تخمین کارایی فنی صنعت بانکداری در ایران [1]

دکتر محمود ختائی [*]
پژمان عابدی فر

چکیده

این پژوهش به دنبال برآورد کارآیی فنی صنعت بانکداری ایران و تشخیص عوامل مؤثر بر آن است. برای این منظور روش تابع مرزی تصادفی به کار گرفته می‌شود. مدل‌های مورد استفاده در این پژوهش، مدل ناکارآیی متغیر با زمان بیتیس و کولی [2] (۱۹۹۲) و مدل ناکارآیی بیتیس و کولی (۱۹۹۵) است. داده‌های مورد بررسی آمار و ارقام ده بانک کشور برای دورهٔ زمانی ۱۳۷۶-۱۳۶۷ است. در تابع تولید مورد تخمین، حجم تسهیلات اعطایی به بخش خصوصی ستاده بانک و تعداد کارکنان، دارایی‌های ثابت، حجم سپرده‌های قرض الحسنه، سرمایه گذاری و سایر سپرده‌های بخش خصوصی همراه با زمان نهاده‌های بانک هستند. نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که کارآیی فنی صنعت بانکداری ایران با استفاده از مدل یک [3] ۷۹/۸٪ و طبق مدل دو، [4] ۷۸/۳٪ است. در ضمن به نظر می رسد، کارآیی فنی رابطهٔ مستقیمی با نوع بانک، ابعاد بانک و نسبت شعبه‌های مستقر در تهران دارد و همچنین با نسبت تسهیلات اعطایی در قالب مضاربه و مشارکت مدنی و به کارگیری نیروی کار با تحصیلات حداقل لیسانس، رابطهٔ عکس دارد.

۱- این پژوهش با استفاده گسترده از پایان نامه کارشناسی ارشد پژمان عابدی فر به راهنمایی دکتر محمود ختائی و مشاوره دکتر منوچهر عسگری در سال ۱۳۷۹ ـ دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی تهیه شده است.

*. عضو هیأت علمی دانشکدهٔ اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی.

2- Battese and Coelli

3- Model One: The Battese and Coelli (1992)

4- Model Two: The Battese and Coelli (1995)

مقدمه

بانک‌ها، نقش مهمی را در اقتصاد به عهده دارند که شامل جمع آوری پس اندازها و منابع مالی، واسطه گری، تسهیل پرداخت‌ها، تخصیص اعتبارها و تأمین منابع مالی برای متقاضیان و در مجموع برقراری نظم مالی است. حتی در اقتصادهایی که بازارهای مالی پیشرفته‌ای دارند، بانک‌ها در کانون فعالیت‌های مالی و اقتصادی قرار دارند و نقطهٔ اتکایی برای اهرم سیاست‌های پولی به حساب می‌آیند. در کشورهای در حال توسعه و اقتصادهای در حال انتقال، که بازارهای مالی آن‌ها کمتر توسعه یافته‌اند، بانک‌ها عمدتاً تنها نهادهایی هستند که قادرند اطلاعات لازم برای اعمال واسطه گری مالی را فراهم کنند. در واقع به خاطر نقش اساسی نظام بانکی در اقتصاد کشورها، کارآیی آن همواره مورد توجه بوده است و ضعف نظام بانکی می‌تواند تهدیدی جدی برای ثبات اقتصاد کلان به شمارآید.

اعطای تسهیلات، بخش مهمی از عملیات هر بانک را تشکیل می‌دهد. در واقع رشد و توسعه اقتصادی مستلزم سرمایه گذاری، و سرمایه گذاری مستلزم منابع مالی است. علاوه بر آن دریافت‌هاو پرداخت‌های واحدهای اقتصادی از جهت زمانی همواره با یکدیگر منطبق نیستند، ناگزیر برای استفاده از تسهیلات و منابع لازم مراجعه به مؤسسه‌های مالی و اعتباری که مهمترین آنها بانک‌ها هستند، اجتناب‌ناپذیر است. به این ترتیب بانک‌ها با عملیات اعتباری خود و تأمین منابع مالی برای بخش‌های مختلف اقتصادی، شرایط مناسبی را برای سرمایه گذاری فراهم می‌کنند و باعث افزایش و رشد سرمایه و در نهایت تولید ملی می‌شوند.

پژوهش حاضر به دنبال پاسخ به این پرسش است که صنعت بانکداری ایران در دورهٔ مورد بررسی تا چه میزان در اعطای تسهیلات کارآیی داشته است؟ و یا به عبارت دیگر تا چه میزان اعطای تسهیلات که لازمهٔ سرمایه گذاری و رشد اقتصادی است، با توجه به همین سطح از نهاده‌ها قابل افزایش است؟ علاوه براین، پژوهش حاضر، ضمن مشخص کردن نهاده‌ها و فرم تبعی تابع تولید بانک در اعطای تسهیلات به بخش خصوصی، به چگونگی اثر گذاری متغیرهای مؤثر بر کارآیی فنی صنعت بانکداری ایران می‌پردازد.

به نظر می‌رسد به دلیل فقدان رقابت میان بانک‌ها، محدودیت‌های ناشی از قوانین استخدامی، پایین بودن رقابت میان کارکنان، فقدان امکان اعمال مدیریت به دلیل شرایط و متغیرهای انعطاف‌ناپذیر، ثابت بودن نرخ تسهیلات، مشکلات موجود در اعطای تسهیلات در چارچوب قانون بانکداری بدون ربا، پرداخت تسهیلات تکلیفی و محدودیت افزایش سرمایه بانک‌هابه وسیله دولت، بانک‌ها در ایران کارا عمل نمی‌کنند. به عبارت دیگر بانک‌ها با استفاده از نهاده‌های موجود نمی‌توانند حداکثر ستانده را داشته باشند. بنابراین اعطای تسهیلات اعتباری که در این پژوهش ستاندهٔ بانک فرض شده است معادل ناکارآیی فنی با فرض ثابت بودن همین سطح از نهاده‌ها، قابل افزایش خواهد بود.

I- مبانی نظری مدل

مفهوم کارآیی [1]

در اقتصاد خرد، تابع تولید بر اساس حداکثر میزان محصول قابل تولید از به کارگیری مجموعه معینی از نهاده‌ها با توجه به سطح فن‌آوری موجود تعریف شده است. با این حال تا اواخر ۱۹۶۰ در بیشتر مطالعات تجربی مربوط به کارآیی، از روش حداقل مربعات برای تخمین تابع تولید استفاده می‌شد که رابطه حداکثر میزان محصول و نهاده‌ها را نمی‌تواند نشان دهد.

فارل [2] در سال ۱۹۵۷ (کولی ۱۹۹۶) برای نخستین بار با ادامه کارهای دبرو [3] (۱۹۵۱) و کوپمنز [4] (۱۹۵۱) (کولی ۱۹۹۶) نحوه تخمین تابع تولید بر اساس ضوابط اقتصاد خرد را مطرح کرد. او پیشنهاد کرد که کارآیی یک بنگاه از دو جزء تشکیل می‌شود: کارآیی فنی [5] که توانایی یک بنگاه در دستیابی به حداکثر ستانده با استفاده از مقدار مشخصی نهاده را نشان می‌دهد و کارآیی تخصیصی [6] که توانایی بنگاه را در به کارگیری ترکیب بهینه نهاده‌ها با توجه به قیمت‌های مربوط نشان می‌دهد. ترکیب این دو کارآیی را نیز کارآیی اقتصادی کل [7] نامید.

مدل‌های مرزی [8]

به کارگیری مدل‌های مرزی به سرعت در حال گسترش است؛ اول این که ماهیت این مدل‌ها مطابق با اصول تئوری اقتصادی رفتار بهینه است. دوم این که انحراف از توابع مرزی مفهومی طبیعی به عنوان معیار کارآیی است، که بر اساس آن واحدهای اقتصادی اهداف فنی و رفتاری خود را تنظیم می‌کنند و سوم این که اطلاعات مربوط به این ساختار تابع مرزی و کارآیی واحدهای اقتصادی، کاربردهای سیاستی فراوان دارد.

دو الگو برای تخمین توابع مرزی وجود دارد. یکی از این دو الگو از تکنیک‌های برنامه‌ریزی ریاضی و دیگری از روش‌های اقتصاد سنجی استفاده می‌کند. مهمترین مزیت روش برنامه ریزی ریاضی یا تحلیل بسته آماری [9] (DEA) در این است که لازم نیست هیچ فرم تبعی مشخصی را بر داده‌ها تحمیل‌کنیم؛ اما تابع مرزی محاسبه شده در صورت وجود عوامل تصادفی، ممکن است غیر واقعی باشد. در حالی که روش اقتصاد سنجی می‌تواند عوامل تصادفی را در نظر بگیرد، اما این روش یک فرم تبعی واضح و شاید بیش از حد محدود کننده‌ای را برای فن آوری مشخص کرده، همچنین توزیع معینی را برای جزء ناکارآیی تعریف

1- Efficiency Concept
2- Farell
3- Debreu
4- Koopmans
5- Technical Efficiency
6- Allocative Efficiency
7- Total Economic Efficiency
8- Frontier Models
9- Data Envelopment Analysis

می‌کند. در اینجاست که بحث تضاد بین ساختار و انعطاف پذیری مطرح می‌شود. هرچند ساختار بیشتری را بر یک مدل تحمیل کنیم تخمین‌های ما بهتر خواهند بود، به شرط آنکه ساختارهای تحمیل شده، صحیح باشند. زمانی که توابع مرزی را تخمین می‌زنیم، با مسائل معمول انتخاب یک فرم تبعی و تصمیم‌گیری در مورد این که آیا یک معادله یا یک سیستم معادلات را (در صورت لزوم) تخمین بزنیم، مواجه هستیم؛ حتی اگر ساختار صحیح مدل را بدانیم یا قادر باشیم یک مدل کاملاً انعطاف‌پذیر را تخمین بزنیم با انتخاب‌های بسیار مختلف برای جزء ناکارآیی نیز مواجه هستیم. انتخاب ساختار مناسب می‌تواند با ملاحظه دقیق داده‌ها و ویژگی‌های صنعت مورد مطالعه تعیین شود ولی متأسفانه همواره آزمون‌های آماری برای این منظور وجود ندارد.

در مدل‌های مرزی تصادفی ناکارآیی به صورت جمله خطای مرکب [1] در نظر گرفته می‌شود که از یک جزء تصادفی [2] و یک جمله اختلال یک طرفه [3] که معرف ناکارآیی است، تشکیل شده است. برای تخمین کارآیی بنگاه‌ها باید فرضیات توزیعی مشخصی برای جمله اختلال یک طرفه در نظر گرفته شود. زمانی که داده‌های تلفیقی [4] در دسترس هستند، می‌توان از فرضیات توزیعی مشخص دوری کرد. البته دراین صورت باید برای چگونگی تغییر کارآیی در طول زمان، الگویی به مدل تحمیل شود. اگر کارآیی در طول زمان تغییر نکند، محقق از اهرمی قوی برای تخمین کارآیی برخوردار خواهد شد. اگر تعداد مشاهده‌های سری زمانی افزایش یابد این فرض می‌تواند از قوت بیشتری برخوردار باشد.

توابع تولید مرزی تصادفی [5]

تابع تولید مرزی تصادفی به طور مستقل توسط ایگنر، لاول و اشمیت [6] (۱۹۷۷) و میوسن و ون دن برک [7] (۱۹۷۷) ارایه شد. مدل اصلی شامل تابع تولید معینی برای داده‌های مقطعی [8] و یک جمله خطای مرکب دو جزئی است. یک جزء بیانگر عوامل تصادفی و دیگری بیانگر ناکارآیی فنی است. این مدل را می‌توان به صورت زیر تشریح کرد:

$$Y_i = X_i^* \beta + (V_i - U_i), i = ۱, \ldots, N \qquad (۱)$$

1- Compound Error Term
2- Statistical Noise
3- One-side Disturbance
4- Panel Data
5- Stochastic Frontier Production Function
6- Aigner, Lovell and Schmidt
7- Meeusen and Van den Brock
8- Cross-Sectional Data

که در آن:

Y_i: تولید بنگاه i ام است؛

X_i: بردار K ستونی از مقادیر نهاده‌های بنگاه i ام است؛

β: بردار پارامترهای ناشناخته است؛

V_i: متغیرهای تصادفی هستند، فرض می‌شود این متغیرها دارای توزیع نرمال یکسان و مستقل از هم طی زمان[1] $idd.N(O,\sigma_v^2)$ باشند؛

U_i: متغیرهای تصادفی مستقل غیر منفی و بیانگر ناکارآیی فنی در تولید هستند. به این صورت که با فرض سطح مشخصی از فن‌آوری و نهاده‌ها، ستانده مشاهده شده از مقدار بالقوه‌اش کمتر می‌شود و فرض می‌شود دارای توزیع $idd.N(O,\sigma_v^2)$ هستند.

مدل اصلی طی دو دهه گذشته در بسیاری از موارد مورد استفاده قرار گرفته و نیز در بعضی از جهات گسترش و تغییر یافته است. این گسترش و پیشرفت‌ها شامل فرضیه‌های توزیعی عمومی‌تر برای Ui نظیر توزیع نرمال منقطع[2] یا توزیع گامای دو پارامتری[3]، کارآیی فنی متغیر در زمان[4]، گسترش متدولوژی به توابع هزینه و همچنین تخمین سیستم‌های معادلات و... است. مطالعات فورساند، لاول و اشمیت[5] (۱۹۸۰)، اشمیت (۱۹۸۶)، بار[6] (۱۹۹۰) و گرین[7] (۱۹۹۳) از جمله کارهای انجام شده در این زمینه است. حال به تشریح دو مدل رایج برای جزء ناکارآیی که در این پژوهش نیز مورد استفاده قرار گرفته‌اند، می‌پردازیم:

II- معرفی مدل

مدل ۱- مدل بیتیس و کولی[8] (۱۹۹۲)

بیتیس و کولی (۱۹۹۲) یک تابع تولید مرزی تصادفی برای داده‌های تلفیقی را پیشنهاد کردند که اثرات مشخصی داشته، به صورت متغیرهای تصادفی نرمال منقطع توزیع شده و به صورت منظم با زمان تغییر می‌کند. این مدل به صورت زیر است:

1- Identity Independent Distribution
2- Truncated Normal Distribution
3- The Two-Parameter Gamma Distribution
4- Time-Varing Technical Efficiency
5- Forsund, Lovell and Schmidt
6- Bauer
7- Greene
8- Battese and Coelli

$$Y_{it} = X_{it} * \beta + (V_{it} - U_{it}), i = ۱, ..., N, t = 1, ..., T, \quad (۲)$$

که در آن

Y_{it}: تولید بنگاه i ام در زمان t ام است؛

X_{it}: بردار K ستونی از نهاده‌های بنگاه i ام در زمان t است؛

β: قبلاً تعریف شده است؛

V_{it}: متغیرهای تصادفی با توزیع $idd.N(O, \sigma_v^2)$ است؛

$$U_{it} = (U_i \exp(-\eta(t-T)))$$

که در آن:

U_i: متغیرهای تصادفی غیر منفی به صورت iid هستند، که بیانگر ناکارآیی فنی در تولید بوده و فرض بر این است که دارای توزیع iid منقطع در صفر $id.N(\mu, \sigma_u^2)$ باشند؛

η پارامتری است که باید تخمین زده شود.

در این الگو برای هر مقطع زمانی[1] و دوره زمانی[2] باید حداقل یک مشاهده وجود داشته باشد. این موضوع در ترکیب داده‌های سری زمانی و داده‌های مقطع زمانی[3]، مشکلی به وجود نخواهد آورد. البته بنگاه هایی که اطلاعات آنها به کار گرفته شده نباید دارای فن‌آوری‌های متفاوت باشند، زیرا در این صورت تخمین‌های مناسبی در عمل به دست نخواهد آمد.

مدل ۲- مدل بیتیس و کولی (۱۹۹۵)

در برخی از مطالعات تجربی نظیر پیت ولی[4] (۱۹۸۱) توابع مرزی و میزان کارآیی تخمین زده شده و سپس کارآیی پیش بینی شده بر متغیرهای مشخصی نظیر تجربه‌های مدیریتی، وضعیت مالکیت و... رگرسیون شده تا دلایل وجود تفاوت در کارآیی بنگاه‌های مختلف یک صنعت مشخص شود.. این روش تخمین دو مرحله‌ای که تا مدت‌ها مناسب به نظر می‌آمد با فرضیات مربوط به مستقل بودن جزء ناکارآیی در دو مرحلهٔ دوم جزء ناکارآیی پیش‌بینی شده بر برخی متغیرهای مشخص رگرسیون می‌شود که این موضوع در تضاد با فرض مستقل بودن جزء ناکارآیی است. بنابراین بعید است که روش تخمین دو مرحله‌ای بتواند تخمین هایی به کارآیی تخمین‌های به دست آمده به روش یک مرحله‌ای را فراهم آورد.

1- Cross Section
2- Time Period
3- Data Pooling
4- Pitt.and Lee.

این موضوع به وسیله کامبهاکر، گوش و مک گوکین [1] (۱۹۹۱) و ریفشنایدر و استیونسن [2] (۱۹۹۱) مطرح شد. آنها مدل توابع مرزی با جمله ناکارآیی (U_i) را به صورت تابع مشخصی از بردار متغیرهای مشخص و جزء خطای تصادفی پیشنهاد کردند. بیتیس و کولی (۱۹۹۵) مدلی را معادل مدل کامبهاکر، گوش و مک گوکین (۱۹۹۱) ارایه کردند، با این تفاوت که در آن استفاده از داده‌های تلفیقی مجاز شد. خصوصیات مدل بیتیس و کولی (۱۹۹۵) بشرح زیر است:

$$Y_{it} = X_{it}\beta + (V_{it} - U_{it}), i = ۱, ..., N, t = 1, ..., T, \qquad (۳)$$

Y_{it} ، X_{it} و β: قبلاً تعریف شده‌اند؛

V_{it}: متغیرهای تصادفی با توزیع $idd.N(O, \sigma_v^۲)$ است؛

U_{it} : متغیرهای تصادفی غیر منفی و بیانگر ناکارآیی فنی در تولید هستند. فرض بر این است که دارای توزیع مستقل نرمال منقطع در صفر به صورت $N(M_{it}, \sigma_u^۲)$ است. در این صورت:

$$M_{it} = Z_{it}\delta, \qquad (۴)$$

که در آن:

Z_{it} بردار P سطری متغیرهایی است که کارآیی یک بنگاه را تحت تأثیر قرار می‌دهد و δ بردار P ستونی پارامترهایی است که باید تخمین زده شوند.

مطالب بالا در مورد توابع تولید بوده که در آن U_i به عنوان جزء ناکارآیی، منجر به فعالیت بنگاه زیر تابع تولید مرزی تصادفی می‌شد. با تغییر جزء خطا از $(V_i - U_i)$ به $(V_i + U_i)$ می‌توان توابع هزینه مرزی تصادفی را مشخص کرد. این جابجایی تابع تولید تعریف شده، توسط رابطه (۲) و (۳) را به تابع هزینه تبدیل می‌کند.

نرم‌افزار مورد استفاده

برنامه کامپیوتری Frontier Version 4.1 توسط تیم کولی [3] از دانشگاه نیوانگلند [4] برای تخمین پارامترهای تعدادی از توابع تولید و هزینه مرزی تصادفی به روش حداکثر درست نمایی [5] تهیه شده است. دو مدل

1- Kumbhakar, Ghosh and McGukin
2- Reifshneider and Stevenson
3- Time Coelli
4- University of New England
5- Maximum Likelihood Estimate

اصلی در نظر گرفته شده در این برنامه مدل کارآیی متغیر با زمان بیتیس و کولی (۱۹۹۲) و مدل کارآیی بیتیس و کولی (۱۹۹۵) هستند. توان اجرایی برنامه با داده‌های تلفیقی، کارآیی متغیر با زمان و نامتغیر با زمان، توابع تولید و هزینه، توزیع‌های نرمال منقطع و نیمه نرمال، و فرم‌های تبعی که در آن‌ها متغیرهای وابسته به صورت فرم اصلی یا لگاریتمی ظاهر شده‌اند، از قابلیت‌های این برنامه است. اما نمی‌تواند توزیع‌های گاما و نمایی و همچنین سیستم‌های معادلات را تخمین بزند.

III- نتایج پژوهش‌های گذشته

پژوهش‌های معدودی در زمینه تخمین کارآیی فنی صنعت بانکداری با استفاده از توابع مرزی تصادفی صورت گرفته است،که در اینجا به توضیح برخی از آنها می‌پردازیم:

کارآیی نیروی کار در صنعت بانکداری سوئد

بیتیس و حشمتی در سال ۱۹۹۸ کارآیی فنی نیروی کار صنعت بانکداری سوئد را تخمین زدند. در این پژوهش ۱۲۷۵ مشاهده مربوط به ۱۵۶ بانک برای دورهٔ زمانی ۱۹۸۴ الی ۱۹۹۵ مورد بررسی قرار گرفت. در این دوره برخی از بانک‌ها فعالیتشان را متوقف کرده و برخی دیگر تأسیس شده بودند. تعداد بانک‌ها در اولین سال مورد بررسی ۱۴۰ بود که این رقم به تدریج به ۶۵ بانک در سال ۱۹۹۵ کاهش یافته است.

هدف از این پژوهش، بررسی اثر تجدید ساختار و بحران بانکی ناشی از آن، برکارآیی و رشد بهره وری در صنعت بانکداری سوئد است. نیروی کار از آنجا که بخش قابل توجهی از هزینه‌های بانک‌ها را تشکیل می‌دهد، همواره مورد توجه بوده و کارآیی آن در تولید ستانده‌های مربوط، محور اصلی پژوهش است. نتیجه‌ها نشان داد که ناکارآیی فنی طی ۱۲ سال به طور قابل ملاحظه‌ای در میان بانک‌ها متفاوت بود. ناکارآیی کل در حدود ۱۲ درصد تخمین زده شد. این بدان معنی است که بانک‌ها به طور متوسط در حدود ۱۲ درصد بیشتر از شرایط کارآیی کامل (با فرض وجود همین سطح از ستانده‌ها و نهاده‌ها) از نیروی کار استفاده می‌کنند. ناکارآیی فنی نیروی کار تا سال ۱۹۹۱ افزایش و سپس کاهش می‌یابد. همچنین مشاهده شد که ناکارآیی فنی نیروی کار با تعداد شعبه‌ها، رابطهٔ مستقیم و با کل دارایی‌های بانک رابطهٔ معکوس دارد.

ناکارآیی هزینه کوتاه مدت بانک‌های تجاری:

مطالعه دیگر توسط امانوئل کاپاراکیس و استفن میلر و آتاناسیوس نولاس[1] (۱۹۹۴) در زمینه ناکارآیی هزینه کوتاه مدت بانک‌های تجاری آمریکا صورت گرفت. اصلاحات و تجدید ساختار مالی قابل توجهی از اواسط دهه ۱۹۷۰ در آمریکا به وجود آمد که ساختار بازارها و مؤسسات مالی را تحت تأثیر قرارداد، تمرکز

1- Emmanuel I.Kaparakis, Stephen M.Miller and Athanasios G.Noulas

بر بانکداری تجاری بیشتر شد، رقابت میان مؤسسه‌های مالی غیر بانکی افزایش یافت و پیش بینی شد که درسیستم تجدید ساختار شده جدید، تعداد بانک‌ها کاهش یافته و بانکداری کاملاً بین ایالتی[1] ظاهرشود که نشان دهندهٔ ادغام بانک‌ها با یکدیگر است. این تغییرات نیاز به بررسی و مطالعات خاصی را به وجود آورد. از آنجا که نظر عمومی بر این است که بانک‌های بزرگ نقش بسیار تعیین کننده‌ای در اقتصاد آمریکا بر عهده دارند. بررسی میزان کارآیی بانک‌های بزرگ و مقایسه آن با بانک‌های کوچک می‌تواند از اهمیت ویژه‌ای برخوردار باشد. زیرا روشن می‌کند که ادغام‌های صورت گرفته در صنعت بانکداری آمریکا، استفاده از منابع را در بانک‌های تجاری بهبود بخشیده یا نه.

نتیجه‌های به دست آمده نشان داد:

۱) ناکارآیی متوسط با اندازه بانک، به جز بانک‌هایی با دارایی بین ۵ تا ۱۰ میلیارد دلار، افزایش می‌یابد (برای مشخص کردن اندازه بانک از متوسط دارایی کل استفاده شد). بانک هایی که دارایی شان بیش از ۱۰ میلیارد دلار است، متوسط ناکارآیی شان ۱۷ درصد است که بیش از ۷۰ درصد بالاتر از متوسط ناکارآیی فنی تمامی بانک‌ها (۹/۸ درصد) است.

۲) بانک‌های بزرگ تقریباً دو برابر کارآترین گروه بانک‌ها که دارایی شان بین ۷۵ تا ۱۵۰ میلیون دلار است، ناکارآتر هستند.

۳) چهار گروه از بزرگترین بانک‌ها با دارایی بیش از یک میلیارد دلار، بالاترین ناکارآیی را بین همه گروه‌های بانک‌ها دارند.

در مرحلهٔ دوم این پژوهش برای توضیح تفاوت‌های موجود میان ناکارآیی بانک‌ها از مجموعه‌ای از متغیرها استفاده شد.

IV- کاربرد تجربی مدل در ایران

تابع تولید صنعت بانکداری ایران

در این پژوهش، بانک به عنوان یک واسطه در نظر گرفته شده است که در بازاری غیر رقابتی فعالیت می‌کند. ستانده‌اش تابعی از نهاده‌هاست که تمامی آنها تحت کنترل مدیریت نیست. بنابراین حداکثر ستانده زمانی تحقق خواهد یافت که بهترین ترکیب نهاده‌های تحت کنترل به کار گرفته شده و عوامل و نهاده‌های خارجی از کنترل در بهترین شکل خود باشند. در این حالت، تفاوت ستانده واقعی از ستانده بهینه ناشی از عوامل تصادفی است، اما در صورتی که ترکیب بهینه نهاده‌ها انتخاب نشود، این تفاوت مانا خواهد شد که این تفاوت مانا بیانگر ناکارآیی فنی در تولید ستانده است.

1- Full Interstate Banking

همان طور که می‌دانیم، بانک‌ها سالانه اعتباراتی را به دستور دولت تحت عنوان تسهیلات تکلیفی به شرکت‌های دولتی پرداخت می‌کنند. از آنجا که تسهیلات پرداختی به بخش دولتی معمولاً خارج از ضوابط و معیارهای معمول است و همچنین تودیع حساب‌های دولتی نزد یک بانک خاص، می‌تواند منجر به تفاوت کارآیی میان بانک‌ها شود، حجم تسهیلات اعطایی به بخش خصوصی به عنوان ستاندهٔ بانک و حجم سپرده‌های قرض الحسنه بخش خصوصی، حجم سپرده‌های سرمایه گذاری بخش خصوصی و حجم سایر سپرده‌های بخش خصوصی به عنوان نهاده‌های بانک در نظر گرفته شد. اطلاعات مربوط به ده بانک کشور شامل شش بانک تجاری و چهار بانک تخصصی برای دوره زمانی ۱۳۶۷-۱۳۷۶ از طریق منابع مختلف معاونت بانکی وزارت اقتصاد و شورای عالی بانک‌ها گردآوری شد. اطلاعات متغیرهایی که به قیمت‌های جاری بیان شده‌اند، با استفاده از شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی در مناطق شهری و شاخص ضمنی قیمت، بسته به مورد، با در نظر گرفتن سال ۱۳۶۱ به عنوان سال پایه تعدیل شده‌اند. [۱]

در این پژوهش تابع تولید مرزی تصادفی ترانسلوگ[۲] که در آن جزء ناکارآیی به وسیله دو مدل متفاوت، مدل ناکارآیی متغیر با زمان بیتیس و کولی (۱۹۹۲) و مدل ناکارآیی بیتیس و کولی (۱۹۹۵)، تعریف می‌شود، به شرح زیر در نظر گرفته شده است. انتخاب فرم تبعی انعطاف‌پذیر ترانسلوگ به منظور کم رنگ کردن اثر تحمیل فرم تبعی مشخص بر داده‌ها در مدل‌های مرزی تصادفی‌صورت گرفت:

$$\log Y_{it} = \beta_{\circ} + \sum_{j=1}^{6} \beta_j x_{jit} + \sum_{j \le k=1}^{6} \sum \beta_{jk} x_{jit} x_{kit} + V_{it} - U_{it} \qquad (۵)$$

زیر نویس‌های i و t: به ترتیب بیانگر مشاهده بانک iام و سال tام است؛

Y: بیانگر حجم تسهیلات اعطایی به بخش خصوصی است که با شاخص ضمنی قیمت تعدیل شد؛

x_1: لگاریتم تعداد کارکنان بانک است؛

x_2: لگاریتم دارایی‌های ثابت بانک است؛

x_3: لگاریتم حجم سپرده‌های قرض الحسنه (جاری و پس انداز) بخش خصوصی است که با شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی در مناطق شهری تعدیل شد؛

x_4: لگاریتم حجم سپرده‌های سرمایه گذاری (کوتاه مدت و بلند مدت) بخش خصوصی است که به وسیلهٔ شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی در مناطق شهری تعدیل شد؛

۱- از آنجا که دارایی‌های ثابت هر ساله تجدید ارزیابی نمی‌شوند، ارزش آنها تعدیل نشد و برای تعدیل دارایی‌های کل تنها ارزش دارایی‌های جاری تعدیل شد.

2- Translog

x_5: لگاریتم حجم سایر سپرده‌های بخش خصوصی[1] است که بوسیلهٔ شاخص ضمنی قیمت تعدیل شد؛

x_6: سال مشاهده است، که در آن $x_6=1,2,3,...,10$ به ترتیب برای سالهای ۱۳۶۷، ۱۳۶۸، ۱۳۶۹ و... و ۱۳۷۶ است؛

V_{it} و U_{it} نیز متغیرهای تصادفی هستند که قبلاً تعریف شده‌اند.

همان طور که مشاهده می‌شود، حجم تسهیلات اعطایی به بخش خصوصی یک بانک به عنوان ستانده کل تابعی از تعداد کارکنان یک بانک، دارایی‌های ثابت بانک، حجم سپرده‌های قرض الحسنه جاری و پس انداز بخش خصوصی، حجم سپرده‌های سرمایه گذاری کوتاه مدت و بلند مدت بخش خصوصی، حجم سایر سپرده‌های بخش خصوصی و زمان است. از آنجا که ماهیت سپرده‌های قرض الحسنه، سرمایه گذاری و دیگر سپرده‌ها با هم متفاوت بوده و برنامه ریزی‌های قابل انجام در مورد آنها با یکدیگر تفاوت دارند، این سه نوع سپرده به صورت مجزا وارد مدل شده‌اند، ولی به دلیل در دسترس نبودن اطلاعات، نهاده وام‌های دریافتی از بانک مرکزی و سایر بانک‌ها در مدل در نظر گرفته نشد.

به کارگیری متغیر x_6 که سال مشاهده است به منظور مشخص کردن تغییرات فنی[2] است.

مدل جزء ناکارآیی فنی تابع تولید مرزی تصادفی یادشده در قالب مدل ۲ بشرح زیراست:

$$U_{it} \sim N(M_{it}, \sigma_u^2) \qquad (۶)$$

$$M_{it} + \delta_0 + \delta_1 \hat{D} + \sum_{j=2}^{4} \delta_j Z_{jit}, \qquad (۷)$$

D: متغیر مجازی است، اگر بانک تخصصی باشد مقدار یک به خود می‌گیرد و اگر بانک تجاری باشد مقدار صفر به خود می‌گیرد.

Z_2: لگاریتم دارایی کل بانک بوده و نشان دهنده اندازه بانک است؛

Z_3: نسبت تعداد شعب تهران به کل شعب است؛

Z_4: نسبت تسهیلات اعطایی به بخش خصوصی در قالب فروش اقساطی و اجاره، به شرط تملیک به کل تسهیلات اعطایی است؛

Z_5: نسبت تسهیلات اعطایی در قالب مشارکت مدنی و مضاربه به کل تسهیلات اعطایی است؛

Z_6: نسبت تسهیلات اعطایی در قالب سایر ابزارهای اعتباری به کل تسهیلات اعطایی است؛

۱- شامل پیش پرداخت اعتبارات اسنادی، سپرده ضمانت نامه‌ها، پیش پرداخت بابت معاملات و وجوه صندوق بازنشستگی و پس انداز کارکنان بانک‌ها است.

2- Technical Change

Z_7 : نسبت کارکنان با تحصیلات لیسانس به بالا به کل کارکنان است؛

Z_8 : سال مشاهده است.

همان طور که قبلاً اشاره شد، در تابع تولید مرزی تصادفی یادشده، سطح ستانده واقعی به دلیل وجود ناکارآیی فنی از سطح ستاندهٔ مرزی آن کمتر است و متغیر تصادفی غیر منفی U_{it} در معادلهٔ (۵) نیز نشان می‌دهد که سطح ستانده واقعی با توجه به نهاده‌های موجود به آن میزانی که می‌توانست باشد، اگر بانک از لحاظ فنی کاملاً کارآ بود آن سطح ستانده به دست می‌آمد، نیست.

متغیر مجازی D این امکان را می‌دهد که برای دو نوع بانک مختلف، بانک‌های تجاری و تخصصی، دو سطح مختلف کارآیی فرض شود. برای بانک‌های تخصصی با نهاده معین، امکان اعطای تسهیلات بیشتر فراهم است که زمینه برای کارآیی بیشتر این گروه از بانک‌ها را فراهم می‌کند.

متغیر Z_2، رابطهٔ ابعاد بانک را با کارآیی فنی مشخص‌خواهد کرد؛ به این معنی که آیا افزایش سرمایهٔ بانک‌ها و تشکیل بانک‌های بزرگ در صنعت بانکداری ایران، استفاده از منابع در ارایه خدمات بانکی را، (که در اینجا تسهیلات اعتباری است) بهبود می‌بخشد یا نه؟ این متغیر می‌تواند توجیهی دیگر باشد برای درخواست مدیران بانک‌ها از دولت، مبنی بر افزایش سرمایه بانک‌ها به منظور رسیدن به استاندارد بین المللی نسبت کفایت سرمایه که در عملیات بین المللی از اهمیت فراوانی برخوردار است؛

متغیر Z_3 بیانگر تأثیر فعالیت شعب بانک‌ها در پایتخت، منطقه‌های با تمرکز جمعیتی و مالی نسبتاً بالاتر در مقایسه با سایر شهرها، بر کارآیی است. این متغیر می‌تواند الگوی بسیار مناسبی را در اختیار مدیران بانک‌ها در خصوص حرکت به سوی ترکیب بهینه شعبه‌ها قرار دهد. در مورد مراکز استان‌ها نیز باید شاهد نتایج مشابه بود، زیرا در موقعیت مالی مشابه تهران قرار دارند که در مطالعات بعدی می‌تواند مورد توجه قرار گیرد، به علاوه محل استقرار شعب در مناطق مختلف یک شهر، گر چه تهران یا مرکز استان باشد، اثر تعیین کننده دارد که در اینجا به سبب فراهم نبودن آمار، مورد توجه قرار نگرفته است.

متغیرهای Z_4، Z_5 و Z_6 به بررسی تأثیر استفاده از ابزارهای اعتباری متفاوت برکارآیی فنی بانک‌ها می‌پردازد. فروش اقساطی و اجاره به شرط تملیک، از ابزارهای اعتباری بلند مدت به حساب می‌آیند که در آن‌ها، بانک از نرخ سود ثابتی بهره‌مند خواهد شد. بنابراین بانک دراین دو نوع ابزار به صورت استقراضی و غیر مشارکتی عمل می‌کند. این دو نوع ابزار که تا حدودی به یکدیگر شباهت دارند، در قالب متغیر Z_4 بررسی می‌شوند. مضاربه و مشارکت مدنی از ابزارهای اعتباری کوتاه و میان مدت هستند، در این دو نوع قرارداد، بانک به صورت مشارکتی و نه استقراضی عمل می‌کند. این دو نوع ابزار نیز در قالب متغیر Z_5 بررسی می‌شوند. مشارکت حقوقی و سرمایه گذاری مستقیم که در چارچوب قانون تجارت به کار گرفته می‌شوند، سلف و خرید دین، که از ابزارهای اعتباری کوتاه مدت هستند و در آنها بانک به صورت استقراضی و غیر مشارکتی عمل می‌کند، و... در قالب سایر ابزارهای اعتباری مورد بررسی قرار می‌گیرد.

متغیر Z_7 نیز رابطهٔ به کارگیری نیروی کار تحصیل کرده با تحصیلات لیسانس به بالا با کارآیی را

مشخص خواهد کرد.

نتایج آماری

تخمین‌های حداکثر درست نمایی پارامترهای تابع تولید مرزی تصادفی ترانسلوگ مدل نهایی، با فرض وجود جزء ناکارآیی تعریف شده با استفاده از مدل یک در جدول (۱) آمده است:

جدول (۱): تخمین‌های حداکثر درستنمایی پارامترهای تابع تولید مرزی تصادفی با استفاده از مدل ۱

متغیر	پارامتر	ضریب	آماره t
Log عرض از مبدا	β_0	6.34	3.37
Log (تعداد کارکنان)	β_1	-2.08	-1.67
Log (دارایی ثابت)	β_2	1.48	3.87
Log (سپرده‌های قرض الحسنه)	β_3	-1.94	-2.59
Log (سپرده‌های سرمایه گذاری)	β_4	1.04	2.72
Log (سایر سپرده‌ها)	β_5	1.02	2.77
زمان	β_6	-0.36	-4.09
Log (تعداد کارکنان) × Log (تعداد کارکنان)	β_{11}	0.27	1.29
Log (دارایی ثابت) × Log (تعداد کارکنان)	β_{12}	-0.36	-2.82
Log (سپرده‌های قرض الحسنه) × Log (تعداد کارکنان)	β_{13}	0.60	1.79
Log (سپرده‌های سرمایه گذاری) × Log (تعداد کارکنان)	β_{14}	-0.36	-2.67
Log (سایر سپرده‌ها) × Log (تعداد کارکنان)	β_{15}	-0.24	-1.62
زمان × Log (تعداد کارکنان)	β_{16}	0.07	2.47
Log (دارایی ثابت) × Log(دارایی ثابت)	β_{22}	0.13	2.66
Log (دارایی ثابت) × Log (سپرده‌های قرض الحسنه)	β_{23}	-0.24	-1.09
Log (دارایی ثابت) × Log (سپرده‌های سرمایه گذاری)	β_{24}	0.16	2.14
Log (دارایی ثابت) × Log (سایر سپرده‌ها)	β_{25}	0.00	0.06
Log (دارایی ثابت) × زمان	β_{26}	-0.08	-3.30
Log (سپرده‌های قرض الحسنه) × Log (سپرده‌های قرض الحسنه)	β_{33}	-0.11	-0.38
Log (سپرده‌های قرض الحسنه) × Log (سپرده‌های سرمایه گذاری)	β_{34}	0.21	1.13
Log (سپرده‌های قرض الحسنه) × Log (سایر سپرده‌ها)	β_{35}	-0.13	-2.36

زمان × (سپرده‌های قرض الحسنه) Log	β_{36}	0.14	3.53
(سپرده‌های سرمایه گذاری) Log × (سپرده‌های سرمایه گذاری) Log	β_{44}	-0.03	-0.90
(سایر سپرده‌ها) Log × (سپرده‌های سرمایه گذاری) Log	β_{45}	0.18	2.50
زمان × (سپرده‌های سرمایه گذاری) Log	β_{46}	-0.07	-4.48
(سایر سپرده‌ها) Log × (سایر سپرده‌ها) Log	β_{55}	0.12	2.67
زمان × (سایر سپرده) Log	β_{56}	0.00	-0.02
زمان × زمان	β_{66}	0.01	2.14
پارامترهای واریانس			
	σ_s^2	0.12	1.94
	γ	0.99	125.38
	η	-	-
	m	-	-
log likelihood	142.12		

تخمین‌های حداکثر درست نمایی پارامترهای تابع تولید مرزی تصادفی ترانسلوگ مدل نهایی، با فرض وجود جزء ناکارآیی تعریف شده با استفاده از مدل دو در جدول (۲) آمده است:

جدول (۲): تخمین‌های حداکثر درست‌نمایی پارامترهای تابع تولید مرزی تصادفی با استفاده از مدل ۲

متغیر	پارامتر	ضریب	آماره t
عرض از مبدا	β_0	9.35	6.80
Log (تعداد کارکنان)	β_1	-4.12	-4.82
Log (دارایی ثابت)	β_2	0.99	2.61
Log (سپرده‌های قرض الحسنه)	β_3	-1.58	-1.90
Log (سپرده‌های سرمایه گذاری)	β_4	1.52	4.18
Log (سایر سپرده‌ها)	β_5	0.85	2.18
زمان	β_6	-0.10	-1.40
Log (تعداد کارکنان) × Log (تعداد کارکنان)	β_{11}	0.52	3.44
Log (دارایی ثابت) × Log (تعداد کارکنان)	β_{12}	-0.14	-1.72
Log (سپرده‌های قرض الحسنه) × Log (تعداد کارکنان)	β_{13}	0.69	2.71
Log (سپرده‌های سرمایه گذاری) × Log (تعداد کارکنان)	β_{14}	-0.49	-5.57
Log (سایر سپرده‌ها) × Log (تعداد کارکنان)	β_{15}	-0.25	-1.76
زمان × Log (تعداد کارکنان)	β_{16}	0.03	1.12

Log (دارایی ثابت) × Log (دارایی ثابت)	β_{22}	0.16	3.46
Log (سپرده‌های قرض الحسنه) × Log (دارایی ثابت)	β_{23}	-0.31	-1.34
Log (سپرده‌های سرمایه گذاری) × Log (دارایی ثابت)	β_{24}	0.10	1.05
Log (سایر سپرده‌ها) × Log (دارایی ثابت)	β_{25}	-0.02	-0.26
زمان × Log (دارایی ثابت)	β_{26}	-0.13	-5.63
Log (سپرده‌های قرض الحسنه) × Log (سپرده‌های قرض الحسنه)	β_{33}	-0.18	-0.57
Log (سپرده‌های سرمایه گذاری) × Log (سپرده‌های قرض الحسنه)	β_{34}	0.07	0.30
Log (سایر سپرده‌ها) × Log (سپرده‌های قرض الحسنه)	β_{35}	-0.16	-1.17
زمان × Log (سپرده‌های قرض الحسنه)	β_{36}	0.08	1.85
Log (سپرده‌های سرمایه گذاری) × Log (سپرده‌های سرمایه گذاری)	β_{44}	0.06	1.31
Log (سپرده‌های سرمایه گذاری) × Log سایر سپرده‌ها	β_{45}	0.14	2.24t
Log (سپرده‌های سرمایه گذاری) × زمان	β_{46}	-0.02	-1.35
Log (سایر سپرده‌ها) × Log (سایر سپرده‌ها)	β_{55}	0.05	1.15
Log (سایر سپرده) × زمان	β_{56}	0.02	2.00
زمان × زمان	β_{66}	0.01	5.02
مدل ناکارآیی			
عرض از مبدأ	δ_0	1.58	10.24
نوع بانک	δ_1	-1.07	-15.45
Log (دارایی کل)	δ_2	-0.61	-12.16
نسبت تعداد شعب مستقر در تهران	δ_3	-0.39	-1.88
نسبت تسهیلات اعطایی در قالب فروش اقساط و اجاره به شرط تملیک	δ_4	-	-
نسبت تسهیلات اعطایی در قالب مضاربه و مشارکت مدنی	δ_5	1.47	9.06
نسبت تسهیلات اعطایی در قالب سایر ابزارهای اعتباری	δ_6	-	-
نسبت کارکنان با تسهیلات حداقل لیسانس	δ_7	2.49	8.79
زمان	δ_8	0.03	5.91
پارامترهای واریانس			
	σ_s^2	0.01	7.08
	γ	0.99	5058.25
log likelihood	151.99		

تخمین‌های مدل ناکارآیی به دست آمده به روش حداکثر درست نمایی در مدل نهایی بشرح زیراست:

$$\hat{M} = 1.5829 - 1.707D - 0.0677Z_2 + 0.03864Z_3 + 1.4667Z_5 + 2.4947Z_7 + 0.025Z_8 \quad (۸)$$

که در آن M همان میانگین جزء ناکارآیی طبق رابطهٔ شماره (۴) است. افزایش متغیرها با ضریب مثبت منجر به افزایش ناکارآیی فنی و افزایش متغیرها با ضریب منفی منجر به کاهش در ناکارآیی فنی می‌شود. این نتایج نشان می‌دهد که کارآیی فنی:

- بانک‌های تخصصی در مقایسه با بانک‌های تجاری بیشتر است؛
- با افزایش دارایی کل افزایش می‌یابد؛
- با افزایش نسبت شعب مستقر در تهران افزایش می‌یابد؛
- با افزایش نسبت تسهیلات اعطایی در قالب مضاربه و مشارکت مدنی کاهش می‌یابد؛
- با افزایش نسبت نیروی کار با تحصیلات لیسانس به بالا کاهش می‌یابد؛
- در طول زما کاهش می‌یابد.

کشش، بازده نسبت به مقیاس و تغییر فنی

کشش میانگین ستانده نسبت به K امین نهاده با فرض وجود تابع مرزی ترانسلوگ، بشرح زیر محاسبه می‌شود:

$$\frac{\partial \log E(Y)}{\partial x_k} = \beta_k + ۲\beta_{kk}x_k + \sum_{j \neq k}^{۶} \beta_{kj}x_j \quad (۹)$$

کشش میانگین حجم تسهیلات اعطایی به بخش خصوصی نسبت به میانگین نهاده‌ها، یعنی تعداد کارکنان، دارایی‌های ثابت، حجم سپرده‌های قرض الحسنه بخش خصوصی، حجم سپرده‌های سرمایه گذاری بخش خصوصی و حجم سایر سپرده‌های بخش خصوصی با استفاده از تخمین حداکثر درست نمایی پارامترها در مدل نهایی محاسبه شد.

نتایج کشش محاسبه در قالب مدل یک در جدول (۳) آمده است. همان طور که مشاهده می‌شود، کشش میانگین تسهیلات اعطایی نسبت به سپرده‌های سرمایه گذاری ۲/۲۲ است که بزرگتر از سایر کشش هاست. همچنین تمامی کشش‌ها به جز کشش تسهیلات اعطایی نسبت به تعداد کارکنان مثبت است. بازده نسبت به مقیاس نیز که از جمع کشش‌ها به دست می‌آید، بیانگر بازده فزاینده نسبت به مقیاس در صنعت بانکداری ایران است. کشش تسهیلات اعطایی نسبت به زمان منفی است، به این معنا که در صنعت بانکداری ایران حجم ستانده صنعت بانکداری ایران با گذشت زمان کاهش می‌یابد که این امر بیانگر تغییر

فنی است.

جدول (۳): کشش میانگین تسهیلات اعطایی، بازده به مقیاس و تغییرفنی در قالب مدل یک

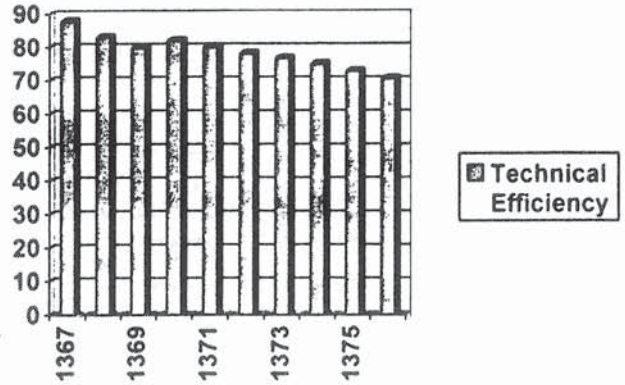
متغیر	کشش
تعداد کارکنان	-0.27
دارایی ثابت	0.36
حجم سپرده‌های قرض الحسنه	0.26
حجم سپرده‌های سرمایه گذاری	2.22
حجم سایر سپرده‌ها	0.72
بازده نسبت به مقیاس	3.03
تغیر تکنیکی	-0.09

جدول (۴): کشش میانگین تسهیلات اعطایی، بازده به مقیاس و تغییرتکنیکی در قالب مدل دو

متغیر	کشش
تعداد کارکنان	-0.07
دارایی ثابت	0.47
حجم سپرده‌های قرض الحسنه	0.53
حجم سپرده‌های سرمایه گذاری	2.12
حجم سایر سپرده‌ها	0.55
بازده نسبت به مقیاس	3.59
تغیر تکنیکی	-0.07

کشش‌های محاسبه شده در قالب مدل ۲، در جدول (۴) آمده است. همان طور که مشاهده می‌شود، کشش میانگین تسهیلات اعطایی نسبت به سپرده‌های سرمایه گذاری ۲/۱۲ است، که بزرگتر از سایر کشش هاست، همچنین همانند مدل ۱، کشش تسهیلات اعطایی نسبت به تعداد کارکنان منفی است. بازده نسبت به مقیاس نیز که از جمع کشش‌ها به دست می‌آید، بیانگر بازده فزاینده نسبت به مقیاس در صنعت بانکداری ایران است، و کشش تسهیلات اعطایی به زمان در این مدل نیز منفی است، که منطبق با مثبت بودن ضریب متغیر Z_8 در مدل جزء ناکارآیی، مدل ۲، است.

نمودار (۱): کارآیی فنی صنعت بانکداری ایران در دورهٔ ده سالهٔ ۱۳۷۶-۱۳۶۷



ضریب مثبت سال مشاهده نشان می‌دهد که کارآیی فنی صنعت بانکداری ایران در طول زمان مورد مطالعه کاهش یافته است. میانگین کارآیی فنی صنعت بانکداری ایران طی دورهٔ ده ساله ۱۳۷۶-۱۳۶۷ در نمودار (۱) آمده است.

V- نتایج و توصیه‌های سیاستی

نتایج

نتایج به دست آمده با استفاده از مدل ۱، نشان داد که میانگین کارآیی فنی برآورده شده ۷۹/۸۵٪ است. به این معنی ۷۹/۸۵٪ از حجم تسهیلاتی که در شرایط کارآیی کامل، با فرض وجود همین سطح از نهاده‌ها، قابل پرداخت بود، توسط صنعت بانکداری در دورهٔ ۱۰ ساله ۱۳۷۶-۱۳۶۷ پرداخت شده است.

کشش تسهیلات اعطایی نسبت به تعداد کارکنان منفی است. منفی بودن کشش تسهیلات اعطایی نسبت به تعداد کارکنان، بیانگر عدم استفاده بهینه از نیروی کار در صنعت بانکداری ایران است، به عبارتی در دورهٔ مورد بررسی، تولید در ناحیهٔ سوم صورت گرفته است. محدودیت‌های ناشی از قوانین استخدامی می‌تواند دلیل این امر باشد. بنابراین می‌توان خدمات صنعت بانکداری را بدون نیاز به نیروی کار اضافی افزایش داد.

نتایج به دست آمده با استفاده از مدل ۲ نشان داد میانگین کارآیی فنی برآورد شده ۷۸/۳۶٪ است، به این معنا که ۷۸/۳۶٪ از حجم تسهیلاتی که در شرایط کارآیی کامل، با فرض وجود همین سطح از نهاده‌ها قابل پرداخت بود، توسط صنعت بانکداری ایران در دورهٔ ۱۰ سالهٔ ۱۳۷۶-۱۳۶۷ پرداخت شده است.

نتایج به دست آمده با استفاده از مدل ۲ مشخص کرد که میانگین کارآیی فنی صنعت بانکداری ایران در طی دورهٔ ۱۰ سالهٔ ۱۳۷۶-۱۳۶۷ روندی نزولی را طی کرده است.

نتیجه‌های تخمین ضرایب متغیرها در مدل جزء ناکارآیی، مدل ۲، به شرح زیراست:

● ضریب منفی متغیر مجازی D در مدل جزء ناکارآیی حکایت از آن دارد که کارآیی فنی بانک‌های تخصصی در مقایسه با بانک‌های تجاری بیشتر است که احتمالاً نشان از تدارک تسهیلات ویژه برای این گروه از بانک هاست.

● ضریب منفی دارایی کل نشان می‌دهد که با افزایش دارایی کل نشان دهندهٔ اندازه بانک است، کارآیی فنی در صنعت بانکداری ایران افزایش می‌یابد. در حال حاضر اکثر بانک‌های ایرانی به دلیل محدودیت سرمایه، زیر استاندارد بین المللی نسبت کفایت سرمایه هستند.

● ضریب منفی نسبت تعداد شعبه‌های مستقر در تهران نشان می‌دهد که هر چه یک بانک شعب خود را بیشتر در تهران متمرکز کند، کارآیی فنی آن افزایش می‌یابد که این امر به سبب تمرکز جمعیتی و مالی نسبتاً بالاتر تهران در مقایسه با سایر شهرهاست.

● ضریب مثبت نسبت تسهیلات اعطایی در قالب مضاربه و مشارکت مدنی مشخص می‌کند که هر چه رابطه در مورد فروش اقساطی و اجاره به شرط تملیک که ماهیت استقراضی نیز دارند، مشاهده می‌شد ولی ضریب آن معنی دار نبود. در واقع مشارکت مدنی و مضاربه که از ابزارهای اعتباری کوتاه و میان مدت هستند گر چه از نوع مشارکتی و نه استقراضی بوده و می‌توانند کارآیی بالاتری برای بانک داشته باشند، با مشکلات خاصی روبرو هستند. عملاً حداقل سود مورد انتظار توسط شورای پول و اعتبار تعیین شده و با توجه به نرخ تورم تغییر نمی‌کند و بانک‌ها نیز به جهت سهولت عملیات به دریافت همان حداقل سود مورد انتظار بسنده می‌کنند و از این جهت تفاوت عملیاتی آن با بانکداری استقراضی کم رنگ می‌شود. در مجموع شاید بتوان گفت نظام عملیاتی بانکداری کشور در اجرای هر دو نظام مشارکتی و استقراضی با نارسایی‌های عملیاتی مواجه است که در هر جهت همراه با ناکارآیی است.

● ضریب مثبت نسبت کارکنان با تحصیلات لیسانس به بالا نشان می‌دهد که به کارگیری نیروی کار با تحصیلات لیسانس به بالا، متأسفانه منجر به کاهش کارآیی فنی بانک‌ها می‌شود. دلیل این امر می‌تواند استخدام بیش از نیاز و عدم به کارگیری صحیح نیروی کار تحصیل کرده در صنعت بانکداری کشور باشد. به این معنا که افراد در جایگاهی متناسب با توانایی‌ها و تحصیلاتشان قرار نمی‌گیرند. شاید ثبات بیش از حد ساختار اداری بانک‌ها که در آن فضا و موقعیتی برای بروز افکار و ایده‌های جدید وجود ندارد، به کارگیری نیروی کار تحصیل کرده را بی تأثیر می‌کند.

پیشنهادها

با توجه به نتایج بدست آمده از تخمین کارآیی فنی صنعت بانکداری ایران و مشخص کردن تأثیر برخی متغیرها بر میزان کارآیی این صنعت، پیشنهادهای زیر به منظور افزایش کارآیی فنی صنعت بانکداری ایران ارایه می‌شود:

۱) رفع محدودیت‌های ناشی از قوانین استخدامی و تعدیل نیروی انسانی به کار گرفته شده در صنعت بانکداری ایران به منظور استفاده بهینه از آنان؛

۲) افزایش دارایی کل بانک‌ها از طریق افزایش سرمایهٔ آنها. این امر منجر به بهبود نسبت کفایت سرمایه بانک‌های ایرانی نیز می‌شود که در شرایط کنونی، در وضعیت مطلوبی نیست؛

۳) افزایش نسبت تعداد شعب مستقر در مناطقی با تمرکز جمعیتی و مالی بیشتر؛

۴)تجدید نظر در ابزارهای اعتباری فروش اقساطی و اجاره به شرط تملیک، به این ترتیب که در این دو ابزار بانک‌ها، نرخ بهره انعطاف‌پذیر، مشابه روش‌های معمول در بانکداری استقراضی، دریافت کنند و یا این که در این دو ابزار بانک‌ها به صورتی مشارکتی از نوع واقعی و نه استقراضی عمل کنند؛

۵) تجدید نظر در ابزارهای اعتباری مضاربه و مشارکت مدنی، به این ترتیب که بانک در این دو ابزار که ماهیتی مشارکتی دارد، عملاً به صورت مشارکتی عمل کند و نه به خاطر مشکلات عملیاتی به دریافت حداقل سود مورد انتظار مصوب نظام بانکداری عمل کند که در بانکداری استقراضی آن هم از نوع انعطاف‌ناپذیر معمول است.

۶) تجدید ساختار سازمانی اساسی در صنعت بانکداری ایران به منظور استفاده بهینه از نیروی کار و ایجاد زمینه مناسب برای بروز افکار و ایده‌های جدید که در نهایت منجر به افزایش انگیزه در بین نیروی کار صنعت بانکداری ایران شود.

۷) با توجه به کاهش کارآیی فنی صنعت بانکداری کشور، در طول دوره مورد مطالعه، در کنار قوانین و آیین نامه‌های مصوب فعلی حاکم بر نظام بانکداری کشور، لازم است ضمن مطالعه جامعی، نارسایی‌های عملیاتی بانکی مشخص شده و در چارچوب اهداف نهایی اقتصادی کشور و اهداف میانی بانکداری کشور چگونگی حرکت عملی آن به طرف نظام استقراضی انعطاف‌پذیر و با مشارکتی مشخص شده و نهاده‌های لازم برابر آن پیش بینی شود.

منابع و مآخذ

بـــــانک و اقـــــتصاد (۱۳۷۷). *اهمیت ارتباط نظام بانکی سالم با خط مشی کلان اقتصاد*. IMF Survey شمارهٔ ۱.

هدایتی، علی اصغر، علی اصغر سلفری، حسن کلهر (۱۳۷۳). *بانکداری داخلی: تخصیص منابع*. تهران. مؤسسه بانکداری ایران، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.

Aigner, D.J., Lovell, C.A.K. and Schmidt, P. (1977): Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models. *Journal of Econometrics*, 6, 21-37.

Bain, L.J., M. Engelhardt (1992): *Introduction to Probability and Mathematical Statistics*. 2nd ed., Duxbury Press: California.

Battese, G.E., A. Heshmati, and L.Hjalmarsson (1998). Efficiency of Labor Use in the Swedish Banking Industry. : A Stochastic Frontier Approach. CEPA Working Paper 98/06, *Department of Econometrics, University of New England*, Armidale.

Battese, G.E. and Corra, G.S. (1977). Estimation of a Production Frontier Model: With Application to the Pastoral Zone of Eastern Australia, Australian Journal of Agricultural Economics, 12, 169-179.

Bauer , P.W. (1990). Recent Development in the Econometric Estimation of Frontiers , *Journal of Econometrics*, 46, 39-56.

Bazaraa, M.S., H.D. Sherali, and C.M. Shetty (1993). *Nonlinear Programing: Theory and Algorithms*. 2nd ed., John Wiley & Sons, Inc., New york.

Coelli, T.J. (1996). *A Guide to DEAP Version 2.1: A Data Envelopment Analysis (Computer) Program*. CEPA Working Paper 96/08, Department of Econometrics, University of New England, Armidale.

Coelli, T.J. (1996). A Guide to Frontier Version 4.1: A Computer Program for Stochastic Frontier Production and Cost Function Extimation. CEPA Working Paper 96/07, Department of Econometrics, University of New England, Armidale.

Debreu, G. (1951). *The Coefficient of Resource Utilisation*. Econometrica, 19, 273-292.

Forsund, F.R., Lovell, C.A.K. and Schmidt, P. (1980). A Survey of Frontier Production Functions and of their Relationship to Efficiency Measurement. *Journal of Econometrics*, 13, 5-25.

Greene, W.H. (1993). The Econometric Approach to Efficiency Analaysis. in Fried,H.O., Lovell, C.A.K. and Schmidt, S.S. (Eds), *The Measurement of Productive Efficiency*, Oxford University Press, New York, 68-119. Kaparakis, E.I., S.M.

Kumbhakar, S.C., Gosh, S., and McGuckin, J.T. (1991), A Generalized Production Frontier Approach for Estimating Determinants of Inefficiency in U.S.Dairy Farms. *Journal of Business and Economic Statistics*, 9, 279-286.

Luenberger, D.G. (1973). *Introduction to Linear and Nonlinear Programming*. Addison-Wesley Publishing Company, Inc., Massachusetts.

Meeusen, W. and van den Broeck, J. (1977), Meeusen, W. Efficiency Estimation from Cobb-Douglas Production Functions With Composed Error. *International Economic Review*, 18, 435-444

Miller , and A.G.Noulas (1994). Short-run Cost Inefficiency of Commercial Banks: A Flexible Stochastic Frontier Approach. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 26, 876-893.

Nakamura, S . (1991). *Applied Numerical Methods with Software*. Prentice-Hall, Inc., Ohio.

Pitt, M.M. and Lee, L.F. (1981). Measurement and Sources of Technical Inefficiency in the Indonesian Weaving Industy. *Journal of Development Economics*, 9, 43-64.

Reifschneider, D. and Stevenson, R. (1991). Systematic Departures from the Frontier: A Framework for the Analysis of Firm Inefficiency. *International Economic Review*, 32, 715-723.

Schmidt, P. (1986). Frontier Production Functions. *Econometric Reviews*, 4, 289-328.