ارزیابی کارایی هزینه‌ای در صنعت بانکداری ایران طی سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۸۰

فرهاد خداداد کاشی | khodadad@pnu.ac.ir
دانشیار سازمان مرکزی دانشگاه پیام نور
محمدرضا حاجیان | mr_hajiian81@yahoo.com
کارشناس ارشد اقتصاد- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران (نویسنده مسئول مکاتبات)

دریافت: ۱۳۹۱/۳/۱۶ | پذیرش: ۱۳۹۱/۶/۱۰

چکیده: در این پژوهش، کارایی صنعت بانکداری ایران بین سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۸۰ برآورد می‌شود. برای این منظور از تابع هزینه مرزی تصادفی از نوع ترانسلوگ با نگرش تولیدی برای دو محصول وام و سپرده، استفاده شده است. الگوی مورد استفاده مدل ناکارایی متغیر در زمان بتیس و کولی (۱۹۹۲) و داده‌های مورد استفاده شامل اطلاعات ده بانک دولتی و چهار بانک خصوصی است. نتایج نشان می‌دهد متوسط ناکارایی هزینه‌ای طی دوره مورد بررسی، از (۰/۲۲) در سال ۱۳۸۰ به (۰/۳۷) در سال ۱۳۸۶ افزایش یافته و مقدار ناکارایی بانک‌های خصوصی کمتر از بانک‌های دولتی است.

کلیدواژه‌ها: صنعت بانکداری، بانک خصوصی، بانک دولتی،کارایی هزینه‌ای، تابع هزینه ترانسلوگ، جزء خطا
طبقه‌بندی JEL: D61, E58, E42

فصلنامه علمی - پژوهشی برنامه‌ریزی و بودجه
شاپا (چاپی) ۲۲۵۱-۹۰۹۲ | سال هجدهم | شماره ۱ | بهار ۱۳۹۲ | ص ص ۲۴-۳ | نمایه در ISC

مقدمه

نظام بانکداری ایران پس از انقلاب اسلامی دچار دگرگونی شد، تمامی بانک‌های خصوصی از این بازار کنار گذاشته شدند و بانک‌های دولتی به فعالیت خود ادامه دادند. با گذشت زمان مشخص شد که مدیریت دولت در بخش بانکی نیز مشابه مدیریت دولتی در سایر بخش‌های اقتصادی ایران از کارایی برخوردار نیست. لذا مسئولان نظام به این نتیجه رسیدند که امکان فعالیت را برای بخش خصوصی در بخش بانکی فراهم کنند. براین اساس با شروع فعالیت بخش خصوصی درنظام بانکی از سال ۱۳۸۰ به بعد و هم چنین تصویب سیاست‌های کلی اصل ۴۴ قانون اساسی به منظور افزایش نقش بخش خصوصی در اقتصاد و ارتقا رقابت و کارایی، مطالعه تاثیر این اقدامات برکارایی در بخش بانکی دارای اهمیت می‌شود.

مقاله حاضر درصدد است با استفاده از تابع هزینه مرزی ترانسلوگ[1] و اطلاعات موجود در ترازنامه، صورت سود و زیان و گزارش عملکرد ده بانک دولتی و چهار بانک خصوصی، کارایی نظام بانکی ایران را طی سال‌های (۸۶-۱۳۸۰) اندازه‌گیری کند. منظور از کارایی در این پژوهش، کارایی هزینه‌ای است که تغییر در هزینه بانک مورد نظر نسبت به هزینه بهترین بانک از نظر عملکرد در نمونه است، به شرط آنکه هر دو با متغیرهای برون‌زای مشابه مواجه باشند و محصول یکسانی را تولید کنند. در واقع کارایی هزینه، یک معیار اندازه‌گیری است که عملکرد بانک‌ها را با توجه به هزینه، نسبت به عملکرد بهترین بانک در نمونه مقایسه می‌کند.

مبانی نظری

همان‌گونه که اشاره شد هدف از این مقاله ارزیابی تغییرات کارایی صنعت بانکداری در ایران که بوده در این مطالعه کارایی هزینه‌ای با استفاده از روش مرز تصادفی محاسبه می‌شود.

کارایی واحدهای اقتصادی در قالب دو رویکرد پارامتریک و غیرپارامتریک قابل ارزیابی است. در روش غیرپارامتریک عملکرد هر بنگاه با بهترین عملکرد بنگاه‌های موجود در آن صنعت مقایسه می‌شود. در این روش با استفاده از برنامه‌ریزی خطی و بدون تحمیل فرم تبعی خاص، با استفاده از اتصال نقاط حدی، تابع مرزی تخمین زده می‌شود. این روش در حال حاضر به تحلیل پوششی داده‌ها[2] (*DEA*) معروف است.

1. Translog
2. Data Envelopment Analysis

اساس ارزیابی و تخمین در روش پارامتریک استفاده از مدل‌های اقتصاد سنجی است. فارل[1] (۱۹۵۷) با ارائه روشی مبتنی بر حداقل نمودن نهاده‌های تولیدی و با به کارگیری منحنی‌های تولید یکسان، نسبت به اندازه‌گیری کارایی اقدام کرد. وی برای نخستین بار با انتشار مقاله‌ای تحت عنوان اندازه‌گیری کارایی تولید، نظریات خود را درخصوص اندازه‌گیری کارایی با الهام از کارهای انجام شده توسط دبرو و کوپمنز[2] (۱۹۵۱) ارائه کرد و در قالب یک کار تجربی مسائل مربوط به اندازه‌گیری کارایی را، در بخش کشاورزی کشور آمریکا برای یک مجموعه از واحدهای تولیدی، مورد تجزیه و تحلیل قرار داد. فارل با تعریف مفاهیم توابع تولید مرزی و ارائه ویژگی‌های آن پیشنهاد کرد که در هر صنعت یا فعالیت اقتصادی، عملکرد یک بنگاه با عملکرد بهترین بنگاه‌های موجود در آن مجموعه مورد مقایسه قرار گیرد. وی مفاهیم مربوط به کارایی را، به تفکیک کارایی فنی، کارایی هزینه‌ای (اقتصادی) تعریف، تجزیه و تحلیل کرد. کارایی فنی، نشان دهنده میزان توانایی یک بنگاه در حداکثرسازی تولید با توجه به عوامل تولید معین است. کارایی تخصیصی، نشان دهنده توانایی بنگاه برای استفاده بهینه از عوامل تولید با توجه به قیمت آنهاست، به طوری که هزینه تولید حداقل شود. کارایی هزینه‌ای (اقتصادی) ترکیبی از کارایی فنی و کارایی تخصیصی است (میبدی، ۱۳۷۹).

به‌طور کلی تحولاتی که در چند دهه گذشته در خصوص مفهوم کارایی و شیوه‌های اندازه‌گیری آن انجام شده، عمدتاً مبتنی بر جنبه‌ها و ایده‌هایی بوده که توسط فارل مطرح شده است. روش پیشنهادی فارل برای اندازه‌گیری کارایی، دارای نواقص و محدودیت‌هایی بود که عملاً نتوانست در مطالعات کاربردی و تجربی بعدی مورد استفاده قرار گیرد. برای مثال او عدم کارایی را موضوعی معین در نظر گرفته بود ولی عملاً مقوله‌ای تصادفی است. همچنین در روش او با فرض بازده ثابت نسبت به مقیاس، اگر کارایی فنی بنگاه برمبنای حداقل‌سازی عوامل تولید یا حداکثرسازی محصول محاسبه شود، جواب یکسان خواهد داشت. اما اگر بازده صعودی یا نزولی نسبت به مقیاس وجود داشته باشد، کارایی برمبنای فوق یکسان نخواهد بود.[3] در مطالعات بعدی رویکرد فارل دچار تعدیل و اصلاح شد. مسیر تکامل روش مرزی که با کار فارل آغاز گردید، در ابتدا با مدنظر قرار دادن روش ناپارامتری همراه بوده، سپس با معطوف شدن نظرات به سمت توابع تولید از نوع پارامتری، دنبال شده است. روش‌های

1. Farrel (1957)
2. Debreu and Koopmans (1951)

۳. امامی میبدی، علی، ۱۳۹۰،صفحه ۶۵-۵۷

تحلیل TFA[2]، DFA[1]، تحلیل مرز معین[3] و تحلیل مرز تصادفی (SFA)[4] از انواع روش‌های محاسبه کارایی به روش پارامتری است. تفاوت‌های موجود در شکل تابعی و توزیع جمله خطا باعث تمایز این روش‌ها از یکدیگر خواهد شد. (ایلیوا،۲۰۰۳)[5].

روش توزیع آزاد (DFA) توسط اشمیت و استیکلز[6] (۱۹۸۴) و برگر[7] (۱۹۹۳) توسعه یافت. در این روش یک فرم تبعی مشخص برای مرز هزینه یا سود تصریح شده و فرض می‌شود که جملات خطای تصادفی از توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس معین پیروی می‌کند اما هیچ نوع فرض توزیعی بر جملات خطای یک طرفه (ناکارایی) قرار نمی‌دهد (برگر، هامفری، ۱۹۹۸).[8]

روش تحلیل مرزی پهن (TFA)، فرم تبعی مشخصی را در نظر گرفته اما هیچ توزیعی برای ناکارایی یا خطاهای تصادفی فرض نمی‌کند (مستر،۱۹۹۶).[9]ایگنر و چاو[10](۱۹۶۸) مدل تابع مرزی معین را برای تخمین کارایی معرفی کردند. آنها در مقاله خود دیدگاه جدیدی را در خصوص کارایی مطرح نکرده‌اند و عمدتاً متمرکز بر مفهوم تولید مرزی بوده‌اند. در مدل آنها فرض بر این است که تنها منبع خطا در تابع تولید مرزی عدم کارایی است و تاثیر سایر خطاها و اختلال‌های آماری در نظر گرفته نشده است.

ایگنر، لاول و اشمیت[11] (۱۹۷۷) به اندازه‌گیری عملی کارایی برحسب تعریف فارل و با استفاده از روش تابع تولید مرزی تصادفی پرداخته‌اند. انگیزه ایجاد این مدل از سوی آنان از این ایده نشأت گرفته که انحرافات از تولید مرزی ممکن است تحت کنترل واحدهای تصمیم‌ساز (بنگاه تولیدی) نباشند و باید اثرات آن‌ها نیز تخمین زده شود. در واقع آن‌ها در مقالات خود با معرفی جمله خطای ترکیب شده در مدل‌های پارامتری که یک جزء آن بیانگر عدم کارایی و جزء دیگر آن شامل اختلال‌های تصادفی در مدل هستند، امکان استنتاجات آماری گسترده‌ای را در خصوص تخمین کارایی، همچنین تجزیه و تحلیل موشکافانه‌تری از توابع مرزی را فراهم آوردند.

1. Distribution Free Analysis
2. Thick Frontier Analysis
3. Deterministic
4. Stochastic Frontier Analysis
5. Ilieva (2003)
6. Stickles (1984)
7. Berger
8. Berger and Humphrey (1998)
9. Mester (1996)
10. Aigner and Chu (1968)
11. Aigner ,Lovell and Schmidt (1977)

پیت و لی[1] (۱۹۸۱) در مقاله‌ای کاربرد مدل تابع مرزی تصادفی را با استفاده از داده‌های تلفیقی گسترش دادند. در واقع در این شکل از کاربرد مدل، علاوه بر اندازه‌گیری سطح کارایی فنی بنگاه و مقایسه بین آنان از این نظر، امکان بررسی توأم تغییرات تکنولوژیکی و تغییرات کارایی فنی هر یک از بنگاه‌ها در طول زمان نیز فراهم آمد. در ابتدا در مدل‌های داده‌های تلفیقی فرض بر این بود که اثر کارایی فنی در طول زمان تغییر نمی‌کند. که این فرض برای حالتی که طول دوره زمانی مورد بررسی زیاد می‌شود، چندان منطقی و قابل قبول به نظر نخواهد رسید. بتیس و کولی[2] (۱۹۹۲) در این خصوص مدلی را معرفی کردند که فرض مذکور در آن لحاظ نشده است.

در تکنیک‌های تخمین اولیه برای مدل‌های تابع مرزی تصادفی، تنها به برآورد متوسط کارایی تمام بنگاه‌های مورد بررسی، اکتفا می‌شد و مشخص نبود که آیا عملکرد مشاهده شده یک بنگاه خاص در مقایسه با مرز تولید (هزینه)، ناشی از عدم کارایی است یا به علت تغییرات تصادفی و این مسئله به عنوان ضعف اصلی روش مرزی تصادفی مطرح بود. ژاندرو[3]، لاول و اشمیت (۱۹۸۲) با ارائه راه‌حل ابتکاری این مساله را مورد بررسی قرار داده، اندازه‌گیری مجزای کارایی هر یک از بنگاه‌ها را عملی کردند، از این نظر تحولی در محاسبه کارایی و تخمین توابع مرزی به وجود آوردند. آنها با در نظر گرفتن مدل زیر، یک فرمول صریح برای ارزش مورد انتظار شرطی جزء U_i به شرط جزء اخلال ترکیبی $(E(U_i)|(V_i - U_i))$ را با توزیع نیمه نرمال و توزیع نمایی برای جزء عدم کارایی پیشنهاد کردند:

$$y_i = f(x_i, \beta)\exp(V_i - U_i)$$
$$V_i \sim N(0, \delta_v^2), (-\infty < V_i < \infty)$$
$$U_i > 0$$

در مدل فوق f تابعی است که باید در ابتدا برای مدل تعیین شود. y_i بردار ستانده بنگاه تولیدی و x_i بردار عوامل تولید و β نیز پارامتر مدل است.

با فرض توزیع نیمه نرمال:

$$U_i = |U_i|, U_i \sim \quad N(0, \delta_U^2)$$

$$E[U_1|\varepsilon_i = V_I - U_I] = \frac{\delta\lambda}{(1+\lambda^2)}\left[\frac{\phi(\varepsilon_i\lambda/\delta)}{\Phi(-\varepsilon_i\lambda/\delta)} - \frac{\varepsilon_i\lambda}{\delta}\right]$$

1. Pit and Lee (1981)
2. Battese and Coeli (1992)
3. Jondrow,Lovelland Schmidt (1982)

که در آن $\lambda = \frac{\delta_u}{\delta_v}$ است و δ نیز از رابطه $\delta = \sqrt{\delta_u^2 + \delta_v^2}$ حاصل می‌شود. $\phi(0)$ یک تابع چگالی با توزیع نرمال استاندارد و $\Phi(0)$ نیز یک تابع چگالی انباشت شده است.

با فرض توزیع نمایی:

$$f(U_i) = \theta_0 \exp(-\theta U_i)$$

$$\mathrm{E}[\mathrm{U_I}|\varepsilon_i = V_I - U_I] = \left(\varepsilon_i - \theta\delta_v^2\right) + \frac{\delta_v^2 \phi\left[\frac{\varepsilon_i - \theta\delta_v^2}{\delta_v^2}\right]}{\Phi\left[\frac{\varepsilon_i - \theta\delta_v^2}{\delta_v^2}\right]}$$

که در آن $\theta = \frac{1}{\delta_u}$ است. با استفاده از روش حداکثر درست نمایی (ML) و تخمین $\varepsilon_i, \lambda, \delta$ از روابط فوق بر حسب فرض مورد نظر درخصوص نوع توزیع و همچنین تخمین پارامترهای تابع تولید زیر می‌توان برآوردهایی را برای و به دست آورد. در نهایت میزان کارایی فنی هریک از واحدهای مورد بررسی برابر خواهد شد با:

$$TE_i = \exp^{-E[U_i|\varepsilon_i]}$$

پس از معرفی مدل تابع مرزی تصادفی، تحولاتی که به تدریج در خصوص این روش به وقوع پیوسته و در مطالعات مختلف بعدی نیز به آن پرداخته شده، عمدتاً معطوف به شکل توابع و نوع توزیع آماری متغییر عدم کارایی در توابع مذکور بوده است. در این زمینه می‌توان به مقالات بکرز و هاموند[1] (۱۹۸۷) وگرین[2] (۱۹۹۰) اشاره کرد که مدل توابع مرزی تصادفی با توزیع γ را معرفی کرده‌اند. در مدل اشاره شده از سوی آنان در مقابل فرض نیمه نرمال بودن توزیع متغیر کارایی درمدل ایگنر، لاول و اشمیت فرض بر این است که متغیر عدم کارایی دارای توزیع γ است. استیونسن[3] (۱۹۸۰) نیز در مدل پیشنهادی خود، فرض توزیع نرمال منقطع در نقطه صفر را که در واقع یک شکل تعمیم یافته از توزیع نیمه نرمال است مطرح کرد. این دو نوع توزیع، امکان مطرح شدن دامنه گسترده‌ای از فروض

1. Beckers and Hammond (1987)
2. Green.W (1990)
3. Stevenson (1980)

دیگر توزیع متغیر عدم کارایی را فراهم کردند.[1]

در مدل‌های مرزی تصادفی هیچ توجیه قبلی برای انتخاب شکل توزیع خاص به اثرات ناکارایی U_i وجود ندارد. توزیع‌های نیمه نرمال و نمایی (گاما) به صورت اختیاری انتخاب شده‌اند و از آنجاکه هر دوی این توزیع‌ها دارای میانگین صفر هستند، لذا احتمال خیلی زیادی وجود دارد که اثرات ناکارایی نزدیک صفر باشد. این موضوع دلالت می‌کند بر اینکه به طور نسبی کارایی فنی بنگاه‌ها بالاست در حالی که در عمل این احتمال وجود دارد که تعداد محدودی بنگاه‌های بسیار کارا وجود داشته باشند، اما بنگاه‌های ناکارا خیلی زیاد باشند. تعدادی از پژوهشگران تلاش کردند تا این انتقاد را بر حسب توزیع‌های عمومی‌تر پاسخ دهند مثل توزیع نرمال منقطع و توزیع گامای دو پارامتری که به ترتیب توسط استیونسن و گرین مورد بررسی قرار گرفتند. توزیع گاما محدوده گسترده‌تری را برای شکل‌های توزیعی ایجاد می‌کنند (شامل مواردی با میانگین غیر صفر). اما این موضوع پیچیدگی‌های محاسباتی را به همراه دارد. توزیع نیمه نرمال منقطع، تعمیم یافته توزیع نیمه نرمال است. این توزیع به وسیله برش در نقطه صفر در توزیع نرمال با میانگین μ و واریانس σ^2 به دست می‌آید. اگر μ مساوی صفر قرار گیرد، آن گاه این توزیع نیمه نرمال خواهد بود. این توزیع با توجه به اندازه و علامت‌های μ می‌تواند شکل‌های مختلفی به خود بگیرد. هنگام برآورد مدل‌های مرزی تصادفی نرمال منقطع، پارامتر μ هم مانند سایر پارامترهای مدل تخمین زده می‌شود. هم چنین نیمه نرمال بودن یا نبودن توزیع را می‌توان به وسیله فرضیه صفر $H_0 : \mu = 0$ آزمایش کرد، که نتیجه آزمایش به وسیله آزمون نسبت درست نمایی (LR) به دست می‌آید[2]. بتیس و کولی[3] (۱۹۹۲) یک مدل اثر ناکارایی فنی متغیر در زمان در تابع تولید مرزی برای داده‌های تلفیقی معادله تابع هزینه فوق پیشنهاد دادند. طبق این مدل اثرات ناکارایی فنی به صورت زیر تعریف شده‌اند:

$$U_{it} = U_t \exp[-\eta(t-T)] \qquad (1)$$

که در آن فرض شده است U_i به صورت یکسان و مستقل توزیع شده است. مثلاً به صورت متغیرهای تصادفی نرمال منقطع تعمیم یافته هستند η یک پارامتر ناشناخته است که باید تخمین زده شود. در این مدل در دوره پایانی یعنی $t = T$ بوده، در داخل پرانتز $t - T$ و به دنبال آن کل کروشه برابر صفر و جمله نمایی برابر یک می‌شود و نهایتاً $U_{it} = U_T$ خواهد شد. برای دوره‌های پیشین در پانل هم، اثرات ناکارایی فنی، محصول اثرات ناکارایی فنی برای بنگاه iام درآخرین دوره

۱. هژبرکیانی،کامبیز، حکیمی پور، نادر، ۱۳۸۷، صص ۱۶۷-۱۳۸
۲. پژویان، جمشید، شعبانی، افسانه،۱۳۸۸
۳. ختائی، محمود، گرشاسبی فخر، سعید، ۱۳۸۵، ص ۳۴

پانل و مقدار تابع نمایی $\exp(-\eta(t-T))$ است. مقدار این تابع نمایی هم بستگی به پارامتر η و تعداد دوره‌های قبل از آخرین دوره پانل، $-(t-T)=T-t$ دارد. اگر پارامتر η مثبت باشد، آنگاه $-\eta(t-T)=\eta(T-t)$ غیرمنفی می‌شود و در نتیجه $\exp(-\eta(t-T))$ کوچکتر از یک می‌شود که دلالت دارد بر اینکه $U_{it}\rangle U_i$ است. برعکس اگر η کوچکتر از صفر باشد، آنگاه $-\eta(t-T)\leq 0$ می‌شود و لذا $U_{it}\langle U_i$ خواهد بود. قابل ذکر است چارنز، کوپر و رودز[1] (۱۹۷۸) ایده‌ای متفاوت را در خصوص اندازه‌گیری کارایی و روش ناپارامتری (برنامه‌ریزی خطی) مطرح کردند. آنها با جامعیت بخشیدن به روش فارل به گونه‌ای که خصوصیت فرایند تولید با چند عامل تولیدی و چند ستانده‌ای را در بر گیرد، روش تحلیل پوششی داده‌ها را که مبتنی بر تکنیک‌های برنامه‌ریزی ریاضی است، به ادبیات اقتصادی اضافه کردند. مقاله‌ای که توسط آنان تحت عنوان «اندازه‌گیری کارایی واحدهای تصمیم‌ساز» نگاشته شده، همراه با مقاله ایگنر، لاول و اشمیت، در واقع به عنوان دو مقاله اصلی و پایه شناخته شده‌اند که ارائه کننده دو سبک اصیل و کلاسیک (پارامتری و ناپارامتری) در زمینه روش‌های اندازه‌گیری کارایی هستند و مدل‌های مطرح شده در بسیاری از مقالات بعدی، عموماً مبتنی بر یکی از دو سبک ارائه شده در دو مقاله مذکور بوده است.[2]

پیشینه تحقیق

مطالعات بسیار متنوعی در زمینه اندازه‌گیری کارایی در صنعت بانکداری در ایران و سایر کشورها صورت گرفته است که به برخی از آنها اشاره می‌شود. در سال ۱۹۷۷ اولین تحقیق در مورد کارایی بانک‌ها توسط ایگنر آغاز شد. در سال ۱۹۸۸ رنگان، پاسروکا و گرابوسکی[3] با استفاده از شیوه پارامتری و با نگرش واسطه‌ای ۲۱۵ بانک آمریکایی را مورد مطالعه قرار داده، به رابطه مثبت ناکارایی با ترکیب داده‌ها و رابطه منفی آن با اندازه بانک دست یافتند. بتیس و حشمتی[4] در سال ۱۹۹۸ کارایی فنی نیروی کار صنعت بانکداری سوئد را برای دوره زمانی ۱۹۹۵- ۱۹۸۴ با استفاده از تابع مرزی تصادفی تخمین زدند. آنها نشان دادند ناکارایی فنی نیروی کار با تعداد شعبه‌ها، رابطه مستقیم و با کل دارایی‌ها رابطه معکوس دارد. مطالعه دیگری توسط مانول کاپاراکیس، استفان میلر و آناناسیوس نولار[5] (۱۹۹۴) در زمینه ناکارایی هزینه کوتاه مدت بانک‌های تجاری آمریکا صورت گرفت. نتایج به دست آمده نشان داد

1. Charnes,Cooper,Rhodes(1978)

۲. هژبر کیانی، کامبیز، نادر، حکیمی‌پور، ۱۳۸۷، صص ۱۶۷-۱۳۸

3. Richard grabowski, Carl Pasurka, Nada Rangan

۴. سلیمانی اکبری، غلامرضا، عباس‌زاده، سمانه، ۱۳۸۸

5. Kaparakis.E.I,Stephen M.Miller and Athanasius G.Noular(1994)

که ناکارایی متوسط با اندازه بانک به جز بانک‌هایی با دارایی بین ۵ تا ۱۰ میلیارد دلار، افزایش می‌یابد (برای مشخص نمودن اندازه بانک از متوسط دارایی کل استفاده شد)[۱]. در سال ۲۰۰۵ تاسی و فرایز[۲] در یک مطالعه موردی در ۱۵ کشور اروپای شرقی به علاوه روسیه، کارایی بانک‌های خصوصی را بیشتر از بانک‌های دولتی یافتند. لیمام[۳] (۲۰۰۰) در مطالعه‌ای کارایی را برای هشت بانک کویتی با مدل مرز تصادفی و با تمرکز روی کارایی فنی برای دوره (۱۹۹۹-۱۹۹۴) اندازه‌گیری کرد. او برای برآورد تابع هزینه از تابع کاب ـ داگلاس استفاده کرده است و جهت تعیین عوامل و محصولات، روش واسطه‌ای را برگزیده است. لذا متغیرهای دارایی‌های ثابت، تعداد نیروی کار، سرمایه مالی (سپرده، استقراض، سایر) به عنوان عوامل و دارایی‌های درآمدزا به عنوان محصول معرفی می‌شوند. این مطالعه همچنین به بررسی تاثیر اندازه بانک (برحسب دارایی)، ساختار سرمایه و نرخ سودآوری بر کارایی بانک پرداخته و برای این کار از یک مدل کمکی با متغیرهای کل دارایی‌ها، نسبت سرمایه به دارایی و نسبت بازده به دارایی استفاده کرده است. این مطالعه نتیجه‌گیری می‌کند که بانک‌ها با اندازه بزرگتر، با سهم بیشتری از ارزش ویژه در دارایی‌ها[۴] و سودآوری بیشتر، با کارایی بالاتری هم بسته هستند. نویسنده در انتها توصیه می‌کند که توسعه مداوم منابع انسانی و بالا نگه داشتن نرخ سودآوری، کاهش هزینه‌ها، تغییرات سریع در روش‌های بانکداری و فناوری مورد استفاده، همراه با توسعه فناوری و خصوصی‌سازی، راه‌های مناسب برای برخورد با چالش‌های پیش‌رو برای ورود به بازارهای جهانی هستند. نکته خاص این مطالعه، بررسی رابطه نسبت‌های مالی با کارایی در یک مدل کمکی است. ختایی و عابدی‌فر[۵]، با استفاده از تابع مرزی تصادفی به برآورد کارایی فنی صنعت بانکداری ایران و عوامل موثر بر آن پرداخته‌اند (۱۳۷۹). مدل مورد استفاده در این پژوهش مدل ناکارایی متغیر با زمان بتیس و کولی (۱۹۹۲) و مدل ناکارایی بیتس و کولی (۱۹۹۵) است. آنها نشان دادند کارایی فنی صنعت بانکداری ایران، با استفاده از مدل اول ۷۹/۸٪ و طبق مدل دوم ۷۸/۳٪ است و نتیجه گرفتند کشش تسهیلات اعطایی نسبت به تعداد کارکنان، منفی است که بیانگر عدم استفاده بهینه از نیروی کار در صنعت بانکداری است، می‌توان خدمات صنعت بانکداری را بدون نیاز به نیروی کار اضافی افزایش داد و به کارگیری نیروی کار با تحصیلات لیسانس به بالا، منجر به کاهش کارایی فنی بانک‌ها می‌شود. ابریشمی، مهرآرا و آجورلو (۱۳۸۷) به بررسی کارایی هزینه‌ای نظام بانکی با مطالعه موردی بانک ملت طی سال‌های ۸۲-۱۳۷۰ پرداخته‌اند. آنها با استفاده

۱. ختائی، محمود، عابدی‌فر، پژمان، پاییز۱۳۷۹، صص ۸۴-۶۳

2. Taci and Fries (2005)

3. Limam(2000)

4. Higher Share of equity capital in assets

۵. سلیمانی اکبری، غلامرضا، عباس‌زاده، سمانه، ۱۳۸۸

از رویکرد پارامتریک اقتصادسنجی و تابع هزینه مرزی تصادفی ترانسلوگ، میزان کارایی هزینه‌ای را برآورد کردند. محاسبات مربوط به کارایی هزینه‌ای نشان داد که نسبت هزینه کل انجام شده به حداقل هزینه کل بانک به‌طور متوسط، ۱/۰۷ است، در نتیجه بانک ملت تنها با ۷ ٪ ناکارایی هزینه‌ای مواجه و میزان ناکارایی در طول زمان ثابت بوده است. هادی اخلاقی (۱۳۷۷) با به کارگیری روش حداقل مربعات معمولی اصلاح شده توابع مرزی، سه بانک تجاری عمده کشور را در یک دوره سی‌ساله تخمین زد، نتایج حاصل از این مطالعه نشان می‌دهد که در سال‌های ۵۶-۱۳۴۷ کارایی نظام بانکی در بخش بانک‌های تجاری کشور روند صعودی داشته، در سال‌های ۱۳۵۶- کارایی بانک‌های مزبور، روند نزولی را تجربه کرده و از سال‌های ۱۳۷۱ تا ۱۳۷۵ نیز با اندک نوساناتی بهبود نسبی یافته است. دولتگر (۱۳۷۶) با تخمین تابع هزینه مرزی تصادفی و با استفاده از امید ریاضی شرطی، میزان ناکارایی اقتصادی در صنعت بانکداری ایران را طی سال‌های ۱۳۷۴-۱۳۶۸ برآورد کرد. یافته‌های وی دلالت بر آن دارد بانک‌های ایرانی طی دوره مورد بررسی در حدود ۷۶ درصد کارایی اقتصادی دارند. کریمی (۱۳۸۱) کارایی شعب مختلف بانک کشاورزی را با استفاده از مدل تابع هزینه مرزی برآورد کرد. مطالعه او نشان داد که کارایی شعب در طول زمان تغییرات محسوسی نداشته است و حدود ۲۳ ٪ از تفاوت‌ها در عملکرد نیز ناشی از عدم کارایی می‌باشد[1]. غلامرضا سلیمانی امیری و سمانه عباس‌زاده (۱۳۸۸) با بررسی عوامل موثر بر کارایی سود[2] در شبکه بانکی کشور در سال ۱۳۸۸ نشان دادند که میانگین کارایی بانک‌های خصوصی از بانک‌های دولتی بیشتر است و بانک‌های تخصصی دولتی به‌طور میانگین کارایی بیشتری نسبت به غیر تخصصی‌ها دارند. در این مطالعه برای دوره زمانی ۸۶-۱۳۸۲ با نگرش واسطه‌ای و روش SFA و با استفاده از تابع سود کاب ـ داگلاس بانک‌ها برحسب کارایی رتبه بندی شدند. تخصصی بودن فعالیت‌ها و مالکیت خصوصی تأثیر مستقیم بر کارایی دارند ولی دارایی‌های کل به عنوان نمادی از اندازه بانک، رابطه منفی با کارایی سود دارد. آن‌ها دریافتند که تسهیلات، سرمایه‌گذاری و قیمت سرمایه مالی (سود پرداخت شده به سپرده‌ها) بر سودآوری بانک تاثیر داشته است. لازم به ذکر است منظور از کارایی سود، حداکثر سود ممکن با استفاده از ترکیب منابع و محصولات معین است. طیبی و مطهری‌نژاد (۱۳۸۶) کارایی بانک‌های خصوصی و دولتی را به روش پارامتریک و از نظر کارایی سود و کارایی هزینه بررسی کردند و دریافتند که اگرچه متوسط کارایی بانک‌های دولتی از بانک‌های خصوصی کمتر است، اما دولتی بودن بانک‌ها لزوماً به معنای پایین بودن سطح کارایی آنها نیست. علاوه براین دریافتند که در طی دوره مورد بررسی بانک‌های خصوصی با کاهش کارایی هزینه و افزایش کارایی سود مواجه هستند.

۱. ابریشمی، حمید، مهرآرا، محسن، آجورلو، مریم، ۱۳۸۷

2. Profit Efficiency

معرفی الگوی تحقیق

در این مطالعه برای محاسبه کارایی *(X)* از تابع هزینه مرزی ایگنر،میوسن و فاندن بروک[1] (۱۹۷۷) استفاده می‌شود. در این روش جزء اخلال از دو بخش تشکیل می‌شود. بخش اول که تغییرات تصادفی متقارن را که خارج از کنترل بنگاه است، شامل می‌شود. بخش دوم شامل عنصر عدم کارایی و تغییرات آن به صورت یکطرفه است. در واقع میزان انحراف بنگاه را از بهترین شرایط هزینه نشان می‌دهد. برای ارزیابی میزان عدم کارایی می‌توان از تابع هزینه مرزی ترانسلوگ استفاده کرد.

در این مطالعه به تبعیت از مادئوس و فرناندز دی گوارا (۲۰۰۷)[2] متغیر هزینه صرفاً هزینه‌های عملیاتی را پوشش می‌دهد، زیرا برای انجام معاملات و گردآوری اسناد مالی به نهاده‌های فیزیکی احتیاج می‌شود.[3] تابع هزینه مورد استفاده بر اساس دو محصول وام (L) و سپرده (D) به صورت زیر تعریف شده است:

$$C = f(D, L, W_l, W_k) \qquad (۲)$$

$$LnC_{it} = \alpha_0 + \gamma_1 LnW_{lit} + \gamma_k LnW_{kit} + \gamma_L LnL_{it} + \gamma_D LnD_{it}$$
$$+ \frac{1}{2}\gamma_{ll}(LnW_{lit})^2 + \gamma_{lk} LnW_{lit} LnW_{kit} + \frac{1}{2}\gamma_{kk}(LnW_{kit})^2$$
$$\frac{1}{2}\gamma_{LL}(LnL_{it})^2 + \gamma_{LD} LnL_{it} LnD_{it} + \frac{1}{2}\gamma_{DD}(LnD_{it})^2 + \gamma_{Ll} Ln(L)\, LnW_{lit} + \gamma_{Lk} Ln(L)\, LnW_{kit}$$
$$\gamma_{Dl} LnD_{it} LnW_{lit} + \gamma_{Dk} LnD_{it} LnW_{kit} + \mu_1 Trend + \frac{1}{2}\mu_2 Trend^2 + \mu_L TrendLn(L) +$$
$$\mu_D TrendLn(D) + \mu_l TrendLn(W_l) + \mu_k TrendLn(W_k) + v_{it} + U_{it}$$

در مدل فوق C معرف هزینه‌های عملیاتی بانک می‌باشد. L وام و تسهیلات اعطایی را نشان می‌دهد. D نمایانگر مقدار سپرده‌گذاری انجام شده است. قیمت نیرو کار با W_l نشان داده شده است. W_k قیمت سرمایه و متغیر Trend روند تغییرات فناوری را نشان می‌دهد. U متغیر تصادفی غیر منفی به عنوان جزء خطای عدم کارایی بوده، Ln تابع لگاریتم طبیعی i نماد بانک و t (سال) است. با توجه به اینکه تابع هزینه همگن از درجه یک می‌باشد، با اعمال فرض تقارن درضرایب، از روابط زیر (۳ تا ۷) تابع (۸) به دست می‌آید:

$$\gamma_l + \gamma_k = 1 \qquad -۳$$

1. Meeusen and van den Broeck (1977)
2. Maudos,Joaquin and Fernandez de Guevera,(2007)
3. Berger , Allen N.,. Humphrey, David B, 1998, pp 454–465

$$\gamma_{ll} + \gamma_{lk} = 0 \qquad -۴$$

$$\gamma_{lk} + \gamma_{kk} = 0 \qquad -۵$$

$$\gamma_{lk} + \gamma_{kk} = 0 \qquad -۶$$

$$\gamma_{Dl} + \gamma_{Dk} = 0 \qquad -۷$$

(۸)

$$Ln\left(\frac{C_{it}}{w_{kit}}\right) = \gamma_l \ln\left(\frac{W_{lit}}{W_{kit}}\right) + \gamma_L LnL_{it} + \gamma_D LnD_{it} + \frac{1}{2}\gamma_{ll}\left(\ln\left(\frac{W_{lit}}{W_{kit}}\right)\right)^2 +$$
$$\gamma_{LD} LnL_{it} LnD_{it} + \frac{1}{2}\gamma_{LL}(LnL_{it})^2 + \frac{1}{2}\gamma_{DD}(LnD_{it})^2 + \gamma_{Ll} Ln(L_{it}) \ln\left(\frac{W_{lit}}{W_{kit}}\right) +$$
$$\gamma_{Dl} LnD_{it} \ln\left(\frac{W_{lit}}{W_{kit}}\right) + \mu_1 Trend + \frac{1}{2}\mu_2 Trend^2 + \mu_L TrendLn(L) +$$
$$\mu_D TrendLn(D) + \mu_l TrendLn(W_l) + \mu_k TrendLn(W_k) + v_{it} + u_{it}$$

به‌طور معمول تغییرات فناوری در نظام بانکداری با به کارگیری ابزارهای الکترونیکی نظیر ATM و خدمات اینترنتی بسیار سریع اتفاق می‌افتد، به همین دلیل متغیر روند زمانی (Trend) را در تابع هزینه وارد می‌کنیم. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، جزء خطا در تابع (۲) از دو قسمت تشکیل شده است و تابع هزینه به صورت خطای مرکب تصریح شده است. برآورد مدل‌های خطای مرکب با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی OLS مقدور نیست، زیرا همه تغییرات در عملکرد بنگاه در مقایسه با مرز کارایی، تصادفی نیست بلکه مقداری از انحراف‌ها به خاطر جزء ناکارایی است که دارای توزیع نیمه نرمال است و با استفاده از روش حداکثر درست‌نمایی ، تخمین‌های کارا برای ضرایب تابع به دست می‌آید. تابع حداکثر درست‌نمایی به شکل لگاریتمی به شکل زیر نوشته می‌شود که در آن N تعداد مشاهدات است.

$$LnL = NLn\left(\frac{2}{\pi}\right)^{\frac{1}{2}} + NLn\sigma^{-1} + \sum_{i=1}^{n}\left[1 - F^*\left(\varepsilon\gamma\sigma^{-1}\right)\right] - \frac{1}{2\sigma}\sum_{i=1}^{n}\varepsilon_u^2 \qquad (۹)$$

که در آن F^* بیانگر تابع توزیع نرمال استاندارد و

$$\varepsilon_{it} = v_{it} + u_{it}$$
$$\sigma^2 = \sigma_u^2 + \sigma_v^2 \qquad \text{و} \qquad \gamma = \frac{\sigma_u^2}{\sigma^2} \qquad (۱۰)$$

γ سهم واریانس جزء ناکارایی را در کل واریانس خطای مدل نشان می‌دهد. v_{it} جمله خطای نرمال که از توزیع $iid\ N(0,\sigma_v^2)$ پیروی می‌کند. u_{it} نیز جزء ناکارایی بانک i در زمان t است که از متغیرهای مستقل غیر منفی تشکیل شده و نشان دهنده هزینه ناکارایی در تولید است. این متغیر بیانگر این است که بنگاه به چه میزان بالای تابع هزینه مرزی تصادفی فعالیت می‌کند و با استفاده از رابطه (۱) قابل ارزیابی است.

برآورد مدل

تابع هزینه مرزی صنعت بانکداری با تخمین حداکثر درست نمایی پارامترهای تابع (۸) برآورد شده است. از آنجاکه روش تابع مرزی تصادفی یک روش آماری بوده ومبتنی بر استنباط‌های آماری در مورد توزیع جزء خطا می‌باشد، لذا قبل از تحلیل نتایج حاصل از تخمین مدل و میزان کارایی برآورد شده، لازم است پیرامون نتایج به دست آمده، فرض‌های آماری آزمون شوند. فرضیه‌های مربوط به نتایج حاصل از تخمین مدل موردنظر با استفاده از آماره لگاریتم نسبت درست نمایی، آزمون شده‌اند. این نسبت عبارت است از مقدار لگاریتم نسبت حداکثر تابع درست نمایی برای توابع مقید تحت فرضیه صفر، به مقدار حداکثر تابع درست نمایی برای توابع نامقید تحت فرضیه مقابل.

نتایج حاصل از آزمون خنثی بودن تغییرات فناوری و آزمون تغییر کارایی طی زمان و نیمه نرمال بودن توزیع در جدول (۱) نشان داده شده است.

از بررسی و آزمون مدل‌های متفاوت می‌توان این گونه نتیجه گرفت که کارایی طی زمان متغیر و میانگین توزیع جزء ناکارایی به صورت نیمه نرمال است، $u_i \sim N(\mu_u,\sigma_u^2)$.

جدول (۱): آزمون فرضیه‌های مربوط به تابع (۸)

تصمیم	مقدار بحرانی	نسبت راستنمایی	لگاریتم راستنمایی	فرضیه صفر
رد	۱۲/۵۹۱۶ $(\chi^2_{6,0/05})$	۲۳/۷۴۴۲	-۴۰/۲۸۶۶۰۶	$H_0=\mu_1=\mu_2=\mu_D=\mu_L=\mu_l=\mu_k=0$
رد	۳/۸۴ $(\chi^2_{1,0/05})$	۴/۰۰۰۹۶۸	-۲۸/۸۳۴۵۹	$H_0:\mu_u=\eta=0$

منبع: محاسبه‌های پژوهش

از طریق جمله $\frac{\sigma_u^2}{\sigma_u^2+\sigma_v^2}$ مقدار پارامتر γ برابر با (۰/۸۵۷۹۲۵) محاسبه می‌شود. مقدار دلالت γ بر آن دارد که ۸۵ درصد واریانس جزء خطای مدل از طریق جزء ناکارایی توضیح داده می‌شود. و آماره (t) نیز دلالت

بر معنادار بودن جزء ناکارایی در مدل دارد. میانگین ناکارایی از (۲۲/۷٪) در سال ۱۳۸۰، به (۳۷/۵٪) در سال ۱۳۸۶ افزایش یافته است. به عبارت دیگر سال به سال تابع هزینه از مرز هزینه کارا بیشتر دور شده است.

جدول (۲): میانگین ناکارایی در صنعت بانکداری

سال	۱۳۸۰	۱۳۸۱	۱۳۸۲	۱۳۸۳	۱۳۸۴	۱۳۸۵	۱۳۸۶
میانگین ناکارایی	۰/۲۲۷۴۸۷	۰/۲۴۳۲۶۲	۰/۲۶۱۶۳۲	۰/۲۸۳۱۶۱	۰/۳۰۸۵۶۷	۰/۳۳۸۷۷۵	۰/۳۷۴۹۸۸

منبع: محاسبه‌های پژوهش

نتایج حاصل از برآورد ناکارایی در صنعت بانکداری در جدول (۳) ارائه شده است. طی دوره ۸۶-۱۳۸۰ به طور متوسط بانک کشاورزی با بیشترین مقدار ناکارایی معادل ۰/۵۶ ناکاراترین و بانک پارسیان با مقدار ۰/۱۱ ناکارایی، کاراترین بانک‌ها می‌باشند. در بین بانک‌های تخصصی بانک مسکن با ۰/۲۷ کمترین میزان ناکارایی را به خود اختصاص داده است. در بین بانک‌های خصوصی نیز بانک اقتصاد نوین با مقدار ۰/۱۵ ناکارایی، از کمترین میزان کارایی برخوردار است.

جدول (۳): میانگین ناکارایی در بانک‌های مورد بررسی طی دوره ۸۶-۱۳۸۰

بانک	ملی ایران	سپه	تجارت	ملت	صادرات	رفاه	*توسعه صادرات ایران	*صنعت و معدن	*مسکن	*کشاورزی	**کارآفرین	**پارسیان	**سامان	** اقتصاد نوین
ناکارایی	۰/۴	۰/۳۵	۰/۳۱	۰/۲۷	۰/۳۲	۰/۳۲	۰/۳۳	۰/۳۵	۰/۲۷	۰/۵۶	۰/۱۲	۰/۱۱	۰/۱۴	۰/۱۵

منبع: محاسبه‌های پژوهش
* و ** به ترتیب بانک‌های تخصصی و خصوصی هستند.

نتایج حاصل از برآورد با پژوهش‌های انجام شده در این زمینه نظیر مطالعه طبیبی و امیدی‌نژاد مبنی بر این که کارایی هزینه طی دوره مورد بررسی روند نزولی داشته است، سازگار می‌باشد.

از علل کاهش کارایی بانک‌ها می‌توان به رویه‌های تکلیفی در بانک‌های دولتی و عدم نیاز پاسخ‌گویی مدیران این بانک‌ها در قبال عملکردشان باعث کاهش شدید کارایی آنها شده است، اشاره کرد.

جدول (۴): نتایج حاصل از برآورد تابع هزینه مرزی ترانسلوگ کل صنعت بانکداری

متغییر	پارامتر	برآورد	خطای معیار	آماره t
تابع هزینه مرزی تابع (۸)				
عرض از مبدأ	beta 0	۲/۶۳۳۸۴	۱/۶۵۹۷۸۲	۱/۵۸۶۵۸۵
$\ln(W_l)$	γ_l	۰/۱۳۷۹۱۲	۰/۳۹۷۵۱۸	۰/۳۴۶۹۳۱
$\ln(W_k)$	γ_k^*	۰/۸۶۲۰۸۸۴۱		
$ln\ (L)$	γ_L	۱/۱۰۴۱۱۱	۰/۵۱۴۷۶۴	۲/۱۴۴۸۸۷
$ln\ (D)$	γ_D	-۱/۰۹۶۹۵	۰/۴۸۶۸۹۹	-۲/۲۵۲۹۴
$\ln^2(W_l)$	γ_{ll}	-۰/۱۲۷۸۶	۰/۰۷۶۶۹۲	-۱/۶۶۷۲۴
$\ln(W_l)\ln(W_k)$	γ_{lk}^*	۰/۱۲۷۸۶		
$\ln^2(W_k)$	γ_{kk}^*	-۰/۱۲۷۸۶		
$ln\ (L)ln\ (D)$	γ_{LD}	۰/۲۰۱۹۵۹	۰/۱۲۰۹۳۳	۱/۶۷۰۰۱
$\ln^2(L)$	γ_{LL}	-۰/۱۳۰۳۲	۰/۱۰۸۹۲۳	-۱/۱۹۶۴۷
$\ln^2(D)$	γ_{DD}	-۰/۱۶۸۵۷	۰/۱۳۲۸۴۲	-۱/۲۶۸۹۸
$ln\ (L)\ln(W_l)$	γ_{Ll}	۰/۴۳۶۶۴۸	۰/۱۱۵۸۱	۳/۷۷۰۳۹
$ln\ (L)\ln(W_k)$	γ_{Lk}^*	-۰/۴۳۶۶۴۸		
$ln\ (D)\ln(W_l)$	γ_{Dl}	-۰/۴۲۴۵۴	۰/۱۰۷۵۴۱	-۳/۹۴۷۷
$ln\ (D)\ln(W_k)$	γ_{Dk}^*	۰/۴۲۴۵۴		
$Trend$	μ_1	۰/۱۹۳۹۵	۰/۱۹۸۸۸۱	۰/۹۷۵۲۰۹
$Trend^2$	μ_2	۰/۰۳۵۴۲۱	۰/۰۲۴۱۳۹	۱/۴۶۷۳۷۴
$ln\ (L)Trend$	μ_L	-۰/۱۸۳۸۴	۰/۰۵۶۱۷۶	-۳/۲۷۲۵۵
$ln\ (D)Trend$	μ_D	۰/۱۳۲۸۵۴	۰/۰۵۶۹۶۶	۲/۳۳۲۱۸۱
$\ln(W_l)Trend$	μ_l	-۰/۰۱۳۱۹	۰/۰۳۰۵۳۶	-۰/۴۳۱۸۷
$\ln(W_k)Trend$	μ_k	-۰/۰۲۰۲۶	۰/۰۱۱۴۱۹	-۱/۷۷۴۳
σ^2	$\sigma^2 = \sigma_u^2 + \sigma_v^2$	۰/۴۵۰۸۵۷	۰/۲۱۸۳۸۶	۲/۶۴۴۹۲
γ	$\gamma = \frac{\sigma_u^2}{\sigma^2}$	۰/۸۵۷۹۲۵	۰/۰۷۵۷۳۶	۱۱/۳۲۷۸۳
Mu	μ_u	۱/۱۲۶۰۹۵	۰/۳۵۱۹۸۹	۳/۱۹۹۲۳۷
Eta	η	-۰/۰۷۳۰۹	۰/۰۵۷۵۰۶	-۱/۲۷۰۹۶

*: پس از برآورد تابع (۸)محاسبه شده‌اند.

جدول (۵): نتایج حاصل از برآورد ناکارایی در صنعت بانکداری

بانک	سال	ناکارایی	بانک	سال	ناکارایی
BMI1380	۱۳۸۰	۰/۳۰۰	BIM1380	۱۳۸۰	۰/۲۷۱
BMI1381	۱۳۸۱	۰/۳۲۶	BIM1381	۱۳۸۱	۰/۲۹۲
BMI1382	۱۳۸۲	۰/۳۵۶	BIM1382	۱۳۸۲	۰/۳۱۷
BMI1383	۱۳۸۳	۰/۳۹۳	BIM1383	۱۳۸۳	۰/۳۴۶
BMI1384	۱۳۸۴	۰/۴۳۶	BIM1384	۱۳۸۴	/۳۸۰
BMI1385	۱۳۸۵	۰/۴۸۷	BIM1385	۱۳۸۵	۰/۴۲۱
BMI1386	۱۳۸۶	۰/۵۵۰	BIM1386	۱۳۸۶	۰/۴۶۹
SEP1380	۱۳۸۰	۰/۲۶۸	MSK1380	۱۳۸۰	۰/۲۲۴
SEP1381	۱۳۸۱	۰/۲۸۹	MSK1381	۱۳۸۱	۰/۲۳۸
SEP1382	۱۳۸۲	۰/۳۱۳	MSK1382	۱۳۸۲	۰/۲۵۵
SEP1383	۱۳۸۳	۰/۳۴۲	MSK1383	۱۳۸۳	۰/۲۷۴
SEP1384	۱۳۸۴	۰/۳۷۵	MSK1384	۱۳۸۴	۰/۲۹۵
SEP1385	۱۳۸۵	۰/۴۱۵	MSK1385	۱۳۸۵	۰/۳۲۱
SEP1386	۱۳۸۶	۰/۴۶۲	MSK1386	۱۳۸۶	۰/۳۵۱
TEJ1380	۱۳۸۰	۰/۲۴۵	AGRI1380	۱۳۸۰	۰/۳۸۴
TEJ1381	۱۳۸۱	۰/۲۶۳	AGRI1381	۱۳۸۱	۰/۴۲۵
TEJ1382	۱۳۸۲	۰/۲۸۳	AGRI1382	۱۳۸۲	۰/۴۷۵
TEJ1383	۱۳۸۳	۰/۳۰۶	AGRI1383	۱۳۸۳	۰/۵۳۴
TEJ1384	۱۳۸۴	۰/۳۳۳	AGRI1384	۱۳۸۴	۰/۶۰۷
TEJ1385	۱۳۸۵	۰/۳۶۵	AGRI1385	۱۳۸۵	۰/۶۹۶
TEJ1386	۱۳۸۶	۰/۴۰۳	AGRI1386	۱۳۸۶	۰/۸۰۷
MLT1380	۱۳۸۰	۰/۲۲۱	KAR1380	۱۳۸۰	۰/۱۱۶
MLT1381	۱۳۸۱	۰/۲۳۴	KAR1381	۱۳۸۱	۰/۱۱۷
MLT1382	۱۳۸۲	۰/۲۵۰	KAR1382	۱۳۸۲	۰/۱۱۸
MLT1383	۱۳۸۳	۰/۲۶۸	KAR1383	۱۳۸۳	۰/۱۲۰
MLT1384	۱۳۸۴	۰/۲۸۹	KAR1384	۱۳۸۴	۰/۱۲۲
MLT1385	۱۳۸۵	۰/۳۱۳	KAR1385	۱۳۸۵	۰/۱۲۴
MLT1386	۱۳۸۶	۰/۳۴۲	KAR1386	۱۳۸۶	۰/۱۲۶

ادامه جدول (۵): نتایج حاصل از برآورد ناکارایی در صنعت بانکداری

ناکارایی	سال	بانک	ناکارایی	سال	بانک
۰/۱۱۳	۱۳۸۰	PARS1380	۰/۲۵۴	۱۳۸۰	BSI1380
۰/۱۱۴	۱۳۸۱	PARS1381	۰/۲۷۳	۱۳۸۱	BSI1381
۰/۱۱۵	۱۳۸۲	PARS1382	۰/۲۹۵	۱۳۸۲	BSI1382
۰/۱۱۷	۱۳۸۳	PARS1383	۰/۳۲۰	۱۳۸۳	BSI1383
۰/۱۱۸	۱۳۸۴	PARS1384	۰/۳۵۰	۱۳۸۴	BSI1384
۰/۱۲۰	۱۳۸۵	PARS1385	۰/۳۸۵	۱۳۸۵	BSI1385
۰/۱۲۱	۱۳۸۶	PARS1386	۰/۴۲۶	۱۳۸۶	BSI1386
۰/۱۳۶	۱۳۸۰	SMN1380	۰/۲۵۴	۱۳۸۰	RFH1380
۰/۱۳۹	۱۳۸۱	SMN1381	۰/۲۷۲	۱۳۸۱	RFH1381
۰/۱۴۳	۱۳۸۲	SMN1382	۰/۲۹۴	۱۳۸۲	RFH1382
۰/۱۴۷	۱۳۸۳	SMN1383	۰/۳۱۹	۱۳۸۳	RFH1383
۰/۱۵۱	۱۳۸۴	SMN1384	۰/۳۴۹	۱۳۸۴	RFH1384
۰/۱۵۶	۱۳۸۵	SMN1385	۰/۳۸۳	۱۳۸۵	RFH1385
۰/۱۶۲	۱۳۸۶	SMN1386	۰/۴۲۵	۱۳۸۶	RFH1386
۰/۱۴۱	۱۳۸۰	ENB1380	۰/۲۵۸	۱۳۸۰	EDI1380
۰/۱۴۵	۱۳۸۱	ENB1381	۰/۲۷۷	۱۳۸۱	EDI1381
۰/۱۴۹	۱۳۸۲	ENB1382	۰/۲۹۹	۱۳۸۲	EDI1382
۰/۱۵۴	۱۳۸۳	ENB1383	۰/۳۲۵	۱۳۸۳	EDI1383
۰/۱۵۹	۱۳۸۴	ENB1384	۰/۳۵۶	۱۳۸۴	EDI1384
۰/۱۶۵	۱۳۸۵	ENB1385	۰/۳۹۲	۱۳۸۵	EDI1385
۰/۱۷۱	۱۳۸۶	ENB1386	۰/۴۳۵	۱۳۸۶	EDI1386

نتیجه‌گیری

در این تحقیق برای ارزیابی کارایی بانک‌ها تابع هزینه ترانسلوگ با استفاده از رویکرد بتیس و کوئلی (۱۹۹۲) با دو محصول وام و سپرده طی دوره ۱۳۸۶-۱۳۸۰ مورد استفاده قرار گرفته است. یافته‌های این تحقیق موید معناداری پارامترگاما است. یعنی عنصر ناکارایی به لحاظ آماری مورد تایید قرار می‌گیرد. علاوه بر این مشخص گردید طی دوره ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۶، میزان ناکارایی مجموعه نظام

بانکی از ۲۲ درصد در سال ۱۳۸۰به ۳۷ درصد در سال ۱۳۸۶ افزایش یافته است. نتایج این مطالعه دلالت بر آن دارد که بانک‌های خصوصی در مقایسه به بانک‌های دولتی از کارایی بیشتری برخوردارند. در طی دوره مورد بررسی ناکاراترین بانک خصوصی در مقایسه با کاراترین بانک دولتی از کارایی بیشتری برخوردارربود. کاراترین و ناکاراترین بانک خصوصی به ترتیب بانک پارسیان و بانک اقتصاد نوین هستند. در میان بانک‌های دولتی، کارا ترین بانک‌ها، بانک‌های ملت و مسکن و ناکاراترین بانک، بانک کشاورزی است. میزان ناکارایی بانک کشاورزی معادل ۰/۵۶ و میزان ناکارایی بانک ملت و بانک مسکن معادل ۰/۲۲ است. هم‌چنین میزان ناکارایی ناکاراترین بانک خصوصی یعنی بانک اقتصاد نوین معادل ۰/۱۵ است. این ارقام دلالت بر آن دارد که ناکاراترین بانک خصوصی از کاراترین بانک دولتی کاراتر می‌باشد.

کاهش میزان کارایی نظام بانکی عمدتاً ناشی از کاهش شدید در کارایی بانک‌های دولتی است و در واقع در طی دوره مورد بررسی، میزان کاهش کارایی بانک‌های خصوصی در مقایسه با بانک‌های دولتی کمتر است. در توضیح تصویر ارائه شده در فوق، عمده‌ترین نقش مربوط به انگیزه‌های مدیریتی و تبعیت مدیران بانک‌ها به ویژه مدیران بانک‌های دولتی از دستورهای مقامات اداری کشور است. با توجه به سهم بالاتر بانک‌های دولتی از کل عملیات بانکی نسبت به بانک‌های خصوصی، تبعیت مدیران بانک‌های دولتی از دستورهای ابلاغ شده یکی از دلائل کاهش کارایی نظام بانکی در طی دوره مورد بررسی محسوب می‌شود. تخصیص منابع بانک‌ها بر اساس دستور مقامات اداری و در قالب طرح‌های زود بازده، کاهش نرخ تسهیلات اعطایی و کاهش میزان سپرده‌ها در واکنش به کاهش دستوری نرخ سود به ویژه در سال‌های پایانی دوره این مطالعه، از علل کاهش کارایی نظام بانکی علی‌الخصوص در بانک‌های دولتی است. برای مثال در سال‌های ۱۳۸۵ و ۸۶ نرخ سود به صورت اداری تعیین شده به گونه‌ای که موجب عدم تخصیص بهینه منابع شد، انتصاب مدیران دولتی و پاسخگو نبودن این دسته از مدیران در کاهش کارایی بی‌تاثیر نبوده است. چسبندگی در رفتار مدیران و کارکنان بخش دولتی و مقاومت آنها در قبال تغییرات نیز می‌تواند علت پایین بودن کارایی بانک‌های دولتی نسبت به بانک‌های خصوصی باشد. اقدام بانک‌های دولتی در ارائه تسهیلات بانکی در حوزه‌هایی خارج از تخصص آنها نیز می‌تواند توضیح دهنده کارایی پایین بانک‌ها باشد.

منابع

الف) فارسی

ابریشمی، حمید، مهرآرا، محسن، آجورلو، مریم، بهار (۱۳۸۷). *بررسی کارایی هزینه‌ای در نظام بانکی: مطالعه موردی بانک ملت*، فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی، دوره ۸، شماره ۲۸، صص ۱۷۳-۱۹۷.

اشرف‌زاده، حمیدرضا، (۱۳۸۷). *اقتصادسنجی پانل دیتا*، دانشگاه تهران، موسسه تحقیقات تعاون.

آقابابایی، رضا، (۱۳۸۴). *تحلیل خصوصی‌سازی بانک‌ها در ایران از منظر نهادگرائی*، موسسه تحقیقاتی تدبیر اقتصاد.

امامی میبدی، علی، (۱۳۷۹). *اصول اندازه‌گیری کارآیی و بهره‌وری (علمی – کاربردی)*، موسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی.

امامی میبدی، علی، خوش‌کلام، موسی، شاهی، خسرو، (۱۳۷۹). *کارآیی و بهره‌وری از دیدگاه اقتصادی*، دانشگاه علامه طباطبائی.

پژویان، جمشید، شعبانی، افسانه، (۱۳۸۸). *تحلیل ساختار،کارایی و هزینه اجتماعی انحصار، مطالعه تجربی صنعت بانکداری ایران*، دانشگاه علامه طباطبائی، پایان‌نامه دکتری.

حسینی، سیدشمس‌الدین؛ سوری، امیررضا، (۱۳۸۶). *برآورد کارایی بانک‌های ایران و عوامل مؤثر بر آن*، فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی، سال هفتم، شماره ۲، صص ۱۲۷-۱۵۵.

حسین‌زاده بحرینی، محمد حسین؛ ناجی میدانی، علی‌اکبر و چمانه‌گیر، فرشته، (۱۳۸۷). *مقایسه کارایی اقتصادی بانک‌های خصوصی و دولتی در ایران با استفاده از روش تحلیل پوششی (فراگیر) داده‌ها (DEA)*، مجله دانش و توسعه، سال پانزدهم، شماره ۲۵، صص ۱-۳۰.

ختائی، محمود؛ عابدی‌فر، پژمان، (۱۳۷۹). *تخمین کارایی فنی صنعت بانکداری ایران*، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، سال دوم، شماره ۶، صص ۶۳-۸۴.

ختائی، محمود و گرشاسبی فخر، سعید، (۱۳۸۵). *بررسی امکان کاهش هزینه‌های صنعت بانکداری در ایران*، دانشگاه علامه طباطبائی، پایان‌نامه کارشناسی ارشد.

خداداد کاشی، فرهاد و جعفری لیلاب، پری، (۱۳۸۷). *اندازه‌گیری صرفه‌های حاصل از مقیاس در صنعت بانکداری ایران (۱۳۸۰-۱۳۸۵)*، دانشگاه پیام نور، واحد تهران، پایان‌نامه کارشناسی‌ارشد.

ساسان گهر، پرویز، کریمی، سیدمحمد، (۱۳۸۲ الی ۱۳۸۶). *گزارش عملکرد نظام بانکی کشور*، موسسه عالی بانکداری ایران.

سلیمانی اکبری، غلامرضا و عباس‌زاده، سمانه، (۱۳۸۸). *سنجش عوامل موثر بر کارایی سود در شبکه بانکی کشور*، موسسه عالی بانکداری ایران، پایان‌نامه کارشناسی‌ارشد.

سوری، امیررضا، گرشاسبی؛ علیرضا؛ عریانی و بهاره، بهار (۱۳۸۶). *مقایسه تطبیقی کارایی بانک‌های تجاری ایران با استفاده از دو روش DEA و SFA*، اقتصاد و تجارت نوین، شماره ۸، دوره ۲، صص ۳۳ -۶۰.

گجراتی، دامودار، (۱۳۸۳). *مبانی اقتصاد سنجی*، (ترجمه حمید ابریشمی)، موسسه انتشارت و چاپ دانشگاه تهران، جلد دوم.

گزارش عملکرد و ترازنامه بانک‌های مورد بررسی کشور سال (۱۳۸۰-۱۳۸۶).

گزارش اقتصادی و ترازنامه سال‌های (۱۳۸۰-۱۳۸۵) بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.

عبادی، جعفر، حجت‌اله، باقرزاده، (۱۳۸۶). بررسی کارایی فنی و بازدهی نسبت به مقیاس منتخبی از شرکت‌های بیمه دولتی و خصوصی، مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۸۰، دوره ۴۳، صص ۲۰۵-۲۲۹.

مجتهد، احمد، (۱۳۸۷). *خصوصی‌سازی بانک‌ها و تاثیر آن بر عملکرد نظام بانکی*، پژوهشکده پولی و بانکی، بانک مرکزی ایران.

مطهری‌نژاد، عباس، طیبی، کمیل، امیدی‌نژاد، محمد، (۱۳۸۶). *مقایسه کارائی بانک‌های خصوصی با بانک‌های دولتی به روش پارامتری*، موسسه عالی بانکداری ایران، پایان‌نامه کارشناسی ارشد.

هادیان، ابراهیم، عظیمی حسینی، آنیتا، (۱۳۸۳). *محاسبه کارایی نظام بانکی ایران با استفاده از روش تحلیل فراگیر داده‌ها (DEA)*، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، شماره ۲۰، صص ۱-۲۵.

هژبر کیانی، کامبیز نادر، حکیمی‌پور، (۱۳۸۷). تحلیل مقایسه‌ای کارایی بخش صنایع بزرگ در استان‌های ایران: با استفاده از روش تابع مرزی تصادفی، مجله دانش و توسعه، شماره ۲۴، صص ۱۳۸-۱۶۷.

هژبر کیانی، کامبیز اتابکی، مرتضی، (۱۳۸۶). *بررسی عوامل مؤثر در تفاوت در نرخ بهره دریافتی و پرداختی بانکی در اقتصاد ایران*، دانشگاه شهید بهشتی، پایان‌نامه کارشناسی‌ارشد.

ب) انگلیسی

Aigner.D.J, Chu.S.F, (1968), *On Estimating the Industry Production Function, American* Economic Review,vol.58, PP. 826-839.

Aigner.Dj, Lovell C.A.K, Schmidt (1977) , *Formulation and Estimation of Static Frontier Production Function Models,* Journal of Econometrics ,6 , pp 21-37.

BALTAGI , BADI H., (2009) , A Companion to Econometrics Analysis of Panel Data , John Wiley & Sons ,Ltd

Battse,G.E ,Collie , (1988), *Prediction of Firm–Level Technical Efficiencies ,* North-Holland , Journal of Econometrics 38 , pp 387-399

Beckers.D,Hammond.C, (1987), *A Tractible Likelihood Function for the Normal Gamma Stochastic Frontier Model,* Economics Letters ,Vol.24, PP 33-38

Berger, A. N. (1993). *Distribution-free' estimates of efficiency in the US banking industry and tests of standard distributional assumptions.* Journal of Productivity Analysis. 4, 261-292

Berger, A., and Humphrey, D, (1998), *"Efficiency of Financial Institutions: International Survey and Directions for Future Research",* European Journal of Operational Research , pp 175-212

Bos, Jaap W. B. Bikker, Jacob A. (2008), *Bank performance: a theoretical and empirical framework for the analysis of profitability, competition and efficiency ,* Routledge

Charnes.A, Cooper.W and Rhouds.E,(1978) ,*Measuring The Efficiency of Decision Making Units,* Eurpean Journal of Operational Research ,Vol 2, pp 429-444.

Colli ,Tim, (1996), *A Guide to Frontier Version 4.1, A Computer for Stochastic Frontier Production and Cost Function ,* University of New England, Armidule

Debreu.Gerard,(1951), *The Coefficient of Resource Utilization,* Journal of Econometrica, Vol. 19, No. 3, pp. 273-292

Farrel.M.J (1957), *The Measurement of Productive Efficiency,* Journal of Royal Statistical Society, Series A, general, 120,Part 3, pp 253-281

Fernández de Guevara, J., Maudos, J. and Pérez, F., (2005), *Market power in European banking sectors ,* Journal of Financial Services Research, V 27(2), Pages 109-137

Fries.S., Taci.A, (2005),Cost *Efficiency of Banks in Transition: Evidence from 289 Banks in 15 Post-Communist Countries,* Journal of Banking and Finance,Vol.29, pp 55-81

Green.W, (1990), *A Gamma-Distributed Stochastic Frontier Model,* Journal of Econometrics, Vol. 46, pp 141-164

Ilieva, I.S. (2003), *Efficiency in the banking industry: Evidence from Eastern Europe,* Dissertation submitted in partial fulfillment of the requirements for the degree of doctor of philosophy in the department of economics, New York, Fordham University.

Jondrow.J ,Lovell.K,Materov.I and Schmidt.P (1982), *On The estimation of Technical Inefficiency in The Stochastic Frontier Production Function Model,* Journal of Econometrics ,19,(23/), pp 233-238

Kaparkis.E.I, Miller.S.M, Noulas. A.G, (1994), *Short-run Cost Inefficiency of Commercial Banks: A Flexible Stochastic Frontier Approach,* Journal of Money, Credit and Banking, Vol.26, pp 875-890

Kodde D.A., Palm F.C., 1986, *Wald criteria for jointly testing equity and inequality restrictions*. Econometrica, vol 54, issue 5, 1243–1248

Koopmans, T. C. (1951), *Analysis of Production as an Efficient Combination of Activities,* in T. C. Koopmans, ed., Activity Analysis of Production and Allocation. Cowles Commission for Research in Economics Monograph No. 13. New York: John
Wiley & Sons.

Limam.Imed ,(2000), *Measuring Technical Efficiency of Kuwaiti Banks,* Arab Planning Institute – Kuwait, Working paper series API/WPS 0101 http://www.arabapi.org/jodep/products/delivery/wps0101.pdf

Maudos,Joaquin and Fernandez de Guevera , 2007(July), *The Cost of Market Power in banking :Social welfare Loss vs. Inefficiency Cost ,* Journal of Banking and Finance, V 31,Issue 7, Pages 2103-2125

Meeusen.W and Van Den Broeck,(1977), *Efficiency Estimation From Cobb-Douglas Production Functions With Composed error,* International Econometric Review,18, pp 435-444

Mester, L. J. (1993). *Efficiency in the savings and Loan industry.* Journal of Banking and

Finance. 17, 267-286.
Pitt.M.M, Lee.L.F,(1981), *Measurement and Source of Technical Inefficiency in the Indonesian Weaving Industry,* Journal of Development Economics,9, pp 43-46.
Rangan.N,Grabowski.R,Pasurka.C,(1988), *The Technical Efficiency of US Banks,* Economics Letters ,No 28, pp 169-175
Schmidt.P, and R.C Stickles , (1984), *Production Frontiers and Panel Data,* Journal of Business and Economic Statics,Vol 2, pp. 367-374.
Stevenson.R,(1980), *Likelihood Functions for Generalized Stochastic Frontier Estimation,* Journal of Econometrics,Vol.13, pp 57-66
Timmer,C.Peter (1971), *Using a Probabilistic frontier Production Function to Measure Technical Efficiency,* Journal of Political Economy,Vol.79, pp 776-794.
Xavier Freixas and Jean-Charles Rochet ,2008 ,*Microeconomics of Banking Second Edition ,* The MIT Press ,Cambridge, Massachusetts London, England