

# مقایسه DEA محدود شده با شانس و آنالیز مرز تصادفی: کارایی بانک در تایوان

دانشجو: شایان رادی

نام استاد: دکتر محسن رستمی مال خلیفه

مقایسه DEA محدود شده با شانس و آنالیز مرز تصادفی: کارایی بانک در تایوان

Tser-yieth Chen\*

Ming-chuan University, Taipei, Taiwan

ما از آنالیز پوششی داده‌های مبتنی بر شانس (CCDEA) و آنالیز مرزی تصادفی (SFA) برای اندازه‌گیری کارایی فنی ۳۹ بانک در تایوان استفاده کردیم. نتایج تخمین زده شده نشان می‌دهد که تفاوت معنی‌داری بین نمرات کارایی بین DEA محدود شده با شانس و تابع تولید مرزی تصادفی وجود دارد. تنظیمات پیشرفته مکانیسم محدود تصادفی DEA تفاوت‌های غریزی بین رویکردهای DEA و SFA را تغییر نمی‌دهد. به علاوه بر این ما دریافتیم که متغیر مالکیت هنوز یک متغیر مهم برای توضیح کارایی فنی در تایوان است، صرف نظر از اینکه از رویکرد DEA، CCDEA یا SFA استفاده می‌شود.

Journal of the Operational Research Society (2002) 53, 492–500. DOI: 10.1057/palgrave/jors/2601318

واژه‌های کلیدی: برنامه‌نویسی با محدودیت شانس. آنالیز مرز تصادفی؛ آنالیز پوششی داده‌ها

«Correspondence: Tser-yieth Chen, Institute of Management Science, Ming-chuan University, No 250, Chung-shan North Road, Section 5, Taipei, 11120, Taiwan. E-mail: tychen@mcu.edu.tw

## مقدمه

در این مقاله، ما آنالیز پوششی داده‌های محدود شده با شانس (CCDEA) را با آنالیز مرزی تصادفی (SFA) برای تخمین شاخص‌های کارایی فنی، و برای کشف تأثیر مالکیت بر کارایی فنی برای اهداف سیاست در بخش بانکی مقایسه می‌کنیم. ما بر ارزیابی کارایی تمرکز می‌کنیم زیرا معتقدیم کارایی و یا عملکرد به متغیرهای استراتژیک در مقابله با افزایش فشار رقابتی و تغییرات ساختاری در این صنعت تبدیل می‌شوند. ما یک مکانیسم تصادفی را ترکیب می‌کنیم و از هر دو رویکرد CCDEA و SFA برای آنالیز خود استفاده می‌کنیم، زیرا در نظر داریم که غیرقابل پیش‌بینی بودن تقاضای مشتری باعث می‌شود رابطه ورودی و خروجی بانک‌ها تصادفی باشد. دو دلیل وجود دارد: اولاً، خدمات بانکی اغلب شامل فعالیت‌های یکباره است و نتایج فرآیندهای خدمات بانکی معمولاً ماهیت تصادفی دارند. هم ماهیت ریسک سپرده /وام و هم نگرش نسبت به ریسک سپرده /وام اغلب در مشتریان مختلف متفاوت است. بنابراین، خروجی‌های خدمات بانکی شاخص‌های مختلفی از عملکرد را ارائه می‌دهد و ممکن است نتیجه بی‌تجربگی باشد که به دشواری ذاتی پیش‌بینی و غیرقابل پیش‌بینی بودن اضافه می‌شود. از تقاضای مشتری ثانیاً، دوره بحران مالی آشفته آسیا شرایط بازار را غیرقابل پیش‌بینی‌تر و تصادفی‌تر کرد. نتایج CCDEA و SFA می‌توانند وجود مولفه‌های

تغییرپذیری خروجی نظری را در سطوح کارایی نشان دهند، به این معنی که شاخص‌های کارایی بهترین عملکرد هر بانک نسبتاً پایدار است. ما همچنین رابطه بین کارایی فنی و مالکیت بانک را برای ارائه توصیه‌هایی بررسی می‌کنیم.

مقررات‌زدایی در بازار مالی اکنون به عنوان پدیده‌ای جهانی تلقی می‌شود و تایوان نیز از این روند بین‌المللی مستثنی نیست. تایوان در اوایل دهه ۱۹۹۰ شروع به پیروی از این روند کرد تا کارایی عملیاتی را افزایش دهد و وجوه را به بازار عرضه وجوه قابل استقراض جذب کند. سیاست مقررات‌زدایی شامل دو جریان متمایز است: خصوصی‌سازی مالکیت و ایجاد بانک‌های جدید در بازار. اولی شامل نمونه‌های معروف بانک First، بانک Hua-nan و بانک Chang-hua است که هر کدام خصوصی شدند و به طور مشترک در اختیار بخش خصوصی و دولتی قرار گرفتند. سهام دولت در بانک‌های تایوان کاهش یافته است. این بانک شامل بانک‌های تازه تاسیس در مالکیت خصوصی در تایوان است. با این حال، این سوال باقی می‌ماند که آیا خصوصی‌سازی بانک‌های مختلط واقعاً عملکرد شرکت را بهبود می‌بخشد یا خیر؟ در سال ۱۹۹۱، دولت تایوان با دعوت از سرمایه‌گذاران خصوصی برای مشارکت در صنعت بانکداری تایوان، فرمان توسعه بانک تجاری را به عنوان ابزاری برای باز کردن بیشتر بازار بانک اعلام کرد. سرمایه‌گذاران بیش از ۳۰ بانک تجاری جدید ایجاد کردند و تعداد کل بانک‌های تجاری داخلی در تایوان را در سال ۱۹۹۹ به ۴۴ بانک رساندند. اجرای چنین سیاست اخیر به وضوح نشان دهنده تمایل تایوان برای رقابتی‌تر کردن بانکداری و هموار کردن زمینه بازی برای بانک‌های دولتی و خصوصی است. پس از شروع بحران ارزی آسیا، عدم ورشکستگی بانک‌ها در تایوان رخ داد و نشان داد که تأثیرات بحران ارزی آسیا بر صنعت بانکداری تایوان نسبتاً ناچیز بوده است. با این حال، این بدان معنا نیست که ساختار بانکی تایوان در آینده نزدیک بدون مشکل خواهد بود. این زمان مناسبی برای تعیین کمیت و همچنین توضیح انواع مختلف کارایی پیش‌بینی‌شده در بین بانک‌ها است، زیرا معتقدیم کارایی به یک متغیر استراتژیک در مقابله با فشار رقابتی فزاینده و تغییرات ساختاری در صنعت بانکداری تبدیل خواهد شد.

## دو رویکرد مطالعه

در این بخش، ابتدا رویکرد برنامه‌نویسی غیر پارامتریک CCDEA را برای ارزیابی کارایی معرفی می‌کنیم و سپس رویکرد برنامه‌نویسی پارامتریک جایگزین SFA را پیشنهاد می‌کنیم.

رویکرد DEA از یک تکنیک برنامه‌نویسی ریاضی برای ساخت یک مرز خطی تکه‌ای استفاده می‌کند و می‌توان آن را به عنوان یک رویکرد برنامه‌نویسی ناپارامتریک معرفی کرد (1, 2). DEA به محققان اجازه می‌دهد تا از مشخص کردن یک فرم عملکردی یا ساختار خطا اجتناب کنند و بسیاری از محققان با استفاده از این تکنیک بر برآورد کارایی فنی و کارایی مقیاس بانک‌ها تمرکز کرده‌اند (3-6). در این میان، Schaffnit بهترین آنالیز عملکرد شعب بانک را بر اساس یک مدل منطقه تضمین (DEA (DEAAR شامل محدودیت‌های چند برابری خروجی، زمان‌های تراکنش استاندارد و نگهداری، به منظور ارزیابی کارایی تخصیصی ارائه می‌کند. علاوه بر این، تعدادی مقاله وجود دارد که رویکرد پارامتریک و ناپارامتریک را به آنالیز کارایی مقایسه کرده است، مانند Giokas 8, Resti و Bjurek et al 9, 10, Ferrier and Lovell 11 و Cooper and Tone 12. در میان آن‌ها Bjurek et al و Giokas

می‌گویند که DEA قطعی و مدل loglinear تفاوت معنی داری را نشان نمی‌دهند. Resty همچنین استدلال می‌کند که انواع مختلف DEA و توابع هزینه تصادفی تفاوت چشمگیری ندارند. با این حال، Lovell و Ferrier استدلال می‌کنند که DEA قطعی و توابع هزینه تصادفی هم در ساختار و هم در اجرا متفاوت هستند و اختلافات بین نتایج دو رویکرد هنوز قابل توجه است، اگرچه خطای مدل مربوط به تنظیم قطعی کاهش یافته است. Cooper and Tone توابع هزینه تصادفی و DEA را مورد بحث قرار می‌دهند و برخی از مشکلات جدی سوگیری در رویکردهای SFA را شناسایی می‌کنند 12. این مقاله سپس روش DEA قطعی پایه را برای ترکیب مکانیسم DEA محدود شده با شانس گسترش می‌دهد تا بتوانیم پایه مقایسه مشابه‌تری بین برنامه‌نویسی پارامتری تصادفی و رویکردهای CCDEA بدست آوریم.

در مورد رویکرد CCDEA، Charnes et al ابتدا برنامه‌نویسی محدود به شانس را برای اندازه‌گیری کارایی در صورت عدم قطعیت و آنالیز موارد احتمال نقض محدودیت‌ها پیشنهاد کردند. Land et al 13، مدل اصلی CCDEA را برای اندازه‌گیری کارایی تولیدی در مورد ورودی‌ها و خروجی‌های تصادفی در 49 سایت مدرسه معرفی می‌کند. Land et al 14 بیشتر از این تکنیک برای ارزیابی عملکرد اقتصادی نسبی نظام‌های سرمایه داری و سوسیالیستی دولتی استفاده می‌کنند. 15

در رویکرد DEA، هدف ما شناسایی کارآمدترین واحد تصمیم‌گیری (DMU) در بین تمام DMUها، و تخمین کارایی نسبی DMUها است. مجموعه بانک‌های R را در نظر بگیرید که هر کدام مقادیر متفاوتی از  $j$  ورودی را برای تولید  $i$  خروجی مصرف می‌کنند. بازده اصلی Charnes-Cooper-Rhodes یک بانک منفرد،  $r_0$ ، را می‌توان از طریق برنامه خطی زیر (مدل CCR) محاسبه کرد.

$$\begin{aligned} & \text{Min } \theta \\ & \text{subject to } \sum_r Y_{ir} \lambda_r \geq Y_{ir_0} \quad \lambda_r \geq 0, r = 1, 2, \dots, R \\ & \theta X_{jr_0} - \sum_r X_{jr} \lambda_r \geq 0 \end{aligned}$$

که در آن  $Y_{ir}$  مقدار یکمین خروجی تولید شده توسط  $r$ مین DMU است،  $X_{jr}$  مقدار  $j$ مین ورودی استفاده شده توسط  $r$ مین DMU است،  $\lambda_r$  وزن ورودی است و  $i$  از 1 تا  $m$ ،  $j$  از 1 تا  $n$  و  $r = 1, 2, \dots, R$ . عامل انقباض  $\theta$  نمی‌تواند از واحد فراتر رود،  $\theta \leq 1$ . در DEA قطعی، ما می‌توانیم مشاهداتی را پیدا کنیم که در مرز کارایی قرار می‌گیرند. توجه داشته باشید که کارایی در اینجا یک مفهوم پیشین است که بر اساس کارایی Pareto and Koopman است (نگاه کنید به Charnes et al)، و می‌تواند به آرامی به محیط محدود شانس تعمیم داده شود (به Land et al مراجعه کنید).

در اینجا، ما سپس تغییرات تصادفی را در اطراف مرز کارایی مجاز می‌کنیم و می‌توانیم ملاحظات تصادفی را در مدل بگنجانیم تا خطاهای اندازه‌گیری و مشخصات را برآورده کنیم. ما در نظر می‌گیریم که تنظیم خروجی‌ها تصادفی است در حالی که ورودی‌ها از پیش تعیین شده‌اند. این ارائه را بدون از دست دادن تعمیم ساده می‌کند. برای انجام این کار، معادله محدودیت خود را اصلاح می‌کنیم و مکانیسم محدودیت شانس معرفی شده توسط Land et al را اضافه می‌کنیم. بنابراین، اندازه‌گیری کارایی شانس محدود شده مربوطه به صورت محاسبه می‌شود

$$\begin{aligned} & \text{Min } \theta \\ & \text{subject to} \quad \text{Prob} \left[ \sum_r Y_{ir} \lambda_r \geq Y_{ir_0} \right] \geq \alpha \quad \begin{matrix} i = 1, 2, \dots, I \\ j = 1, 2, \dots, J \\ r = 1, 2, \dots, R \end{matrix} \\ & \quad \theta X_{jr_0} - \sum_r X_{jr} \lambda_r \geq 0 \end{aligned}$$

ما می‌توانیم دریابیم که خروجی بهترین عملکرد و ورودی بهترین عملکرد به ترتیب با  $\sum_r Y_{ir}$  و  $\sum_r X_{jr}$  نشان داده می‌شوند. Bestpractice نشان دهنده بهترین عملکردها است. محدودیت‌های شانس:  $[\sum_r Y_{ir} \lambda_r \geq Y_{ir_0}] \geq \alpha$  نشان می‌دهد که احتمال خروجی بهترین عملکرد بیش از خروجی مشاهده شده باید حداقل سطح  $\alpha$  باشد. ما در نظر می‌گیریم  $\alpha = 0.95$  تا اکثر DMUها (مثلاً 5٪) به عنوان بهترین عملکردها تنظیم شوند. با توجه به این، می‌توانیم محدودیت شانس را به عنوان  $E[\sum_r Y_{ir} \lambda_r - Y_{ir_0}] - 1.645\sigma \geq 0$  تبدیل کنیم که در آن  $E$  مقدار مورد انتظار ریاضی ۱.۶۴۵ در آماره توزیع نرمال استاندارد تک دنباله است،  $\sigma$  انحراف معیار  $\sum_r Y_{ir} \lambda_r - Y_{ir_0}$  است که برابر  $m[\sum_{r=1}^R \sum_{s=1}^S \lambda_r \lambda_s \text{Cov}(Y_{ir}, Y_{is})]^{1/2}$  است که در آن  $\text{Cov}$  عملگر کوواریانس و  $m$  انحراف استاندارد درون بانکی برای هر خروجی است. توجه داشته باشید که زمانی می‌توان نقاط پیش بینی شده مختلف را به دست آورد که هدف اصلی به حداکثر رساندن افزایش متناسب در خروجی‌ها یا کاهش متناسب در ورودی‌ها باشد. در اینجا ما از ورودی گرا برای شناسایی یک نقطه پیش بینی شده استفاده می‌کنیم که مقدار  $\theta$  را به حداقل می‌رساند. یعنی از بین تمام پیش‌بینی‌های ممکن، یکی که کاهش متناسب ورودی‌ها را به حداکثر می‌رساند شناسایی می‌شود.

برای ساده‌سازی ارائه، در اینجا نیز فرض می‌کنیم: (i) همه خروجی‌ها از نظر تصادفی مستقل هستند. عملکرد یک بانک مستقل از بانک دیگری است، یعنی  $\text{Cov}(Y_{ir}, Y_{is}) = 0$  برای همه  $i$  برای  $r \neq s$ ; (ii) متغیرپذیری بانکی هر خروجی (که با واریانس اندازه‌گیری می‌شود) برای همه خروجی‌ها و در همه بانک‌ها یکسان است، یعنی  $\text{Var}(Y_{ir})m = 1$ ; و (iii) همه خروجی‌های مشاهده شده با انتظارات ریاضی آن‌ها مطابقت دارند، یعنی عملکرد مشاهده شده در هر بانک به عنوان یک تخمین بی‌طرفانه از عملکرد واقعی در آن سایت عمل می‌کند، یعنی

$E(Y_{ir}) = Y_{ir}$  برای همه  $i$  و  $r$ . لطفاً توجه داشته باشید که اگر می‌خواهیم ورودی‌ها تصادفی باشند، می‌توانیم فرم محدودیت شانس دیگری،  $Prob [\theta X_{jro} - \sum_r X_{jr} \lambda_r \geq \alpha]$ ، را برای جایگزینی شکل فعلی اضافه کنیم،  $\theta X_{jro} - \sum_r X_{jr} \lambda_r \geq 0$ ، اگر ما بخواهیم این مورد را در نظر بگیریم که ورودی‌ها تصادفی باشند.

روش دیگر، رویکرد برنامه‌نویسی پارامتریک است. این رویکرد به پایه تابع تولید یا هزینه توجه دارد و بر تخمین ویژگی‌های عملکردها با این فرض که همه شرکت‌ها رفتار اقتصادی منطقی دارند، تمرکز می‌کند. از معرفی مدل تابع تولید توسط Farrell برای اندازه‌گیری کارایی تولید، تعدادی از محققین، به ویژه Sealey و Lindley، مفهوم تابع تولید تصادفی را با استفاده از مدل مرزی تصادفی توسعه دادند. 16,17 مدل‌های پیشرفته توسعه یافته توسط Battese و Coelli به ما اجازه می‌دهد تا سطوح ناکارآمدی متغیر با زمان را تخمین بزنیم. 18,19 Coelli همچنین الگوریتمی را برای تخمین برآوردگر حداکثر احتمال (SFA(MLE) پیشنهاد شده توسط Battese و Coelli پیشنهاد می‌کند. 20

در SFA، مفهوم ما از کارایی، بهره‌وری بهره‌وری مولد است، همانطور که توسط Farrell معرفی شده است. مجموعه‌ای از Rbank‌ها را در نظر بگیرید که هر کدام مقادیر متفاوتی از ورودی‌های  $j$  را برای تولید خروجی  $i$  مصرف می‌کنند. همچنین فرض می‌کنیم که هر بانک حداقل یک ورودی مثبت و یک خروجی مثبت داشته باشد و آزادانه ورودی‌ها و خروجی‌ها را برآورده کند. این مفروضات یکبار مصرف بیانگر این است که افزایش در ورودی‌ها هرگز منجر به کاهش خروجی نمی‌شود و هرگونه کاهش در خروجی با همان مقدار ورودی ممکن است.

توجه داشته باشید که اثر ناکارآمدی به این صورت تعریف می‌شود که شرکت تا چه حد زیر تابع تولید مرزی عمل می‌کند. Coelli معتقد است که اثرات ناکارآمدی، که باعث می‌شود شرکت در زیر تولید مرزی (یا بالاتر از تابع هزینه) فعالیت کند، می‌تواند به عنوان ناکارآمدی فنی نامیده شود. 20

برای بررسی شاخص ناکارآمدی، ما از رویکرد برآورد حداکثر احتمال استفاده می‌کنیم، همانطور که توسط Battese و Coelli در سال 1995 پیشنهاد شده است، برای تخمین پارامترهای مرز تصادفی و شاخص‌های ناکارآمدی استفاده می‌کنیم. 19 این شامل مشخصات و تخمین تابع مرز تصادفی و پیش‌بینی ناکارآمدی فنی پیش‌بینی شده است. رز تصادفی تابع تولید ترانسلوگ آشنا را می‌توان به صورت زیر تعریف کرد

$$\begin{aligned}\ln(Y) = & \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 \ln K + \hat{\alpha}_2 \ln L + \hat{\alpha}_3 \ln D + \frac{1}{2} \hat{\alpha}_{11} (\ln K)^2 \\ & + \frac{1}{2} \hat{\alpha}_{12} (\ln L)^2 + \frac{1}{2} \hat{\alpha}_{13} (\ln D)^2 + \hat{\rho}_{11} \ln(K) \ln(L) \\ & + \hat{\rho}_{12} \ln(K) \ln(D) + \hat{\rho}_{13} \ln(L) \ln(D) \\ & + V_{rt} + U_{rt} \quad (\text{translog form})\end{aligned}$$

که در آن  $Y$  خروجی،  $K$  ورودی دارایی،  $L$  ورودی کار،  $D$  ورودی سپرده،  $V_{rt}$  عبارت خطای تصادفی شرکت در زمان  $t = 1, 2, \dots, 44$  است.  $r = 1, 2, \dots, 44$  که در آن اختلالات تصادفی  $\varepsilon_{rt}$  به طور مستقل به عنوان  $N(0, \sigma_U^2)$  توزیع شده است. بازده فنی از تابع مرز تصادفی با استفاده از مدل اجزای خطا به دست می‌آید.

#### شواهد از بانک های تایوان

در انتخاب خروجی‌ها و ورودی‌ها، از رویکرد واسطه‌گری استفاده می‌کنیم، که بانک‌ها را به عنوان واسطه‌های مالی در نظر می‌گیرد که در آن سپرده‌ها به عنوان ورودی تلقی می‌شوند، با این فرض که کار اصلی بانک قرض گرفتن وجوه از سپرده‌گذاران برای وام دادن به دیگران است (به Oral و Yolalan21 مراجعه کنید). این رویکرد می‌تواند به طور مؤثری به نفع عملیات بانکی و بهبود کارایی در محیط رقابتی تایوان باشد. ما از آنالیز حساسیت برای تعیین اقلام خروجی و ورودی استفاده می‌کنیم. امتیازهای کارایی فنی را برای هر بانک برای هشت مورد محاسبه می‌کنیم (جدول ۱ را ببینید). مورد اصلی مورد A است و از هفت مورد باقی مانده در آنالیز حساسیت ما استفاده می‌شود تا جنبه‌های مختلف کارایی فنی را به تصویر بکشیم. داده‌ها شامل ۲۷۳ نمونه (۳۹ بانک در طی هفت سال) در مدل است و به نظر می‌رسد معیارهای رد (i) با حالت پایه A و/یا (ii) تعداد DMU کارآمد بیشتری نسبت به حالت پایه A دارد. برای تعیین تأثیر افزودن تعداد شعب بانکی به مدل گنجانده شده است و تأثیر کمتری بر نتایج دارد که با ضریب همبستگی ۰/۹۶۷۹ و ۱۷ بانک کارآمد نشان داده شده است. بنابراین، ما نیازی به در نظر گرفتن مورد B نداریم. نتایج مشابهی در مورد C با اضافه کردن درآمد بهره (ضریب همبستگی ۰/۸۵۹۶) و ۲۰ بانک کارآمد به مدل ارائه شده در مورد C به دست آمد. مورد D بدترین حالت زمانی است که تعداد شعب بانک و درآمد سود را همزمان در مدل لحاظ کردیم. تعداد بلنک‌های کارآمد به ۳۳ بلنک افزایش می‌یابد. علاوه بر این، مورد E نشان می‌دهد که وقتی درآمدهای بدون بهره از مدل را حذف می‌کنیم، هیچ اثر قابل توجهی وجود ندارد. تعداد یکسان بانک‌های کارآمد (۱۰) و ضریب همبستگی بالا از نتیجه گیری ما حمایت می‌کند. باز هم، تعداد (۱۰ در مقابل ۱۵) بلنک‌های کارآمد در مورد A کوچکتر از مورد F

است، که نشان می‌دهد مورد A برتر از مورد F است. نتایج مشابهی در مورد G و H با جایگزینی مستقیم وام‌ها و سرمایه‌گذاری‌های بانکی با یک تعریف جایگزین (درآمد بهره) به دست آمد.

**Table 1** Result of sensitivity analysis on the chosen DEA model

Items	Case A	Case B	Case C	Case D	Case E	Case F	Case G	Case H
Outputs								
loans	T	T	T	T	T	T		
investments	T	T	T	T	T	T		
non-interest revenue	T	T	T	T			T	T
interest revenue			T	T			T	T
Inputs								
labour	T	T	T	T	T	T	T	T
assets	T	T	T	T	T	T	T	T
deposits	T	T	T	T	T	T	T	T
branches		T		T		T		T
Estimated results								
SCC with Case A	—	0.9679	0.8596	0.7483	0.9092	0.8923	0.5861	0.5276
number of efficient banks	10	17	20	33	10	15	12	18
mean efficiency score	0.702	0.729	0.763	0.799	0.674	0.694	0.679	0.728
standard deviation	0.152	0.157	0.133	0.138	0.163	0.166	0.148	0.161
minimum efficiency score	0.339	0.401	0.432	0.507	0.325	0.362	0.406	0.528

نکات: SCC به معنای ضریب همبستگی Spearman است. همه ضرایب همبستگی در سطح ۵ درصد معنادار هستند. ما از DEA برای به دست آوردن امتیازهای کارایی فنی و انجام این آنالیز حساسیت استفاده می‌کنیم. داده‌ها شامل ۲۷۳ نمونه (۳۹ بانک در مدت هفت سال) در مدل است. در مورد معیارهای رد، به نظر می‌رسد (i) همبستگی بالایی با حالت پایه A و / یا (ii) تعداد بیشتری از DMUهای کارآمد نسبت به حالت پایه A باشد.

بر اساس این یافته‌ها، مدل DEA ما دارای سه متغیر خروجی زیر است: وام (شامل وام‌های تجاری و فردی)، سرمایه‌گذاری (عمدتاً اوراق بهادار و سهام دولتی، همراه با اوراق بهادار دولتی و خصوصی) و درآمد بدون بهره (شامل کارمزدهای تراکنش، درآمد حاصل از سرمایه‌گذاری اوراق بهادار و سایر درآمدهای تجاری). دو نوع اول خروجی، فعالیت‌های اصلی بانک‌ها را تشکیل می‌دهند، در حالی که نوع سوم منبع درآمد اضافی برای بانک‌ها است. این سه نوع خروجی از منابع عملیاتی از طریق سه نوع ورودی، یعنی کارکنان بانک، دارایی‌ها و سپرده‌ها استفاده می‌کنند. ما به سپرده‌های بانکی به حساب سپرده‌های جاری، سپرده‌های مدت‌دار و سپرده‌های پس‌انداز اشاره می‌کنیم، و از آنجایی که درآمد بهره، بازده اصلی وام‌ها و سرمایه‌گذاری است، خروجی درآمد بهره را حذف می‌کنیم و آن را معادل وام و سرمایه‌گذاری می‌دانیم. دارایی‌های بانک عمدتاً شامل دارایی‌های ثابت می‌شود که می‌توان آن را به عنوان تقریبی با کل دارایی‌های داخلی به جز وام‌ها و سرمایه‌گذاری‌های بانکی تخمین زد. گزارش رسمی وزارت دارایی، بانک مرکزی و کمیسیون ROC در مورد شرکت‌های ملی وزارت امور اقتصادی، منبع غنی از داده‌ها را در مورد عملیات تمام بانک‌ها در تایوان ارائه می‌دهد. ما داده‌های لازم را برای ۳۹ بانک جمع‌آوری کرده‌ایم که بیشتر بانک‌های داخلی تایوان را در دوره ۱۹۹۴ تا ۲۰۰۰ نشان می‌دهند. جدول ۲ آمار توصیفی داده‌های ورودی را فهرست می‌کند. داده‌های هفت‌ساله شامل دوره قبل از بحران (بحران مالی آسیا) (۱۹۹۴-۱۹۹۶) و دوره پس از بحران (۱۹۹۷-۲۰۰۰) است که می‌تواند به طور موثر از تأثیر شوک یکباره در ارزیابی کلی کارایی جلوگیری کند. ما از نرم‌افزار GAMS (سیستم مدل‌سازی جبری عمومی) در این مقاله برای حل مسئله برنامه‌نویسی محدود تصادفی غیرخطی استفاده می‌کنیم و از نرم‌افزار Frontier-41 برای اجرای آنالیز مرز تصادفی استفاده می‌کنیم.



میانگین امتیاز کارایی فنی معمولی DEA (مدل CCR) در جدول ۳، ۰.۹۲۰ است که نشان می‌دهد بانک‌ها می‌توانند با استفاده از ۹۲ درصد ورودی‌های مورد استفاده، همان سطح خروجی را تولید کنند. با استفاده از یک رویکرد DEA محدود به شانس، متوجه می‌شویم که نمرات کارایی DEA با محدودیت شانس (۰.۹۳۱) به طور متوسط بالاتر از امتیازات DEA قطعی (۰.۹۲۰) است. مرز تصادفی بانک‌ها به طور طبیعی یک مرز «نرم» است که در آن مشاهدات خروجی بانک‌ها در برخی موارد مجاز به عبور از پاکت است. سپس می‌توانند برای انجام هر مشاهده‌ای نزدیک‌تر شوند. با این حال، مرز قطعی یک مرز «سخت» برای هر ارقام داده شده است، و پاکت دور از مرز محدود قرار دارد. از این رو، ممکن است چند بانک کارآمد از مرز DEA محدود شده عبور کنند، اما اکثر بانک‌ها (۹۵ درصد یا بیشتر) هنوز هم گمان می‌رود که در یا زیر مرز سقوط کنند. یعنی امتیازات کارایی CCDEA بالاتر از DEA معمولی است.

Table 2 Summary of the descriptive statistics of the input data

Years	Staff employed (person)	Bank assets (billion)	Bank deposit (billion)	Bank loans (billion)	Bank investment (billion)	Non-interest revenue (billion)
1994–1996	1915	193.10	206.45	182.61	32.19	3.02
1997–2000	2279	288.09	496.90	237.88	43.72	9.30
1994–2000	2123	247.38	372.42	214.19	38.77	6.61
Public	4451	558.04	770.10	442.64	79.06	12.62
Private	1250	130.88	223.31	128.52	23.67	4.36

توجه: ارزش دلار به میلیارد دلار تایوان جدید، یک میلیارد =  $10^6$  دلار آمریکا است. داده‌ها شامل ۳۹ بانک تجاری داخلی و داده‌های هفت‌ساله است. داده‌ها شامل هفت بانک دولتی و ۳۲ بانک خصوصی است.

**Table 3** Efficiency estimated among DEA, CCDEA and SFA methods

<i>Bank name</i>	<i>DEA</i>	<i>CCDEA</i>	<i>SFA</i>
Aetna	1.000	1.000	0.866
Agriculture	0.991	1.000	0.885
Asia Pacific	0.858	0.868	0.821
Baodao	0.973	0.987	0.845
Center Trust	0.558	0.569	0.594
Chang-hua	0.868	0.878	0.766
Chiao-tung	0.808	0.809	0.785
China International	0.953	0.975	0.638
China Trust	0.996	1.000	0.737
Chinese	1.000	0.871	0.875
Chinfon	0.996	1.000	0.750
Chung-shing	0.832	0.838	0.756
Cosmos	0.780	0.800	0.749
Dah-an	0.957	0.969	0.851
E. Sun	0.921	0.930	0.826
Far Eastern	1.000	1.000	0.868
First	0.957	1.000	0.805
Fu-bon	0.723	0.745	0.711
Grand	0.715	0.720	0.738
Hsinchu City	0.970	0.988	0.817
Hualien City	0.937	1.000	0.623
Hun-nan	0.831	0.842	0.762
Kaohsiung	1.000	1.000	0.775
Kaohsiung City	0.956	0.969	0.673
Land	0.992	0.996	0.790
Our Corp.	0.856	0.877	0.807
Pan-Asia	1.000	1.000	0.854
Shanghai	0.903	0.944	0.740
Sinopac	0.881	0.906	0.825
Taishin	0.955	1.000	0.795
Taichung City	1.000	1.000	0.812
Tainan City	0.983	1.000	0.786
Taipei	0.977	0.980	0.833
Taipei Business	1.000	1.000	0.837
Taitung City	1.000	1.000	0.647
Taiwan	1.000	1.000	0.776
Taiwan Provincial	1.000	1.000	0.851
Union	0.782	0.798	0.772
United World	1.000	1.000	0.841
Average	0.920	0.932	0.782
Standard deviation	0.1022	0.1008	0.0718

مشاهدات بانک ها در برخی موارد مجاز به عبور از پاکت است. سپس می توانند برای انجام هر مشاهده ای نزدیک تر شوند. با این حال، مرز قطعی یک مرز «سخت» برای هر ارقام داده شده است، و پاکت دور از مرز محدود قرار دارد. از این رو، ممکن است چند بانک کارآمد از مرز DEA محدود شده عبور کنند، اما اکثر بانک ها (۹۵ درصد یا بیشتر) هنوز هم گمان می رود که در یا زیر مرز سقوط کنند. به این معنا که امتیازات کارایی CCDEA بالاتر از DEA معمولی است. ۱۴

ما همچنین دریافتیم که میانگین بازده فنی ۰.۷۸۲ از آنالیز مرز تصادفی (SFA) است که به طور قابل توجهی کمتر از نتیجه به دست آمده از رویکرد DEA محدود به شانس (۰.۹۳۱) است. (جدول ۳). جدول ۴ ضرایب تخمینی تابع تولید translog تصادفی را نشان می دهد. تابع و آمار نویز (مربع سیگما) و مولفه ناکارآمدی (آزمون LR خطای یک طرفه) را نشان می دهد. مؤلفه نویز نیز وجود دارد، و مدل تحلیل مرزی تصادفی باید مشاهده می کنیم که تابع log درستنمایی برای تخمین حداکثر درستنمایی نهایی مدل مرز تصادفی ۶.۹۴ است و رقم برای حداقل مربعات معمولی متناسب با تابع تولید ۱۵.۰۳ است. از این رو، می توانیم آمار نسبت درستنمایی تعمیم یافته یک طرفه را ۱۶.۱۸ در  $X^2(5,0.95) = 10.37$  محاسبه کنیم، که بزرگ تر از سطح بحرانی  $-2 \times (-6.94 - (-15.03))$  است. بنابراین فرضیه صفر اثرات ناکارآمدی فنی در مدل رد می شود. مرز تصادفی به طور قابل توجهی با مدل مرز قطعی و بدون خطای تصادفی متفاوت است.

دو آزمون کارایی مجانبی DEA بانکدار برای آزمایش تفاوت های ناکارآمدی بین دو نمره کارایی مختلف استفاده شده است. ۲۳ ابتدا فرض می کنیم که دو ناکارآمدی  $(1 - \theta_a, 1 - \theta_b)$  از توزیع نمایی پیروی کنید. آمار آزمون  $(\sum_r 1 - \theta_{ar})/N_a) / (\sum_r 1 - \theta_{br})/N_b)$  است که نسبت به توزیع F با  $(2N_a, 2N_b)$  درجه آزادی ارزیابی می شود. ثانیاً، فرض می کنیم که دو ناکارآمدی  $(1 - \theta_a, 1 - \theta_b)$  از توزیع نیمه نرمال پیروی می کنند. آمار آزمون  $(\sum_r 1 - \theta_{ar})/N_a) / (\sum_r 1 - \theta_{br})/N_b)$  است که نسبت به توزیع F با  $(N_a, N_b)$  درجه آزادی ارزیابی می شود. دو روش آزمون سنتی دیگر، آزمون میانگین ولش و آزمون Mann-Whitney، نیز برای آزمون مقایسه تفاوت های ناکارآمدی بین امتیازهای مختلف کارایی استفاده شده است. ۲۴ برای آزمون میانگین ولش، آمار آزمون، با فرض واریانس های نابرابر، توسط  $X_a - X_b / \sqrt{(\sigma_a^2/N_a) + (\sigma_b^2/N_b)}$  که از توزیع t آزادی ها به صورت محاسبه شده  $(\sigma_a^2/N_a)^2/N_a - 1 + (\sigma_b^2/N_b)^2/N_b - 1$  پیروی می کند. که در آن  $X_a$  و  $X_b$  و  $\delta_a^2$  و  $\delta_b^2$  میانگین و واریانس نمونه ناکارآمدی ها هستند. آزمون Mann-Whitney، آماره آزمون مقدار  $Z = u - E(u)/\sqrt{V(u)}$  محاسبه می شود و u رقم پایینی بین قدر محاسبه شده  $U/b$  و  $U_a$  است:

$$U_a = N_a N_b + \frac{N_a(N_a + 1)}{2} - W_a$$

$$U_b = N_a N_b + \frac{N_b(N_b + 1)}{2} - W_b$$

$$E(\mu) = N_a N_b / 2 \quad V(\mu) = N_a N_b (N_a + N_b + 1) / 12$$

که در آن  $W_a$  و  $W_b$  مجموع رتبه‌های هر نمونه انتخابی هستند. در مورد ما، یکی از  $N$  دارای اندازه‌های نمونه بزرگ است ( $N > 15$ )، می‌توانیم یک مقدار  $Z$  ایجاد کنیم و برای آزمایش فرضیه صفر به توزیع نرمال استاندارد مراجعه کنیم.

ما از چهار آزمون استفاده می‌کنیم: دو آزمون مجانبی DEA بلنک، آزمون میانگین Welch و آزمون Mann-Whitney در مطالعه ما. همه آزمون‌ها نشان می‌دهند که تفاوت معناداری بین میانگین نمرات کارایی روش‌های DEA معمولی در مقابل SFA وجود دارد (به ستون سوم، جدول ۵ مراجعه کنید). و روش‌های CCDEA در مقابل SFA (به ستون چهارم، جدول ۵ مراجعه کنید). Ferrier و Lovell، 11 رویکردهای DEA قطعی و برنامه‌نویسی پارامتریک را مقایسه کردند و نتیجه‌گیری مشابهی ارائه کردند. این با ارائه Farrell و Lovell، که استدلال کردند که تکنیک‌های مختلف زمانی که در چارچوب روش‌شناختی مشابهی استفاده می‌شوند، به نتایج بسیار متفاوتی منجر می‌شوند، سازگار است. تنظیمات پیشرفته مکانیسم محدود شانس DEA تفاوت‌های غریزی بین رویکردهای DEA و SFA را تغییر نمی‌دهد. علاوه بر این، زمانی که DEA و CCDEA با هم مقایسه می‌شوند، می‌توان نتایج به دست آمده را به دست آورد و کارایی فنی به دست آمده در این دو رویکرد، همانطور که در چهار نوع آزمایش تأیید شده است، متفاوت نیست (به ستون پنجم، جدول ۵ مراجعه کنید).

**Table 4** Estimated results of the stochastic translog production function

Items	Estimated parameters	Standard error	T value
Constant	6.0517	2.0542	2.9459**
$\ln(L)$	-0.0439	0.6179	-0.0711
$\ln(K)$	-0.5751	0.1893	3.0380**
$\ln(M)$	0.2844	0.5119	0.5556
$(\ln K)^2$	0.0146	0.1095	0.1337
$(\ln L)^2$	0.02762	0.0776	3.5584**
$(\ln M)^2$	0.2164	0.0376	5.7513**
$\ln L \ln K$	-0.0195	0.0707	-0.2763
$\ln L \ln M$	-0.0374	0.0771	-0.4859
$\ln K \ln M$	-0.2342	0.0708	-3.3086**
Sigma-squared	0.1368	0.0178	7.6912**
Gamma	0.8799	0.0467	18.8251**
Log likelihood (OLS)	-15.03		
Log likelihood (MLE)	-6.94		
LR test of the one-sided error	16.18**		

Note: \*\* represents significant at 0.05 level.

توجه داشته باشید که تغییرپذیری بانک فردی محاسبه شده در رویکرد  $CCDEA$  ( $Var(Y_{ir}) = m = 1$ ) بر روی وحدت تنظیم شده است. مرز سفت تر می شود و باند دامنه خروجی بانک امکان کمتری برای خروج از پوشش دارد و به مورد DEA قطعی نزدیک می شود. در اینجا چهار سناریو  $m = 0.1$ ;  $m = 0.2$ ;  $m = 0.4$ ;

$m = 0.6$  را برای برجسته کردن و مقایسه یافته های خود انتخاب می کنیم (جدول ۶ را ببینید). توجه داشته باشید که ما به سناریوهای  $m = 0.8$  و  $m = 1.0$  را تعمیم نمی دهیم زیرا تعداد زیادی بانک کارآمد در محدوده  $m = 0.6$  وجود دارد. بدیهی است که هر چه درجه عدم قطعیت بیشتر باشد، نیاز به حاشیه احتمالی بیشتر می شود و بانک ها برای رسیدن به این میزان نیاز به سستی بیشتری دارند. همچنین، زمانی که امتیاز کارایی محدود به شانس برابر با یک باشد، بافرهای بهینه خروجی هر بانک به صفر می رسد و سقوط می کند. برای هر بانکی، بزرگی بافرهای خروجی با  $1.645\sigma$  محاسبه می شود. واریانس، مقدار عددی بافر بانک ها برای سه خروجی یکسان است. بافر خروجی ها را می توان به عنوان ارزیابی عملکرد بانک داده شده در مقایسه با بانک های مرجع خود تفسیر کرد، تکالیف مورد نیاز باید بزرگتر از خروجی های مشاهده شده باشد.

**Table 5** Summary of efficiency difference test results

Classification	Test procedure <sup>1</sup>	DEA vs SFA	CCDEA vs SFA	DEA vs CCDEA
Banker's asymptotic DEA tests <sup>2</sup>	Exponential type	2.682**	3.182**	1.187
	Half-normal type	3.137**	3.610**	1.151
Traditional efficiency tests	Welch test <sup>3</sup>	6.866**	7.525**	0.480
	Mann-Whitney test <sup>4</sup>	-5.340**	5.589**	1.037

Table 6 Various output variation degrees of the chance-constrained efficiency score and buffers of inefficient banks

Scenarios (m) bank name	Basic DEA	0.1		0.2		0.4		0.6	
		Eff.	Buffers	Eff.	Buffers	Eff.	Buffers	Eff.	Buffers
Aetna	1.000	1.000	—	1.000	—	1.000	—	1.000	—
Agriculture	0.991	0.995	0.49	1.000	—	1.000	—	1.000	—
Asia Pacific	0.858	0.862	0.17	0.868	0.34	0.906	0.68	0.962	1.01
Baodao	0.973	0.978	0.18	0.987	0.38	1.000	—	1.000	—
Center Trust	0.558	0.563	0.23	0.569	0.47	0.582	0.78	0.594	1.12
Chang-hua	0.868	0.871	0.55	0.878	1.11	0.889	1.34	0.896	1.50
Chiao-tung	0.808	0.809	0.28	0.809	0.57	0.811	1.13	0.817	1.64
China International	0.953	0.966	0.21	0.975	0.43	0.994	0.86	1.000	—
China Trust	0.996	0.991	1.21	1.000	—	1.000	—	1.000	—
Chinese	1.000	0.857	0.82	0.871	1.10	0.892	1.39	0.914	1.72
Chinfon	0.996	1.000	—	1.000	—	1.000	—	1.000	—
Chung-shing	0.832	0.835	0.17	0.838	0.35	0.844	0.68	0.850	1.02
Cosmos	0.780	0.790	0.20	0.800	0.39	0.823	0.79	0.846	1.06
Dah-an	0.957	0.960	0.19	0.969	0.39	0.994	0.80	1.000	—
E. Sun	0.921	0.924	0.17	0.930	0.34	0.946	0.74	0.969	1.08
Far Eastern	1.000	1.000	—	1.000	—	1.000	—	1.000	—
First	0.957	0.970	0.79	1.000	—	1.000	—	1.000	—
Fu-bon	0.723	0.733	0.21	0.745	0.41	0.769	0.75	0.794	1.06
Grand	0.715	0.718	0.17	0.720	0.34	0.726	0.68	0.731	1.03
Hsinchu City	0.970	0.978	0.21	0.988	0.44	1.000	—	1.000	—
Hualien City	0.937	0.965	0.17	1.000	—	1.000	—	1.000	—
Hun-nan	0.831	0.836	0.75	0.842	1.62	0.857	1.91	0.865	1.97
Kaohsiung	1.000	1.000	—	1.000	—	1.000	—	1.000	—
Kaohsiung City	0.956	0.958	0.16	0.969	0.33	1.000	—	1.000	—
Land	0.992	0.994	1.01	0.996	2.01	0.999	3.58	1.000	—
Our Corp.	0.856	0.865	0.20	0.877	0.43	0.905	0.75	0.931	1.07
Pan-Asia	1.000	1.000	—	1.000	—	1.000	—	1.000	—
Shanghai	0.903	0.925	0.20	0.944	0.38	1.000	—	1.000	—
Sinopac	0.881	0.890	0.23	0.906	0.49	0.939	0.81	1.000	—
Taishin	0.955	0.967	0.21	1.000	—	1.000	—	1.000	—
Taichung City	1.000	1.000	—	1.000	—	1.000	—	1.000	—
Tainan City	0.983	1.000	—	1.000	—	1.000	—	1.000	—
Taipei	0.977	0.978	0.24	0.980	0.48	0.982	1.02	0.985	1.44
Taipei Business	1.000	1.000	—	1.000	—	1.000	—	1.000	—
Taitung City	1.000	1.000	—	1.000	—	1.000	—	1.000	—
Taiwan	1.000	1.000	—	1.000	—	1.000	—	1.000	—
Taiwan	1.000	1.000	—	1.000	—	1.000	—	1.000	—
Provincial									
Union	0.782	0.789	0.18	0.798	0.40	0.823	0.75	0.850	1.07
United World	1.000	1.000	—	1.000	—	1.000	—	1.000	—
Average	0.920	0.924	—	0.932	—	0.943	—	0.951	—

Note: Four scenarios ( $m=0.1$ ;  $m=0.2$ ;  $m=0.4$ ;  $m=0.6$ ) of stochastic variability of various degrees within-bank standard deviation are chosen. Eff. = efficiency.

به عنوان مثال، ارزیابی وام‌های بانکی دریافت شده در یک بانک خاص (مثلاً بانک آسیا و اقیانوسیه)، خروجی بانک مرجع (مثلاً وام) که بانک آسیا پاسیفیک با آن مقایسه می‌شود باید حداقل ۹۵٪ بزرگتر از وام‌های واقعی باشد. برای رسیدن به این شرایط، بانک آسیا و اقیانوسیه نیاز به کسادی زیادی از طریق وام‌های دست یافته بانک دارد. علاوه بر این، سرمایه‌گذاری بانکی و/یا درآمد بدون بهره بانک آسیا پاسیفیک نیز نیاز به کسادی دارد. ما بیشتر یک آنالیز رگرسیونی انجام می‌دهیم تا مشخص کنیم آیا امتیازات کارایی به بحران مالی آسیا، مالکیت یا اندازه ویژگی‌های بانک مربوط است یا خیر. شکل رگرسیون به یک تابع احتمال لجستیک از آنجایی که بازده از صفر یک است. رگرسیون تبدیل شده به صورت  $\ln\left(\frac{Y}{1-Y}\right) = \alpha + \beta X$  بیان می‌شود که از تابع احتمال لجستیک  $F(\alpha + \beta X) = 1/(1 + \exp(-\alpha - \beta X))$  مشتق شده است که در آن  $X$  و  $Y$  یک متغیر وابسته و مستقل را نشان می‌دهند. به ترتیب متغیر با استفاده از رگرسیون تبدیل، موضوع محدوده پیش بینی احتمالی ۰ تا ۱ برای مسئله پیش بینی وقوع رویدادهای خاص در کل مجموعه واقعی فرموله شده است. اندازه بانک با کارکنان شاغل یا دارایی‌های بانک اندازه گیری می‌شود. وضعیت مالکیت با سهام دولت سنجیده می‌شود. نتایج آنالیز رگرسیون در جدول ۷ نشان داده شده است که نشان می‌دهد که مالکیت، اندازه بانک و متغیرهای اثر بحران مالی آسیا متغیرهای مهمی در توضیح کارایی فنی هستند.

Table 7 Estimated results of the regression analysis

Model Dep. var.	M1 DEA	M2 DEA	M3 DEA	M4 CCDEA	M5 CCDEA	M6 CCDEA	M7 SFA	M8 SFA	M9 SFA
Indep. var.	0.874	0.862	0.867	0.891	0.918	0.896	0.850	0.849	0.848
intercept	62.83** (0.001)	59.17** (0.001)	62.22** (0.001)	36.33** (0.001)	24.10** (0.001)	24.31** (0.001)	77.22** (0.001)	72.46** (0.001)	75.50** (0.001)
Ownership	0.062 (0.009)	0.053 (0.025)	0.098 (0.093)	0.063 (0.017)	0.042 (0.216)	0.058 (0.098)	0.054 (0.002)	0.039 (0.048)	0.053 (0.005)
Staff		$1.61 \times 10^{-5}$ 3.18** (0.003)			$6.63 \times 10^{-6}$ 0.93 (0.358)			$3.80 \times 10^{-6}$ 0.94 (0.350)	
Assets			$1.36 \times 10^{-7}$ 3.91** (0.002)			$1.07 \times 10^{-8}$ 0.19 (0.847)			$5.97 \times 10^{-8}$ 2.13** (0.034)
Asian financial crisis effect	0.210 11.92** (0.001)	0.199 11.96** (0.001)	0.205 12.28** (0.001)	0.180 7.58** (0.001)	0.177 7.31** (0.001)	0.1791 7.24** (0.001)	0.126 9.08** (0.001)	0.114 8.51** (0.001)	0.118 8.78** (0.001)
Adj. $R^2$	0.577	0.579	0.588	0.443	0.424	0.436	0.228	0.207	0.218
F value	47.88	48.41	50.95	32.69	21.37	20.87	28.37	25.02	26.54
P value	0.001**	0.001**	0.001**	0.001**	0.001**	0.001**	0.001**	0.001**	0.001**

Notes: 1. Indep. Var. = independent variables; Dep. Var. = dependent variable; here are the efficiency scores derived from DEA, CCDEA, or SFA model.  $N = 273$ .

2. \*\* represents significant at 0.05 level.

3. The ownership is switched to the dummy variables 0 and 1 as a proxy. The cut-off point is 33.3% in government shareholding.

نتایج مشابهی نیز در امتیازات کارایی CCDEA و کارایی SFA به دست آمد، و این نتایج از نتایج ذکر شده در بالا در این بخش پشتیبانی می‌کند. ما متوجه شدیم که متغیر مالکیت همچنان متغیر مهمی را برای توضیح کارایی فنی در مدل کارایی ارائه می‌کند، صرف نظر از اینکه رویکرد CCDEA، DEA یا SFA در نظر گرفته می‌شود. ما به طور منطقی می‌توانیم استنباط کنیم که بلنک‌های دولتی اغلب کارایی فنی پایین‌تری دارند و در کارایی تفاوتی وجود دارد. همچنین داشتن مبنایی در مالکیت بانک تایوان ممکن است زمانی که اثر بحران مالی آسیا در نظر گرفته شده باشد بسیار مهم باشد.

## نتایج اظهاری

در این مطالعه، رویکردهای DEA معمولی، DEA محدود به شانس، و آنالیز مرز تصادفی برای مقایسه کارایی فنی ۳۹ بانک در تایوان به کار گرفته شده است. مجموعه داده‌های هفت‌ساله (۱۹۹۴-۲۰۰۰)، که شامل زمان قبل از بحران (بحران مالی آسیا) ۱۹۹۴-۱۹۹۶، همراه با دوره پس از بحران ۱۹۹۷-۲۰۰۰ است، برای جلوگیری از اثر شوک یکباره در ارزیابی کارایی کلی استفاده می‌شود. نتایج تخمین زده شده نشان می‌دهد که تفاوت معنی داری در نمرات کارایی بین DEA محدود شده با شانس و تابع تولید مرزی تصادفی وجود دارد. مشابه نتایج Lovell و Ferrell، متوجه می‌شویم که رویکردهای مختلف (DEA در مقابل SFA) زمانی که در چارچوب روش شناختی مشابهی به کار گرفته شوند، به نتایج متفاوتی منجر می‌شوند. تنظیمات پیشرفته مکانیسم محدود تصادفی DEA تفاوت‌های غریزی بین رویکردهای DEA و SFA را تغییر نمی‌دهد. علاوه بر این، متغیر مالکیت همچنان متغیر مهمی را برای توضیح کارایی فنی در مدل کارایی ارائه می‌کند، صرف نظر از اینکه آیا از CCDEA، DEA یا یک رویکرد SFA استفاده می‌شود.

- 1 Charnes A, Cooper WW and Rhodes E (1978). Measuring the efficiency of decision making units. *Eur JOpl Res* 2: 429–444.
- 2 Banker RD, Charnes A and Cooper WW (1984). Some models for estimation of technical and scale inefficiencies in data envelopment analysis. *Mngt Sci* 30: 1078–1092.
- 3 Oral M and Yolalan R (1990). An empirical study on measuring operating efficiency and profitability of bank branches. *Eur J Opl Res* 46: 282–294.
- 4 Favero CA and Papi L (1995). Technical efficiency and scale efficiency in the Italian banking sector. *Appl Econ* 27: 385–395.
- 5 Schaffnit C, Rosen D and Paradi JC (1997). Best practice analysis of bank branches: an application of DEA in a large Canadian bank. *Eur J Opl Res* 98: 269–289.
- 6 Fukuyama H, Guerra R and Weber WL (1999). Efficiency and ownership: evidence from Japanese credit cooperatives. *JEcon Bus* 51: 473–487.
- 7 Bjurek H, Hjalmarsson L and Forsund FR (1990). Deterministic parametric and nonparametric estimating of efficiency in service production. *J Economet* 46: 213–227.
- 8 Giokas DI (1991). Bank branch operating efficiency: a comparative application of DEA and the loglinear model. *Omega* 19: 549–557.
- 9 Resti A (1997). Evaluating the cost efficiency of the Italian banking system: what can be learned from the joint application of parametric and non-parametric techniques. *J Banking Fin* 21: 221–250.
- 10 Resti A (2000). Efficiency measurement for multi-product industries: a comparison of classic and recent techniques based on simulated data. *Eur J Opl Res* 121: 559–578.



- 11 Ferrier GD and Lovell CAK (1990). Measuring cost efficiency in banking: econometric and linear programming evidence. *J Economet* 46: 229–245.
- 12 Cooper WW and Tone K (1997). Measures of inefficiency in data envelopment analysis and stochastic frontier estimation. *Eur J Opl Res* 99:72–88.
- 13 Charnes A and Cooper WW (1959). Chanced-constrained programming. *Mngt Sci* 15:73–79.
- 14 Land KC, Lovell CAK and Thore S (1993). Chance-constrained data envelopment analysis. *Mngt Decis Econ* 14: 541–554.
- 15 Land KC, Lovell CAK and Thore S (1994). Productive efficiency under capitalism and state socialism: an empirical inquiry using chance-constrained data envelopment analysis. *Technol Forecast Social Change* 46: 139–152.
- 16 Farrell M (1957). The measurement of productive efficiency. *J R Statist Soc A* 120: 253–281.
- 17 Sealey CW and Lindley JT (1997). Inputs, outputs and a theory of production and cost at depository financial institutions. *J Fin* 32: 1251–1266.
- 18 Battese GE and Coelli TJ (1992). Frontier production function, technical efficiency and panel data with application to paddy farmers in India. *J Prod Anal* 3: 153–169.
- 19 Battese GE and Coelli TJ (1995). A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production function for panel data. *Empirical Econ* 20: 325–332.
- 20 Coelli TJ (1996). Simulators and hypothesis tests for a stochastic model: a Monte Carlo analysis. *J Prod Anal* 6: 247–268.
- 21 Oral M and Yolalan R (1990). An empirical study on measuring operating efficiency and profitability of bank branches. *Eur J Opl Res* 46: 282–294.

22 Coelli T, Rao DSP and Battese GE (1998). An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis. Kluwer: Norwell, MA, pp 190–198.

23 Banker RD (1996). Hypothesis tests using data envelopment analysis. *J Prod Anal* 7: 139–159.

24 Banker RD and Chang H (1995). A simulation study of hypothesis tests for differences in efficiencies. *Int J Prod Econ* 39:37–54.

Received July 2000; accepted November 2001 after three revisions