delta + v_{it} - u_{it})}{\exp(x_{it}\beta + z_{it}\delta + v_{it})} = \exp(-u_{it}) \qquad (۷)$$

این نسبت ستانده بنگاه iام در دوره t را به ستانده‌ای که می‌تواند به‌وسیله یک بنگاه کاملاً کارامد با استفاده از همان نهاده‌ها تولید شود را اندازه‌گیری می‌کند. به‌منظور تخمین کارایی فنی به اطلاعاتی راجع به u_{it} نیاز داریم. مفروض به تابع منقطع نرمال[۳] اطلاعات راجع به u_{it} را در شکل تابع چگالی احتمال منقطع نرمال می‌توان به صورت زیر خلاصه نمود.

$$p(u_{it}|y_{it}) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_*^2}} \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma_*^2}(u_{it} - u_{it}^*)^2\right\} / \Phi\left[\frac{u_{it}^*}{\sigma_*^2}\right] \qquad (۸)$$

که در این رابطه $u_{it}^* = -(\ln y_{it} - x_{it}\beta + z_{it}\delta)\sigma_u^2/\sigma^2$ ، $\sigma_*^2 = \sigma_v^2\sigma_u^2 + \sigma^2$، $\sigma^2 = \sigma_v^2 + \sigma_u^2$ و $\Phi(.)$ تابع توزیع تجمعی (cdf) نرمال استاندارد است. این تابع pdf شرطی، اطلاعاتی درباره ارزش‌های احتمالی و غیراحتمالی u_{it} را بعد از این‌که در نمونه

1- Independently but not identically distributed as truncations at zero.

۲- تابع لگاریتم این مدل و مشتقات جزئی مرتبه‌ی اول در ضمیمه بتیس و کوئلی (۱۹۹۳) معرفی شده است.

3- Truncated normal.

Archive of SID

www.SID.ir

مورد بررسی، بنگاه iام در دوره t انتخاب شده و ستانده آن مشاهده شده است را ارائه می‌کند. بر اساس این تعریف، کارایی فنی، $TE_{it} = \exp(-u_{it})$، را می‌توان به روش‌های مختلفی تخمین زد. بتیس و کوئلی(۱۹۹۳) با استفاده از $p(u_{it}|y_{it})$ تخمین زیر را به‌عنوان کارایی فنی ارائه نمودند:

$$TE_{it} = E[\exp(-u_{it}) : \varepsilon_{it}] = \left\{\exp\left[-\mu_{it} + \frac{1}{2}\sigma_*^2\right]\right\}.\left\{\left[\frac{\mu_{it}}{\sigma_*} - \sigma_*\right]/\left[\frac{\mu_{it}}{\sigma_*}\right]\right\}, \quad (۹)$$

که در این رابطه $\gamma = \sigma_u^2/\sigma^2$ و $\mu_{it} = (1-\gamma)z_{it}\delta + \gamma\varepsilon_{it}$ است. پارامتر واریانس، γ ، ارزش بین صفر و یک داشته که تخمین آن امکان آزمون اعتبار تخمین ناکارایی فنی را میسر می‌کند. اگر این ضریب ارزش صفر اختیار کند، ناکارایی فنی، u_{it}، در مدل وجود نداشته که به معنای تبدیل مدل مذکور به تابعی است که در آن z_{it} مستقیماً در تابع تولید لحاظ می‌شود. $\gamma = 1$ نیز نشان دهنده آنست که تابع تولید فاقد جزء اخلال تصادفی می‌باشد.

– **روش‌های ناپارامتری توصیف عوامل ناکارایی** : روش‌های ناپارامتری مرزی در تعیین دلایل ناکارایی بنگاه‌ها اغلب به یک روش دو مرحله‌ای شبه پارامتری باز می‌گردند. این روش که مشابه روش دو مرحله‌ای پارامتری است شامل تخمین ناپارامتری نمرات کارایی در مرحله‌ی اول و برازش نمرات ناکارایی بر روی متغیرهای برونی در مرحله‌ی دوم می‌باشد. در این‌صورت علامت و مقادیر ضرایب تخمینی جهت و درجه‌ی تأثیر متغیرهای برونی بر ناکارایی را نشان می‌دهند. در این روش آزمون‌های فرضیه استاندارد نیز جهت ارزیابی قوت تخمین‌ها قابل استفاده خواهد بود. به خاطر آورید که مشکل اصلی در روش دو مرحله‌ای آنست که نمرات کارایی سانسور[1] شده می‌باشند. بنابراین روش‌های رایج رگرسیون نتایج با تورش و ناسازگار ارائه خواهد نمود. دو روش مدل‌های رگرسیون توبیت[2] و رگرسیون منقطع[3] برای حل مشکل متغیر وابسته سانسور شده قابل استفاده‌اند که در ادامه نکات مهم این دو روش مورد اشاره قرار می‌گیرد.[4]

یک مجموعه‌ای از مشاهدات $S_n = \{(x_i, y_i, z_i)\}, i = 1, \dots, n$ را که در آن $x \in R^+$ نهاده و $y \in R^+$ ستانده و $z \in R^+$ بردار متغیر برونی است را در نظر بگیرید.

1- Censored.
2- Tobit Regression.
3- Truncated Regression.

۴- برای جزئیات به گرین (۲۰۰۳) مراجعه کنید.

Archive of SID

www.SID.ir

سطح کارایی ستانده محور[1] بنگاه iام مفروض به یک مجموعه از متغیرهای برونی z_i را می‌توان به‌صورت زیر تعریف نمود:

$$\phi_i = \psi(z_i, \delta) + \varepsilon_i \geq 1, \qquad (۱۰)$$

که $\psi(.)$ یک تابع پیوسته یکنواخت ، δ بردار پارامترهایی ناشناخته است که باید تخمین زده شوند و ε_i یک متغیر تصادفی iid[2] است که مستقل از z_i فرض می‌شود. حال فرض کنید یک مدل ستانده محور DEA با استفاده از نهاده‌های اصلی بنگاه جهت تخمین مقادیر کارایی استفاده شده و بردار $\widehat{\phi}$ را که نمرات ناکارایی را فراهم نماید. مفروض به این‌که $\psi(z_i, \delta) = z_i\delta$ باشد می‌توان رگرسیون زیر را در مرحله‌ی دوم تخمین زد..

$$\widehat{\phi}_i = z_i\delta + \varepsilon_i \qquad (۱۱)$$

چون یک نسبت معناداری از نمرات کارایی سانسور شده‌اند یعنی برابر یک می‌باشند، تخمین OLS از رگرسیون فوق با تورش خواهد بود (گرین ۲۰۰۳). روش توبیت یا روش رگرسیون سانسور شده یک راه حل استاندارد برای چنین مشکلی است. در این روش فرض می‌شود که مشاهدات سانسور شده متغیر وابسته غیر قابل مشاهده بوده و لذا حذف می‌شوند. شکل استاندارد مدل رگرسیون سانسور شده به‌صورت زیر است:

$$\phi_i = \widehat{\phi}_i \text{ if } \widehat{\phi}_i > c_i \qquad (۱۲)$$

$$\phi_i = c_i$$

در این رابطه $\widehat{\phi}_i = z_i\delta + \varepsilon_i \sim NID(0, \sigma^2)$ است. با توجه به تعریف مدل (۱۰) توسط توبین (۱۹۵۸) این مدل، توبیت نامیده می‌شود. در این مدل نمرات ناکارایی سانسور شده بوده یعنی از سمت چپ محدود به مقدار ثابت c_i است.

معادله (۱۲) توضیح می‌دهد که اگر $\widehat{\phi}_i > c_i$ آن‌گاه نمره ناکارایی بنگاه iام در جامعه آماری (ϕ_i) همان مقدار ناکارایی تخمین زده شده ($\widehat{\phi}_i$) خواهد بود و در غیر این‌صورت نمره ناکارایی معادل مقدار c_i می‌شود. در روش جایگزین دیگر که روش توزیع منقطع نامیده می‌شود، $\phi_i = \widehat{\phi}_i$ خواهد بود اگر $\widehat{\phi}_i > c_i$ باشد و در غیر این‌صورت($\widehat{\phi}_i = c_i$) هیچ مشاهده‌ای در نظر گرفته نمی‌شود. به‌عبارت دیگر متغیرهای سمت راست تنها در صورتی قابل دسترس هستند که متغیر وابسته مشاهده شود. بنابراین در رگرسیون منقطع برای مشاهده سانسور شده هم از داده‌های سمت راست و

1- Output Orientation.
2- independently and Identically Distributed.

www.SID.ir

هم از داده‌های سمت چپ صرف‌نظر می‌شوند. بنابراین، نسبت به مدل رگرسیون کلاسیک هر دو مدل توبیت و منقطع بخشی از اطلاعات مربوط به متغیر وابسته را از دست می‌دهند. در حالت مدل توبیت، اگر چه بخشی از اطلاعات درباره متغیر وابسته از دست میرود اما اطلاعات متغیرهای سمت راست برای چنین مشاهداتی وجود داشته و مشاهده می‌شوند. در حالت مدل رگرسیون منقطع، برای برخی از مشاهدات نه متغیرهای سمت راست و نه متغیرهای سمت چپ در نظر گرفته نمی‌شوند. بنابراین از دست دادن اطلاعات در مدل رگرسیون منقطع شدید خواهد بود. مدل‌های توبیت و منقطع معمولاً با استفاده از حداکثر راستنمایی تخمین زده می‌شود.

مطالعات کاربردی بسیاری روش‌های دو مرحله‌ای شبه پارامتریک مورد اشاره را برای توضیح تفاوت بین کارایی بنگاه‌های اقتصادی به‌کار برده‌اند. با وجود این، اخیراً کاربرد این روش‌ها به‌خاطر احتمال تورش و ناسازگاری تخمین‌ها مورد انتقاد بسیار بوده است. همان‌طور که کوئلی و همکارانش (۱۹۹۸) اشاره نموده‌اند، این روش‌ها به‌دلیل همبستگی شدید بین جملات خطا و متغیرهای توضیحی احتمالاً تخمین‌زن‌های با تورش می‌باشند. به‌علاوه اکس و هانگر (۱۹۹۹) نشان دادند به‌دلیل این‌که نمرات کارایی به‌دست آمده از مدل DEA وابستگی ذاتی به یکدیگر دارند، در این تخمین‌ها منبع دیگری از ناسازگاری وجود خواهد داشت. این مشکل در یک نمونه محدود، ناشی از این حقیقت است که هر تغییری در یکی از مشاهداتی که مرز کارایی را تعریف نموده‌اند نمرات کارایی بنگاه‌های دیگر را تحت تأثیر قرار می‌دهند. در این صورت برای هر یک از واحدها، جمله اخلال در مرحله‌ی دوم با مشاهدات مربوط به واحدهای دیگر وابسته خواهد بود. به عبارت دیگر هنگامی که در یک مدل رگرسیون به درستی تصریح شده متغیر وابسته نتایج حاصل از مدل DEA باشند چون اندازه‌ی کارایی هر بنگاه به‌وسیله عملکرد سایر بنگاه‌ها متأثر می‌شود لذا مسئله همبستگی همزمان[1] جملات اخلال محتمل خواهد بود. اکس و هانگر (۱۹۹۹) ، هیچبرگ و لوید[2] (۲۰۰۲) و سیمار و ویلسون (۲۰۰۷) از روش بوت‌استرپ برای حل این مسئله و حصول استنتاج آماری استوار[3] استفاده نمودند. اکس و هانگر (۱۹۹۹) تخمین‌های OLS را برای مدل دو مرحله‌ای بر مبنای روش بوت‌استرپ[4] ساده پیشنهادی توسط فریبر و هیچبرگ[1]

1- Contemporaneous correlation.
2- Hirschberg and Lloyd.
3- Robust.
۴- فرآیند بوت‌استرپ یک روش کامپیوتر محور بر مبنای بازنمونه‌گیری (resampling) با جایگزینی از مجموعه داده‌های اصلی برای حصول استنتاج آماری معتبر است. به عبارت دقیق‌تر فرآیند بوت‌استرپ با استفاده از داده‌های موجود به

www.SID.ir

(۱۹۹۷) استفاده نمودند. آن‌ها نشان دادند که خودهمبستگی بین جملات خطا به دلیل همبستگی نمرات کارایی به یکدیگر با استفاده از متد بوت‌استرپ مجانباً از بین می‌رود. سیمار و ویلسون (۱۹۹۹a و۱۹۹۹b) نشان دادند که روش بوت‌استرپ پیشنهاد شده به‌وسیله فریبر و هیچبرگ (۱۹۹۷) تخمین‌های سازگاری از مدل دو مرحله‌ای ارائه نمی‌کنند. بنابراین، ایشان روش تخمین و استنتاج جایگزینی را با استفاده از روش‌های بوت‌استرپ در دو الگوریتم منفرد و مضاعف بر مبنای یک مدل رگرسیون منقطع پیشنهاد نمودند (سیمار و ویلسون۲۰۰۷). مهم‌ترین انتقاد ایشان به مطالعات قبلی این بود که این مطالعات از روش بوت‌استرپ ساده[۲] استفاده نموده‌اند که ناتوان از تدارک تخمین‌های سازگار است. به عبارت دیگر در این مطالعات فرآیند بوت‌استرپ براساس کل قالب یا غلاف داده صورت می‌پذیرد. آن‌ها نشان دادند چنین فرآیندی از بوت‌استرپ برای روش دو مرحله‌ای مناسب نمی‌باشد. به‌عبارت دیگر هنگامی‌که متغیرهای توضیحی در یک مدل رگرسیون معین و ثابت هستند و متغیر وابسته تابعی از این مقادیر ثابت می‌باشد، لذا تنها جنبه تصادفی بودن این مدل جزء خطای آن خواهد بود که در فرآیند بوت‌استرپ باید بازنمونه‌گیری شود. بنابراین سیمار و ویلسون (۲۰۰۷) یک روش بوت‌استرپ یکنواخت[۳] را در دو الگوریتم زیر جهت تعریف انحراف معیار بوت‌استرپ[۴] و تخمین کارایی تورش زدایی شده ارائه نمودند.

شبیه‌سازی مجموعه‌های متعدد داده‌ها و تولید آماره‌های متعدد به تخمین تابع توزیع این آماره‌ها پرداخته که بر این اساس امکان استنتاج آماری معتبر فراهم می‌شود.

1- Ferrier and Hirschberg.

2- Naive Bootstrap.

۳- روش بوت استرپ یکنواخت (smooth bootstrap) روش بازنمونه‌کیری است که در آن تولید مجموعه داده‌ها بر اساس اضافه کردن یک مقدار تصادفی کوچک که دارای تابع توزیع با میانگین صفر (اغلب نرمال) می‌باشد به هر مشاهده باز نمونه پی‌گیری شده انجام می‌گیرد.

4- Bootstrap standard error.

Archive of SID

www.SID.ir

الگوریتم ۱: بوت‌استرپ منفرد

این الگوریتم شامل گام‌های زیر است:

۱- استفاده از داده‌های اصلی در S_n برای تخمین ϕ_i برای همه $i=1,\ldots,n$ به‌وسیله روش DEA.

۲- تخمین $\widehat{\phi}_i = z_i\delta + \varepsilon_i$ به‌وسیله روش حداکثر راستنمایی برای محاسبه‌ی $\widehat{\delta}$ و $\widehat{\sigma}$ مفروض به توزیع نرمال منقطع

۳- اجرای فرآیند بوت‌استرپ روی ε برای به دست آوردن L_1 مجموعه از تخمین‌های بوت‌استرپ $\widehat{\delta}$ و $\widehat{\sigma}$. یعنی: $A=\left\{\left(\widehat{\delta}^*,\widehat{\sigma}^*\right)_b\right\}, b=1,\ldots,L_1$. برای این هدف، باید یک حلقه روی سه مرحله زیر L_1 بار انجام داد.

۳-۱- استخراج ε_i از یک توزیع نرمال چپ- منقطع در نقطه $(1\text{-}z_i\widehat{\delta})$ برای هر $i=1,\ldots,n$ با واریانس $\widehat{\sigma}^2$

۳-۲- محاسبه $\phi_i^* = z\widehat{\delta} + \varepsilon_i$ برای هر یک از $i=1,\ldots,n$.

۳-۳- استفاده از حداکثر راستنمایی برای تخمین رگرسیون منقطع ϕ_i^* روی z_i جهت به دست آوردن تخمین‌های $\left(\widehat{\delta}^*,\widehat{\sigma}_\varepsilon^*\right)$

اکنون با استفاده از تخمین‌های بوت‌استرپ، A، که در مرحله‌ی سوم به دست آمده‌اند می‌توان انحراف معیار بوت‌استرپ و آماره‌های مورد نیاز مانند آماره‌ی t را تعریف نمود، و بر این اساس استنتاج آماری قابل اطمینان را فراهم نمود. انحراف معیار بوت‌استرپ به عنوان خطای معیار استاندارد یک تخمین زن برای مجموعه داده‌های استنتاج شده از فرآیند بوت‌استرپ به دست می‌آید. این روش اگر چه به بهبود استنتاج آماری منجر می‌شود اما امکان وجود تورش در تخمین $\widehat{\phi}_i$ مورد اشاره به‌وسیله فریبر و هیچبرگ (۱۹۹۷) را مورد توجه قرار نمی‌دهد. بر اساس تعریف این تورش عبارت است از :

$$\text{BIAS}\left(\widehat{\phi}_i\right) = \text{E}\left(\widehat{\phi}_i\right) - \phi_i \qquad (۱۳)$$

که تخمین ϕ_i نیز می‌تواند به‌صورت زیر تعریف شود:

$$\widehat{\phi}_i = \text{E}\left(\widehat{\phi}_i\right) + u_i \qquad (۱۴)$$

u_i جزء تصادفی با $\text{E}(u_i) = 0$ می‌باشد. مفروض به این‌که $\widehat{\phi}_i$ یک تخمین زننده سازگار باشد، u_i به‌طور مجانبی قابل اغماض بوده و لذا می‌توان نوشت:

$$\widehat{\phi}_i\text{-BIAS}\left(\widehat{\phi}_i\right)_i = \phi_i = z_i\delta + \varepsilon_i \qquad (۱۵)$$

Archive of SID

www.SID.ir

افرون و تیب شیرانی (۱۹۹۸) نشان دادند تفاوت بین میانگین انتظاری تخمین محاسبه شده بر اساس فرایند بوت‌استرپ ($\hat{\hat{\phi}}_i$) و $\hat{\phi}_i$ را می‌توان به عنوان یک تخمین خوب از مقدار تورش تعریف نمود. یعنی:

$$\widehat{BIAS}(\hat{\phi}_i) = \hat{\phi}_i - \hat{\hat{\phi}}_i \qquad (۱۶)$$

در این رابطه $\widehat{\text{BIAS}}(\hat{\phi}_i)$ نشان دهنده تورش تخمین، $\hat{\hat{\phi}}_i$ معرف کارایی فنی تورش زدایی شده و $\hat{\phi}_i$ نیز کارایی فنی تخمین زده شده توسط روش ناپارامتری DEA است. واضح است که چون $\hat{\phi}_i$ هرگز از مرز تولید عبور نمی‌کند لذا تورش همواره رو به پایین خواهد بود.[۱] چون این انتظار وجود دارد که تخمین δ_i بر اساس $\hat{\hat{\phi}}_i$ از نظر آماری از $\hat{\phi}_i$ کارآمدتر باشد، سیمار و ویلسون (۲۰۰۷) هم‌چنین یک الگوریتمی دوگانه به شرح ذیل را برای تخمین این تورش مبتنی بر بوت‌استرپ پیشنهاد نمودند و بر اساس آن الگوریتم ۱ را مجدداً تکرار و یک تخمین تورش زدایی شده از ϕ_i برای i=1,…,n ارائه کردند.[۲]

الگوریتم ۲: بوت‌استرپ مضاعف

این الگوریتم نیز شامل گام‌های زیر است:

استفاده از داده‌های اولیه در S_n برای تخمین $\hat{\phi}_i$ برای i=1,…,n با استفاده از یک روش ناپارامتری

تخمین $\hat{\phi}_i = z_i\delta + \varepsilon_i$ به وسیله روش حداکثر راستنمایی برای حصول ضرایب ناشناخته مدل مفروض به تابع توزیع نرمال منقطع

حلقه روی چهار مرحله‌ی ۳.۱ تا ۳.۴ به مقدار L_2 دفعه برای به دست آوردن n مجموعه از تخمین‌ها از روش بوت‌استرپ $\beta_i = \{\hat{\phi}^*_{ib}\}, b = 1, \dots, L_2$

۳.۱- برای هر یک از ε_i ،i=1,..,n از یک توزیع نرمال چپ- منقطع در نقطه (1- $z_i\hat{\delta}$) با واریانس $\hat{\sigma}^2_\varepsilon$ استخراج می‌شود.

۳.۲- $\phi^*_i = z_i\hat{\delta} + \varepsilon_i$ دوباره برای i=1,…,n محاسبه می‌شود.

۳.۳- مجموعه‌ی ستانده‌ها در داده‌های اصلی به صورت $y^*_i = y_i(\hat{\phi}_i/\phi^*_i)$ اصلاح می‌شود.

۱- تورش روبه پایین (Downward Bias) یعنی میانگین انتظاری یک تخمین‌زن کم‌تر از ارزش پارامتر در جامعه‌ی آماری باشد. برای آشنایی مقدماتی با فرآیند بوت استرپ به افرون و تیب شیرانی (۱۹۹۸) مراجعه کنید.

۲- برای آشنایی مقدماتی با فرآیند بوت استرپ به افرون و تیب شیرانی (۱۹۹۸) مراجعه کنید.

Archive of SID

www.SID.ir

۳.۴- ϕ_i^* را برای $i=1,\ldots,n$ با استفاده از یک مدل ناپارامتری مرزی تخمین زده می‌شود. (واضح است در این تخمین از ستانده y_i^* که تورش زدائی شده است استفاده می‌کنیم.)

۱- تخمین تورش زدایی شده‌ی کارایی به عنوان $\widehat{\bar{\phi}}_i = 2\widehat{\phi}_i - \widehat{\bar{\phi}}_i^*$ محاسبه می‌شود. در این رابطه‌ی $\widehat{\bar{\phi}}_i^*$ متوسط بوت‌استرپ $\widehat{\phi}_i^*$ است.

۲- $\widehat{\phi}_i = z_i\delta + \varepsilon_i$ با استفاده از روش حداکثر راستنمایی مفروض به تابع توزیع نرمال برای به دست آوردن $\widehat{\delta}$ و $\widehat{\sigma}$ تخمین زده می‌شود.

۳- برای به دست آوردن یک مجموعه از تخمین‌های بوت استرپ δ و σ یعنی $\Omega = \left\{\left(\widehat{\delta}^*, \widehat{\sigma}^*\right)_b\right\}, b = 1, \ldots, L_3, L_3$ بار روی ε فرایند بوت‌استرپ را به شرح ذیل انجام می‌دهیم.

۶.۱- برای $i=1,\ldots,n$، ε را از یک تابع توزیع نرمال چپ- منقطع با واریانس $\widehat{\sigma}_\varepsilon^2$ در نقطه $(1\text{-}z_i\widehat{\delta})$ استخراج می‌کنیم.

۶.۲- دوباره $\phi_i^{**} = z_i\widehat{\delta} + \varepsilon_i$ را برای $i=1,\ldots,n$ محاسبه می‌کنیم.

۶.۳- رگرسیون منقطع ϕ_i^{**} را روی z_i با استفاده از روش حداکثر راستنمایی جهت محاسبه تخمین‌های بوت‌استرپ $(\widehat{\delta}^*, \widehat{\sigma}^*)$ برازش می‌کنیم.

بعد از اجرای این الگوریتم با تعداد تکرار کافی، می‌توان تخمین‌ها و استنتاج آماری معتبرتری را نسبت به روش توبیت و روش بوت‌استرپ تک مرحله‌ای به دست آورد.

انتخاب تعداد تکرار در فرآیند شبیه سازی بوت‌استرپ یک نکته‌ی مهم می‌باشد. با توجه به این‌که اجرای روال بوت‌استرپ یک فرآیند به شدت زمان‌بر حتی با استفاده از کامپیوترهای پیشرفته می‌باشد بنابراین انتخاب تعداد تکرارها همواره یک مسئله مهم تلقی می‌شود. افرون و تیب شیرانی[1] (۱۹۹۸) نشان داده‌اند که بهبود توزیع بوت‌استرپ به عنوان یک تخمینی از توزیع حقیقی در بیش‌تر مواقع برای $L>1000$ بسیار ناچیز است. سیمار و ویلسون (۲۰۰۷) به منظور فراهم کردن اطلاعات بیش‌تر جهت ساخت یک توزیعی تجربی برای تخمین فاصله اطمینان عدد ۲۰۰۰ را برای L_1 و L_3 پیشنهاد نمودند. هم‌چنین برای تخمین تورش $L_2 = 100$ در نظر گرفتند.

1- Efron and Tibshirani.

Archive of SID

www.SID.ir

۴- توصیف داده‌ها

چارچوب نظری فوق برای یک مجموعه از داده‌های ترکیبی[۱] متشکل از بانک‌های تجاری ایران در طول دوره ۱۳۸۶-۱۳۸۱ مورد بررسی و ارزیابی قرار گرفته است. بانک‌های مورد بررسی در این مطالعه شامل ۸ بانک دولتی و ۴ بانک خصوصی هستند[۲]. بانک‌های دولتی شامل بانک‌های ملی، سپه، صادرات، ملت، تجارت، رفاه کارگران، کشاورزی، مسکن و بانک‌های خصوصی شامل اقتصاد نوین، کارآفرین، سامان و پارسیان می‌باشند. در سال ۱۳۸۶ مجموع ۱۲ بانک مورد اشاره با تعداد ۱۶۴۴۹ شعبه فعالیت می‌نموده‌اند که ۹۷/۱ درصد متعلق به بانک‌های دولتی و تنها ۲/۹ درصد خصوصی بوده‌اند[۳]. در مجموعه‌ی نظام بانکی کشور در سال ۱۳۸۶ بانک ملی با ۱۹/۸ درصد از کل شعب بزرگ‌ترین بانک کشور و بانک کارافرین با ۰/۴ درصد کوچک‌ترین بانک بوده است. این در حالی است که بانک‌های دولتی ۹۵/۸۵ درصد نیروی کار، ۹۴/۳ درصد هزینه‌ها، ۹۰/۵ از درآمدها، ۸۶ درصد از سپرده‌ها و ۸۸/۲ درصد از وام و تسهیلات اعطایی در نمونه مورد بررسی را به خود اختصاص داده‌اند.

از مباحث قبل می‌دانیم انتخاب نهاده‌ها و ستانده‌ها در مدل‌های مرزی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. برای تعریف یک چارچوب مناسب در تعریف نهاده و ستاده نظام بانکی، تلاش‌های بسیاری توسط محققان انجام شده است. نتیجه این تلاش‌ها تعریف دو روش واسطه‌ای[۴] و تولید در تعیین داده‌ها و ستاده‌های نظام بانکی است. در روش واسطه‌ای، بانک، واسطه مالی در نظر گرفته شده که وجوه را از سپرده‌گذاران دریافت نموده و در اختیار متقاضیان قرار می‌دهند. در این روش نهاده‌ها بر اساس هزینه‌های نیروی کار، سرمایه همراه با هزینه‌های بهره‌ای و حجم سپرده‌ها و ستاده نیز بر اساس حجم مبادلات، وام‌های اعطایی و سرمایه‌گذاری‌ها و حتی سپرده‌ها قابل تعریف هستند. کاسویا[۵] (۱۹۸۶) آلی[۶] و همکاران(۱۹۹۰ و۱۹۸۸))، الیاسینی و مهدیان (۱۹۹۲) ، یو[۷] (۱۹۹۲)، گرابوسکی[۸] (۱۹۹۳) و فوکویاما[۹] (۱۹۹۵) از مهم‌ترین مطالعات استفاده کننده کننده از روش واسطه‌ای هستند. در روش تولید بانک‌ها به‌عنوان یک بنگاه تولیدی عمل نموده که نهاده‌های کار و سرمایه را برای تولید درآمدهای بهره‌ای و غیر بهره‌ای استفاده

1- Panel Data.

۲- برای دوره مطالعاتی مورد استفاده در این مقاله خصوصی سازی هیچ‌کدام از بانک‌های دولتی آغاز نشده بود.

۳- گزارش عملکرد نظام بانکی کشور در سال ۱۳۸۶.

4- Intermediation Approach.
5- Kasuya.
6- Aly.
7- Yue.
8- Grabowski.
9- Fukuyama.

Archive of SID

www.SID.ir

می‌کنند. شرمن و گلد[1] (۱۹۸۵) کیوکاس و واسیلوگ‌لو[2] (۱۹۹۰) برگ و همکاران[3] (۱۹۹۱) و کامنهو و دیسون[4] (۱۹۹۹) از جمله مهم‌ترین مطالعات در استفاده از روش تولید هستند.[5]

این مطالعه به پیروی از غالب مطالعات انجام شده در بررسی و تحلیل عملکرد نظام بانکی[6]، روش واسطه‌ای را در تعریف ستانده و نهاده دنبال می‌کند. هم‌چنین به پیروی از یو (۱۹۹۲)، الیاسینی و مهدیان (۱۹۹۲)، کرابوسکی (۱۹۹۳) و فوکویاما (۱۹۹۵) سپرده، سرمایه و نیروی کار به‌عنوان نهاده و وام‌های پرداختی و مشارکت بانک‌ها در سرمایه‌گذاری‌ها به‌عنوان ستاده در نظر گرفته شده‌اند. تعداد کارکنان شاغل در هر بانک به‌عنوان نهاده کار، ارزش پولی دارایی‌های ثابت هر بانک به‌عنوان سرمایه و مجموع سپرده‌ها در نزد هر بانک به‌عنوان منبع اصلی وام‌های پرداختی و سرمایه‌گذاری‌های آن بانک نیز به‌عنوان نهاده سپرده در نظر گرفته شده‌اند. تخمین پارامتریک تابع تولید مستلزم تعریف یک ستانده منفرد در مدل می‌باشد. از طرف دیگر با توجه به محدودیت روش تحلیل پوششی داده‌ها در تعریف تعداد واحدهای موجود در نمونه‌ی مورد بررسی که حداقل لازم است سه برابر مجموع تعداد ستانده و نهاده‌های انتخابی باشد (کوپر ۱۹۹۹)، مجموع وام‌ها و مشارکت‌های هر بانک به‌عنوان ستانده منفرد در نظر گرفته شده است. جدول (A1) تصویری از میانگین و انحراف معیار متغیرهای مفروض برای نظام بانکی کشور را به تفکیک سالانه نمایش می‌دهد.

برای تحلیل منابع ناکارایی فنی بانک‌ها، داده‌های مربوط به متغیرهای برونی به‌عنوان دلایل بالقوه ناکارایی به مجموعه داده‌های مورد استفاده در این تحقیق اضافه شده است. در نظریه‌ی اقتصاد تولید تفاوت بین عملکرد بنگاه‌های فعال در یک صنعت که از تکنولوژی یکسان برخوردارند، بالقوه به عوامل متعددی وابسته است که اغلب به شرح زیر طبقه بندی می‌شوند: (کیوز و کریستنسن[7] (۱۹۸۰) و گرین و میز[8] (۱۹۹۴)

- عوامل سازمانی و مدیریتی مانند اندازه‌ی بنگاه، ساختار مالکیت، ریسک فعالیت، ویژگی و خصوصیات مدیریت و نیروی انسانی.
- سیاست‌ها و استراتژی‌های بنگاه مانند تمایز تولید، تبلیغات ، R&D و نوآوری.

1- Sherman and Gold.
2- Giokas and Vassiloglou.
3- Berg.
4- Camanho and Dyson.
۵- برای مرور مطالعات انجام شده در باره عملکرد نظام بانکی مراجعه کنید به و برگر و هامفری (۱۹۹۲و ۱۹۹۷).
۶- احمد الدرویش (۲۰۰۸)، ص ۵۷.
7- Caves and Christensen.
8- Green and Mayes.

Archive of SID

www.SID.ir

- شرایط ساختار بازار مانند درجه‌ی تمرکز بازار، شدت رقابت و قدرت انحصاری بنگاه

- عوامل برونی مانند شرایط جغرافیایی، موقعیت و شبکه

لحاظ نمودن همه این عوامل در مدل‌های مورد بررسی برای ارائه یک تجزیه و تحلیل دقیق از دلایل تفاوت کارایی بانک‌ها به دلیل نقصان داده‌ها امکان‌پذیر نیست . با وجود این در این تحقیق سعی شده است متغیرهای اصلی در هر یک از گروه‌های فوق به شرح زیر استفاده شده است.

ساختار مالکیت: اثر ساختار مالکیت بر عملکرد همواره مورد توجه محققان بوده است. به‌طوری که مالکیت دولتی اغلب به‌عنوان یکی از عوامل ناکارایی بنگاه‌ها تلقی می‌شود. (آلچیان[1]، ۱۹۶۵). فقدان انگیزه کافی جهت بهبود عملکرد در بنگاه‌های دولتی مهم‌ترین دلیل این باور در نزد محققان است. با وجود این نمی‌توان انکار کرد که بنگاهای دولتی از مزایایی مانند حمایت‌های دولت، امتیازات و دسترسی به منابع مالی و امثال آن برخوردارند که این می‌تواند بهبود عملکرد بنگاه را موجب شود. با وجود این در صورت کنترل اثرات مزایای بنگاه‌های دولتی می‌توان گفت که مالکیت دولتی با کارایی رابطه‌ای معکوس دارد.

آموزش نیروی انسانی: یکی از عوامل بسیار مهم در بهبود عملکرد واحدهای اقتصادی توانایی نیروی کار است. توانایی نیروی کار تحت تأثیر سطوح آموزش و مهارت‌های ایشان قرار دارد. بر این اساس می‌توان فرض نمود که با افزایش سطح آموزش نیروی کار، توانایی ایشان در انجام بهتر وظایفشان افزایش یافته و بنابراین عملکرد بنگاه بهبود خواهد یافت. در این مطالعه برای ارزیابی اثر آموزش بر کارایی از شاخص نسبت تعداد کارکنان دارای مدرک کارشناسی و بالاتر هر بانک به کل نیروی انسانی شاغل در بانک استفاده می‌شود.

اندازه‌ی بنگاه: در صورتی که با افزایش اندازه‌ی تولید یک بنگاه هزینه هر واحد محصول کاهش یابد بنگاه از صرفه مقیاس[2] برخوردار بوده و کارامدتر تلقی می‌شود. بنابراین وجود صرفه‌های مقیاس به معنای تأثیر مثبت اندازه بر عملکرد بنگاه است. از سوی دیگر بنگاه‌های بزرگ‌تر از سهم بازاری و بنابراین قدرت بازاری بیش‌تری برخوردار بوده که این نیز امکان برتری نسبی بر رقبا و استفاده از مزیت حرکت اول و رهبری را فراهم می‌نماید. در نظریه‌ی اقتصاد تولید و سازمان‌های صنعتی ثابت می‌شود که وجود

1- Alchian.
2- Economies of Scale.

www.SID.ir

چنین مزیتی برای یک بنگاه در یک بازار انحصار چند جانبه حتی در صورتی که ساختار هزینه این بنگاه با بنگاه‌های دیگر یکسان باشد عملکرد بهتری را نتیجه می‌دهد (تیرول[1]،۱۹۹۵). در این مطالعه از نسبت سالانه دارائی‌های یک بانک به مجموع دارائی‌های بانک‌های موجود در نمونه به‌عنوان شاخص اندازه‌ی بانک استفاده شده است.

ریسک دارایی‌ها: دارایی‌های بانک‌ها از لحاظ ریسک به چهار نوع تقسیم می‌شوند. دارایی‌های نوع اول شامل دارائی‌های نقد، بخشی از مطالبات از بانک مرکزی، مطالبات از بانک‌ها و مؤسسات اعتباری، اوراق مشارکت و سایر اوراق مشابه و اقلام در راه می‌باشد. این دارائی‌ها نسبت به سایر دارائی‌ها از درجه‌ی نقدینگی بالاتری برخوردارند. لذا، نسبت سالانه این دارائی‌ها به مجموع دارائی‌های بانک می‌تواند درجه‌ی ریسک موجود در فعالیت هر بانک تلقی شده به‌طوری که هر چه این نسبت بزرگ‌تر باشد ریسک دارایی‌ها پایین‌تر است. در نظریه‌ی اقتصاد مالی توضیحی صریح راجع به نحوه تأثیر این متغیر بر روی عملکرد بنگاه وجود ندارد. تعدادی از مطالعات نشان داده‌اند که ریسک کم‌تر در عملیات بانکی به دلیل نکول کم‌تر تسهیلات پرداختی می‌تواند موجب بهبود عملکرد بانک گردد. در مقابل مطالعات دیگری نیز نشان داده‌اند که ریسک پذیری بالاتر همراه با درآمد بیش‌تر بوده و عملکرد کارامدتر را موجب می‌شود. (جکسون و فسی[2] ۲۰۰۰).

تمایز تولید[3] یکی دیگر از عوامل مؤثر بر کارآیی است. تمایز تولید به معنای تنوع بخشی به محصولات یک بنگاه از طریق ارائه محصولات مشابه یا تکمیلی مانند خدمات بعد از فروش می‌باشد. به‌عنوان مثال امکان دریافت خدمات ارزی در کنار خدمات ریالی در یک بانک از جمله مصادیق تمایز تولید است. تمایز تولید از دو طریق منجر به بهبود عملکرد بنگاه فعال در یک بازار انحصار چند جانبه می‌شود. از یک سو سبب جلوه‌ی متفاوت‌تر محصول نسبت به محصولات عرضه شده به‌وسیله بنگاه‌های رقیب شده که این خود کشش تقاضای محصول بنگاه را کاهش می‌دهد. از سوی دیگر این امکان فراهم می‌شود که بنگاه بتواند از صرفه‌های قلمرو[4] برخوردار گردد. بنابراین، با افزایش درجه‌ی تمایز تولید یک بنگاه، عملکرد نسبی او بهبود خواهد یافت. (تیرول، ۱۹۹۵). در این تحقیق، نسبت معاملات ارزی به مجموع تسهیلات به‌عنوان شاخصی برای توضیح تمایز تولید در نظر گرفته شده است. بزرگ‌تر بودن این نسبت می‌تواند نشانه تنوع بیشتر در خدمات ارائه شده توسط یک بانک باشد.

1- Tirol.
2- Jackson and Fethi.
3- Product Differentiation.
4- Economies of Scope.

Archive of SID

www.SID.ir

درجه‌ی تمرکز[1] بیانگر شدت تراکم یا درجه‌ی کنترل بازار توسط بنگاه‌های اصلی در یک صنعت است. شدت تمرکز بالاتر بیانگر ساختار بازار انحصاری‌تر یعنی رقابت کم‌تر است. تمرکز بالاتر از یک سو از طریق رقابت کم‌تر می‌تواند باعث عملکرد ضعیف‌تر بنگاه‌ها شود و از سوی دیگر به سبب ایجاد قدرت بازاری برای بنگاه عملکرد او را بهبود خواهد بخشید. بدین ترتیب نوع تأثیر رابطه این متغیر با عملکرد بنگاه‌ها مبهم است. درجه‌ی تمرکز یک صنعت با استفاده از شاخص‌های متعددی قابل سنجش است. شاخص هرفیندال- هیروشمن از مهم‌ترین شاخص‌های سنجش تمرکز[2] می‌باشد که به‌صورت $HHI=\sum_{i=1}^{n} s_i^2$ تعریف می‌شود. در این رابطه n تعداد بنگاه‌ها و s سهم بازاری هر بنگاه را نشان می‌دهد. برای تعریف این شاخص از نسبت سالانه تسهیلات و سرمایه‌گذاری هر بانک به کل تسهیلات و سرمایه گذاری بانک‌های نمونه استفاده نموده‌ایم.

۵- تخمین مدل‌ها وتحلیل نتایج

این بخش به تخمین مدل‌ها و تجزیه و تحلیل نتایج استخراج شده برای مجموعه داده‌های مورد استفاده می‌پردازد. ابتدا به مسئله تصریح مدل پارامتریک پرداخته، سپس نتایج کارایی فنی به‌دست آمده از مدل‌های پارامتریک و ناپارامتریک بررسی و مقایسه می‌شوند و در نهایت عوامل مؤثر بر کارایی تجزیه و تحلیل می‌شوند. البته با توجه به موضوع این مقاله، تمرکز اصلی بر تجزیه و تحلیل عوامل ناکارایی خواهد بود.

تصریح مدل اقتصاد سنجی: جهت تشخیص شکل مناسب تابع تولید مرزی از یک تابع تولید مرزی ترانسلوگ استفاده می‌کنیم. دلایل این انتخاب آن است که اولا تابع ترانسلوگ یک شکل تبعی انعطاف‌پذیر داشته که هیچ محدودیتی را در خصوص امکان جانشینی نهاده‌های تولیدی تحمیل نمی‌کند. به‌علاوه این تابع اجازه می‌دهد که کشش مقیاس با تغییر سطوح ستانده و نهاده‌ها تغییر نماید. در نهایت این تابع به دلیل این‌که شامل همه اشکال مورد استفاده در مطالعات مرزی تصادفی است از جامعیت برخوردار است. بنابراین با انتخاب یک تابع تولید مرزی و انجام آزمون فرضیه‌های مختلف می‌توان شکل صحیح تابع تولید مربوط به مجموعه داده‌های مورد استفاده را تصریح نمود. تابع تولید ترانسلوگ داده‌های ترکیبی مورد استفاده به شرح زیر می‌باشد:

1- Concentration.
2- Herfindahl -Hirschman.

Archive of SID

www.SID.ir

$$\ln y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln La_{it} + \beta_2 \ln Dep_{it} + \beta_3 \ln FA_{it} + \frac{1}{2}\beta_4 (\ln La_{it})^2 + \quad (۱۷)$$
$$\frac{1}{2}\beta_5 (\ln Dep_{it})^2 \frac{1}{2}\beta_6 (\ln FA_{it})^2 + \beta_7 (\ln La_{it})(\ln Dep_{it}) +$$
$$\beta_8 (\ln La_{it})(\ln FA_{it}) + \beta_9 (\ln Dep_{it})(\ln FA_{it}) + \beta_{10} t + \frac{1}{2}\beta_{11} t^2 +$$
$$\beta_{12} (\ln La_{it})(t) + \beta_{13} (\ln Dep_{it})(t) + \beta_{14} (\ln FA_{it})(t) - u_{it} + v_{it}$$

در این تابع y_{it} مجموع وام ها و تسهیلات اعطایی به‌عنوان ستانده است، نیروی کار (La_{it})، مجموع سپرده اشخاص نزد بانک ($\ln Dep_{it}$) و سرمایه ثابت (FA_{it}) نیز متغیرهای توضیحی تابع تولید مرزی هستند. متغییر t نیز توضیح دهنده اثر روند می‌باشد که برای لحاظ کردن تغییرات تکنولوژی خنثی هیکس لحاظ شده است. v_{it} معرف جزء تصادفی مدل است که دارای توزیع $iid\sim N(0,\sigma_v^2)$ بوده و مستقل از u_{it} است. u_{it} جزء تصادفی غیر منفی است که دارای توزیع مستقل نرمال منقطع در سطح صفر با میانگین m_{it} و واریانس σ^2 است. m_{it} به‌عنوان ناکارایی فنی به شکل زیر تعریف می‌شود.

$$m_{it} = \delta_0 + \delta_1 Owner_i + \delta_2 Educ_{it} + \delta_3 HHI_t + \delta_{43} Size_{it} + \quad (۱۸)$$
$$\delta_5 Risk_{it} + \delta_6 PD_{it} + \delta_7 t + w_{it}$$

در این رابطه $Owner_i$ یک متغییر مجازی است که نشان نوع مالکیت بوده که برای بانک‌های خصوصی ارزش ۱ و برای بانک‌های دولتی ارزش صفر خواهد داشت. متغیرهای بعدی به ترتیب نشان‌دهنده شاخص‌های تحصیلات نیروی انسانی ($Educ_{it}$)، تمرکز (HHI_t)، اندازه‌ی بانک ($Size_{it}$)، ریسک دارائی‌های مالی ($Risk_{it}$) و تمایز تولید (PD_{it}) هستند. در این رابطه w_{it} جزء تصادفی است که دارای توزیع نرمال منقطع در میانگین صفر و واریانس σ^2 می‌باشد. این مدل می‌تواند به‌وسیله MLE یا (MOLS ریچموند، ۱۹۷۴) تخمین زده شود. در این مقاله از روش رایج MLE استفاده نموده‌ایم.

برای تخمین مدل فوق اولین ملاحظه، انتخاب متغیرها می‌باشد. برای این منظور همه متغیرهای معرفی شده در بحث قبل در معادله‌ی (۱۷) لحاظ شده‌اند. جدول A_2 نتایج تخمین این مدل با استفاده از نرم افزار stata10 را ارائه می‌نماید. در گام بعدی می‌توان به‌منظور تعیین مدل مناسب چند فرضیه را راجع به ماهیت و نوع تابع تولید و اثرات ناکارایی آزمون نمود. این فرضیه‌ها می‌تواند با به کارگیری تعدادی از آماره‌های مختلف مورد آزمون قرار گیرند. اگرچه آماره‌ی والد در تحلیل‌های تجربی بسیاری به کار گرفته شده است، اما کوئلی (۱۹۹۵a) با به کارگیری مطالعه شبیه سازی مونت‌کارلو نشان داد که آزمون والد ویژگی‌های اندازه‌ای بسیار ضعیفی دارد. لذا او پیشنهاد کرد که

Archive of SID

www.SID.ir

وقتی روش تخمین MLE به کار گرفته می‌شود، آزمون نسبت راستنمایی تعمیم یافته[1] (LR) اندازه‌ی دقیقی خواهد داشت و مناسب‌تر خواهد بود. بنابراین، در این مطالعه نیز برای این منظور از آماره‌ی LR استفاده می‌کنیم. برای این منظور ابتدا شکل عمومی تابع مرزی تولید ترانسلوگ را تخمین زده و سپس بر اساس فرضیه‌های مورد نظر اشکال مشتق شده[2] آن نیز تخمین زده می‌شوند. در گام بعدی آماره‌ی LR بر اساس مقادیر حداکثر راستنمایی مدل‌های تخمین زده شده، محاسبه شده و سپس با مقایسه نتایج آن با جدول کای‌دو در سطح اطمینان مفروض به ارزیابی فرضیه‌ها می‌پردازیم. جدول (۱) نتایج آزمون LR برای فروض مختلف را به‌طور خلاصه نشان می‌دهد. همان‌طور که از این جدول قابل مشاهده است ابتدا راجع به به تابع تولید مرزی فروضی را مورد آزمون قرار داده و سپس درباره خصوصیات اثرات ناکارایی به آزمون فرضیه‌های مورد نظر می‌پردازیم.

فرضیه‌ی نخست جدول (۱) به بررسی نوع بازده‌ی نسبت به مقیاس برای داده‌های در دسترس می‌پردازد. برای این منظور پس از تخمین تابع تولید مرزی ترانسلوگ فوق با تحمیل فرضیه بازده‌ی ثابت به مقیاس(CRS)، تخمین مجدد این تابع را به‌دست آورده و آماره نسبت راستنمایی را به شرح توضیح داده شده محاسبه می‌کنیم. با توجه به این‌که آماره‌ی مذکور در سطح اطمینان ۱٪ در ناحیه بحرانی قرار نمی‌گیرد فرضیه صفر را نمی‌توان رد نمود. یعنی صنعت بانکداری کشور در طول دوره مورد بررسی در مقیاس بهینه عمل می‌نموده است. در سطر ۲ جدول (۱) عدم وجود تغییرات تکنولوژی مورد آزمون قرار می‌گیرد. برای این منظور تابع ترانسلوگ CRS بدون توجه به متغیر زمان تخمین زده که موجب کاهش معنادار مقدار تابع حداکثر راستنمایی شده و این به معنای رد این فرضیه مورد بررسی می‌باشد. هم‌چنین فرضیه‌ای که تغییرات فنی از نوع خنثی هیکس است نیز رد می‌شود. یعنی یک انتقال با تورش در تکنولوژی تولید برای صنعت بانکداری در طول این دوره وجود دارد.[3] اگرچه یک تابع تولید کاب-داگلاس برای این مطالعه که به مقایسه عملکرد بانک‌ها می‌پردازد به شدت محدودکننده است[4] اما برای آزمون این فرضیه که آیا یک شکل تبعی کاب داگلاس برای داده‌های مفروض

1- Likelihood Ratio Test.
2- Nested Models.
۳- تغییرات فنی خنثی هیکس تغییراتی است که نسبت تولید نهایی برای مجموعه معین نهاده ها در صورت زمان ثابت می‌ماند. این به معنای آنست که منحنی‌های هم مقداری تولید در طول زمان به‌دلیل رشد تکنولوژی جابه‌جا می‌شوند در حالی که شیب آن‌ها ثابت خواهد ماند. بنابراین تابع تولید خنثی هیکس به‌صورت $y=A\ f(K,L)$ قابل تعریف است.
۴- تابع تولید کاب-داگلاس فرض می‌کند که همه بنگاه‌های مورد بررسی کشش‌های تولیدی، مقیاس و جانشینی یکسان دارند.

www.SID.ir

مناسب می‌باشد نیز از آزمون نسبت راستنمایی استفاده شده است. برای آزمون این فرضیه این محدودیت که همه ضرایب مرتبه‌ی دوم، β_{ij}، صفر هستند بر تابع مذکور تحمیل می‌شود. نتیجه آزمون LR که در سطر ۴ نشان داده شده است، قویاً فرضیه تابع تولید کاب-داگلاس را رد می‌کند. این نتیجه به معنای آن است که کشش جایگزینی نهاده‌ها بین بنگاه‌ها تغییر می‌کند. بنابراین، در مجموع بر اساس نتایج آزمون‌های فوق یک تابع تولید مرزی غیر خنثی ترانسلوگ با فرض بازده‌ی ثابت به مقیاس توضیح دهنده شکل تبعی مناسب برای داده‌های مورد بررسی است.

جدول ۱- آزمون نسبت راستنمایی فرضیه‌های مربوط به پارامترهای تابع مرزی تولید

	فرضیه‌ی صفر	ln(Ho)	ln(H1)	LR	تعداد محدودیت	$\chi^2_{.99}$	Decision
۱	تابع تولید مرزی ثابت به مقیاس	۴۰/۶۸	۳۸/۹۵	۳/۴۶	۴	۱۳/۲۸	قبول
۲	تابع تولید مرزی ثابت به مقیاس بدون تغییرات تکنولوژی	۱۲/۱۹	۴۰/۶۸	۵۶/۹۸	۴	۱۳/۲۸	رد
۳	تابع تولید بدون تغییرات تکنولوژی خنثی هیکس	۱۲/۱۷	۴۰/۶۸	۵۷.۰۲	۲	۹/۲۱	رد
۴	تابع تولید کاب-داگلاس	۸/۱	۳۸/۹۵	۶۱.۷	۱۰	۲۳/۲	رد
۵	تابع تولید بدن اثرات کارایی	۲۰	۴۰/۶۸	۴۱/۳۶	۸	۱۷/۸	رد
۶	تابع تولید قطعی	۳۰/۱۶	۴۰/۶۸	۲۰/۰۴	۳	۱۰/۵	رد
۷	تابع تولید با اثرات ناکارایی غیرخطی	۱۹/۸۹	۴۰/۶۸	۴۱/۵۸	۷	۱۶/۸	رد

توضیحات:

مقادیر بحرانی χ^2 در سطح معناداری ۱٪.

فرضیه $\beta_{۱۲}=\beta_{۱۳}=\beta_{۱۴}=۰$ برای بررسی طبیعت و چگونگی تغییرات فنی در نظر گرفته شده است.

برای آزمون فرض CRS مدل ترانسلوگ با تحمیل فروض $\beta_۱+\beta_۲+\beta_۳=۱$، $\beta_۴+\beta_۷+\beta_۸=۰$، $\beta_۵+\beta_۷+\beta_۹=۰$ و $\beta_۶+\beta_۸+\beta_۹=۰$ از به یک مدل CRS تبدیل خواهد شد.

ارزش بحرانی برای تابع تولید قطعی که یک آماره‌ی تعمیم یافته یک طرفه LR است از جدول ۱ Kodde and Palm (1986) اخذ شده که از ارزش بحرانی آماره‌ی کای ۲ در سطح اطمینان ۱٪ با ۳ محدودیت کوچک‌تر است

سه سطر آخر جدول فرضیه‌هایی را در باره اثرات ناکارایی بررسی می‌کنند. سطر ۵ فرضیه عدم وجود اثرات ناکارایی در مدل (۱۷) را بررسی می‌کند. این فرضیه معادل تحمیل محدودیت $\gamma = \delta_0 = \cdots = \delta_7 = 0$ بر معادله (۱۷) است. در این صورت روش OLS می‌تواند تخمین کارامدی از تابع تولید ارائه نماید. تخمین مجدد مدل تحت

Archive of SID

www.SID.ir

این فرضیه کاهش قابل توجهی در مقدار تابع حداکثر راستنمایی را نشان می‌دهد. یعنی فرضیه عدم وجود اثرات ناکارایی در این مدل قویاً رد می‌شود. فرضیه دوم تحمیل محدودیت $\gamma = \delta_0 = \delta_7 = 0$ می‌باشد. در این صورت مدل مرزی تصادفی به مدل رگرسیون استاندارد تبدیل می‌شود که در آن متغیرهای برونی مستقیماً در تابع تولید لحاظ می‌شوند. این فرضیه نیز قویاً رد می‌شود. این نتیجه نیز به‌وسیله مقدار γ که در تمام مدل‌ها به‌طور معناداری متفاوت از صفر می‌باشد نیز تأیید می‌شود. فرضیه غیر خطی بودن اثرات غیر کارایی نیز در سطر ۷ مورد آزمون قرار گرفته است. برای آزمون این فرضیه همه پارامترهای δ به‌جز δ_0 معادل صفر در نظر گرفته شده‌اند. در این صورت مدل معادل مدل داده‌های ترکیبی ایگنر (۱۹۷۷) خواهد بود. این فرضیه نیز به‌طور معناداری رد می‌شود. به عبارت دیگر همه متغیرهای غیر تصمیم و برونی اثرات مشترک معناداری بر روی کارایی فنی بانک‌ها دارند.

کارایی فنی: جدول (۲) متوسط نمرات کارایی فنی بانک‌های مورد بررسی برای کل دوره زمانی مورد بررسی که با استفاده از دو روش SFA و DEA محاسبه شده‌اند را نشان می‌دهد. با توجه به استناج فرض بازده‌ی ثابت به مقیاس در مدل پارامتری، برای مدل DEA نیز این فرض را مبنای محاسبه قرار داده و نمرات کارایی را محاسبه نموده‌ایم. با توجه به این‌که تمرکز اصلی این مقاله روی تجزیه و تحلیل عوامل مؤثر بر تفاوت کارایی بانک‌های مورد مطالعه است لذا به تحلیل نتایج کلی کارایی پرداخته و از تفسیر جزئیات صرف‌نظر می‌شود. یک نگاه کلی به جدول (۲) نشان می‌دهد که یک شکاف قابل توجه بین نمرات کارایی دو روش مذکور وجود دارد. در مجموع ، متوسط نمرات کارایی روش DEA به مقدار بیش از ۷ درصد بزرگتر از نمرات SFA است. این تفاوت از دیدگاه نظری قابل توجیه است. زیرا اولاً این دو تکنیک از دو روش متفاوت در محاسبه کارایی استفاده می‌کنند. به‌علاوه، لحاظ کردن جزء اخلال تصادفی در روش SFA و حساسیت روش DEA به مشاهدات پرت می‌توانند از دیگر دلایل این تفاوت باشند. هم‌چنین تفاوت نوع داده‌های مورد استفاده در این دو روش می‌تواند دلیل دیگری در اختلاف نتایج این دو روش باشد. در حالی‌که در روش SFA از داده‌های ترکیبی استفاده شده است در روش DEA داده‌های مقطعی استفاده می‌شوند. با وجود همه این دلایل ، می‌توان مشاهده نمود که دو روش نتایج کاملاً نزدیک و سازگاری برای مجموعه داده‌های مورد استفاده ارائه می‌کنند. به‌طوری‌که ضریب همبستگی بین این نمرات بسیار بالا و بیش از ۹۰ درصد است.

Archive of SID

www.SID.ir

از جدول (۲) هم‌چنین قابل ملاحظه است که صرف‌نظر از روش مورد استفاده، نمرات کارایی محاسبه شده چندان بالا نمی‌باشند. این نکته بیانگر وجود ظرفیت بهبود در عملکرد نظام بانکی کشور است. چون کارایی محاسبه شده عملکرد نسبی بنگاه‌ها را نشان می‌دهد این نکته هم‌چنین بیانگر همگنی نه چندان زیاد در نمونه مورد استفاده است.

جدول ۲- متوسط کارایی فنی بانک‌ها در دوره ی ۱۳۸۵-۱۳۸۱

بانک	SFA	DEA
ملی	۶۹/۷	۷۸/۳
سپه	۸۱/۰	۹۰/۳
صادرات	۵۲/۴	۵۷/۸
تجارت	۹۰/۴	۹۵/۷
ملت	۸۶/۵	۹۳/۶
رفاه	۵۶/۲	۷۱/۴
کشاورزی	۹۱/۰	۹۷/۹
مسکن	۸۷/۶	۹۳/۵
کارآفرین	۷۲/۵	۷۸/۲
سامان	۸۴/۱	۸۸/۷
پارسیان	۸۹/۰	۹۲/۷
اقتصادنوین	۸۱/۱	۹۰/۳
متوسط	۷۸/۵	۸۵/۷
ضریب همبستگی	۹۰/۷۴	

عوامل ناکارایی بانک‌ها: در این بخش نتایج مدل‌های تعیین دلایل ناکارایی بانک‌ها مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرند. ابتدا نتایج مدل اثرات ناکارایی پارامتری (بتیس و کوئلی، ۱۹۹۵) و مدل دو مرحله‌ای توبیت که در جدول (۳) منعکس شده است را بررسی می‌کنیم. نتایج مدل بتیس و کوئلی از یک مدل مرزی تولید ترانسلوگ با تغییرات تکنولوژی غیرخنثی و دارای بازده‌ی ثابت نسبت به مقیاس حاصل شده‌اند. نتایج مدل توبیت از تخمین یک مدل اثرات تصادفی داده‌های ترکیبی با استفاده از نرم افزار Stata۱۰ به‌دست آمده‌اند. در این مدل مقادیر ناکارایی که با استفاده از یک مدل

Archive of SID

www.SID.ir

DEA بازده‌ی ثابت نسبت به مقیاس محاسبه شده‌اند روی متغیرهای مؤثر بر کارایی برازش شده است.

از جدول فوق مشاهده می‌شود که نوع رابطه متغیرهای برونی و نمرات ناکارایی در دو مدل کاملاً یکسان است. این نتیجه ناشی از تشابه زیاد نمرات ناکارایی محاسبه شده در دو روش است. به‌طور کلی رابطه‌ای مالکیت خصوصی با ناکارایی در داده‌های مورد بررسی مطابق انتظار، غیر مستقیم می‌باشد. با وجود این، در مدل توبیت این رابطه از نظر آماری معنادار نیست. این می‌تواند ناشی از ناکارایی تخمین توبیت به دلایل مورد اشاره در قسمت قبل باشد. نتایج هر دو مدل نشان می‌دهند که برخلاف انتظار، برخورداری از نیروی انسانی با آموزش و تحصیلات بالاتر سبب بهبود عملکرد بانک‌ها نمی‌شود. اعتبار زیاد آماری این نتیجه در هر دو مدل اجازه می‌دهد که بتوان گفت افزایش سهم کارکنان دارای مدرک لیسانس و بالاتر در یک بانک موجب افزایش ناکارایی نسبی آن بانک می‌شود. شاید مهم‌ترین توجیه برای چنین نتیجه‌ای این باشد که بخش غالب از مشاغل در نظام بانکداری مستلزم درجه‌ی بالای مهارت‌های حاصل از تحصیلات دانشگاهی و یا حتی استعداد که مدارج دانشگاهی می‌تواند نشان‌دهنده آن باشد نیست. نتایج این دو مدل هم‌چنین نشان می‌دهند که افزایش تمرکز و کاهش رقابت با فرض ثابت بودن سایر شرایط موجب افزایش کارایی بانک‌ها می‌شود. چنین نتیجه‌ای می‌تواند به سبب آن باشد که اثر افزایش قدرت انحصاری بنگاه به دلیل افزایش تمرکز بیش‌تر از اثر کاهش رقابت به دلیل افزایش تمرکز است. اگرچه این نتیجه از نظر آماری کاملاً در مدل پارامتری معنادار است اما در مدل شبه پارامتری توبیت فاقد اعتبار آماری است.

به‌علاوه تخمین ضریب مقیاس تولید در هر دو مدل نشان می‌دهند که با افزایش اندازه‌ی بانک‌ها و مفروض به ثبات سایر شرایط، ناکارایی بانک‌ها افزایش می‌یابد. معناداری موکد آماری این نتیجه در هر دو مدل اجازه می‌دهد وجود عدم صرفه‌های اقتصادی در داده‌های موجود را استناج نمود. ضریب مثبت متغیر ریسک نیز نشان می‌دهد که با افزایش سهم دارائی‌های کم‌تر ریسکی، ناکارایی افزایش می‌یابد. این نتیجه تأکیدی بر این دیدگاه است که تمایل بیش‌تر بانک‌ها به دارائی‌های کم‌تر ریسکی باعث درآمد کم‌تر و لذا عملکرد ضعیف‌تر بانک‌ها می‌شود. به هر حال،نتایج به‌دست آمده برای داده‌های مورد استفاده این ایده را تأیید نمی‌کند که ریسک کم‌تر از طریق خطر نکول کم‌تر، عملکرد بانک‌ها را بهبود خواهد بخشید. ضریب منفی متغییر تمایز تولید نشان‌دهنده اثر مثبت گسترش عملیات و تنوع بخشی خدمات بر عملکرد نظام بانکی است، اگرچه به دلیل فقدان اعتبار آماری حداقل در سطوح اطمینان کم‌تر از ۱۰ درصد،

Archive of SID

www.SID.ir

استنباط چنین نتیجه‌ای معتبر نخواهد بود. متغیر روند نیز نشان دهنده بهبود کارایی بانک‌ها در طول زمان است که این نتیجه تأییدی بر معناداری آزمون اثر رشد تکنولوژی است که قبلاً مورد ارزیابی قرار گرفت.

برای ارزیابی دقیق‌تر عوامل ناکارایی هم‌چنین از دو الگوریتم بوت‌استرپ مورد اشاره در بخش روش‌شناسی استفاده نموده‌ایم. الگوریتم‌های مذکور با استفاده از نرم افزار مطلب تعریف و محاسبه شده‌اند.[۱] جدول (۴) نتایج این دو الگوریتم را برای جمله اخلالی با توزیع نرمال منقطع نشان می‌دهد. برای انتخاب تعداد تکرارها در فرآیندهای بوت‌استرپ با پیروی از سیمار و ویلسون(۲۰۰۷) $L_1= L_3= ۲۰۰۰$ و $L_2 =۲۰۰$ در نظر گرفته شده‌اند. با توجه به نتایج خلاصه شده در جدول (۳) می‌توان به نکات زیر اشاره نمود.

جدول ۳- نتایج مدل‌های بتیس- کوئلی و توبیت

	Coelli SFA			Tobit		
	Coef	SE	t-ratio	Coef	SE	z-ratio
عرض از مبداء	۰/۵۷	۰/۱۴۹	۳/۸۱	۰/۴۷	۰/۶۴	۰/۷۴
مالکیت خصوصی	-۰/۰۷۲	۰/۰۳۴۲	-۲/۰۹	-۰/۱۲۷	۰/۰۷۶	-۱/۶۷
شاخص تحصیلات	۰/۲۱	۰/۰۶۱	۳/۵	۰/۳۹۵	۰/۱۶۶	۲/۳۷
شاخص تمرکز	-۰/۰۰۰۴۱	۰/۰۰۰۱	-۴/۱۶	-۰/۰۰۰۳	۰/۰۰۰۴	-۰/۷۸
شاخص اندازه	۰/۳۶	۰/۱۰۸	۳/۳۷	۰/۸۳	۰/۳۵	۲/۳۸
درجه‌ی ریسک	۰/۱۴۶	۰/۰۴۹۷	۲/۹۵	۰/۲۸	۰/۱۴۶	۱/۸۸
درجه‌ی تمایز تولید	-۰/۰۳۷	۰/۰۲۳	-۱/۵۹	-۰/۱۲۷	۰/۰۶۸	-۱/۸۸
روند	-۰/۰۴۱۱	۰/۰۰۸	-۵/۱۵	-۰/۰۵	۰/۲۷	-۱/۸۳

نخست می‌توان مشاهده نمود که نتایج ضرایب تخمینی و استنتاج آماری فرآیند بوت‌استرپ منفرد بسیار نزدیک با نتایج دو مرحله‌ای توبیت می‌باشند. تشابه ضرایب تخمین زده شده از قبل مورد انتظار بود. زیرا همان‌طور که اشاره نمودیم هدف از کاربرد فرآیند بوت‌استرپ منفرد رسیدن به خطای معیار قابل اعتمادتر است. با وجود این، تشابه بین نتایج فرآیند منفرد بوت‌استرپ و روش توبیت تأییدی است بر این نکته که

۱- این کد در صورت درخواست برای متقاضیان قابل دسترس است.

Archive of SID

www.SID.ir

مشکل خودهمبستگی سریالی احتمالاً مسئله مهمی در مجموعه داده‌های موجود نیست.

در مقابل، نتایج به‌دست آمده از فرآیند بوت‌استرپ مضاعف کاملاً متفاوت است. این نتایج نشان می‌دهند که تورش تخمین‌های کارایی احتمالاً یک مسئله جدی در مدل توبیت است. از مباحث قبل می‌دانیم فرآیند بوت‌استرپ مضاعف با استفاده از نمرات ناکارایی تورش زدایی شده تخمین‌ها و استنباط آماری قابل اعتمادتری ارائه می‌نماید. بنابراین، تفاوت بین دو فرآیند بوت‌استرپ از چنین تورشی ناشی می‌شود. این استنتاج به‌وسیله تخمین مقدار تورش در جدول (۴) تأیید می‌شود. رقم تورش نشان دهنده اهمیت مسئله در داده‌های مورد استفاده است.[۱] بنابراین تخمین‌های به‌دست آمده از فرآیند بوت‌استرپ مضاعف قابل اعتمادتر از فرآیند خود راه انداز منفرد و روش توبیت خواهد بود.

جدول ۴- نتایج الگوریتم‌های بوت‌استرپ

	بوت‌استرپ منفرد			بوت‌استرپ مضاعف		
	Coef	SE	t-ratio	Coef	SE	z-ratio
عرض از مبداء	۰/۴۷	۲۲/۲	۰/۰۲	۰/۳۶	۰/۷۴	۰/۴۹
مالکیت دولتی	-۰/۱۲۷	۰/۴۱	-۳/۰۵	-۰/۱۳۵	۰۱/۰۱۹۸	-۶/۸۵
شاخص تحصیلات	۰/۴	۰/۱۰۱	۳/۹۰	۰/۴۷	۰/۱۰۸	۴/۳۵
شاخص تمرکز	-۰/۰۰۳	۰/۰۰۱۴	-۰/۲۲	-۰/۰۰۰۳	۰۰۰۴	-۰/۶۷
شاخص اندازه	۰/۸۳	۰/۱۷	۴/۸	۰/۶۷	۰/۱۲۵	۵/۳۴
درجه‌ی ریسک	۰/۲۸	۰/۱۶	۱/۷۱	۰/۲۰۸	۰/۰۳۸	۵/۴۸
درجه‌ی تمایز تولید	-۰/۱۲۷	۰/۰۴۴	-۲/۵۸	-۰-۱۰۲	۰/۰۲۷۵	-۳/۷۱
روند	-۰/۰۵	۰/۷	-۰/۰۷	-۰/۰۳۳	۰/۰۲۹	-۱/۱۵
تورش				-/۰۰۲۱	۰/۰۰۳۲	۰/۶۹

از مقایسه دو جدول (۳) و (۴) نکته مهم دیگری قابل استنتاج است. به‌راحتی می‌توان مشاهده نمود که نتایج فرآیند بوت‌استرپ مضاعف نتایج مدل بتیس و کوئلی (۱۹۹۵) را تأیید می‌کنند. این تشابه تأییدی است بر مطالعه کوئلی(۲۰۰۲) مبنی بر این که روش داده‌های پانل تک مرحله‌ای تخمین‌های بدون تورش و سازگاری از عوامل ناکارایی ارائه می‌کند. به‌طوری که بر اساس این مدل می‌توان مشاهده نمود که ساختار

۱- افرون (۱۹۸۲) نشان داد اگر نسبت مقدار تخمینی تورش به انحراف معیارش کم‌تر از ۰/۲۵ باشد تورش یک مسئله جدی نخواهد بود.

Archive of SID

www.SID.ir

مالکیت، ریسک، اندازه‌ی بانک، شدت تمایز تولید عوامل اصلی تعیین کننده ناکارایی بانک‌ها می‌باشند.

به‌طور کلی، نتایج کلیه مدل‌ها نشان می‌دهند که ساختار مالکیت از مهم‌ترین عوامل مؤثر بر کارایی بانک‌ها است به‌طوری که با تغییر مالکیت بانک‌ها از مالکیت دولتی به مالکیت خصوصی و با فرض ثابت بودن سایر شرایط ناکارایی بانک‌ها میل به کاهش دارد. هم‌چنین، افزایش سهم دارائی‌های ریسکی و افزایش اندازه‌ی بانک با فرض ثابت بودن سایر شرایط منجر به بهبود کارایی بانک‌ها می‌شود. به‌علاوه افزایش درجه‌ی شدت تمایز تولید بانک‌ها احتمالاً به سبب برخورداری از صرفه‌های قلمرو منجر به بهبود معنادار عملکرد بانک‌ها می‌شود. در انتها، باید توجه نمود مطابق نتایج مدل تک مرحله‌ای داده‌های پانل بتیس و کوئلی، شدت تمرکز به‌عنوان شاخصی از ساختار بازار، یکی از عوامل تعیین کننده ناکارایی در نظام بانکی ایران است. به‌طوری که با کاهش شدت تمرکز و افزایش رقابت در نظام بانکی کشور ناکارایی کاهش خواهد یافت. اگرچه، مدل‌های دیگر نیز این رابطه را تأیید می‌کنند اما به سبب فقدان اعتبار آماری این نتیجه در مدل‌های مذکور استناج چنین رابطه‌ای بین شاخص تمرکز نظام بانکی ایران و ناکارایی بانک‌ها در این نظام با قطعیت امکان پذیر نیست.

۶- نتیجه گیری

هدف اصلی این مقاله معرفی و کاربرد یک روش جدید در ارزیابی دقیق‌تر و قابل اعتمادتر عوامل ناکارایی با استفاده از روش‌های شبه پارامتری است. بر اساس مطالعه اخیر سیمار و ویلسون (۲۰۰۷) دو فرآیند بوت‌استرپ برای حصول تخمین‌های کارامد و قابل اعتماد تر از مدل توبیت همراه با روش پارامتری داده‌های پانل بتیس و کوئلی (۱۹۹۵) برای مجموعه‌ای از داده‌های نظام بانکی ایران مورد استفاده قرار گرفت.

نتایج این تحقیق نشان داد که در صورت وجود خودهمبستگی و همبستگی بین جملات اخلال و متغیرهای توضیحی الگوریتم‌های بوت‌استرپ منفرد یا بوت استرپ مضاعف نسبت به توبیت تخمین‌های قابل اتکا با استنتاج آماری معتبرتر ارائه خواهند نمود. هم‌چنین، مشاهده نمودیم که برای مجموعه داده‌های مورد استفاده تشابه نزدیکی بین نتایج الگوریتم مضاعف و مدل تک مرحله‌ای داده‌های پانل بتیس و کوئلی (۱۹۹۵) وجود دارد.

Archive of SID

www.SID.ir

نتایج این تحقیق هم‌چنین نشان می‌دهد که در نظام بانکی ایران ساختار مالکیت، درجه‌ی ریسک دارایی‌های مالی، مقیاس تولید، شدت تمایز تولید و ساختار بازار از عوامل اصلی توضیح دهنده ناکارایی بانک‌ها هستند.

فهرست منابع

1- Aigner, D.J., C.A.K. Lovell and P. Schmidt. (1977),"Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models." Journal of Econometrics, 6, 21–37.
2- Aigner, D.J. and S.F. Chu. (1968),"On estimation the industry production function." American Economic Review, 58(4) 826-839.
3- Alchian, A.A. (1965),"The basis of some recent advances in the theory of management of firm." Journal of Industrial Economics, 14, 30-41.
4- Alchian, A.A. and H. Demsetz. (1972),"Production Information Costs, and Economic Organization." The American Economic Review,. 62(5), 777-795.
5- Alchian, A.A. and H. Demsetz. (1973),"The property Right Paradigm.", The Journal of Economic History, 33(1), 16-27.
6- Al-Darwish A. (2008), "Investigating the Performance of Saudi Commercial Banking System and its Determinants" PhD Thesis, University of Essex
7- Ali, M., and J.C. Flinn (1989), "Profit Efficiency Among Basmati Rice Producers in Pakistan Punjab," American Journal of Agricultural Economics, 71, 303 – 310.
8- Aly, H. Rangan, N., R. Grabowski, , C. Pasurka (1988), "The Technical Efficiency of US Banks," Economics Letters, 28:169-175.
9- Aly, H., R. Grabowski, C. Pasurka, and N. Rangan (1990), "Technical, Scale, and Allocative Efficiencies in U.S. Banking: An Empirical Investigation," Review of Economics and Statistics, 72: 211-18.
10- Battese, G. E. and T. J. Coelli. (1992),"Frontier Production Functions, Technical Efficiency and Panel Data: With Application to Paddy Farms in India." Journal of Productivity Analysis, 3, 153-169
11- Battese, G.E. and T.J. Coelli. (1993),"A Stochastic Frontier Production Function Incorporating a Model for Technical Inefficiency Effects." Working Papers in Econometrics and Applied Statistics, No 69, Department of Econometrics, University of New England
12- Battese, G.E. and T.J. Coelli (1995), "A Model for Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Frontier Production Function.", Empirical Economics, 20, 325-32.
13- Berg, S. A., F. Forsund, and E. Jansen (1991), "Technical efficiency of Norwegian banks: A Nonparametric approach to efficiency measurement," Journal of Productivity Analysis. 2: 127-42.

Archive of SID

www.SID.ir

14- Berger, A. N. and Humphrey, D. (1997). "Efficiency and financial institution, international survey and directions for future research". European Journal of Operational research, 98, 175-212.
15- Caves, D.W. and L.R. Christensen (1980), "The relative efficiency of public and private firms in a competitive environment: the case of Canadian railroad.", Journal of Political Economy, 88, 958-976.
16- Coelli, T. J. (1996). "A Guide to Frontier Version 4.1, A Computer Program for Stochastic Frontier Production and Cost Function". University of New England, Armidule.
17- Coelli, T.J. (2000), "On the Econometric Estimation of the Distance Function Representation of a Production Technology", manuscript, CORE, Universite Catholique de Louvain.
18- Coelli, T. J. , Rao, D. S. P. , Battese, G.E. (2005). An introduction to Efficiency and Productivity Analysis. 2nd Edition, New York, Springer.
19- Efron, B. (1982), "The Jackknife, the Bootstrap and other resampling plans." Society for Industrial and Applied Mathematics, Philadelphia
20- Efron, B. and R.J. Tibshirani. (1986), "Bootstrap methods for standard errors, confidence intervals, and other measures of statistical accuracy." Statistical Science 1:54-77.
21- Efron, B. and R.J. Tibshirani. (1998), "An Introduction to the Bootstrap." Chapman and Hall/CRC
22- Elyasiani E, and S. Mehdian (1992), "Productive efficiency performance of minority and non minority-owned banks - A Nonparametric Approach," Journal of Banking & Finance, 16:933-948.
23- Farrell, M.J. (1957),"The measurement of productive Efficiency." Journal of the Royal Statistical Society. Series
24- Ferrier, G.D.,and ,C.A.K. Lovell (1990), "Measuring Cost Efficiency in Banking:Econometric and Linear Programming Evidence," Journal of Econometrics, Vol. 46, pp. 229-245.
25- Fried, H., C.A.K Lovell, and S. Schmidt (1993), The Measurement of Productive Efficiency and Productivity Change, Oxford University Press, New York.
26- Fukuyama, H. and W.I. Weber (2002), "Estimating output allocative efficiency and productivity change: application of Japanese banks," European Journal of Operational Research, Vol. 137, pp. 177-90.
27- Giokas, D., M. Vassiloglou (1990), "A Study of the Relative Efficiency of Bank Branches: An Application of Data Envelopment Analysis," Journal of the Operational Research Society, 41:591-7.
28- Good, D.H., L-H Roller, and R.C. Sickles.(1993), "Us Airline Deregulation: Implication for European Transport." The economic Journal. 103, 1028-1041
29- Green, A. and D. Mayes. (1991),"Technical inefficiency in manufacturing industries." The Economic Journal. 101(406), 523-538.
30- Greene W,H. (2003),"Econometric Analysis", Fifth Edition, Prentice-Hall, Inc.

Archive of SID

www.SID.ir

31- Grilliches, Z. (1957), "Specification Bias in Estimation of Production Functions," Journal of Farm Economics 39, 8-20.
32- Grosskopf, S. (1993), "Efficiency and Productivity" in H.O Fried., C.A.K., Lovell., S.S. Schmidt, The Measurement of Productive Efficiency, 3-67. Oxford University Press.
33- Hirschberg, J.G. and P.J. Lloyd (2002), "Does the Technology of Foreign-Invested Enterprises Spill Over to Other Enterprises in China? An Application of Post-DEA Bootstrap Regression Analysis," in Modelling the Chinese Economy, ed. by P.J. Lloyd and X.G. Zang, London: Edward Elgar Press.
34- Kalirajan, K. P. (1990) "On Measuring Economic Efficiency," Journal of Applied Econometrics 5, 75-85.
35- Kneip, A., B.U. Park ,and, L. Simar (1998), "A note on the convergence of nonparametric DEA estimators for production efficiency scores," Econometric Theory, 14, 783–793.
36- Kodde, D.A. and F.C. Palm (1986), "Wald Criteria for Jointly Testing Equality and Inequality Restriction", Econometrica, 54 , 5, 1243-1284.
37- Kumbhakar, S.C. and C.A.K. Lovell. (2000),"Stochastic Frontier Analysis." Cambridge, Cambridge University Press.
38- -Meeusen, W. and J. van den Broeck (1977), "Efficiency Estimation from Cobb-Douglas Production Functions with Composed Error", International Economic Review, 18, 435-444.
39- Meeusen, W. Pitt, M.M., and L.-F. Lee. (1981), "Measurement and Sources of Technical Inefficiency in the Indonesian Weaving Industry." Journal of Economics. 9, 43–64
40- Mester, L.J. (1997), "Measuring efficiency at US banks: accounting for heterogeneity is important", European Journal of Operational Research, Vol. 98 No.2, pp.230-42.
41- Mester, L. J. (1996), "A Study Of Bank Efficiency Taking Into Account Risk- Preferences," Journal of Banking and Finance, , v20(6,Jul), 1025-1045.
42- Sherman, H. and F. Gold (1985), "Bank Branch Operating Efficiency: Evaluation with Data Envelopment Analysis," Journal of Banking and Finance, 9:297-315.
43- Pitt, M. And L.F. Lee (1981), "The measurement and Sources of Technical inefficiency in the Indonesian Weaving Industry," The Journal of Development Economics 9, 43-64.
44- Ray, S.C. (1988), "Data envelopment analysis, nondiscretionary inputs and efficiency: An alternative interpretation." Socio-Economic Planning Science 22, 167–176.
45- Reifschneider, D. and R. Stevenson (1991), "Systematic departures from the frontier: a framework for the analysis of firm inefficiency", International Economic Review 32:3,715-723.
46- Richmond, J. (1974),"Estimation the Efficiency of Production." International Economic Review 15(2), 515-21.

Archive of SID

www.SID.ir

47- Stevenson, R. E. (1980),"Likelihood Functions for Generalized Stochastic Frontier Estimation", Journal of Econometrics. 13, 57-66.
48- Schmidt, P., and R. C. Sickles. (1984),"Production Frontiers and Panel Data." Journal of Business and Economic
49- Sherman, H. and F. Gold (1985), "Bank Branch Operating Efficiency: Evaluation with Data Envelopment Analysis," Journal of Banking and Finance, 9:297-315.
50- Simar, L., C.A.K. Lovell and P. Vanden Eeckaut (1994), "Stochastic Frontiers Incorporating Exogenous Influences on Efficiency", Discussion Paper No. 9403, Institut de Statistique, Université Catholique de Louvain, Louvain-la Neuve, Belgium.
51- Simar, L. and Wilson, P. (1999a), Some problems with the Ferrier/ Hirschberg bootstrap idea, Journal of Productivity Analysis 11, 67–.0.
52- Simar, L. and Wilson, P.W. (1999b), Of course we can bootstrap DEA scores! But does it mean anything? Logic trumps wishful thinking, Journal of Productivity Analysis 11, 93–97.
53- Simar, L. and Wilson, P.W. (2000a), A general methodology for bootstrapping in nonparametric frontier models, Journal of Applied Statistics 27, 779–802.
54- 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
55- Stevenson, R.E. (1980), "Likelihood Functions for Generalised Stochastic Frontier Estimation", Journal of Econometrics, 13, 57-66.
56- Tirole. J. (2001), The Theory of Industrial Organization, The MIT Press
57- Tobin, J. (1958), " Estimation of ralationships for limited dependent variable", Econometrica, 26-36.
58- Xue, M. and P.T. Harker (1999), "Overcoming the Inherent Dependency of DEA Efficiency Scores: A Bootstrap Approach," unpublished working paper, Wharton Financial Institutions Center, University of Pennsylvania
59- Yue, P. (1992), "Data Envelopment Analysis and commercial bank performance: a premier with applications to Missouri banks," Federal Reserve Bank of St Louis, January, 31-45.

Archive of SID

www.SID.ir

ضمائم

جدول A۱ توصیف داده ها :

	1381	1382	1383	1384	1385	1386
نیروی کار						
Mean	14047	14289	14186	14599	14467	15196
SD	13542	13595	13390	13652	13085	13150
Max	41104	41968	42893	43333	43478	42666
min	168	214	282	292	842	1158
دارایی ثابت						
Mean	1135	1290	5926	7311	7697	8156
SD	1046	1115	6288	7078	7287	7511
Max	3202	3196	19792	19891	20384	21628
min	59	75	163	324	358	504
سپرده						
Mean	39669	52707	67975	90206	121786	152427
SD	41355	53696	62538	74700	90939	115647
Max	124555	153330	187144	227312	285733	356782
min	606	2011	4861	11387	16550	22139
تسهیلات						
Mean	32350	45798	65774	84063	109984	142325
SD	30344	42343	57774	64487	79723	106717
Max	88586	121884	169324	191282	245645	353922
min	392	1574	3974	7310	11312	17605
مشارکت						
Mean	44732	59168	77420	93843	120209	158446
SD	42435	53342	67588	78315	98806	131349
Max	124555	153330	187144	227312	285733	356782
min	392	1574	3974	7310	11312	17605

Archive of SID

www.SID.ir

جدول A2 : نتایج تخمین تابع ترانسوگ مدل بتیس و کوئلی

	coefficient	standarderror	t-ratio
β_0	-1/642	0/977	-1/680
β_1	1/086	0/414	2/626
β_2	0/714	0/438	1/631
β_3	-0/010	0/417	-0/024
β_4	0/149	0/140	1/064
β_5	0/026	0/248	0/107
β_6	0/292	0/160	1/819
β_7	-0/055	0/139	-0/392
β_8	-0/204	0/096	-2/135
β_9	-0/027	0/175	-0/153
β_{10}	-0/408	0/326	-1/252
β_{11}	-0/033	0/047	-0/710
β_{12}	0/022	0/074	0/298
β_{13}	0/004	0/053	0/068
β_{14}	0/037	0/049	0/748
δ_0	2/491	1/252	1/990
δ_1	-0/698	0/273	-2/557
δ_2	1/839	0/517	3/553
δ_3	-0/002	0/001	-2/279
δ_4	1/090	1/001	1/089
δ_5	1/499	0/451	3/325
δ_6	0/211	0/212	0/995
δ_7	-0/184	0/061	-3/005
σ_s^2	0/683	0/018	3/693
γ	0/970	0/062	15/54

Archive of SID

www.SID.ir