مجلهٔ تحقیقات اقتصادی / شماره‌ی ۹۷ / زمستان ۹۰ / صفحات ۳۳ - ۱

بررسی عوامل مؤثر بر کارایی فنی در بانک‌های ایران با استفاده از الگوی اثرات مختلط/چندسطحی

داود دانش‌جعفری*

عضو هیأت علمی دانشگاه علامه طباطبایی daneshjafari@yahoo.com

افسانه شفیعی

عضو هیأت علمی مؤسسه‌ی مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی

afsanehshafiee2003@yahoo.com

تاریخ دریافت: ۸۹/۵/۲ تاریخ پذیرش: ۹۰/۲/۲۰

چکیده

این مطالعه به شناسایی عوامل مؤثر بر کارایی فنی در بانک‌داری ایران با استفاده از داده‌های تابلویی ناموزون ۱۷ بانک دولتی و خصوصی فعال در صنعت بانک‌داری ایران (۸۷-۱۳۷۵) اختصاص دارد. در انجام این شناسایی، ابتدا درجه‌ی کارایی، به تفکیک هر بانک و با استفاده از تابع هزینه‌ی ترانسلوگ چندمحصولی با جزء خطای ترکیبی، برآورد می‌شود. در مرحله‌ی بعد، به تحلیل عوامل مؤثر بر کارایی با توجه به متغیرهای فردی و ساختاری (به‌صورت نوع مالکیت/ جنس فعالیت) در هر بانک و آثار ناشی از اعمال تسهیلات قانونی در این صنعت، در قالب یک الگوی اثرات مختلط/چندسطحی پرداخته می‌شود.

نتایج برآورد نشان می‌دهد که اگرچه متوسط کارایی بانک‌های دولتی در طول زمان بهبود یافته، در مقایسه با کارایی بانک‌های غیردولتی نسبتی کاهنده داشته است. هم‌چنین، نتایج الگوی *اثرات مختلط/چندسطحی* در تحلیل دلیل اختلاف کارایی بانک‌ها نشان می‌دهد که ۵۷ درصد اختلاف میان کارایی بانک‌ها از طریق جنس فعالیت/نوع مالکیت بانک‌ها (تجاری دولتی، تجاری غیردولتی، تخصصی دولتی) و ۱۵درصد اختلاف کارایی به اثرات ناشی از تسهیلات قانونی که بانک‌های دولتی ملزم به اعطا هستند، بازمی‌گردد. به‌علاوه، در سطح متغیرهای فردی تأثیرگذار بر کارایی هر بانک، بررسی‌ها نشان داد که پوشش اتوماسیون به نسبت سایر متغیرهای مندرج در الگو، از بیش‌ترین اثر بر بهبود کارایی فنی در بانک‌ها برخوردار است.

طبقه‌بندی JEL: C12, C23, C24, C87

کلید واژه‌ها: کارایی، تابع هزینه‌ی مرزی تصادفی، الگوی اثرات مختلط چندسطحی، صنعت بانک‌داری، ایران

---

* نویسنده‌ی مسئول

Archive of SID

www.SID.ir

۱- مقدمه

اجرایی شدن سیاست‌های کلی اصل ۴۴ قانون اساسی و انجام واگذاری در صنایع موضوع بندهای «الف» و «ج» این سیاست‌ها، توجه سیاست‌گذاران را نسبت به کارکردهای صنعت بانک‌داری به‌میزان زیادی معطوف کرده است. دلیل این مسأله آن است که لازمه‌ی اجرای مؤثر سیاست‌های کلی اصل ۴۴ قانون اساسی، تجهیز کافی منابع به‌سمت فعالیت‌های مولد می‌باشد که تحقق آن از طریق ارتقای عملکرد صنعت بانک‌داری امکان‌پذیر است. این امر با توجه به کارکردهای این صنعت در کمک به ایجاد ارزش‌افزوده، به‌طور مستقیم از طریق دخیل شدن در امور سرمایه‌گذاری و به‌طور غیرمستقیم از طریق تجهیز منابع و کاهش هزینه‌های تأمین مالی، کاهش شدت عدم تقارن اطلاعات در بازار پول و واسطه‌گری مالی، قابل تبیین است. علاوه بر کارکردهای این صنعت، نقایص موجود در بازار سرمایه‌ی ایران از جمله عواملی است که بر اهمیت این صنعت و نقش آن در اقتصاد افزوده است. به‌عبارتی، چالش‌های پیش‌روی بازار سرمایه سبب شده است تا صنعت بانک‌داری ایران به‌عنوان مهم‌ترین حلقه‌ی اتصال میان بخش پولی و حقیقی مورد نظر قرارگیرد. این مسأله در حالی مورد توجه قرار می‌گیرد که صنعت بانک‌داری نیز خود از جمله صنایعی است که با اجرایی شدن سیاست‌های کلی اصل ۴۴ قانون اساسی، در آستانه‌ی تغییر ساختار قرار دارد. قطعا این تغییر ساختار و عملکرد ناشی از آن در این صنعت هنگامی می‌تواند به بهترین صورت انجام پذیرد که با برخورداری از شناخت کافی و حصول اطلاع از نقاط قوت عملکرد و عوامل مؤثر بر ناکارآمدی‌های احتمالی در این صنعت همراه باشد. این نیز میسر نیست، مگر آن‌که پیش از انجام واگذاری و تغییر سیاست‌های تنظیمی در این صنعت، مطالعه‌ی کاملی در مورد وضعیت عملکرد بانک‌های فعال در آن انجام پذیرد.

ارزیابی عملکرد بانک‌ها در اقتصاد ایران با مسایل خاصی روبرو است. این مسایل از یک سو به ماهیت عملیات و فعالیت بانک‌ها به‌عنوان بازار متشکل پول و از سوی دیگر به نوع مالکیت آن‌ها باز می‌گردد. از نظر ماهوی عملیات بانکی در بخش خدمات (بازارهای مالی) طبقه‌بندی می‌شود. لذا، اولین گام برای ارزیابی فعالیت آن‌ها، تعیین خروجی یا ستانده‌ی بانک است. هم‌چنین، از نظر نوع مالکیت، می‌توان مهم‌ترین تفاوت میان بانک‌های دولتی و خصوصی را در هدف تأسیس‌کنندگان دانست. در حقیقت، بانک‌های دولتی (به‌ویژه بانک‌های تخصصی) در راستای دستیابی به اهداف سیاست‌گذاران و به‌منظور تحقق بخشیدن به اهداف توسعه‌ای تأسیس شده‌اند و به

Archive of SID

www.SID.ir

همان نسبت بهینه‌سازی در آن‌ها به‌صورت مقید انجام می‌پذیرد. در مقابل، بانک‌های خصوصی با هدف کسب بالاترین سود تأسیس شده و در فرآیند حداکثرسازی سود بانک، با قیود کم‌تری نسبت به بانک‌های دولتی مواجه‌اند. با این‌حال، فضای عمل مقابل بانک‌های خصوصی به‌جهت عدم برخورداری از حمایت‌های دولتی، با مخاطرات بیش‌تری همراه بوده و لذا ضرورت برخورداری از نظام اعتبارسنجی شفاف و کارآمد و هم‌چنین رقابت‌های هزینه‌ای در این گروه از بانک‌ها بیش‌تر احساس می‌شود. نتیجه‌ی این موارد به‌طور مستقیم در شاخص‌های عملکرد بانک‌ها، به‌ویژه شاخص‌های مبتنی بر کارایی، قابل ردیابی است.

مقاله‌ی حاضر با درک نکات فوق، به مقایسه‌ی تطبیقی شاخص کارایی در صنعت بانک‌داری به تفکیک هر یک از بانک‌های فعال در این صنعت اختصاص داشته و به‌شرح زیر ساماندهی شده است: نخست به تبیین نظری روش‌های سنجش کارایی (با تأکید بر صنعت بانک‌داری) پرداخته می‌شود. بخش دوم به مرور مطالعات انجام گرفته در حوزه‌ی سنجش کارایی و بخش سوم به ارزیابی شاخص‌های عملکرد در صنعت بانک‌داری ایران به تفکیک بانک‌های فعال اختصاص دارد. در بخش چهارم، تحلیل تجربی وضعیت کارایی در صنعت بانک‌داری ایران و برآورد عوامل مؤثر بر کارایی در این صنعت با استفاده از الگوی اثرات چندسطحی انجام می‌گیرد. در نهایت، مطالعه در بخش پنجم با ارایه‌ی جمع‌بندی و توصیه‌های پیشنهادی خاتمه می‌یابد.

۲- تحلیل کارایی فنی در صنعت بانک‌داری؛ تحلیل نظری

در برآورد درجه‌ی کارایی فنی در صنعت بانک‌داری، دو رویکرد به‌صورت ۱- رویکرد تولیدی؛ و ۲- رویکرد واسطه‌ای وجود دارد. تفاوت اصلی این دو رویکرد در آن است که در اولی (رویکرد تولیدی) بانک‌ها به‌عنوان تولیدکننده‌ی دو نوع خدمت *گردآوری* و *مصرف وجوه* تبیین می‌شوند.[1] به‌عبارتی، بانک‌ها به‌عنوان تولیدکننده‌ی خدمات حساب‌های وام و سپرده منظور می‌شوند که برای ارایه‌ی خدمات از سرمایه و نیروی کار خود استفاده می‌کنند. هم‌چنین، در این روش اندازه‌گیری ستانده‌ها برحسب تعداد حساب‌های خدماتی می‌باشد. از آن‌جاکه با این نگرش، سپرده‌های مشتریان به عنوان داده تلقی نمی‌شود، بنابراین هزینه‌ی بهره‌ی پرداختی نیز مجموع هزینه‌های بانکی را دربرنمی‌گیرد. در این نگرش داده‌های هر بانک فقط شامل سرمایه و نیروی کار

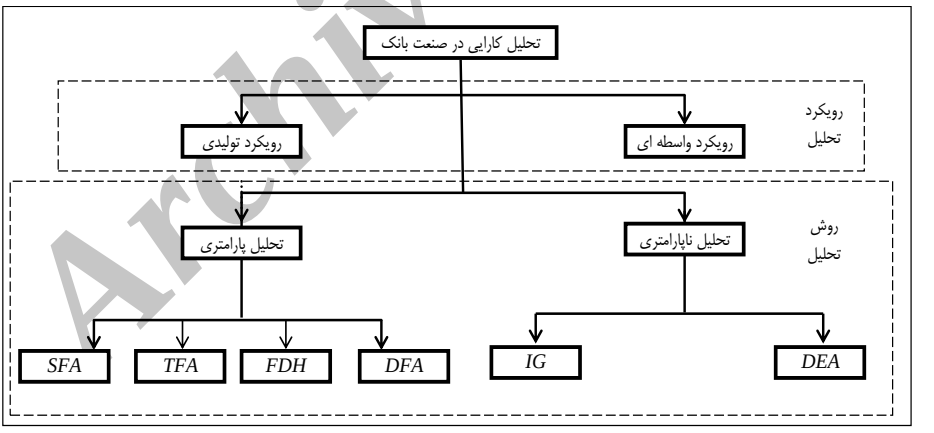
1- Molyneux, Altunbas and Gradener (1996), P. 152.

Archive of SID

www.SID.ir

می‌باشد[۱]. در مقابل، در رویکرد واسطه‌ای، بانک‌ها به‌عنوان یک مؤسسه‌ی واسطه‌ی خدمات مالی در نظر گرفته می‌شوند. به‌عبارتی، بانک‌ها به‌صورت ارایه‌دهنده‌ی خدمات واسطه‌ای از طریق جمع‌آوری سپرده‌ها و سایر بدهی‌ها و تبدیل آن‌ها به دارایی‌های بهره‌دار مانند انواع وام‌ها، اوراق بهادار و سایر سرمایه‌گذاری‌ها فعالیت می‌کنند.[۲] در این نگرش، ستانده‌ها برحسب واحد پولی هر کشور محاسبه و در مدل‌ها منظور می‌شوند. هم‌چنین، مجموع هزینه‌های بانکی، شامل بهره‌ی پرداختی برای تجهیز سپرده‌ها نیز می‌شود. به‌عبارت دیگر، در این نگرش، سپرده‌ی مشتریان نیز به‌عنوان یک داده تلقی می‌شود، بنابراین در نگرش واسطه‌ای داده‌ها شامل سرمایه، نیروی کار و سپرده‌ها (به‌عنوان وجوه قابل پرداخت به صورت وام) و ستانده‌ها شامل مجموع مانده‌ی وام‌ها و مشارکت‌ها را می‌شود.[۳]

پس از تعیین نوع رویکرد در تحلیل کارایی صنعت بانک‌داری، می‌توان از دو روش در اندازه‌گیری کارایی این صنعت استفاده کرد. این دو روش عبارت از ۱- روش ناپارامتری (مبتنی بر فرآیند بهینه‌سازی در واحدهای تصمیم‌گیری (DMU's)[۴])؛ ۲- روش پارامتری (بر تصریح تابع تولید/هزینه در واحدهای تصمیم‌گیری) بوده و هر یک دارای زیرمجموعه‌های مختلف می‌باشد که در نمودار (۱) به اختصار ارایه شده است.



مأخذ: Khanam and Khandoker (1999)

نمودار ۱- الگوهای مختلف تحلیل کارایی در صنعت (بانک‌داری)

1- Grabowski, Rangan and Rezvanian (1994), P. 44.
2- Ibid.
۳- امیری و رییس صفری (۱۳۸۶)، صص ۱۰۷-۱۰۶.
4- Decision Making Units.

Archive of SID

www.SID.ir

طبق نمودار، مشاهده می‌شود که تحلیل ناپارامتری مشتمل بر دو روش اصلی تحلیل پوششی داده‌ها (DEA)[۱] و گروه شاخص‌ها (IG)[۲] است. در روش اول، بهینه‌سازی (حداکثرسازی تولید/ حداقل‌سازی هزینه) به تفکیک هر یک از متغیرهای ورودی (نهاده‌ها) و خروجی (ستاده‌ها) انجام می‌شود و در روش دوم، بهینه‌سازی با استفاده از گروه شاخص‌های ترکیبی (از متغیرهای ورودی و خروجی) انجام می‌گیرد.

در مقابل، در سنجش کارایی به‌صورت پارامتری از چهار روش مختلف به‌صورت زیر استفاده می‌شود:

۱- روش مرزی تصادفی (SFA)[۳] که در مواردی با عنوان روش مرزی اقتصادسنجی (EFA)[۴] نامیده می‌شود، مبتنی بر تصریح تابع تولید، هزینه و یا تابع سود است. در این تابع، یک جزء خطای مرکب (به‌صورت $u_i + v_i$) وجود دارد. جمله‌ی v_i جزء اخلال تصادفی و دارای توزیع نرمال بوده و جمله‌ی u_i مبین جزء ناکارایی فنی و دارای توزیع نرمال منقطع در W است. به‌منظور برآورد کارایی، لازم است جزء u_i و v_i تجزیه شود.

۲- الگوی دارای توزیع آزاد (DFA)[۵] که در آن یک فرم تبعی برای تابع مرزی در نظر گرفته می‌شود، فرض می‌شود جملات ناکارایی در طول زمان ثابت باشد، لذا به‌منظور برآورد درجه‌ی کارایی در هر بنگاه از اختلاف میان متوسط پسماندها و متوسط پسماند هر بنگاه بر روی تابع مرزی استفاده می‌شود.

۳- روش مرز ضخیم (TFA)[۶]، که در آن محاسبه‌ی کارایی برای کل صنعت و نه به تفکیک بنگاه‌ها انجام می‌شود. در این روش یک فرم تبعی برآورد و سپس هر گونه انحراف از مقادیر پیش‌بینی شده‌ی عملکرد در بالاترین و پایین‌ترین چارک جملات اخلال محاسبه می‌شود.

۴- روش مرز الگو (FDH)[۷]، که به‌عنوان حالت خاصی از روش تحلیل پوششی داده‌ها (DEA) به‌شمار می‌رود و در آن تنها نقاط داخلی خطوط تعیین‌کننده در روش DEA در محاسبات وارد می‌شوند، لذا، نتایج این روش به نسبت روش DEA ارقام کارایی را بزرگ‌تر محاسبه می‌کند.[۸]

از میان روش‌های برشمرده، الگوی DFA به دلیل فرض ثبات جمله‌ی ناکارایی در طول زمان، با محدودیت همراه است. این در حالی است که الگوی SFA از قابلیت

1- Data Envelopment Analysis.
2- Index Group.
3- Stochastic Frontier Approach.
4- Econometric Frontier Approach.
5- Distribution Free Approach.
6- Thick Frontier Approach.
7- Free Disposal Hull .
8- Mohd Tahir and Haron (2008), P 66-67.

Archive of SID

www.SID.ir

برآورد کارایی در هر دو حالت تغییرپذیری و ثبات جملات ناکارایی در طول زمان برخوردار است. در روش TFA، امکان برآورد کارایی به تفکیک واحدهای تصمیم‌ساز وجود ندارد، که این خود محدودیت به‌شمار می‌رود. در روش FDH نیز برآوردها از دقت کافی برخوردار نیست. لذا، از میان روش‌های فوق، روش SFA به‌عنوان مناسب‌ترین روش انتخاب می‌شود.

در تحلیل دقیق‌تر این روش به‌صورت مندرج در قسمت فوق، می‌توان از تابع تولید یا هزینه استفاده کرد. تابع تولید مرزی تصادفی را می‌توان به صورت (۱) تعریف کرد:

$$Y_{it} = f(x_{jit}, \beta_{ij}) \exp(V_{it} - U_{it}) \quad \forall i = ۱,۲,...,n \qquad (۱)$$

که در آن Y ستاده‌ی واحد تولیدی (به‌طور مثال بانک)، X_j بردار j نهاده (j: ۱- نیروی کار، ۲- سرمایه‌ی ثابت و ۳- سرمایه‌ی مالی) که برای i مقطع (در این‌جا تعداد بانک‌ها) و طی t دوره قابل بیان است. هم‌چنین، β بردار پارامترها، V جزء اختلال تصادفی (مربوط به متغیرهای اقتصادی غیرقابل کنترل هر بانک) و U اثرات عدم کارایی فنی می‌باشد. لازم به یادآوری است که تفاضل دو عبارت $(V_{it} - U_{it})$، نامتقارن و غیرنرمال بوده و درجه‌ی عدم تقارن آن به نسبت انحراف معیار دو جمله‌ی (σ_u/σ_v) بستگی دارد. در صورتی که $\sigma_u^۲ = ۰$ باشد، تابع به رگرسیون معمولی با جمله اختلال با توزیع نرمال تبدیل خواهد شد:

در مقابل، تابع هزینه‌ی مرزی تصادفی (به‌عنوان دوگان تابع تولید مرزی تصادفی)[۱] معمولا به‌صورت (۲) تعریف می‌شود.

$$TC_{it} = f(Y_{it}, W_{jit}, \beta_{ij}) + (V_{it} + U_{it}) \; \forall i = ۱,..., N; t = ۱,..., T; j = ۱,..., k \qquad (۲)$$

$$V_{it} \approx i.i.d \;\; N(۰, \sigma_v^۲); \;\; U_{it} \cong N(M_{it}, \sigma_u^۲); \;\; M_{it} = Z_{۱t}\delta$$

که در آن TC_{it}، هزینه‌ی کل واحد تولیدی (بانک) iام، $f(۰)$ شکل تابعی مناسب، Y_{it} مقدار ستاده‌ی بانک iام، W_{jit} بردار قیمت‌های عوامل تولید، β_{ij} بردار پارامترها، V_{it} متغیر تصادفی که فرض می‌شود دارای توزیع نرمال است و U_{it} متغیر تصادفی غیرقابل مشاهده و غیرمنفی بوده و با عدم کارایی فنی در ارتباط می‌باشد. هم‌چنین، $z_{۱t}\delta$ نشان دهنده‌ی بردار اثرات وارده بر جزء ناکارایی فنی U_{it} است.

۱- باید توجه داشت که با به‌کارگیری دوگان تابع تولید می‌توان تخمین بهتری از کارایی به‌دست آورد. به‌طور دقیق‌تر، با استفاده از تابع تولید می‌توان کارایی فنی را برآورد کرد و با به‌کارگیری تابع هزینه که دوگان تابع تولید نامیده می‌شود، می‌توان علاوه بر کارایی فنی، کارایی تخصیصی را نیز اندازه‌گیری کرد که در حالت بنگاه‌های چندمحصولی نیز مورد استفاده قرار می‌گیرد. در این‌صورت، از آن‌جاکه در تابع هزینه اطلاعات کاملی از قیمت عوامل تولید و محصول وجود دارد، کارایی تخصیصی و اقتصادی قابل محاسبه است.

Archive of SID

www.SID.ir

باید توجه داشت که این مدل‌ها معمولا در مورد شکل و نوع توزیع متغیر U_{it} یا جزء عدم کارایی فنی با یکدیگر تفاوت دارند. یکی از این مدل‌ها توسط بیتیس و کولی (۱۹۹۲) به‌صورت رابطه‌ی (۳) معرفی شده است (۳) $U_{it} = (U_i \exp(-\eta(t-T))$

که در آن Ui دارای توزیع نیمه نرمال یک دامنه دارای میانگین متغیرهای تصادفی غیرمنفی و بیانگر ناکارایی فنی در تولید بوده و $\eta(t-T)$، متغیری است که باید تخمین زده شود. همان‌طور که از (۳) مشخص است، جزء ناکارایی فنی بانک‌های نمونه‌ی (U_i) در سال‌های ابتدایی داده‌های گروهی، تابع تصاعدی جبری از جزء ناکارایی فنی این بنگاه‌ها در آخرین سال داده‌هاست. یعنی در زمان T برای بنگاه i، $U_{it} = U_i$ خواهد بود.

در برآورد الگوی فوق، بیتیس از یک روش سه مرحله‌ای استفاده کرده است:

۱- استفاده از روش حداقل مربعات برای محاسبه‌ی بردار β_iها و σ^2 (در این مرحله برآوردهای تورش‌دار از این دو گروه پارامتر به‌دست می‌آید)؛

۲- تشکیل تابع درست‌نمایی به صورت (۴):

$$f(\varepsilon_i) = \frac{1}{\sqrt{2\pi(\sigma_u^2+\sigma_v^2)}}\left[\varphi\left(\frac{-\varepsilon_i(\sigma_u/\sigma_v)}{\sqrt{\sigma_u^2+\sigma_v^2}}\right)\right]\exp\left(\frac{-\varepsilon_i^2}{2(\sigma_u^2+\sigma_v^2)}\right)$$

$$\sigma^2 = (\sigma_u^2+\sigma_v^2)\ \&\ \lambda = \sigma_u \Big/ \sigma_v\ \&\ \sigma_u^2 = \lambda\sigma \Big/ \sqrt{1+\lambda^2}$$

$$f_Z(\varepsilon_i) = \frac{2}{\sigma\sqrt{2\pi}}\varphi\left(\frac{-\varepsilon_i}{\sigma}\right)\left[\Phi\left(\frac{-\varepsilon_i\lambda}{\sigma}\right)\right]$$

$$\mathrm{LnL}(\beta,\sigma,\lambda,\mu) = -N\left[\ln\sigma + \frac{1}{2}2\pi + \ln\Phi(\mu/\sigma_u)\right] \qquad (۴)$$

$$+\sum_{i=1}^{N}\left[-\frac{1}{2}\left(\frac{\varepsilon_i+\mu}{\sigma}\right)^2 + \ln\Phi\left(\frac{\mu}{\sigma\lambda}-\frac{\varepsilon_i\lambda}{\sigma}\right)\right]$$

$$\mu_i = \frac{\mu\sigma_v^2 \pm \beta_i'\sigma^2}{\sigma_v^2+\beta'\beta\sigma^2}$$

$$\sigma_S^2 = \frac{\sigma^2\sigma_v^2}{\sigma^2\beta'\beta\sigma^2}$$

$$\beta' = \left[\beta(1),\ldots,\beta(T)\right]$$

که در آن $\varepsilon = u+v$ می‌باشد.

Archive of SID

www.SID.ir

استفاده از برآوردهای β_iها، $\sigma^2 = (\sigma_u^2 + \sigma_v^2)$ و $\gamma = \sigma_u^2 / \sigma^2$ حاصل از دو مرحله‌ی قبل در انجام حداکثرسازی تکراری تازمان حصول هم‌گرایی.

در تفسیر پارامترهای فوق باید گفت که پارامتر γ که در مدل ناکارایی فنی تعریف می‌شود، همواره بین صفر و یک قرار دارد. هرچه مقدار γ به صفر نزدیک‌تر باشد، جزء اخلال سهم بیش‌تری را در کل انحرافات از مرز به عهده خواهد داشت و برعکس. هرچه مقدار برآوردشده‌ی γ به یک نزدیک‌تر باشد، بیانگر آن است که جزء ناکارایی فنی سهم بزرگ‌تری از کل انحرافات از مرز را به خود اختصاص داده است.

در نهایت، به‌کارگیری روش تحلیل مرزی تصادفی نیازمند تصریح شکل تبعی به‌صورت مشخص و تعریف شده می‌باشد. در این زمینه، فرم‌های تبعی مختلفی از جمله کاب داگلاس، لئونتیف، تابع با کشش جانشینی ثابت (C.E.S)[1] و ترانسلوگ وجود دارد که یکی از بهترین موارد آن‌ها، تابع هزینه‌ی ترانسلوگ (از نظر برخورداری از ماهیت انعطاف‌پذیر، امکان تغییر متناسب کشش و مقیاس همراه با تغییر سطح ستاده و عوامل تولید، برابری تغییرات هزینه‌ی نهایی و قیمت عوامل تولید با تغییرات در تقاضای عوامل تولید و همگنی تابع نسبت به تغییرات قیمت عوامل) می‌باشد. رابطه‌ی (۵):

(۵)

$$\ln c(w,y) = \beta_0 + \sum_i \alpha_i \ln y_i + \sum_k \beta_k \ln w_j + (1/2)\sum_i \sum_j \alpha_{ij} \ln y_i \ln y_j + (1/2)\sum_k \sum_l \beta_{kl} \ln w_k \ln w_l + \sum_i \sum_k \delta_{iik} \ln y_i \ln w_k + v_{it} + u_{it}$$

این تابع، تحمیل قید تقارن بر حاصل‌ضرب قیمت‌های متقاطع خودی نهاده‌ها و ستانده‌ها[2] مستلزم آن است که $\alpha_{ij} = \alpha_{ji}$، $\beta_{kl} = \beta_{lk}$ و $\delta_{ik} = \delta_{ki}$ باشد و به‌منظور ایجاد دوگانگی میان توابع هزینه و تولید برای همگنی خطی در قیمت‌های نهاده، برقراری محدودیت‌های همگنی به صورت (۶) لازم است:

$$\sum_k \beta_k = 1, \sum_k \beta_{kl} = 0, \forall m \quad \sum_k \delta_{ik} = 0, \forall n \qquad (۶)$$

محدودیت‌های پارامتری فوق برای برآورد مدل ترانسلوگ تحمیل می‌شود[3] و از طریق آن‌ها می‌توان به تابع هزینه‌ی خوش رفتار (دوگان تابع تولید) دست یافت.

1- Constant Elasticity of Substitution.
2- Own Cross Products of Inputs Prices and Outputs.
3- Battese and Coelli, (1995), PP. 4-6.

Archive of SID

www.SID.ir

پس از برآورد مقادیر کارایی، می‌توان نسبت به تعیین عوامل مؤثر بر ناکارایی به‌تفکیک هر واحد در قالب یک الگوی اثرات مختلط چندسطحی اقدام کرد. به این مسأله در قسمت ۲-۴ پرداخته می‌شود.

۲- بررسی سابقه‌ی مطالعات در سنجش درجه‌ی کارایی صنعت بانک‌داری ایران

مطالعات خارجی گوناگونی در رابطه با سنجش درجه‌ی کارایی در صنعت بانک‌داری وجود دارد که در ادامه در قالب جداول ۱ الی ۳ ارایه شده است.

جدول ۱- سابقه‌ی مطالعات انجام گرفته در مورد سنجش کارایی در صنعت بانک‌داری با استفاده از روش ناپارامتری (DEA)

نویسنده	نهاده‌ها	ستانده‌ها
آوکی‌ران (۱۹۹۹) (*Avkiran*)	مخارج بهره‌ای، مخارج غیربهره‌ای	خالص درآمد بهره‌ای، درآمد غیربهره‌ای
آوکی‌ران (۱۹۹۹) (*Avkiran*)	سپرده‌ها، تعداد کارمندان	خالص تسهیلات، درآمد غیربهره‌ای
ساثی(۲۰۰۱) (*Sathye*)	نیروی کار، سرمایه، وجوه وام‌دادنی	تقاضای سپرده، تسهیلات
نیل (۲۰۰۴) (*Neal*)	تعداد شعب بانک، وجوه وام‌دادنی	تقاضای سپرده، تسهیلات، درآمد غیربهره‌ای
استرام و ویلیامز (۲۰۰۴) (*Sturm & Williams*)	تعداد کارمندان، سپرده‌ها، سرمایه‌ی سهامداران	تسهیلات، ارقام خارج از ترازنامه
کرک وود و نام (۲۰۰۶) (*Kirkwood & Nahm*)	تعداد کارمندان، بدهی‌ها، حجم تجهیزات	بهره‌ی دارایی‌ها، درآمد غیربهره‌ای

جدول ۲- سابقه‌ی مطالعات خارجی در مورد سنجش کارایی در صنعت بانک‌داری با استفاده از روش پارامتری (تابع هزینه)

محقق	نمونه	متغیرهای توضیحی	کارایی
کاپاراکیس و همکاران Kaparakiss et al (۱۹۹۴)	۵۵۴۸ بانک در آمریکا	سپرده‌های بهره‌دار، تعداد کارکنان، دارایی‌های ثابت، هزینه‌ی دستمزد، هزینه‌ی دارایی‌های ثابت، وام‌های خصوصی، وام‌های وثیقه ملک، وام‌های تجاری و صنعتی، دارایی‌ها	۰,۸۸
بیتیس، حشمتی و جامالسن Battese, Heshmati(۲۰۰۰) & Hjalmarsson	۱۵۶ بانک در سوئد	تعداد شعب، حجم دارایی‌های کل، وام‌های عمومی، کل حجم سپرده‌ها، حجم ضمانت‌نامه‌ها	۰,۸۷
ایزامد تاهیر (۲۰۰۹) Izah Mohd Tahir	۲۲ بانک در مالزی	حجم کل سپرده‌ها، کل مخارج سربار (مخارج پرسنلی ـ عملیاتی)، دارایی کل	۰,۸۱

Archive of SID

www.SID.ir

در مورد مطالعات داخلی نیز می‌توان به مهم‌ترین مطالعات انجام گرفته با استفاده از روش پارامتری که مورد نظر مطالعه‌ی حاضر می‌باشد، به‌شرح جدول ۳ و موارد زیر اشاره کرد.

جدول ۳- سابقه‌ی مطالعات داخلی در مورد سنجش کارایی در صنعت بانک‌داری ایران با استفاده از روش پارامتری

نویسنده/نویسندگان	نمونه	متغیرهای توضیحی	کارایی
ختایی و عابدی‌فر (۱۳۷۹)	۱۰ بانک	**تابع تولید:** حجم تسهیلات اعطایی به بخش خصوصی، تعداد کارکنان، حجم دارایی‌های ثابت، حجم سپرده‌های قرض‌الحسنه؛ حجم سپرده‌های سرمایه‌گذاری	٪۷۹/۸
نفر (۱۳۸۰)	۱۰ بانک	**تابع هزینه:** حجم تسهیلات (ستاده)، اجاره به شرط تملیک، سپرده‌های قرض‌الحسنه‌ی جاری و پس‌انداز، سپرده‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت، زمان	٪۷۵
امیری و رییس صفوی (۱۳۸۶)	سپه و صادرات	**تابع هزینه:** تعداد نیروی انسانی شاغل، ارزش خالص دفتری اموال منقول و غیرمنقول (دارایی‌های ثابت)، کل سپرده‌های مشتریان در هر واحد تحت بررسی در پایان هر سال به‌عنوان داده و وام‌ها و اعتبارات پرداختی، مشارکت‌ها و سرمایه‌گذاری‌ها، خدمات اعتبارات اسنادی و ضمانت‌نامه‌های واحد مورد بررسی به‌عنوان ستانده	-
ابریشمی، مهرآرا و آجرلو (۱۳۸۷)	ملت	**تابع هزینه:** حجم کل تسهیلات (ستاده بانک)، دستمزد متوسط سالانه، متوسط نرخ سود پرداختی به سپرده‌های سرمایه‌گذاری مدت‌دار اعم از کوتاه‌مدت و بلندمدت (P_2) و نرخ متوسط استهلاک دارایی‌های ثابت (P_3)	٪۹۳
رازینی و سوری (۱۳۸۸)	۱۰ بانک	**تابع هزینه:** تسهیلات اعطایی (ستاده)، حجم سپرده‌های بانکی، تعداد شعب، متوسط هزینه‌ی پرسنلی، متوسط هزینه‌ی اداری، زمان	٪۶۶

طبق نتایج جدول، به‌جز مطالعه‌ی دکتر ختایی و عابدی‌فر که در آن از برآوردهای تابع تولید استفاده شده است، در سایر مطالعات داخلی مبنای عمل، تابع هزینه بوده است. هم‌چنین، در تمامی مطالعات، متغیر اصلی مبین ستاده‌ی بانک حجم تسهیلات بوده است. هرچند در برخی مطالعات از حجم سرمایه‌گذاری‌های بانک نیز به‌عنوان ستاده استفاده شده است.

۳- صنعت بانک‌داری در اقتصاد ایران؛ شاخص‌های عملکرد

این قسمت به تحلیل شاخص‌های عملکرد منتخب در صنعت بانک‌داری طی دوره‌ی ۸۷-۱۳۸۳ اختصاص دارد. در جدول (۴) ارقام این شاخص‌ها ارایه شده است.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۴- متوسط شاخص‌های عملکرد در صنعت بانک‌داری ایران (۸۷-۱۳۸۳)

بانک	نسبت هزینه به درآمد	نسبت تسهیلات به دارایی	نسبت سود حاشیه‌ای خالص	بانک	نسبت هزینه به درآمد	نسبت تسهیلات به دارایی	نسبت سود حاشیه‌ای خالص
ملی	۸۳,۵۳	۶۱,۵۷	۲,۰۱	صنعت و معدن	۴۹,۷۶	۵۵,۵۲	۵,۵۷
سپه	۷۶,۹۴	۶۹,۶۴	۲,۰۰	پست بانک	۸۸,۴۸	۴۱,۲۰	۹,۶۷
ملت	۸۳,۲۴	۷۲,۱۰	۲,۳۵	پارسیان	۲۷,۵۲	۶۷,۵۵	۳,۳۰
تجارت	۷۵,۶۰	۷۰,۹۳	۲,۰۹	پاسارگاد (۸۷ـ۱۳۸۴)	۳۵,۸۱	۵۳,۱۰	۲,۸۱
صادرات	۸۶,۴۳	۵۳,۸	۳,۰۹	سرمایه (۸۷ـ۱۳۸۴)	۲۷,۵۶	۳۶	۲,۷۴
رفاه	۶۹,۹۹	۶۸,۱۸	۴,۴۷	سامان	۵۲,۶۰	۶۷,۶۲	۳,۳۰
مسکن	۶۸,۰۲	۷۷,۲۳	۴,۴۲	اقتصاد نوین	۴۲,۵۸	۶۸,۱۳	۴,۰۴
کشاورزی	۸۸,۸	۷۱,۲۵	۵,۵۲	کارآفرین	۳۳,۹۳	۵۸,۹۹	۳,۸۳
توسعه صادرات	۴۲,۷۱	۵۹,۴۱	۲,۲۹				

مأخذ: اطلاعات مستخرج از گزارش عملکرد بانک‌ها طی دوره‌ی (۸۷-۱۳۸۳) و محاسبات پژوهش حاضر

الف. نسبت هزینه به درآمد: این نسبت نشان می‌دهد که هزینه‌های اداری چند درصد از درآمد عملیاتی بانک می‌باشد. بدیهی است هرچه این نسبت کم‌تر باشد، بانک به لحاظ هزینه‌ای کاراتر است. متوسط این شاخص طی دوره‌ی ۸۷-۱۳۸۳ در میان بانک‌های دولتی برابر با ۷۳/۹۳ درصد بوده، این در حالی است که متوسط این شاخص طی دوره‌ی مورد بررسی در بانک‌های خصوصی در سطح پایین‌تر و برابر با ۳۶/۶۶ درصد قرار دارد.

ب. نسبت تسهیلات به دارایی: این نسبت نشان می‌دهد که چند درصد از مجموع دارایی‌ها به‌صورت وام در اختیار متقاضیان قرار گرفته است. هر چه این نسبت بیش‌تر باشد، ریسک ناشی از کاهش نقدینگی بانک‌ها بیش‌تر خواهد بود. متوسط این نسبت در بانک‌های دولتی، ۶۳/۸۵ درصد و در بانک‌های خصوصی ۵۸/۵۱ درصد بوده است که نشان می‌دهد بانک‌های خصوصی در اعطای تسهیلات و اعتبارات گوناگون، همپای بانک‌های دولتی فعالیت می‌کنند.

ج. نسبت سود حاشیه‌ای خالص: به لحاظ نظری، این نسبت از تقسیم خالص بهره‌ی دریافتی به کل دارایی‌ها به‌دست می‌آید. با این حال، به‌منظور محاسبه‌ی این نسبت در بانک‌های ایرانی، به‌علت اعمال و اجرای بانک‌داری بدون ربا و حذف بهره و جایگزینی سود به جای آن و عدم‌تفکیک سود در صورت‌های مالی بانک‌ها، از

Archive of SID

www.SID.ir

مابه‌التفاوت «درآمدهای بانک از فعالیت‌های مشاع» و «خالص سهم سود سپرده‌گذار» استفاده شده است. در میان بانک‌های خصوصی، روند تغییرات این نسبت بسیار باثبات‌تر بوده و به‌طور متوسط در سطح ۳/۳۴ درصد قرار داشته است. این در حالی است که متوسط نسبت فوق برای بانک‌های دولتی کمی بالاتر و برابر با ۴/۰۴ درصد بوده است.[۱]

۴- تحلیل تجربی وضعیت کارایی در صنعت بانک‌داری ایران و عوامل مؤثر بر آن

به‌منظور تحلیل عوامل مؤثر بر شدت کارایی بانک‌های دولتی و خصوصی، ابتدا لازم است به برآورد درجه‌ی کارایی به تفکیک هر یک از بانک‌های فعال در این صنعت پرداخته شود.

۴-۱- برآورد درجه‌ی کارایی در صنعت بانک‌داری ایران

همان‌طور که در قسمت ۲ مشاهده می‌شود، به‌منظور برآورد کارایی لازم است ابتدا تابع هزینه با جمله‌ی اخلال ترکیبی برآورد و سپس با تجزیه‌ی جمله‌ی اخلال ترکیبی به جزء ناکارایی فنی و اختلالات تصادفی نسبت به محاسبه‌ی کارایی فنی اقدام شود.

با توصیفات به‌عمل آمده، تابع هزینه‌ی چندمحصولی با فرم تبعی ترانسلوگ، جزء اخلال ترکیبی و قیود همگنی و تقارن[۲]، به‌صورت (۷) قابل تبیین است:

$$
\begin{aligned}
\mathrm{Ln}(TC_{it}) &= \sum \gamma_i d_i + \gamma_{q1} \ln Q_{1it} + \gamma_{q2} \ln Q_{2it} b_K + \ln(P_{kit}) \\
&+ b_L \ln(P_{Lit}) + b_D \ln(P_{dit}) + \alpha_T T_t + \frac{1}{2}\alpha_{Q1}(\ln Q_{1it})^2 + \frac{1}{2}\alpha_{Q2}(\ln Q_{2it})^2 \\
&+ \frac{1}{2}\alpha_{KK}(\ln P_{kit})^2 + \frac{1}{2}\alpha_{LL}(\ln P_{Lit})^2 + \frac{1}{2}\alpha_{DD}(\ln P_{Dit})^2 + \frac{1}{2}\alpha_{TT}T^2 \\
&+ \frac{1}{2}\alpha_{KL}\ln(P_{kit})\ln(P_{Lit}) + \frac{1}{2}\alpha_{KD}\ln(P_{kit})\ln(P_{dit}) + \frac{1}{2}\alpha_{LD}\ln(P_{Lit})\ln(P_{dit}) + \\
&\alpha_{Q1K}\ln Q_{1it}\ln(P_{kit}) + \alpha_{Q1L}\ln Q_{1it}\ln(P_{Lit}) + \alpha_{Q1D}\ln Q_{1it}\ln(P_{Dit}) \\
&+ \alpha_{Q1T}\ln(Q_{it})T_{nt} + \alpha_{Q2K}\ln Q_{2it}\ln(P_{kit}) + \alpha_{Q2L}\ln Q_{2it}\ln(P_{Lit}) \\
&+ \alpha_{Q2D}\ln Q_{2it}\ln(P_{Dit}) + \alpha_{Q2T}\ln(Q_{2it})T_{it} + \alpha_{Kt}\ln(P_{kit})T_t + \alpha_{Lt}\ln(P_{Lit})T_t \\
&+ \alpha_{Dt}\ln(P_{dit})T_t + V_{it} + e^{(-\eta(t-T)U_i)}
\end{aligned}
$$

۱- نسبت سود حاشیه‌ای خالص به‌طور استاندارد با ۴/۵ درصد مقایسه می‌شود.

۲- تحمیل قیود همگنی خطی در قیمت نهاده‌ها و تقارن ضرایب متقاطع، به منظور دستیابی به تابع هزینه‌ی خوش‌رفتار (دوگان تابع تولید) ضرورت دارد.

Archive of SID

www.SID.ir

$$(۱): \frac{\partial \ln C}{\partial \ln P_1} + \frac{\partial \ln C}{\partial \ln P_k} + \frac{\partial \ln C}{\partial \ln P_D} = ۱,$$

$$(۲): \frac{\partial^۲ \ln C}{(\partial \ln P_1)^۲} + \frac{\partial^۲ \ln C}{\partial \ln P_1 \partial \ln P_k} + \frac{\partial^۲ \ln C}{\partial \ln P_1 \partial \ln P_D} = ۰$$

$$(۳): \frac{\partial^۲ \ln C}{(\partial \ln P_k)^۲} + \frac{\partial^۲ \ln C}{\partial \ln P_k \partial \ln P_1} + \frac{\partial^۲ \ln C}{\partial \ln P_k \partial \ln P_D} = ۰,$$

$$(۴): \frac{\partial^۲ \ln C}{(\partial \ln P_D)^۲} + \frac{\partial^۲ \ln C}{\partial \ln P_D \partial \ln P_1} + \frac{\partial^۲ \ln C}{\partial \ln P_D \partial \ln P_k} = ۰$$

$$(۵): \frac{\partial^۲ \ln C}{\partial t \partial \ln P_1} + \frac{\partial^۲ \ln C}{\partial t \partial \ln P_k} + \frac{\partial^۲ \ln C}{\partial t \partial \ln P_D} = ۰,$$

$$(۶): \frac{\partial^۲ \ln C}{(\partial \ln q_۱)(\partial \ln P_1)} + \frac{\partial^۲ \ln C}{(\partial \ln q_۱)(\partial \ln P_1)} + \frac{\partial^۲ \ln C}{(\partial \ln q_۱)(\partial \ln P_D)} = ۰$$

$$(۷): \frac{\partial^۲ \ln C}{(\partial \ln q_۲)(\partial \ln P_1)} + \frac{\partial^۲ \ln C}{(\partial \ln q_۲)(\partial \ln P_1)} + \frac{\partial^۲ \ln C}{(\partial \ln q_۲)(\partial \ln P_D)} = ۰ \quad (۷)$$

که در آن متغیر وابسته هزینه‌ی کل (TC) می‌باشد و متغیرهای توضیحی عبارت از میزان ستاده‌ی بانک (Q_1: حجم تسهیلات اعطایی و Q_2: حجم سرمایه‌گذاری‌های بانک)؛ قیمت سپرده های بانکی (P_D) که از حاصل تقسیم «سهم سود سپرده‌گذاران از درآمدهای مشاع» بر «حجم کل سپرده‌ها» به‌دست آمده است؛ قیمت نیروی کار (P_1) که از حاصل تقسیم «هزینه‌های پرسنلی» بر «تعداد پرسنل» به‌دست آمده است؛ و قیمت سرمایه (P_k) که از حاصل تقسیم «هزینه‌های اداری و عمومی + هزینه‌های استهلاک» بر «ارزش دارایی‌های ثابت» به‌دست آمده است و متغیر روند (t) که به‌عنوان متغیر زمان (تبیین‌کننده‌ی اثر پیشرفت فنی) خواهند بود.

داده‌های مورد استفاده در الگوی فوق که به‌صورت پنل نامتوازن قرار گرفته، مربوط به ۱۱ بانک تجاری و تخصصی (دوره‌ی ۸۷-۱۳۷۵) و ۶ بانک خصوصی (۸۷-۱۳۸۰) بوده و از گزارش عملکرد سالانه‌ی بانک‌ها (صورت حساب مالی و ترازنامه‌ی تلفیقی)

Archive of SID

www.SID.ir

استخراج شده است.[۱] در نهایت، به‌منظور حذف اثر تورم بر الگو، لازم است متغیرهای الگو نسبت به تغییرات شاخص ضمنی قیمت‌ها تعدیل شده و از داده‌های حقیقی برای برآورد استفاده شود. برآوردهای مربوط به این روش با استفاده از برآوردگر *حداکثر درست‌نمایی* (MLE)[۲] انجام می‌گیرد.[۳]

۱-۱-۴- شناسایی ویژگی‌های متغیرها؛ آزمون‌های تشخیصی

پیش از انجام برآوردها لازم است ابتدا نسبت به دو مسأله اطمینان حاصل شود: ۱- پایایی متغیرها و در صورت ناپایایی امکان هم جمع شدن در قالب یک الگوی بلندمدت؛ ۲- قابلیت ترکیب داده‌ها در قالب یک الگوی تابلویی.

در قسمت بعد، ابتدا به بررسی این موارد و سپس به انجام برآورد و ارایه‌ی نتایج آن در جدول ۵ پرداخته می‌شود.

طبق جدول (۵)، متغیرها در سطح معنی‌داری ۵ درصد پایا هستند.[۴] با حصول اطمینان از پایایی متغیرها، دیگر نیازی به انجام آزمون هم‌گراشدن متغیرها و کاذب نبودن رگرسیون نیست.[۵]

۱- اطلاعات مربوط به سال ۱۳۸۷ برخی از بانک‌ها به‌دلیل عدم دسترسی به صورت‌حساب‌های مالی، از مؤسسه‌ی عالی بانک‌داری دریافت شده است. لازم به توضیح است که این مؤسسه به‌صورت سالانه اطلاعات ترازنامه‌ای تمامی بانک‌های فعال در سیستم بانکی را به‌صورت مکاتبه‌ی از آن‌ها دریافت می‌کند.

2- Maximum Likelihood Estimator.

۳- با انجام محاسبات از طریق برآوردگر حداکثر درست‌نمایی، برآوردهای سازگاری از واریانس $U_{it} + V_{it}$ به دست خواهد آمد.

۴- در توضیح بیش‌تر باید عنوان داشت در مدل مورد استفاده در آزمون IPS حتما باید عرض از مبدأ وجود داشته باشد. اما وجود جمله روند الزامی نیست. لذا، آزمون در دو حالت «باعرض از مبدأ و روند» و «با عرض از مبدأ» قابل انجام است. در این مطالعه، تمامی متغیرها رفتار پایا نشان دادند؛ با این توصیف که، قیمت سپرده‌های بانکی و سرانه‌ی هزینه‌های پرسنلی که در مدل با عرض از مبدأ و باقی متغیرها در مدل با عرض از مبدأ و روند رفتار پایا نشان دادند.

۵- در شرایطی که متغیرها ناپایا و هم درجه باشند، تنها در صورتی می‌توان بدون تفاضل‌گیری از آن‌ها در مدل استفاده کرد که فرضیه‌ی عدم هم‌گرایی آن‌ها در بلندمدت رد شده باشد. در غیر این‌صورت مدل برآورد شده کاذب خواهد بود. برای مطالعه‌ی بیش‌تر مراجعه شود به:

Baltagi, Badi (2001). "Econometric Analysis of Panel Data". John Wiley & Sons. 2nd ed.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۵- نتایج آزمون پایایی در سطح متغیرها با استفاده از روش ایم، پسران و شین

متغیر	باعرض از مبدأ		با عرض از مبدأ و روند	
	آماره‌ی t	احتمال	آماره‌ی t	احتمال
هزینه‌ی کل	-۳,۹۶	۰,۰۰	-	-
حجم تسهیلات	-۳,۴۲	۰,۰۱	-	-
حجم سرمایه‌گذاری	-۱,۲۵	۰,۰۹۱	-۴,۲۳	۰,۰۰
قیمت پرسنل	۰,۷۳۳	۰,۷۶۸	-۱۶,۷	۰,۰۰
قیمت نهاده‌ی ثابت	-۴,۱۴	۰,۰۰	-	-
قیمت سپرده‌های بانکی	-۱,۳۷	۰,۰۸۵	-۳,۲	۰,۰۰۷

مأخذ: محاسبات پژوهش حاضر (داده‌ها حقیقی شده و مستخرج از گزارش عملکرد سالانه به تفکیک هر بانک)

۲-۱-۴- برآورد الگو: بررسی نتایج

در این مرحله می‌توان به انجام برآورد در مورد تابع هزینه پرداخت. در انجام برآورد، ابتدا لازم است آزمونی انجام شود تا قابلیت ترکیب داده‌ها در قالب یک الگوی تابلویی[1] در برابر الگوی داده‌های ادغامی[2] مشخص شود. به‌عبارتی، باید بررسی شود که آیا اصولاً ناهمگنی یا تفاوت‌های فردی میان مقاطع مختلف وجود دارد یا خیر. در صورت وجود ناهمگنی میان مقاطع مختلف متغیرها، از روش داده‌های تابلویی استفاده می‌شود. در غیر این‌صورت، داده‌ها روی هم انباشته شده و تفاوت میان آن‌ها نادیده گرفته شده است که اصطلاحا به آن روش داده‌های ادغامی گفته می‌شود. بدین‌منظور، لازم است آزمون معنی‌داربودن اثرات فردی انجام شود[3]. این آزمون که اصطلاحا با عنوان آزمون F لیمر خوانده می‌شود، به شکل رابطه‌ی (۸) قابل نمایش است:

$$\begin{cases} H_0 : \alpha_1 = \alpha_2 = ... = \alpha_n = \alpha \\ H_1 : \alpha_1 \neq \alpha_2 \neq ... \neq \alpha_n \neq \alpha \end{cases}$$

$$F_{pooledeffect} = \frac{(R^2_{Panel} - R^2_{pooled})/n-1}{(1-R^2_{Panel})/(nT-n-k)} \qquad (۸)$$

1- Panel Data.
2- Pooled Data.
3- Baltagi (2001).

Archive of SID

www.SID.ir

اگر فرضیه‌ی صفر رد شود، پس ناهمگنی یا اثرات فردی قابل مشاهده است و لذا الگوی مناسب برای داده‌ها به‌صورت $Y = \alpha t_{nt} + X\beta + Z_\mu \mu + \nu$ می‌باشد. در جدول (۶) نتایج این آزمون ارایه شده است.

جدول ۶- آزمون اثرات تصادفی در برابر داده‌های ترکیبی

آزمون اثرات	آماره	احتمال
آماره‌ی F	۱۷,۷۳	۰,۰۰

مأخذ: محاسبات پژوهش حاضر

طبق جدول، فرضیه‌ی صفر مبتنی بر بی‌معنا بودن اثرات فردی رد می‌شود. لذا، داده‌های مورد استفاده از قابلیت ترکیب در قالب یک الگوی تابلویی برخوردار می‌باشند. با این توصیف، در این مرحله می‌توان به برآورد تابع هزینه در قالب داده‌های تابلویی پرداخت.

البته، به منظور اجتناب از هرگونه پیش‌داوری، لازم است ماهیت اثرات ناکارایی نیز در الگوی (۷) مشخص شود. به‌عبارتی، باید نسبت به تغییرپذیری کارایی بانک‌ها در طول زمان مطمئن شد. پس الگو با لحاظ قیود، در دو شکل برآورد می‌شود: ۱- در شرایط ثبات اثرات ناکارآمدی در طول زمان (الگوی ۱)؛ ۲- در شرایط تغییرپذیری اثرات ناکارآمدی در طول زمان (الگوی ۲). سپس، با انجام آزمون بین دو الگو، الگوی مناسب‌تر برای صنعت بانک‌داری ایران انتخاب می‌شود.

در الگوی (۱)، جزء ناکارآمدی (U_{it}) در طول زمان ثابت در نظر گرفته می‌شود، لذا $\eta = ۰$ بوده و بنابراین جزء ناکارآمدی (U_{it}) برابر با متوسط ناکارایی در واحد مورد بررسی (U_i) خواهد بود. به‌عبارتی، در این الگو علاوه بر قیود مندرج در (۶)، لازم است قید ($\eta = ۰$) نیز به الگو تحمیل شود.

الگوی (۲) با فرض تغییرپذیری اثرات ناکارآمدی در طول زمان برآورد می‌شود. لذا، $\eta \neq ۰$ و جمله‌ی ناکارایی به‌صورت $U_{it} = \{\exp[-\eta(t-T)]\}U_i$ خواهد بود. بنابراین، قید ($\eta = ۰$) در این الگو حذف شده و تنها قیود همگنی و تقارن به الگو تحمیل می‌شود. نتایج برآورد این دو الگو در جدول (۷) ارایه شده است.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۷- نتایج برآورد تابع هزینه‌ی کل در صنعت بانک‌داری ایران[۱]

	الگوی ۱ $(\eta=0 \Rightarrow U_{it}=U_i)$		الگوی ۲ $\eta\neq0 \Rightarrow U_{it}=U_i \exp(t-T)$	
متغیر	ضریب	P value	ضریب	P value
عرض از مبدأ	۰,۷۵	۰,۰۰۳	۰,۰۰۱۴	۰,۹۰۲
حجم تسهیلات (Lnq_1)	۰,۵۰	۰,۰۰۵	۰,۴۷	۰,۰۵۳
حجم سرمایه‌گذاری (Lnq_2)	۰,۰۶۸	۰,۰۰	۰,۳۲	۰,۰۰۱
سرانه‌ی هزینه‌ی پرسنلی (Lnpl)	۰,۱۹	۰,۸۶۴	۰,۱۲	۰,۷۴۲
سرانه‌ی هزینه‌های اداری (Lnpk)	۰,۷۳	۰,۵۸۲	۰,۲۰۵	۰,۵۴۲
سرانه‌ی هزینه‌ی سپرده‌ها (Lnpd)	۰,۰۵۵	۰,۰۰۴	۰,۶۷	۰,۰۰۴
متغیر روند (t)	۰,۷۵	۰,۰۰۳	-۱,۹۹	۰,۰۱۳
Lnq_1^2	۰,۰۴۵	۰,۳۹۶	۰,۱۳	۰,۰۶۴
$Lnpl^2$	۰,۱۵	۰,۰۰	۰,۳۲	۰,۰۲۶
$Lnpk^2$	۰,۰۰۴	۰,۰۰	۰,۰۷۷	۰,۰۲۶
$Lnpd^2$	۰,۰۰۲	۰,۹۷	-۰,۳۸	۰,۵۱۳
Lnq_2^2	۰,۱۵۷	۰,۱۲۸	۰,۲۱	۰,۰۰۰
t^2	۰,۰۸	۰,۱۸۵	-۰,۰۰۱	۰,۸۳۳
$(Lnq_2)(Lnq_1)$	۰,۰۸۰	۰,۳۴	-۰,۱۳	۰,۰۰۰
$(Lnq_1)(LnP_l)$	۰,۱۴۹	۰,۸۶	-۰,۱۸	۰,۰۴۹
$(Lnq_1)(LnP_k)$	-۰,۰۱۲	۰,۰۳۹	۰,۲۰	۰,۰۰۴
$(Lnq_1)(LnP_d)$	-۰,۰۲۲	۰,۰۰	۰,۱۸	۰,۰۴۰
$(Lnq_1)(t)$	-۰,۱۴۹	۰,۱۷۷	-۰,۰۹	۰,۳۷۰
$(LnP_l)(LnP_k)$	-۰,۱۳۷	۰,۰۰۴	-۰,۰۲	۰,۷۱۵
$(LnP_l)(LnP_d)$	۰,۱۲۲	۰,۰۰	۰,۰۷	۰,۲۴۰

۱- برآورد تابع هزینه‌ی مرزی با استفاده از نرم‌افزار stata,10 انجام شده است.

Archive of SID

www.SID.ir

		الگوی ۱ ($\eta=0 \Rightarrow U_{it}=U_i$)		الگوی ۲ $\eta\neq 0 \Rightarrow U_{it}=U_i \exp(t-T)$	
$(LnP_l)(t)$		۰,۰۱۴۲	۰,۲۳۵	-۰,۰۲	۰,۸۲۰
$(LnP_k)(LnP_d)$		-۰,۰۱۱	۰,۱۵۲	-۰,۱۰	۰,۰۷۴
$(LnP_k)(t)$		-۰,۲۳۷	۰,۳۸۹	-۰,۰۲	۰,۰۱۸
$(LnP_d)(t)$		۰,۰۷۴	۰,۰۰۵	۰,۰۲	۰,۰۱۸
$(Lnq_2)(LnP_l)$		۰,۰۷۸	۰,۰۰۲	۰,۰۸	۰,۲۵۴
$(Lnq_2)(LnP_k)$		۰,۰۱۲۷	۰,۰۰	۰,۱۰	۰,۰۰۰
$(Lnq_2)(LnP_d)$		-۰,۰۳۳	۰,۱۸۵	۰,۰۶	۰,۰۰۲
$(Lnq_2)(t)$		۰,۰۸۲۸	۰,۰۲	۰,۰۰۳	۰,۴۲۹
پارامترهای توزیع	μ_1	۱,۰۶	۰,۰۰۲	۰,۸۵	۰,۰۰۱
	η	مقید به ۰ $\eta=0$		۰,۰۵	۰,۰۰
	γ	۰,۹۶	۰,۰۰	۰,۹۵	۰,۰۰
	σ_u^2	۰,۵۴		۰,۳۲	
	σ_v^2	۰,۰۱		۰,۰۱۵	
Log Likelihood		۲۰,۰۱		۱۶۰,۴۴	

مأخذ: محاسبات پژوهش حاضر

در انتخاب میان دو الگو (یا به‌عبارتی تعیین رفتار اثرات ناکارآمدی)، از آزمون نسبت درست‌نمایی[1] به‌صورت (۹) استفاده می‌شود:

$$LR = -2\{\ln L(H_0) - \ln L(H_a)\} \approx \chi^2_{\alpha,df_1-df_2} \qquad \begin{cases} H_0: \eta = 0 \\ H_a: \eta \neq 0 \end{cases} \qquad (9)$$

$$= -2\ln\left(\frac{20.01}{160.44}\right) = 4.16, \chi^2_{.05,1} = 3.84$$

طبق آزمون، فرضیه‌ی صفر ($\eta=0$) رد می‌شود. لذا، الگوی دوم به عنوان الگوی مناسب از نظر رفتار اثرات ناکارایی در طول زمان انتخاب می‌شود. با توجه به نتایج الگوی دوم، ارقام کارایی به‌صورت جدول (۸) و نمودارهای (۲) و (۳) به‌دست می‌آید.

1- Likelihood Ratio Test.

Archive of SID

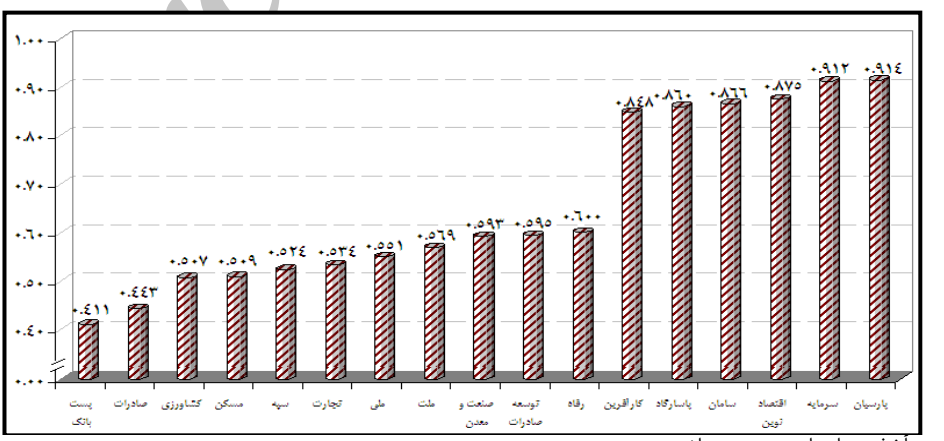
www.SID.ir

جدول ۸- برآورد درجه‌ی کارایی بانک‌های فعال در صنعت بانک‌داری به تفکیک دولتی و خصوصی (۱۳۷۵-۸۷)

	۱۳۷۵	۱۳۷۶	۱۳۷۷	۱۳۷۸	۱۳۷۹	۱۳۸۰	۱۳۸۱	۱۳۸۲	۱۳۸۳	۱۳۸۴	۱۳۸۵	۱۳۸۶	۱۳۸۷
کشاورزی	۰,۴۳۹	۰,۴۳۵	۰,۴۴۸	۰,۴۵۴	۰,۴۷۵	۰,۴۸۴	۰,۵۰۸	۰,۵۴۷	۰,۵۴۹	۰,۵۴۸	۰,۵۶۷	۰,۵۷۳	۰,۵۶۶
صنعت و معدن	۰,۶۱۴	۰,۵۹۷	۰,۶۱۷	۰,۶۰۴	۰,۵۷۹	۰,۵۸۱	۰,۴۷۸	۰,۵۶۱	۰,۶۰۵	۰,۶۲۳	۰,۶۲۸	۰,۶۲۶	۰,۵۹۲
توسعه صادرات	۰,۴۷۲	۰,۴۷۰	۰,۴۹۳	۰,۵۵۰	۰,۵۹۵	۰,۶۲۱	۰,۶۱۸	۰,۶۴۲	۰,۶۴۳	۰,۶۶۰	۰,۶۵۲	۰,۶۵۸	۰,۶۵۸
مسکن	۰,۴۶۳	۰,۴۰۱	۰,۴۳۴	۰,۴۴۵	۰,۴۸۴	۰,۴۷۵	۰,۵۲۶	۰,۵۵۰	۰,۵۵۵	۰,۵۶۶	۰,۵۷۲	۰,۵۷۲	۰,۵۷۸
سپه	۰,۵۰۱	۰,۴۹۸	۰,۵۰۴	۰,۵۰۷	۰,۵۳۰	۰,۵۲۹	۰,۵۴۸	۰,۵۱۴	۰,۵۹	۰,۵۵۲	۰,۵۴۴	۰,۵۳۸	۰,۵۱۴
تجارت	۰,۴۳۵	۰,۵۱۳	۰,۵۱۲	۰,۵۲۳	۰,۵۳۱	۰,۵۴۶	۰,۵۵۵	۰,۵۵۸	۰,۵۶۲	۰,۵۴۹	۰,۵۵۷	۰,۵۴۳	۰,۵۵۳
صادرات	۰,۴۶۲	۰,۴۶۱	۰,۳۹۷	۰,۴۱۴	۰,۴۲۶	۰,۴۴۳	۰,۴۵۸	۰,۴۵۵	۰,۴۴۹	۰,۴۵۱	۰,۴۴۵	۰,۴۵۱	۰,۴۴۵
ملی	۰,۵۵۱	۰,۵۴۳	۰,۵۲۷	۰,۵۳۱	۰,۵۴۱	۰,۵۴۷	۰,۵۴۸	۰,۵۵۳	۰,۵۳۶	۰,۵۶۹	۰,۵۶۳	۰,۵۸۷	۰,۵۶۳
رفاه	۰,۵۳۸	۰,۵۴۸	۰,۵۳۹	۰,۵۵۷	۰,۶۰۴	۰,۶۲۴	۰,۶۲۱	۰,۶۱۲	۰,۶۱۵	۰,۶۴۴	۰,۶۳۶	۰,۶۲۳	۰,۶۴۲
ملت	۰,۵۴۳	۰,۵۴۳	۰,۵۴۳	۰,۵۵۰	۰,۵۷۱	۰,۵۸۰	۰,۵۸۱	۰,۵۷۵	۰,۵۸۳	۰,۵۸۷	۰,۵۸۵	۰,۵۷۷	۰,۵۸۰
سامان	–	–	–	–	–	۰,۷۵۳	۰,۷۷۴	۰,۸۲۵	۰,۸۷۸	۰,۹۱۸	۰,۹۲۴	۰,۹۲۷	۰,۹۲۸
پارسیان	–	–	–	–	–	۰,۷۸۳	۰,۸۵۸	۰,۹۱۵	۰,۹۲۱	۰,۹۵۱	۰,۹۶۲	۰,۹۷۱	۰,۹۵۲
اقتصاد نوین	–	–	–	–	–	۰,۷۳۲	۰,۷۹۷	۰,۸۵۱	۰,۸۹۴	۰,۹۲۲	۰,۹۲۳	۰,۹۳۶	۰,۹۴۴
پست بانک	–	–	–	–	–	–	–	۰,۴۳۸	۰,۳۶۰	۰,۴۱۸	۰,۴۰۶	۰,۴۲۳	۰,۴۲۰
کارآفرین	–	–	–	–	–	–	–	۰,۷۴۷	۰,۷۹۱	۰,۸۴۱	۰,۸۸۰	۰,۹۱۱	۰,۹۱۴
پاسارگاد	–	–	–	–	–	–	–	–	–	۰,۸۰۴	۰,۸۲۴	۰,۸۸۵	۰,۹۲۵
سرمایه	–	–	–	–	–	–	–	–	–	۰,۸۶۹	۰,۹۰۱	۰,۹۳۲	۰,۹۴۷

مأخذ: محاسبات پژوهش حاضر

طبق جدول، ارقام کارایی و روند تغییرات آن در بانک‌های تجاری غیردولتی، تجاری دولتی و تخصصی دولتی، در طول زمان به‌صورت قابل ملاحظه‌ای متفاوت بوده است.

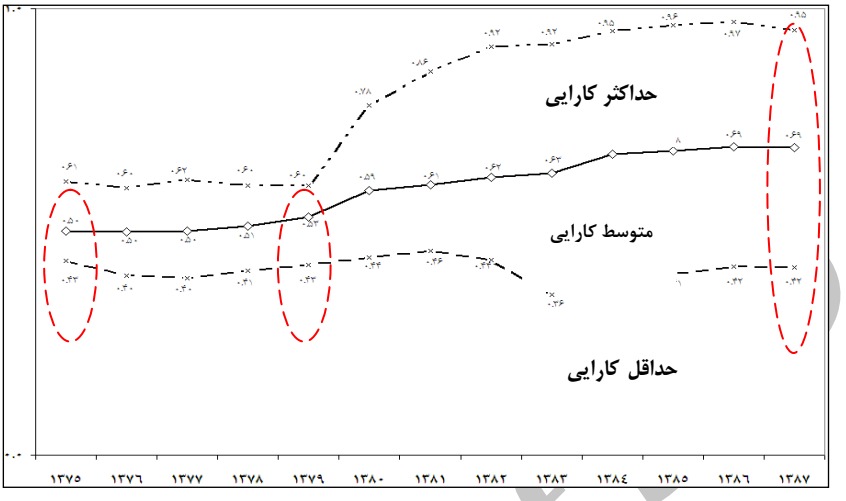


مأخذ: محاسبات پژوهش حاضر

نمودار ۲- بررسی مقایسه‌ای متوسط کارایی در بانک‌های دولتی و خصوصی

Archive of SID

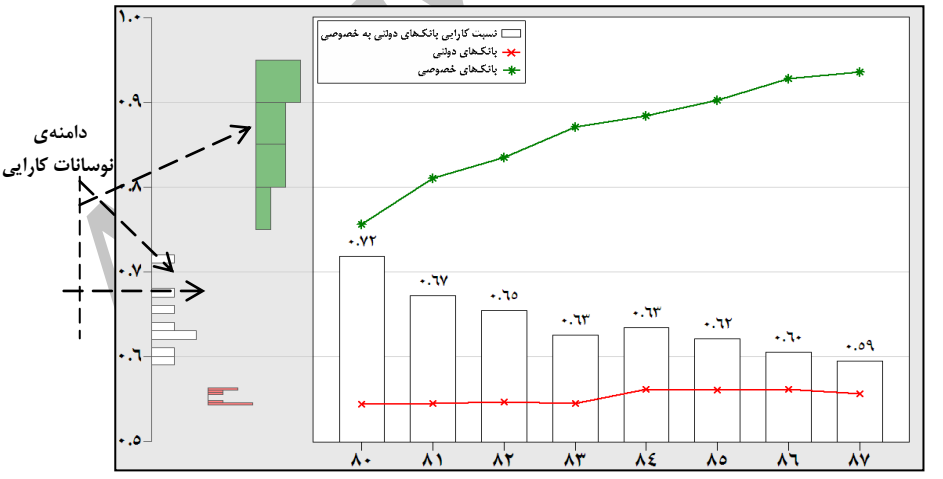
www.SID.ir



مأخذ: محاسبات پژوهش حاضر

نمودار ۳- بررسی مقایسه‌ای حداقل، حداکثر و متوسط کارایی در صنعت بانک‌داری ایران (۸۷-۱۳۷۵)

طبق نمودار، نوسان کارایی صنعت بانک‌داری ایران طی سال‌های ۱۳۷۵ تا ۱۳۷۹ - به‌تفکیک بانک‌های فعال - در دامنه‌ی کوچکی (۴۰ تا ۶۲ درصد) بوده است.



مأخذ: محاسبات پژوهش حاضر

نمودار ۴- بررسی مقایسه‌ای متوسط کارایی به تفکیک بانک‌های دولتی و غیردولتی طی دوره‌ی (۸۷-۱۳۸۰)

www.SID.ir

این در حالی است که از سال ۱۳۸۰ و هم‌زمان با ورود بانک‌های غیردولتی دامنه‌ی نوسانات کارایی به‌سرعت بزرگ و بزرگ‌تر شده و به دنبال آن متوسط کارایی در صنعت بانک‌داری ایران نیز افزایش یافته است. هرچند، افزایش متوسط کارایی در این صنعت متناسب با رشد کارایی در بانک‌های غیردولتی نبوده است، که علت آن رقم پایین کارایی در بانک‌های دولتی در مقایسه با بانک‌های غیردولتی طی دهه‌ی هشتاد می‌باشد. در حقیقت، ورود بانک‌های غیردولتی از دهه‌ی هشتاد زمینه‌ساز افزایش رقابت هزینه‌ای در صنعت بانک‌داری ایران و گسترش دامنه‌ی نوسان کارایی در این صنعت بوده است، اما نحوه‌ی تأثیر افزایش رقابت بر عملکرد بانک‌های دولتی و غیردولتی مستلزم انجام تحلیل‌های دقیق‌تر می‌باشد که در نمودار (۴) نمایش داده شده است.

هم‌چنین، طبق نمودار (۴) متوسط کارایی بانک‌های خصوصی طی سال‌های ۸۷-۱۳۸۰ همواره فزاینده بوده، حال آن‌که، روند افزایش کارایی در بانک‌های دولتی از سال ۱۳۸۳ بیش‌تر مشهود است. این مسأله می‌تواند ناشی از افزایش تعداد بانک‌های غیردولتی در صنعت بانک‌داری و افزایش رقابت میان این بانک‌ها و بانک‌های دولتی باشد. البته، با وجود بهبود کارایی در بانک‌های دولتی به نسبت بانک‌های غیردولتی، نسبت کارایی این دو گروه از بانک‌ها در طول زمان کاهنده بوده است. در نتیجه، مقدار این نسبت از ۰,۷۲ در سال ۱۳۸۰ به ۰,۵۹ در سال ۱۳۸۷ کاهش یافته است که علت اصلی آن روند شتابنده‌ی رشد کارایی در بانک‌های غیردولتی به نسبت بانک‌های دولتی است. این مسأله با مقایسه‌ی دامنه‌ی نوسانات کارایی فلش‌های مشخص شده در نمودار (۴) میان بانک‌های دولتی و غیردولتی به‌خوبی قابل مشاهده است.

۲-۴- تحلیل عوامل تأثیرگذار بر درجه‌ی کارایی بانک‌ها

پس از برآورد درجه‌ی کارایی فنی به تفکیک هر یک از بانک‌ها، می‌توان نسبت به تعیین عوامل مؤثر در این خصوص اقدام کرد. در این خصوص، ابتدا لازم است عوامل مؤثر بر کارایی فنی در بانک‌ها تبیین شود.[۱] این عوامل در چهار گروه دسته‌بندی شده‌اند: ۱- درجه‌ی برخورداری از صرفه‌های مقیاس در تابع هزینه؛ ۲- درجه‌ی

۱- در این زمینه لازم است از جزء ناکارایی ایجاد شده در قسمت قبل استفاده و نتایج نهایی به‌صورت معکوس تحلیل شود.

Archive of SID

www.SID.ir

برخورداری از فناوری اطلاعات؛ ۳- کیفیت دارایی‌ها؛ ۴- مخاطرات همراه با فعالیت‌های بانک.

- در رابطه با امکان برخورداری از صرفه‌های مقیاس در بانک باید به *اندازه‌ی بانک* پرداخته شود. در این ارتباط، از متغیر حجم *دارایی کل* (حقیقی) به‌عنوان مبنای ارزیابی اندازه‌ی بانک استفاده شده است. این متغیر شامل موجودی نقد بانک، حجم تسهیلات اعطایی، سرمایه‌گذاری‌ها و مشارکت‌ها، دارایی‌های ثابت و سایر دارایی‌ها بوده و به‌طور کامل نشان‌دهنده‌ی جامع مبین قدرت گسترش خدمات از سوی بانک است. در حقیقت، انتظار می‌رود، بانک‌های بزرگ‌تر به‌سبب برخورداری از قدرت عمل بالاتر در فعالیت‌های مالی، امکان بیش‌تری در برخورداری از منافع ناشی از گسترش مقیاس و بهبود کارایی داشته باشند.

- در ارتباط با قابلیت‌های برخورداری از فناوری در ارایه‌ی خدمات (یا به‌عبارتی، امکان انتقال تابع هزینه‌ی بانک به سمت پایین در نتیجه‌ی پوشش اتوماسیون)، به دامنه و فضای اصلی انتقال الکترونیکی وجوه و گسترش بانک‌داری الکترونیکی توجه شده است و براساس آن از متغیر مجازی اتصال به شبکه‌ی شتاب (سال‌های عضویت در شبکه =۱ و سال های عدم عضویت =۰) استفاده شده است. انتظار می‌رود در سال‌هایی که اتصال به شبکه‌ی شتاب انجام گرفته است، به‌سبب کاهش هزینه‌های تراکنش فیزیکی در بانک، سطح کارایی فنی در بانک افزایش یافته باشد.

- در رابطه با هزینه‌های همراه با کیفیت دارایی‌ها که در نتیجه‌ی نکول شدن مطالبات به بانک تحمیل و سبب ایجاد ناکارآمدی در عملکرد بانک می‌شود از متغیر نسبت مطالبات معوق (NPL)[1] در کل تسهیلات استفاده شده است. در حقیقت، هر قدر حجم مطالبات معوق بالاتر باشد، بانک بیش‌تر مجبور به ذخیره‌گیری می‌شود و خطر نقدینگی مقابل آن نیز بیش‌تر خواهد بود، لذا، این بخش از دارایی‌های بانک با وجود برخورداری از ماهیت دارایی، سبب افزایش مخاطره مقابل بانک شده و بنابراین بی‌کیفیت است.

- به‌منظور درج اثر مخاطرات همراه با فعالیت‌های بانک از نسبت تسهیلات در قالب عقود مبادله‌ای (عقود با بازدهی ثابت) به عقود مشارکتی (عقود با بازدهی متغیر) استفاده شده است. در حقیقت، عقود مشارکتی به دلیل عدم مشخص بودن نرخ‌های

1- Non-Performing Loans.

Archive of SID

www.SID.ir

سود و مشارکت بانک در سود و زیان متقاضی به نسبت وام‌های مبادله‌ای با مخاطره‌ی بالاتر مواجه هستند و به این دلیل نسبت این دو نوع وام می‌تواند مبین ریسک همراه با فعالیت‌های بانک باشد. هر قدر این نسبت بزرگ‌تر باشد، حجم وام‌های کم مخاطره در کل وام‌های اعطایی از سوی بانک بیش‌تر و سطح کارایی بالاتر خواهد بود.

در نهایت، باید به این نکته توجه داشت که اگرچه به‌کارگیری متغیرهای فوق در الگو، تاحد زیادی می‌تواند در توجیه تغییرپذیری کارایی فنی در بانک‌ها مؤثر باشد، بدون توجه به نوع مالکیت (دولتی یا غیردولتی) و نوع فعالیت (تجاری یا تخصصی) بانک‌های مورد بررسی تحلیل‌ها ناقص خواهد بود. به‌عبارتی، در این قسمت لازم است تأثیر متغیرها در حالی اندازه‌گیری شود که نسبت به جنس فعالیت بانک و هم‌چنین نوع مالکیت آن توجه شود. لذا ابتدا لازم است بانک‌ها در سه گروه مجزا (به‌صورت (تجاری غیردولتی، تجاری دولتی، تخصصی دولتی) تقسیم‌بندی شوند و سپس با لحاظ طبقه‌ای که هر بانک به آن تعلق دارد، نسبت به تعیین اثر متغیرهای الگو بر عملکرد هر بانک اقدام کرد. با این توصیف الگوی مورد استفاده از شکل اثرات خطی به *اثرات چندسطحی*[1] تبدیل می‌شود؛ بدین‌طریق که، در سطح اول تحلیل، متغیرهای اثرگذار (اندازه‌ی بانک، پوشش اتوماسیون، کیفیت دارایی‌ها، ریسک همراه با فعالیت‌های بانک) وارد می‌شود و در سطح بالاتر (سطح دوم)، جنس فعالیت بانک با لحاظ نوع مالکیت مورد نظر قرار می‌گیرد.[2] به این ترتیب، نتایج برآوردها حاوی جمع اثرات مستقیم ناشی از متغیرهای توضیحی و آثار غیرمستقیم لایه‌ی دوم خواهد بود. در این ارتباط، می‌توان رابطه‌ی (۱۰) را به‌عنوان الگوی مورد استفاده در نظر گرفت.

1- Multi-level Effects Model.

۲- مدل‌های مختلط/چندسطحی، مدل‌هایی هستند که در آن‌ها امکان ورود هر دو نوع اثرات ثابت و تصادفی در سطوح (لایه‌های) مختلف وجود دارد و هنگامی مورد استفاده قرار می‌گیرد که تعیین اثر متغیرهای توضیحی در بیش از یک سطح باید انجام شود. به‌عبارتی، نتایج الگو تحت تأثیر برخی مؤلفه‌ها قرار دارد که در سطحی بالاتر (با ماهیت ساختاری) نسبت به متغیرهای الگو هستند. در تشریح این الگو و اهمیت آن می‌توان از یک مثال استفاده کرد. فرض کنید در یک طرح تحقیقاتی، هدف تحلیل عوامل مؤثر بر وضعیت تحصیلی دانش‌آموزان (نمره‌ی امتحانی) یک مقطع خاص باشد. در این ارتباط، ضروری است در کنار سایر متغیرها حتما به این‌که دانش‌آموزان در کدام مدرسه تحصیل می‌کنند، توجه شود. از آن‌جاکه کلاس‌های درس زیرمجموعه‌ی مدارس به شمار می‌روند، پس با توجه به نوع مدرسه، الگو دو سطحی می‌شود. به‌عبارتی، در سطح اول (سطح کلاس)، متغیرهای مستقیم اثرگذار مانند ساعات تدریس، سال‌های تجربه مدرسان، ... وارد می‌شود و در سطح دوم (سطح مدرسه) اثرات ناشی از نوع مدرسه مانند دولتی، نمونه‌ی مردمی و غیرانتفاعی در نظر گرفته می‌شود. با این روش، برآوردهای به‌دست آمده از پارامترهای الگو، با لحاظ اثرات ناشی از سطح دوم، به‌دست خواهد آمد.

Archive of SID

www.SID.ir

$$I_{ijt} = W_{it} + X_{ijt}\delta_i + Z^{(1)}_{ijt}u^{(1)}_{it} + Z^{(2)}_{ijt}u^{(2)}_{ijt} + E_{ij} \forall : i = 1,...,M \quad j = 1,...,M_i \qquad (10)$$

$$Z^{(i)} = \begin{bmatrix} z_1 & 0 & ... & 0 \\ 0 & z_2 & ... & 0 \\ & & ... & \\ 0 & 0 & ... & z_M \end{bmatrix}$$

$$u^{(1)} \approx N(0, \sum_1); \quad u^{(2)}_i \approx (0, \sum_2); \quad E \approx N(0, \sigma^2_E I)$$

که در آن در I_{it} جزء ناکارایی تصادفی است که در قبل به‌صورت U_{it} محاسبه شده است.[1] هم‌چنین، X_{ijt} بردار متغیرهای توضیحی انفرادی است. الگو با افزودن $Z^{(1)}_{ij}u^{(1)}_{it} + Z^{(2)}_{ijt}u^{(2)}_{ijt}$ به‌صورت چندسطحی تبدیل شده است. به‌طور دقیق‌تر، $Z^{(1)}_{ij}$ (ماتریس اثرات تصادفی) یک ماتریس $n_{ij} \times q_1$ دربردارنده‌ی اثرات تصادفی متغیرهای سطح اول ($u^{(1)}_i$) و $Z^{(2)}_{ij}$ یک ماتریس $n_{ij} \times q_2$ دربردارنده‌ی اثرات تصادفی سطح دوم ($u^{(2)}_{ij}$) است. در تشریح دقیق‌تر اثرات تصادفی سطح دوم در این الگو باید گفت که بانک‌های فعال در ایران برحسب آن‌که تحت مالکیت دولت یا بخش غیردولتی باشند از حمایت‌های ترجیحی بانک مرکزی برخوردارند. هم‌چنین این گروه از بانک‌ها، قیود مختلفی مقابل خود دارند که از جمله مهم‌ترین این قیود تسهیلات قانونی (تکلیفی) است که سالیان متعدد بانک‌های دولتی (به‌ویژه بانک‌های تخصصی) ملزم به پرداخت بوده‌اند. به‌عبارتی، درجه‌ی حمایت‌های ترجیحی بانک مرکزی و شدت قیود تنظیمی مقابل بانک‌ها (به‌ویژه تسهیلات قانونی) براساس آن‌که بانک‌ها دولتی/غیردولتی، هم‌چنین تجاری/ تخصصی باشند، متفاوت بوده و قطعا کارایی عملکرد آن‌ها را تحت تأثیر قرار می‌دهد. لذا، در مطالعه‌ی حاضر، سطح دوم تحلیل با جنس فعالیت و نوع مالکیت بانک‌ها مشخص می‌شود. هم‌چنین، به‌منظور کمی کردن اثر تفاوت ساختار، از «میزان تسهیلات قانونی» به عنوان عامل توضیح‌دهنده‌ی ساختاری، بهره‌گیری می‌شود.[2] با این توصیف، متغیر «سهم تسهیلات قانونی در کل تسهیلات»، در بخش اثرات تصادفی سطح دوم تحلیل وارد می‌شود. الگوریتم مورد استفاده در برآورد این الگو،

۱- در تشریح دقیق‌تر رابطه‌ی (۱۰)، باید توجه داشت که I_{it} طبق آن‌چه که بیتیس و کولی (۱۹۹۵) نشان داده‌اند دارای توزیع نرمال بریده شده در نقطه‌ی (W_{it}) به صورت $N(X_{it}\delta, \sigma^2)$ است. لذا، متغیر تصادفی w_{it} در الگو اضافه می‌شود و نشان دهنده‌ی نقطه‌ی بریده شدن تابع توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس σ^2 است؛ به‌طوری‌که، $w_{it} \geq -x_{it}\delta$ باشد.

۲- اگر امکان کمی کردن «حمایت‌های ترجیحی بانک مرکزی در رابطه با بانک‌های دولتی» وجود داشت، قطعا تحلیل‌ها دقیق‌تر می‌شد. اما از آن‌جاکه این امکان وجود نداشت، تنها «نسبت تسهیلات قانونی در کل تسهیلات» در رابطه با تعیین درجه‌ی قیود تنظیمی مقابل بانک‌ها در الگو وارد شد.

Archive of SID

www.SID.ir

به‌صورت حداکثر درست‌نمایی مقید (REML)[1] قرار دارد. در این الگو، ابتدا ماتریس K به‌صورت $K'X = O$ تشکیل می‌شود. سپس:

$$K'I = K'(X\delta + Z^{(1)}u^{(1)} + Z^{(2)}u^{(2)} + E) = K'E \approx N|o, K'VK| \qquad (11)$$

و با استفاده از $K'I$ می‌توان پارامترهای V را برآورد کرد. هنگامی‌که V به‌صورت $\hat{V}_{REML}$ برآورد شد، می‌توان بردار $\hat{\delta}$ را به صورت (۱۲) برآورد کرد:

$$\hat{\delta}_{REML} = (X^t \hat{V}^{-1}_{REML} X)^{-1}(X^t \hat{V}^{-1}_{REML} Y) \qquad (12)$$

استفاده از این برآوردگر از نظر ویژگی‌های آماری، برآوردهای دقیق‌تری نسبت به الگوی غیرمقید درست‌نمایی به‌دست می‌دهد.[2]

۱-۲-۴- شناسایی ویژگی‌های متغیرها؛ آزمون‌های تشخیصی

همانند قسمت ۱-۴، لازم است پیش از انجام برآورد ابتدا نسبت به پایایی متغیرها و قابلیت تجمیع آن‌ها در یک الگو اطمینان حاصل شود. لذا، ابتدا آزمون پایایی داده‌های تابلویی با استفاده از روش ایم، پسران و شین در خصوص داده‌ها انجام شده است که نتایج آن در جدول (۹) ارایه می‌شود.

جدول ۹- نتایج آزمون پایایی در سطح متغیرها با استفاده از روش ایم، پسران و شین

متغیر	سطح متغیرها				تفاضل مرتبه‌ی اول			
	باعرض ازمبدأ		باعرض ازمبدأ و روند		باعرض ازمبدأ		باعرض ازمبدأ و روند	
	آماره‌ی	احتمال	آماره‌ی	احتمال	آماره‌ی	احتمال	آماره‌ی	احتمال
نسبت تسهیلات معوق به کل تسهیلات	۳,۱۷	۰,۹۹	۱,۱۰۶	۰,۸۶	-۴,۱۷	۰,۰۰	–	–
نسبت تسهیلات در قالب عقود مبادله‌ای به عقود شارکتی	-۰,۲۱	۰,۴۱	۱,۲۱	۰,۸۸	-۴,۳۷	۰,۰۰	–	–
جزء ناکارایی فنی	۹,۷	۰,۹۹	۲,۱۹	۰,۹۸	-۱,۳۶	۰,۰۸	-۳,۱۸	۰,۰۰۱
حجم دارایی کل (حقیقی)	۱,۰۴	۰,۸۵	۰,۰۱	۰,۵۰۷	-۴,۴۹	۰,۰۰	–	–

مأخذ: محاسبات پژوهش حاضر (داده‌های ردیف ۱، ۲ و ۴ مستخرج از گزارش عملکرد به تفکیک هر بانک)

1- Restricted Maximum Likelihood.

این برآوردگر گاها با عنوان برآوردگر پسماند حداکثر درست‌نمایی (Residual Maximum Likelihood) نیز خوانده می‌شود. علت نیز آن است که در این روش هم‌بستگی میان جملات اخلال در برآوردها مورد نظر قرار می‌گیرد و از این طریق برآوردهای دقیق‌تری به‌دست می‌دهد. برای اطلاعات بیش‌تر مراجعه شود به:

Goldstein, Harvey (1999). "Multilevel Statistical Models". London: Institute of Education, Multilevel Models Project. 1st ed.

2- Diggle (1993), P. 717.

Archive of SID

www.SID.ir

طبق جدول، تمامی متغیرها در سطح ناپایا بوده و با یک مرتبه تفاضل‌گیری، پایا می‌شوند. البته، از آن‌جاکه در صورت ناایستایی متغیرهای مدل، احتمال ایجاد رگرسیون ساختگی وجود دارد، برای اجتناب از وضعیت‌های رگرسیون ساختگی، آزمون هم‌جمعی پنل پدرونی[1] به عنوان یک پیش آزمون قابل استفاده است. به این ترتیب، تنها در شرایط هم‌جمعی متغیرها می‌توان به نتایج اعتماد کرد، لذا، با توجه به توزیع هم‌زمان نرمال این دو توزیع، نتایج آزمون در سطح معنی‌داری ۵ درصد در جدول (۱۰) ارایه شده است.

جدول ۱۰- نتایج آزمون هم‌جمعی پنل پدرونی در خصوص متغیرهای الگو

	آماره	احتمال		آماره	احتمال
ADF **تابلویی**	۱,۶۴	۰,۰۴۹	***ADF**** **گروه‌ها**	۰,۱۰۵	۰,۴۵

مأخذ: محاسبات پژوهش حاضر

طبق جدول، فرضیه‌ی صفر مبنی بر عدم وجود هم‌گرایی میان متغیرهای فوق رد می‌شود، لذا، با حصول اطمینان از امکان هم‌گرا شدن متغیرها در قالب یک الگوی بلندمدت، می‌توان به انجام برآورد در مورد عوامل مؤثر بر ناکارایی فنی بانک‌ها، پرداخت.

۲-۲-۴- نتایج برآورد

پیش از انجام برآورد و تحلیل نتایج آن، لازم است ابتدا قابلیت ترکیب داده‌ها در قالب یک الگوی پنل در برابر الگوی داده‌های ادغامی آزمون شود. این مسأله به‌صورت مندرج در قبل از طریق آزمونF لیمر قابل انجام است. نتایج آزمون در جدول (۱۱) ارایه شده است.

جدول ۱۱- آزمون وجود اثرات تصادفی در برابر داده‌های ترکیبی (آزمون لیمر)

آزمون اثرات	آماره	احتمال
آماره‌ی F	۵۰,۲۴	۰,۰۰

مأخذ: محاسبات پژوهش حاضر

طبق نتایج جدول، فرضیه‌ی صفر رد می‌شود و لذا مشخص می‌شود داده‌های مورد استفاده از قابلیت ترکیب در قالب یک الگوی پنل برخوردار می‌باشند، لذا باید الگو در

1- Pedroni Panel Cointegration Test.

Archive of SID

www.SID.ir

قالب پنل برآورد شود. با حصول اطمینان از قابلیت ترکیب داده‌ها در قالب یک الگوی پنل و هم‌گرا شدن متغیرهای الگو در بلندمدت، می‌توان به تحلیل اثرات هر یک از مؤلفه‌ها بر ناکارایی بانک‌ها با استفاده از برآوردگر REML و در قالب یک الگوی اثرات مختلط/ دو سطحی پرداخت. رابطه‌ی (۱۳):

$$I_{ijt} = W_{it} + (RTS)\delta_{1i} + (LBRC)\delta_{2i} + (AUT)\delta_{3i} + (SMOB)\delta_{4i} + Z_{ijt}^{(1)}u_{it}^{(1)} + Z_{ijt}^{(2)}u_{ijt}^{(2)} + E_{ij} \quad (۱۳)$$

که در آن RTS شاخص اندازه‌ی بانک (حجم دارایی کل حقیقی)، LBRC شاخص کیفیت دارایی (نسبت مطالبات معوق و مشکوک‌الوصول به کل مطالبات)، AUT شاخص پوشش اتوماسیون (متغیر مجازی عضویت در شبکه‌ی شتاب) و SMOB مبین سهم تسهیلات در قالب عقود مبادله‌ای به تسهیلات در قالب عقود مشارکتی است. به‌علاوه $i = ۱,\ldots,۱۷$ نشان دهنده‌ی ۱۷ بانک فعال در صنعت بانک‌داری و $j = ۱,\ldots,۳$ نشان دهنده‌ی نوع فعالیت بانک با لحاظ اثر مالکیت (گروه بانک‌های تجاری غیردولتی، گروه بانک‌های تجاری دولتی و گروه بانک‌های تخصصی دولتی) است. در نهایت، همان‌طور که در قبل گفته شد، لازم است علاوه بر تعیین نوع فعالیت/ مالکیت بانک، تأثیر «سهم تسهیلات تکلیفی در کل تسهیلات» (که فراخور جنس فعالیت بانک/ نوع مالکیت بانک‌ها تغییر می‌کند) نیز در الگو دیده شود، لذا با افزودن اثر متغیر «سهم تسهیلات قانونی در کل تسهیلات (REG)» در ماتریس $Z_{ij}^{(۲)}$ (اثرات تصادفی الگو)، تحلیل تفاوت های ناکارایی میان بانک‌ها دقیق‌تر خواهد شد. در این هنگام ماتریس واریانس ـ کواریانس $Z_{ij}^{(۲)}$ به یک ماتریس $(n_{ij} \times ۲)$ تبدیل می‌شود که ستون‌های آن را واریانس و کواریانس متغیر REG و جمله‌ی عرض از مبدأ تشکیل می‌دهد. با این توصیفات، نتایج الگو به‌صورت جدول (۱۲) به‌دست می‌آید.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۱۲- نتایج برآورد عوامل مؤثر بر ناکارایی فنی به تفکیک بانک‌های دولتی و خصوصی (الگوی اثرات مختلط / دوسطحی)

ناکارایی فنی	ضریب	z
اندازه‌ی بانک LRTSR	-۰,۱۱	-۴,۴۹
(اندازه‌ی بانک)^{۲} LRTSR ^{۲}	۰,۰۱۵	۶,۴۸
پوشش اتوماسیون (وصل به شبکه‌ی شتاب) AUT	-۰,۰۷۲	-۸,۵۷
کیفیت دارایی (نسبت مطالبات معوق به کل مطالبات) LBRC	۰,۰۰۸	۱,۶۸
نسبت تسهیلات در قالب عقود مبادله‌ای به عقود مشارکتی SMOB	۰,۰۱	۳,۵۴
عرض از مبدأ	۱,۰۹	۳,۱۸
پارامترهای ضرایب تصادفی	ضریب	انحراف معیار
ماتریس $z_{۲}$ (اختلاف برحسب جنس فعالیت/ نوع مالکیت) انحراف معیار (اثر تسهیلات قانونی) انحراف معیار (جمله عرض از مبدأ)	 ۰,۱۵ ۰,۵۷۴۹	 ۰,۰۷ ۰,۲۹۵۵
ماتریس $z_{۱}$ (اختلاف بر اساس ویژگی‌های فردی هر بانک) انحراف معیار (جمله عرض از مبدأ)	۰,۲۳۸۵	۰,۰۴۵۱
مقدار تابع درست‌نمایی مقید (REML)	۲۹۰,۰۹۴	

مأخذ: محاسبات پژوهش حاضر

پیش از تفسیر نتایج الگو، لازم است ابتدا نسبت به مناسب بودن الگوی چندسطحی در برابر الگوی خطی (الگوهای مرسوم خطی یا یک سطحی) اطمینان حاصل شود. پس، فرضیه‌ی صفر مبنی بر بی‌معنابودن الگوی چندسطحی در برابر الگوی خطی به‌صورت (۱۵) آزمون می‌شود.

$$\begin{cases} H_0 : Z_{ijt}^{(2)} u_{ijt}^{(2)} = 0 & \text{فرضیه‌ی صفر: اثرات ناشی از سطح دوم تحلیل به‌لحاظ آماری بی‌معناست.} \\ H_{a:} : Z_{ijt}^{(2)} u_{ijt}^{(2)} \neq 0 & \text{فرضیه‌ی مقابل: اثرات ناشی از سطح دوم تحلیل به‌لحاظ آماری معنادار است.} \end{cases} \quad (۱۵)$$

$$LR = -2\left\{\ln L(H_0) - \ln L(H_a)\right\} \approx \chi^2_{\alpha,df_1-df_2}$$

$$LR = 598.1, \chi^2_{0.05,3} = 5.86$$

Archive of SID

www.SID.ir

طبق آزمون، فرضیه‌ی صفر مبنی بر بی‌معنا بودن الگوی چندسطحی در برابر الگوی خطی رد می‌شود. لذا، نتایج الگوی چندسطحی در برابر الگوی خطی مناسب‌تر است و نتایج آن به صورت زیر تفسیر می‌شود:

- با افزایش اندازه‌ی بانک (lrtsr = حجم دارایی کل) سطح ناکارایی فنی کاهش می‌یابد (ضریب منفی متغیر lrtsr). البته، این رابطه را نمی‌توان دایمی تلقی کرد، زیرا طبق الگو، ارتباط میان افزایش مقیاس و کاهش ناکارایی فنی ارتباطی غیرخطی (درجه‌ی دو) است، بدین‌معنا که، افزایش مقیاس تا سطح (lrtsr,)، منجر به کاهش ناکارایی شده و از آن سطح به بعد موجب افزایش ناکارایی خواهد بود. به‌طور دقیق‌تر، ضریب lrtsr منفی و ضریب $lrtsr^2$ مثبت است که مبین وجود نقطه‌ی می‌نیمم در تابع $U_{it} = f(lrtsr_{it})$ است. هم‌چنین، شتاب افزایش ناکارایی با افزایش سطح مقیاس از سطح بهینه، مثبت و معنی‌دار و برابر با ۰,۰۳ (=۲×۰.۰۱۵) می‌باشد.

- در ارتباط با قابلیت‌های برخورداری از بانک‌داری الکترونیک در ارایه‌ی خدمات (ebk) به دامنه و فضای اصلی انتقال الکترونیکی وجوه و گسترش بانک‌داری الکترونیکی توجه شده است. نتایج نشان می‌دهد که گسترش سطح پوشش اتوماسیون منجر به کاهش سطح ناکارایی فنی می‌شود. به‌لحاظ نظری کارکردهای اتوماسیون از دو جنبه قابل بررسی هستند: ۱- افزایش سرعت عملیات داخلی و افزایش سرعت تراکنش بین‌بانکی که اثر مستقیم آن کاهش هزینه‌های عملیاتی است و ۲- دسترسی روزآمد مدیران بانک به اطلاعات ترازنامه‌ای و عملکرد بانک با ایجاد فضای شفاف‌تر مقابل مدیران، بر روند تصمیمات اتخاذ شده تأثیر مثبت می‌گذارد.

- در رابطه با هزینه‌های همراه با کیفیت دارایی‌ها (مخاطرات مقابل بانک) که در نتیجه‌ی نکول مطالبات به بانک تحمیل شده و منجر به بروز ناکارآمدی در عملکرد بانک می‌شود، از متغیر نسبت مطالبات معوق (NPL) در کل تسهیلات استفاده شده است. برآوردها نشان می‌دهد که افزایش سهم مطالبات معوق و مشکوک‌الوصول در کل دارایی، ناکارایی فنی در بانک را افزایش می‌دهد. در توضیح بیش‌تر، باید توجه داشت: اولا با افزایش سهم وام در دارایی‌های کل بانک، ریسک ناشی از کاهش نقدینگی در بانک افزایش می‌یابد. ثانیا، افزایش نسبت مطالبات معوق و مشکوک‌الوصول از کل وام‌ها، منجر به افزایش مضاعف ریسک کاهش نقدینگی می‌شود؛ به‌طوری‌که، بانک ناچار است برای مقابله با این ریسک، متناسب با میزان مطالبات، ذخیره‌گیری کند. به‌عبارتی، نه‌تنها بخشی از دارایی‌های بانک از دست رفته محسوب می‌شود، بلکه بخش دیگری از

Archive of SID

www.SID.ir

دارایی نیز می‌بایست به‌عنوان ضربه‌گیر از دایره‌ی عملیات بانک خارج شود. نتیجه‌ی این موارد کاهش توان مالی و تأثیرات نامطلوب ناشی از آن بر اعتبار بانک در اقتصاد است.

- در مورد اثر مخاطرات همراه با فعالیت‌های بانک (smob)، از نسبت تسهیلات در قالب عقود مبادله‌ای (عقود با بازدهی ثابت) به عقود مشارکتی (عقود با بازدهی متغیر) استفاده شده است. نتایج برآوردها نشان می‌دهد هر قدر این نسبت بزرگ‌تر باشد، ناکارایی افزایش می‌یابد. دلایل این امر را می‌توان به ماهیت دستوری و ثبات نرخ سود در عقود مبادله‌ای (با بازدهی ثابت) نسبت داد که طی آن هزینه‌های مربوط به تجمیع منابع مالی مورد نیاز (سهم سود سپردگذاران)، به‌مراتب بیش از عایدی حاصل از محل این نوع وام‌ها (نرخ سود تسهیلات) است.[1]

- در تحلیل اثر متغیرهای ساختار بر تفاوت کارایی میان بانک‌ها مشخص می‌شود که ۵۷ درصد از اختلاف کارایی بانک‌ها در نتیجه‌ی تفاوت‌های حاکم بر ساختار آن‌ها شکل می‌گیرد. به‌عبارتی، اختلاف میان قیود تنظیمی مقابل بانک‌ها متناسب با نوع مالکیت و جنس فعالیت بانک‌ها سبب می‌شود تا بخشی از تفاوت کارایی میان بانک‌ها توضیح داده شود. به‌عبارتی، بانک‌های دولتی با برخورداری از حمایت‌های ترجیحی بانک‌مرکزی، هم‌چنین قیود تنظیمی شدیدتر به نسبت بانک‌های غیردولتی در تصمیمات بهینه‌سازی خود، به‌نسبت بانک‌های غیردولتی ناکاراتر عمل می‌کنند. به‌طور دقیق‌تر، طبق نتایج به‌دست آمده، ۱۵ درصد از اختلاف کارایی میان بانک، از طریق اثرات تصادفی ناشی از اعمال تسهیلات قانونی قابل توضیح است.

۵- جمع‌بندی

این مطالعه به بررسی درجه‌ی کارایی فنی در صنعت بانک‌داری ایران و بررسی عوامل مؤثر بر آن پرداخته است. بررسی نتایج برآوردهای کارایی نشان می‌دهد که متوسط کارایی بانک‌های غیردولتی به نسبت بانک‌های دولتی در سطح پایین‌تری قرار دارد. هرچند، باوجود اختلافات موجود میان سطوح کارایی بانک‌های دولتی و غیردولتی، مجموع عملکرد این دو گروه بانک در طول زمان، روند مثبتی را نشان داده است. این

۱- شواهد مربوط به سال‌های پس از ۱۳۸۵ (گرایش بانک‌ها به سمت عقود مشارکتی پس از کاهش نرخ‌های سود تسهیلات) نیز گواهی بر این مدعی است. در واقع، از این سال سقف نرخ سود تسهیلات در عقود با بازدهی ثابت به‌حدی پایین آمد که بانک‌ها با پذیرش ریسک بالاتر و گرایش به سمت عقود مشارکتی، استفاده مناسب‌تری از منابع تجمیع شده در قالب سپرده‌ها به‌عمل آوردند. چرا که در این صورت توانستند به نسبت هزینه‌های پرداخت شده بابت سپرده‌ها، درآمدهای مناسب‌تری از محل تسهیلات به‌دست آورند.

Archive of SID

www.SID.ir

مسأله به ویژه از سال‌های ۱۳۷۹ به بعد بیش‌تر مشهود است که یکی از دلایل آن را می‌توان در گسترش پوشش اتوماسیون در نظام بانک‌داری و ورود بانک‌های غیردولتی به صنعت بانک‌داری و ایجاد فضای رقابتی‌تر میان این گروه از بانک‌ها و تاحدی بانک‌های دولتی جستجو کرد.

در قسمت دوم این مطالعه، به‌منظور تعیین دقیق‌تر عوامل مؤثر بر کارایی عملکرد بانک‌ها به تعیین مؤلفه‌های مؤثر بر درجه‌ی ناکارایی فنی به‌صورت اندازه‌ی بانک، شاخص کیفیت دارایی، شاخص پوشش اتوماسیون و سهم تسهیلات در قالب عقود مبادله‌ای به تسهیلات در قالب عقود مشارکتی و سپس سنجش آثار هر یک بر عملکرد بانک‌ها با لحاظ تأثیر نوع فعالیت/ مالکیت هر بانک (به‌صورت بانک‌های تجاری غیردولتی، تجاری دولتی و تخصصی دولتی) پرداخته شده است.

نتایج حاصل از برآورد این الگو نشان می‌دهد که کارایی فنی در صنعت بانک‌داری ایران با اندازه‌ی بانک و گسترش سطح پوشش اتوماسیون رابطه‌ی مثبت و با سهم مطالبات معوق و مشکوک‌الوصول رابطه‌ی منفی دارد. هم‌چنین، افزایش نسبت تسهیلات در قالب عقود مبادله‌ای به مشارکتی نیز سبب بروز ناکارایی در بانک می‌شود که به‌صورت مندرج در مطالعه یکی از دلایل آن را می‌توان در ماهیت دستوری و ثابت نرخ سود در عقود مبادله‌ای (با بازدهی ثابت) دانست که به نسبت عایدی که بانک از محل این نوع وام‌ها کسب می‌کند، هزینه‌ی به مراتب بالاتری برای تجمیع منابع مالی مورد نیاز (سهم سود سپرده‌گذاران)، پرداخت می‌کند. هم‌چنین، تفاوت‌های ساختاری حاکم بر بانک‌های مختلف فعال در ایران، بخش بزرگی از اختلاف کارایی آن‌ها را توضیح می‌دهد.

۶- فهرست منابع

۱ - ابریشمی، حمید؛ محسن مهرآرا و مریم آجرلو (۱۳۸۶). "بررسی کارایی هزینه‌ای در نظام بانک‌داری: مطالعه‌ی موردی بانک ملت". فصل‌نامه‌ی پژوهش‌نامه‌ی اقتصادی. شماره‌ی ۲۸. صص ۱۹۷-۱۷۳

۲ - امامی میبدی، علی (۱۳۷۹). "اصول اندازه‌گیری کارایی و بهره‌وری". مؤسسه‌ی مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی. چاپ اول.

Archive of SID

www.SID.ir

۳ - امیری، هادی و مجتبی رییس‌صفری (۱۳۸۶). "بررسی کارایی بانک‌های تجاری در ایران و عوامل نهادی مؤثر بر آن". جستارهای اقتصادی. شماره‌ی ۳. صص ۱۴۲-۹۶

۴ - برهانی، حمید (۱۳۷۷). "سنجش کارایی در بانک‌های تجاری ایران و ارتباط آن با ابعاد سازمانی و مالی" رساله‌ی دکتری اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی ـ واحد علوم و تحقیقات.

۵ - حسینی، سید شمس‌الدین و امیررضا سوری (۱۳۸۵). "برآورد کارایی ایران و عوامل مؤثر بر آن". پژوهش‌نامه‌ی اقتصادی. شماره‌ی ۱۳۲، صص ۱۵۵-۱۲۷

۶ - ختایی، محمود و پژمان عابدی (۱۳۷۹). "تخمین کارایی فنی صنعت بانک‌داری در ایران". فصل‌نامه‌ی پژوهش‌های اقتصادی. شماره‌ی ۶. صص ۸۴-۶۳

۷ - رازینی، ابراهیم‌علی و امیررضا سوری (۱۳۸۸). "تأثیر ادغام، تمرکز و ریسک اعتباری بر کارایی صنعت بانک‌داری ایران". فصل‌نامه‌ی اقتصاد و تجارت نوین. شماره‌ی ۱۱، صص ۱۸۵-۱۵۴

۸ - نفر، نصرت‌اله (۱۳۸۰). "برآورد کارایی فنی نیروی انسانی در صنعت بانک‌داری ایران". فصل‌نامه‌ی پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، شماره‌ی ۱۷، صص ۷۴-۵۱

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

10- Avkiran, N. (1999), "The Evidence on Efficiency Gains: The Role of Mergers and the Benefits to the Public". *Journal of Banking and Finance*, vol. 23, no.7, pp 991- 1013.

11- Baltagi, Badi (2001). *"Econometric Analysis of Panel Data"*. John Wiley & Sons. 2nd ed.

12- Battese, G. E (1998): "Prediction of Firm-Level Technical Efficiencies with a Generalized Frontier Production Function and Panel Data", *Journal of Econometrics*, 38:3, Pp: 57- 62.

13- Battese, G.E. & Coelli. (1995), "A Model for Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Frontier Production Function for Panel Data", *Empirical Economics*, vol. 20, Pp: 325-332.

14- Battese, G. E., and Coelli. (1992), "Frontier Production Functions, Technical Efficiency and Panel Data: With Application to Paddy Farmers in India", *Journal of Productivity Analysis* 3 (1-2), 153-169.

15- Battese, G.E. & Corra, G.S. (1977), "Estimation of a Production Frontier Model: With an Application to the Pastoral Zone of Eastern

Archive of SID

www.SID.ir

Australia", *Australian Journal of Agricultural Economics*, vol. 21, Pp:169-179.
16- Battese, G.E., A. Heshmati and L. Hjalmarsson (2000), "Efficiency of Labour Use in the Swedish Banking Industry: A Stochastic Frontier Approach", *Empirical Economics, Vol* 25, Pp:623-640.
17- Hassan, Sarfaraz and Bashir Ahmad, (2005), "Stochastic Frontier Production Function, Application and Hypothesis Testing", *International Journal of Agriculture & Biology* , vol 7 (3), Pp: 427-430
18- Goldstein, Harvey (1999). "Multilevel Statistical Models". London: *Institute of Education*, Multilevel Models Project. 1st ed.
19- Grabowski, Richard; Nanda Rangan and Rasoul Rezvanian (1994), "The Effect of Deregulation on the Efficiency of U.S. Banking Firms", *Journal of Economics and Business*. No. 46. Pp: 39-45
20- Jondrow, J.lovell, C.A.K, Materov, I.S. and Schmidt, P. (1990)."On the Estimation of Technical inefficiency in the Stochastic Frontier Production Model". *Journal of Econometric. Pp: 221-243*
21- Kaparakiss, E. et al (1994), "Short Run Inefficiency of Commercial Banks: A Flexible Stochastic Frontier", *Journal of Money, Credit and Banking. Vol 26 (4).* Pp*: 875-880*
22- Kirkwood, J. & Nahm, D. (2006), 'Australian banking efficiency and its relation to stock returns', *The Economic Record*, vol. 82, no. 258, pp. 253-267.
23- Mohd Tahir, Izah and Sudin Haron (2008). "Technical Efficiency of the Malaysian Commercial Banks: A Stochastic Frontier Approach". *Banks and Bank Systems.* Vol 3 (4)
24- Molyneux, Philip; Yener Altunbas and Edward Gradener (1996), "Efficiency in European Banking". *John Wiley and Sons*, England, first published.
25- Neal, P. (2004), 'X-Efficiency and Productivity Change in Australian Banking', Australian Economic Papers, vol. 43, no. 2, pp. 174-191.
26- Sathye, M. (2001), 'X-efficiency in Australian banking: An empirical investigation', *Journal of Banking and Finance*, vol. 25, pp. 613–630.
27- Sturm, J. E. & Williams, B. (2004), 'Foreign Bank Entry, Deregulation and Bank Efficiency: Lessons from the Australian Experience', *Journal of Banking and Finance*, vol. 28, pp. 1775-1799.
28- Tahir, Izah Mohd (2009), "Estimating Technical and Scale Efficiency of Malaysian Commercial Banks: A Non-Parametric Approach", *International Review of Business Research Papers*, Vol.5 (1). Pp: 113-123.

Archive of SID

www.SID.ir