

تخمین کارایی فنی بانک کشاورزی با استفاده از تابع تولید مرزی

فرهاد خدادادکاشی

دانشیار اقتصاد دانشگاه پیام نور
khodadad@pnu.ac.ir

مهدی توسلی

کارشناس ارشد علوم اقتصادی
mehditavasoli59@yahoo.com

این پژوهش به دنبال برآورد کارایی فنی بانک کشاورزی و تشخیص عوامل مؤثر بر آن است. برای این منظور، روش تابع تولید مرزی تصادفی بکار گرفته می‌شود. مدل‌های مورد استفاده در این پژوهش، مدل ناکارایی متغیر با زمان (یا خطای ترکیب) بتیس و کوئلی (۱۹۹۲) و مدل اثرات کارایی بتیس و کوئلی (۱۹۹۵) است. داده‌های مورد استفاده آمار و ارقام ۳۶ مدیریت ستادی شعب بانک کشاورزی در استان‌های کشور طی سال‌های (۱۳۸۷-۱۳۸۵) می‌باشد. در تابع تولید مورد تخمین، حجم کل تسهیلات اعطایی مبین ستاده مدل می‌باشد و نهاده‌های مدل عبارتند از حجم سپرده‌های ارزان، سپرده‌های گران، حجم دارایی ثابت به‌عنوان متغیر جانشین عامل سرمایه، تعداد نیروی انسانی و زمان بیانگر تغییرات فنی. نتایج به‌دست آمده نشان می‌دهد که کارایی فنی مدیریت‌های ستادی شعب بانک کشاورزی با استفاده از مدل یک $79/57$ درصد و طبق مدل دو $74/97$ درصد می‌باشد. علاوه بر این، کارایی فنی مدیریت‌های ستادی شعب بانک با شبکه شعب گسترده‌تر، سهم بالاتر از کل سپرده‌های بانک‌های دولتی استان مربوطه و نسبت تسهیلات پرداختی بالاتر در بخش کشاورزی رابطه مثبت دارد و همچنین با بی‌ثباتی مدیریتی، سهم بالاتر از کل سپرده‌های بانک، عدم وصولی و زمان دارای رابطه منفی می‌باشد.

طبقه‌بندی JEL: $C23, D24, G21$.

واژه‌های کلیدی: کارایی فنی، توابع مرزی تصادفی، مدل بتیس کوئلی و بانک کشاورزی.

* تاریخ دریافت: ۱۳۹۰/۱۲/۲۸

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۱/۲/۲۵

۱. مقدمه

بانک‌ها وظایف مهمی را در اقتصاد برعهده دارند که شامل تجهیز پس‌اندازها، واسطه‌گری و تسهیل جریانات پرداخت، تخصیص اعتبارات و برقراری نظم مالی می‌باشد. حتی در اقتصادهایی که دارای بازارهای مالی پیشرفته هستند، بانک‌ها در کانون فعالیت‌های اقتصادی قرار دارند و نقطه اتکایی برای اهرم سیاست‌های پولی محسوب می‌شوند. در کشورهای در حال توسعه و اقتصادهای در حال گذار، فقدان بازارهای مالی پیشرفته برای تأمین انباشت سرمایه کافی مورد نیاز رشد اقتصادی، پایین بودن درآمد سرانه، بالابودن میل نهایی به مصرف باعث گردیده بانک‌ها عموماً تنها نهادهایی باشند که با ارائه روش‌های گوناگون به کاهش ریسک سرمایه‌گذاری کمک و این کاستی و ضعف را برطرف کنند. واقعیت این است که به دلیل نقش اساسی نظام بانکی در اقتصاد کشورها کارایی صنعت بانکداری همواره مورد توجه دولتمردان، مدیران و سهامداران بانک‌ها بوده است.

باتوجه به اهداف سند چشم‌انداز در افق ۱۴۰۴ مبنی بر دستیابی به جایگاه اول اقتصاد در سطح اول منطقه و تأکید سیاست‌های کلی برنامه چهارم بر اصلاح ساختار بانکی کشور و ارتقاء کارایی، شفافیت، سلامت و بهره‌برداری از فناوری‌های نوین، سیستم بانکی جایگاه ویژه‌ای در تحقق این اهداف دارا می‌باشد.

با توجه به ماهیت دولتی بانک‌ها به نظر می‌رسد نظام بانکداری ایران به ویژه پیش از ورود بخش خصوصی با عدم کارایی مواجه باشد. البته اظهار نظر قطعی در خصوص عدم کارایی یا کارایی نظام بانکی مستلزم اندازه‌گیری کمی شاخص‌های عملکردی می‌باشد، اما شواهد متعدد در نظام بانکی ایران فرضیه عدم کارایی در این صنعت را تقویت می‌کند. دولتی بودن مدیریت و مالکیت، محدودیت‌های قانونی برای جذب نیروهای متخصص، تسهیلات تکلیفی، تصمیم‌گیری بدون توجه به مقتضیات بازار مانند جذب سپرده‌ها و اعطاء وام بدون توجه به نرخ تورم، پایین بودن نسبت کفایت سرمایه از جمله دلایل عدم کارایی نظام بانکی ایران بوده است.

با ورود نخستین بانک‌های کوچک خصوصی در سال‌های (۱۳۸۰-۱۳۷۹) و ابلاغ سیاست‌های کلی اصل ۴۴ برای رفع انحصار دولتی در زمینه فعالیت بانکداری و شروع واگذاری سهام بانک‌های تجاری دولتی قدم‌های اولیه برای رقابتی‌تر شدن فضای فعالیت در بازار پول برداشته شده است. طی یک دهه گذشته بالغ بر ۲۰ بانک خصوصی تأسیس و فعالیت خود را آغاز کرده‌اند و سهم قابل ملاحظه‌ای از بازار را از آن خود نموده‌اند. با این وجود، هنوز تقاضای بسیار برای کسب مجوز ورود به این بازار وجود دارد که شاید این موضوع نشانی از ظرفیت‌های فراوان استفاده نشده در صنعت بانکداری در ایران باشد.

یکی از الزامات رشد اقتصادی و توسعه پایدار بهره‌برداری بهینه از منابع می‌باشد و بر همین اساس است که طی دو دهه گذشته در اسناد و قوانین بالادستی کشور ایران بر افزایش رقابت و کارایی تأکید شده است. نظام

بانکی به عنوان قلب تپنده اقتصاد – که وظیفه تأمین و انتقال منابع به سمت فعالیت های اقتصادی را برعهده دارد – می بایست از کارایی برخوردار باشد. بانک کشاورزی که در تأمین و تخصیص منابع مورد نیاز بخش کشاورزی فعال می باشد نیز نقش ویژه ای در اقتصاد ایران دارا می باشد و بر همین اساس در این مقاله درصدد ارزیابی میزان کارایی این بانک می باشیم.

این مقاله در شش بخش سازماندهی شده است. پس از مقدمه در بخش دوم مفهوم کارایی و جنبه های مختلف آن به بحث گذارده می شود و شیوه های اندازه گیری کارایی و تحولاتی که طی زمان در اندازه گیری کارایی صورت گرفته است اشاره خواهد شد. در بخش سوم مطالعات تجربی قبلی پیرامون کارایی و اندازه گیری آن مرور خواهد شد. در بخش های چهارم و پنجم الگوهای مورد استفاده این مطالعه و برآورد تجربی مدل ارائه می شوند. نتایج حاصل از تخمین کارایی در سطح بانک کشاورزی نیز در بخش ششم به بحث گذارده می شود.

۲. کارایی؛ مفهوم، تعاریف و شیوه های اندازه گیری

کارایی در اقتصاد به مفهوم تخصیص بهینه منابع است. در مجموعه ای از فعالیت ها هنگامی یک فعالیت کارا است که مقدار آن قابل افزایش نباشد مگر تولید سایر فعالیت ها کاهش یابد. در ادبیات اقتصادی، کارایی به سه شکل قابل تعریف می باشد.

- **کارایی فنی**^۱: نشان دهنده میزان توانایی یک بنگاه در حداکثرسازی تولید، با توجه به عوامل و تولید مشخص است (کادی و شوری، ۱۳۶۱).

- **کارایی تخصیصی**^۲: نشان دهنده توانایی بنگاه برای استفاده از ترکیب بهینه عوامل تولید با توجه به قیمت آنها است. در واقع، در کارایی تخصیصی مسئله اساسی تعیین ترکیب عوامل تولید با توجه به قیمت آنهاست تا تولید میزان معین محصول با حداقل هزینه امکان پذیر شود.

- **کارایی اقتصادی**^۳: ترکیبی از کارایی فنی و تخصیصی می باشد یا به عبارت دیگر کارایی اقتصادی نشان دهنده کارایی در نحوه تولید و تخصیص عوامل تولید می باشد.

تعریف کارایی و در نظر گرفتن جنبه های مختلف آن از اهمیت بسزایی برخوردار است، اما مهم تر از آن اندازه گیری کارایی واحدهای اقتصادی مورد بحث می باشد. بر این اساس، برای ارزیابی میزان کارایی در بانک

-
1. Technical Efficiency
 2. Allocative Efficiency
 3. Economic Efficiency

کشاورزی ابتدا به روش‌های اندازه‌گیری کارایی اشاره‌ای خواهیم داشت. در ادبیات برای اندازه‌گیری کارایی دو رویکرد ناپارامتریک و پارامتریک معرفی شده است که در ادامه به این دو رویکرد اشاره می‌کنیم. در رویکرد اول روش تحلیل پوششی داده‌ها^۱ و در رویکرد دوم روش تحلیل مرزی تصادفی^۲ بیشتر مورد استفاده قرار می‌گیرند.

- **روش ناپارامتریک:** در این روش که ساده‌ترین روش سنجش کارایی است، بطور کلی عملکرد هر بنگاه با بهترین عملکرد بنگاه‌های موجود در آن صنعت مقایسه می‌شود. بدین صورت که با استفاده از برنامه‌ریزی خطی و بدون تحمیل فرم تبعی خاص با اتصال نقاط حدی تابع مرزی موردنظر تعیین می‌شود. طبق روش برنامه‌ریزی خطی فرض می‌شود که خطاهای اندازه‌گیری درمورد تمام متغیرها ناچیز است و تفاوت در میزان تولید بنگاه‌های مختلف صرفاً ناشی از تفاوت در کارایی آنها است. این روش درحال حاضر به‌نام تحلیل پوششی داده‌ها (DEA) معروف است. بنابراین، در روش DEA فرض خاصی درمورد توزیع احتمال جزء کارایی درنظر گرفته نمی‌شود.

- **روش‌های پارامتریک:** در روش‌های پارامتریک برای تخمین کارایی یک تابع توزیع احتمال برای جزء ناکارایی درنظر گرفته می‌شود. مدل‌های مرزی پارامتریک خود به دو دسته مدل‌های مرزی معین یا قطعی^۳ و مدل‌های مرزی تصادفی^۴ تفکیک می‌شوند (بتیس، ۱۹۹۱).

مدل‌های مرزی تصادفی که موضوع موردنظر این مقاله می‌باشد اولین بار توسط ایگنر، لاول و اشمیت^۵ (۱۹۷۷) به ادبیات موضوع معرفی شد و سپس توسط سایر محققین توسعه داده شد. برخلاف روش DEA که تفاوت در عملکرد بنگاه‌ها صرفاً به کارایی نسبت داده می‌شود در روش SFA تأثیر عوامل تصادفی از اثرات کارایی جدا می‌شود. همان‌گونه که اشاره شد، روش‌های پارامتریک به دو گروه کلی قطعی و تصادفی تقسیم می‌شوند که در ادامه به توضیح آنها می‌پردازیم.

- **روش‌های مرزی قطعی:** ایگنر و چو (۱۹۶۸) با استفاده از فرم تبعی کاب-داگلاس تابع تولید مرزی را تخمین زدند و در واقع آنها با استفاده از این روش، تابع تولیدی را ارائه کردند که روش تولید کارا تر محصول از عوامل تولید را نشان داد. تابع مورد نظر آنها به‌صورت زیر می‌باشد.

1. Data Envelopment Analysis
2. Stochastic Frontier Approach (Functions)
3. Deteministic
4. Stochastic
5. Igner, Lovell, Schmit

$$\ln Y_i = \ln F(X_i, \beta) + \varepsilon_i \quad \varepsilon_i \geq 0 \quad i = 1, 2, 3, \dots, N \quad (1)$$

که Y_i محصول بدست آمده واحد λ م، X_i بردار غیر تصادفی نهاده‌ها و β بردار پارامترهای نامعلوم است. ε_i جزء خطای تصادفی غیر منفی است که مشخص کننده موقعیت بنگاه λ م نسبت به تابع تولید مرزی می‌باشد که در واقع نشان دهنده ناکارایی می‌باشد. بنابراین، در این مدل‌ها علت اختلاف بین تولید واقعی و تولید مرزی بنگاه تنها ناشی از عدم کارایی فنی می‌باشد بدین معنا که چنانچه تولید بنگاهی کمتر از مقدار تولید مرزی باشد این تفاوت دقیقاً عدم کارایی فنی بنگاه مزبور را نشان می‌دهد. بنابراین بنگاه‌هایی دارای کارایی فنی صددرد صد خواهند بود که عملکردشان بر روی تابع مرزی بوده و مقدار آن مساوی با مقدار تولید مرزی باشد. بنابراین، در این روش اشتباه در اندازه‌گیری و عوامل تصادفی مورد توجه قرار نمی‌گیرند.

- روش‌های مرزی تصادفی (SFA): میوسن و فاندن بروک^۱ (۱۹۷۷) و ایگنر، لاول و اشمیت برای اولین بار برای تخمین ناکارایی مدل مرز تصادفی را معرفی کردند. در مدل‌های پارامتری با اعمال فرض توزیع مشخص برای ε_i و بکارگیری روش حداکثر درستنمایی (ML)^۲ می‌توان ناکارایی واحدها را تخمین زد. در روش‌های پارامتری آماری علت تفاوت بین تولید واقعی و تولید مرزی توأمان با عدم کارایی فنی و عوامل تصادفی تبیین می‌گردد بدین معنا که اگر بنگاهی کمتر از تولید مرزی عملکرد داشته باشد بخشی از آن به دلیل عدم کارایی فنی و بخش دیگر به دلیل عوامل تصادفی خواهد بود. در این روش پسماندهای تخمین، شامل دو جزء اخلاص نرمال (آوای سفید) تصادفی^۳ و مؤلفه عدم کارایی فنی می‌باشد، بطوری که:

$$\varepsilon_i = V_i - U_i \quad (2)$$

در مدل مرز معین جمله اخلاص از یک جزء تشکیل می‌شود و همان جزء یعنی ε_i معرف ناکارایی بنگاه بود، اما در مدل مرز تصادفی جزء اخلاص از دو بخش V_i و U_i تشکیل می‌شود، بطوری که V_i همان جزء اخلاص معمولی می‌باشد و به علت عوامل تصادفی خارج از کنترل و خطاهای اندازه‌گیری متغیرها می‌باشد، V_i دارای

1. Museen and Vanden Brok
2. Maximum Likelihood
3. White Noise

توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس σ_v^2 می‌باشد، اما جزء U_i متغیر تصادفی غیرمنفی ($U_i \geq 0$) است که به عدم کارایی بنگاه اشاره دارد.^۱ تابع تولید کاب-داگلاس زیر را در نظر می‌گیریم.

$$\ln Y_i = \ln A + a_1 \ln X_{1i} + \dots + a_k \ln X_{ki} + \varepsilon_i \quad (۳)$$

در رابطه فوق، جزء اخلاص از دو جمله U_i و V_i تشکیل شده است و اصطلاحاً این تابع به تابع تولید خطای مرکب^۲ موسوم است. برآورد مدل‌های خطای مرکب با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی (OLS) مقدور نیست، زیرا تمام تغییرات در عملکرد بنگاه در مقایسه با مرز کارایی تصادفی نیست، بلکه بخشی از انحرافات بخاطر جزء ناکارایی می‌باشد و برای آن توزیع‌های یک طرفه مختلفی از جمله توزیع γ, β, α .. در نظر گرفته می‌شود که طی دو دهه اخیر با استفاده از توزیع نیمه نرمال - که تنها مقادیر مثبت را شامل می‌شود - و با استفاده از روش حداکثر درستمایی (ML) تخمین‌های کارآمد برای ضرایب تابع فوق به دست می‌آید. برای تخمین این نوع معادلات می‌توان از روش تخمین حداکثر درستمایی (ML) استفاده نمود. با توجه به توزیع‌های در نظر گرفته شده برای U_i و V_i داریم:

$$\gamma = \frac{\sigma_u^2}{\sigma^2} \quad \sigma^2 = \sigma_u^2 + \sigma_v^2 \quad (۴)$$

U_i و V_i از یکدیگر مستقل هستند. حال تابع حداکثر درستمایی به شکل لگاریتمی به صورت زیر نوشته می‌شود که در آن N تعداد مشاهدات است.

$$\ln Y_i = N \ln \left(\frac{2}{\pi} \right)^{1/2} + N \ln \sigma^{-1} + \sum_{i=1}^n \left[1 - F^* (\varepsilon_i \gamma^{-1}) \right] - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^n \varepsilon_i^2 \quad (۵)$$

F^* بیانگر تابع توزیع نرمال استاندارد می‌باشد (ورنتا و ریگر، ۱۹۹۰).

$$\varepsilon_i = \ln Y_i - \ln A - a_1 \ln X_{1i} - \dots - a_k \ln X_{ki} \quad (۶)$$

۱. در مورد توابع هزینه $\varepsilon_i = v_i + u_i$ خواهد بود.

2. Error Compound Model

جاندر و دیگران در سال ۱۹۸۲ نشان دادند که امید U_i به شرط E_i برابر است با:

$$E\left(\frac{u_i}{\varepsilon_i}\right) = \frac{f * (\varepsilon \varepsilon \gamma^{-1})}{f(\varepsilon_i \gamma \sigma^{-1})} - \frac{\varepsilon_i \gamma}{\sigma} \quad (7)$$

که در آن f^* بیانگر تابع چگالی نرمال استاندارد است.

از آنجا که با استفاده از تابع حداکثر درستنمایی (۴)، $\sigma, \gamma, \varepsilon_i$ و به تبع آن σ_v^2, σ_t^2 تخمین زده می‌شود، بنابراین می‌توان کارایی فنی بنگاه‌ها را از روابط زیر به دست آورد.

$$TE_i = U_i = \text{Lny}_i - \text{Ln}\hat{y}_i \quad (8)$$

$$TE_i = -e^{u_i} = \frac{y_i}{\hat{y}_i} \quad (9)$$

اگر $\sigma_v^2 = 0$ باشد تفاوت بین تولید مرزی و واقعی تنها ناشی از عدم کارایی فنی خواهد بود و هنگامی که $\sigma_u^2 = 0$ باشد بیانگر آن است که علت تفاوت بین تولید مرزی و واقعی تنها ناشی از عوامل تصادفی می‌باشد. در این روش به دلیل پارامتری بودن روش نتایج محاسبه کارایی و ناکارایی فنی نسبت به شکل تابع منتخب حساس می‌باشند.

۳. پیشینه تحقیق

فریولاول در مقاله خود تحت عنوان "اندازه‌گیری کارایی هزینه در صنعت بانکداری" کارایی ۵۷۵ بانک را با استفاده از تابع هزینه مرزی به روش اقتصادسنجی و برنامه‌ریزی خطی تخمین زدند. در مطالعه فوق محققین با رویکرد ستاده‌ای به عملکرد بانک نتیجه گرفتند به‌طور متوسط ۲۶ درصد ناکارایی اقتصادی در هزینه‌های بانک‌ها وجود دارد و میزان ناکارایی تخصیصی متوسط بانک‌ها برابر با ۱۷ درصد و ناکارایی فنی بانک‌ها به‌طور متوسط برابر با ۹ درصد بوده است.

بتیس و حشمتی در سال ۱۹۹۸ کارایی فنی نیروی کار در صنعت بانکداری سوئد را تخمین زدند. در این تحقیق ۱۲۷۵ مشاهده مربوط به ۱۵۶ بانک برای دوره زمانی (۱۹۹۵ - ۱۹۸۴) مورد بررسی قرار گرفت. هدف از این تحقیق، بررسی اثر تجدید ساختار و بحران بانکی ناشی از آن بر کارایی و بهره‌وری و رشد بهره‌وری در صنعت بانکداری سوئد بود. از آنجا که نیروی کار بخش قابل توجهی از هزینه‌های بانک‌ها را تشکیل می‌دهد مورد توجه بوده و کارایی نیروی کار در تولید ستاده‌های مربوطه محور اصلی تحقیق می‌باشد. برای تخمین

کارایی نیروی کار، تابع هزینه مرزی تصادفی مورد استفاده قرار گرفته است. نتایج حاصله حاکی از آن بود ناکارایی طی ۱۲ سال به‌طور قابل ملاحظه‌ای بین بانک‌ها متفاوت بوده، اما ناکارایی کل حدود ۱۲ درصد تخمین زده شد. همچنین، مشاهده گردید که ناکارایی فنی نیروی کار رابطه مستقیمی با تعداد شعب و رابطه معکوسی با کل دارایی‌های بانک دارد.

دانیل هولو و مارتون ناگی در سال ۲۰۰۴، کارایی ۲۴۵۹ بانک از ۲۵ کشور عضو اتحادیه اروپا را بین سال‌های (۲۰۰۳-۱۹۹۹) مورد بررسی قرار دادند. روش مورد استفاده این گروه، روش تحلیل مرزی تصادفی SFA بوده است. هدف اصلی تحقیق، محاسبه کارایی بانک‌های اتحادیه اروپا و تشخیص علل تفاوت کارایی فنی بانک‌های کشورهای عضو اتحادیه اروپا و پاسخ به این پرسش که آیا کارایی اعضای قدیم و جدید اتحادیه اروپا متفاوت می‌باشد یا خیر؟ آنها دریافتند که تفاوت کارایی کشورها عمدتاً به دلیل تفاوت تورم و میزان تجارت خارجی کشورها می‌باشد. البته میزان ثبات سیاست‌های کلان و ساختار بازار نیز جزء دلایل تفاوت کارایی تلقی می‌شدند.

عابدی‌فر (۱۳۷۹) از توابع تولید مرزی تصادفی برای برآورد کارایی فنی صنعت بانکداری ایران (۱۰ بانک دولتی کشور) استفاده کرده و عوامل مؤثر بر کارایی بانک‌ها را طی دوره زمانی (۱۳۶۶-۱۳۶۷) بررسی نموده است. وی از مدل‌های ناکارایی متغیر با زمان بتیس و کولی (۱۹۹۲) و مدل ناکارایی بتیس و کولی (۱۹۹۵) در پژوهش خود بهره جسته است. وی به این نتیجه دست یافت که کارایی فنی صنعت بانکداری ایران با مدل اول ۷۹/۸ درصد و طبق مدل دوم ۷۸/۳ درصد است. همچنین، وی دریافت که کارایی فنی با نوع بانک، ابعاد بانک و نسبت شعب مستقر در تهران رابطه مستقیم و با نسبت تسهیلات اعطایی در قالب مضاربه، مشارکت مدنی و به کارگیری نیروی انسانی با تحصیلات لیسانس و بالاتر رابطه معکوس دارد.

کریمی (۱۳۸۱) کارایی شعب بانک کشاورزی (۱۷ شعبه اصلی در استان همدان) را برای سال‌های (۱۳۷۷-۱۳۷۹) بررسی نموده است. در این پژوهش از تابع هزینه مرزی تصادفی و مدل ناکارایی متغیر با زمان بتیس - کوئلی (۱۹۹۲) و مدل ناکارایی بتیس - کولی (۱۹۹۵) برای تخمین کارایی شعب استفاده شد. نتایج تحقیق براساس مدل اول حاکی از آن است که میانگین کارایی شعب ۷۵/۶ درصد می‌باشد. همچنین، کارایی شعب در طول زمان تغییرات محسوسی نداشته است و حدود ۲۳ درصد از تفاوت‌ها در عملکرد ناشی از عدم کارایی می‌باشد. نتایج مدل دوم نیز دلالت بر آن دارد که اندازه شعبه و نسبت عدم وصولی به مانده کل تسهیلات و نسبت کارکنان با تحصیلات لیسانس به کل کارکنان با ناکارایی رابطه مثبت و درجه مکانیزاسیون شعبه با ناکارایی رابطه منفی دارد.

آجرلو (۱۳۸۵) با استفاده از تابع هزینه مرزی تصادفی ترانسلوگ و مدل کارایی متغیر با زمان بتیس - کوئلی (۱۹۹۲)، کارایی هزینه‌ای بانک ملت را طی دوره (۱۳۸۲-۱۳۷۰) بررسی نمود. در این تحقیق حجم کل تسهیلات اعطایی بانک به عنوان ستاده در تابع هزینه در نظر گرفته شده است و حجم کل سپرده‌های سرمایه‌گذاری کوتاه‌مدت و بلندمدت، قرض‌الحسنه جاری و پس‌انداز، تعداد نیروی انسانی و دارایی‌های ثابت به عنوان نهاده در نظر گرفته شده است. نتایج تحقیق مربوط به کارایی هزینه‌ای نشان می‌دهد که نسبت هزینه کل انجام شده به حداقل هزینه کل بانک به‌طور متوسط ۱/۰۷ درصد است، لذا بانک ملت طی دوره مورد بررسی با ۷ درصد ناکارایی هزینه‌ای مواجه بوده است.

سوری (۱۳۸۶) با استفاده از تابع هزینه ترانسلوگ، کارایی صنعت بانکداری در ایران و عوامل مؤثر بر آن را مورد بررسی قرار داد. وی از الگوی بتیس و کوئلی مبتنی بر ناکارایی متغیر طی زمان (۱۹۹۲) و مدل ناکارایی بتیس و کوئلی (۱۹۹۵) استفاده نموده است. در این پژوهش از اطلاعات ۶ بانک تجاری و ۴ بانک تخصصی برای دوره (۱۳۸۱-۱۳۷۴) استفاده شد. نتایج بدست آمده بر اساس تحقیق نشان می‌دهد کارایی صنعت بانکداری در ایران به‌طور متوسط ۸۷/۷۶ درصد است و کارایی بانک با تخصصی بودن آنها تعداد شعب و زمان رابطه مثبت و با اندازه بانک رابطه منفی دارد.

۴. معرفی الگوهای تحقیق

الگوی اول: مدل خطای ترکیب بتیس و کوئلی^۱ (۱۹۹۲): بتیس و کوئلی (۱۹۹۲) یک تابع تولید مرزی تصادفی برای داده‌های تلفیقی پیشنهاد کردند که جزء ناکارایی مربوط به جمله خطا بصورت متغیرهای تصادفی نرمال منقطع توزیع شده و به صورت منظم با زمان تغییر می‌کند. این مدل بصورت زیر است:

$$Y_{it} = X_{it}^* \beta + (V_{it} - U_{it}) \quad , i = 1, 2, \dots, N \quad , t = 1, 2, \dots, T \quad (10)$$

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

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

β : بردار پارامترهایی که می‌بایست تخمین زده شوند.

V_{it} : متغیرهای تصادفی با توزیع $iid.N(0, \sigma_v^2)$

1. Error Component Model

$$U_{it} = (U_i \exp(-\eta(t - T))) \quad (11)$$

U_{it} : متغیرهای تصادفی غیرمنفی به صورت iid هستند که بیانگر ناکارایی فنی در تولید بوده و فرض بر این است که توزیع $N(M_{it}, \sigma_u^2)$ منقطع در صفر می‌باشند.
 η : پارامتری است که باید تخمین زده شود.

در این الگو برای هر مقطع زمانی^۱ و دوره زمانی^۲ باید حداقل یک مشاهده وجود داشته باشد. وجود حداقل تعداد مشاهدات در هر دوره و مقطع باعث می‌گردد که در ترکیب داده‌های سری زمانی و داده‌های مقطع زمانی^۳ مشکلی به وجود نیاید. البته بنگاه‌هایی که اطلاعات آنها بکار گرفته می‌شوند نباید دارای فناوری‌های متفاوت باشند، زیرا در این صورت تخمین‌های مناسبی در عمل به دست نخواهد آمد.

الگوی دوم: مدل اثر کارایی فنی بتیس و کوئلی (۱۹۹۵)^۴: در برخی از مطالعات تجربی نظیر پیت و لی^۵ (۱۹۸۱) توابع مرزی و میزان کارایی تخمین زده شده و سپس کارایی پیش‌بینی شده بر متغیرهای مشخصی نظیر تجربه‌های مدیریتی، وضعیت مالکیت و ... رگرس شده تا دلایل وجود تفاوت در کارایی بنگاه‌های مختلف یک صنعت مشخص شود. این روش تخمین دو مرحله‌ای که تا مدت‌ها مناسب به نظر می‌آمد در تضاد با فرض مستقل بودن جزء ناکارایی است. بنابراین، بعید است که روش تخمین دو مرحله‌ای به لحاظ کارایی تخمین‌های مناسبتری از روش یک مرحله‌ای فراهم آورد. این موضوع توسط کامباکر، گوش و مک‌گوکین^۶ (۱۹۹۲) و ریفشنايدر و استیونسن^۷ (۱۹۹۱) مطرح شد. آنها مدل توابع مرزی با جمله ناکارایی (U_i) را به صورت تابع مشخصی از بردار متغیرهای مشخص و جزء خطای تصادفی پیشنهاد کردند. بتیس و کوئلی (۱۹۹۵) مدلی را معادل مدل کامباکر، گوش و مک‌گوکین (۱۹۹۱) ارائه کردند با این تفاوت که در آن استفاده از داده‌های تلفیقی مجاز شد. خصوصیات مدل بتیس و کوئلی (۱۹۹۵) به شرح زیر است:

1. Cross Section
2. Time Period
3. Data Pooling
4. Technical Efficiency Effect
5. Pit and Lee
6. Kumbhaker Ghosh and Mcgukin
7. Reifshneider and Stevenson

$$Y_{it} = X_{it}^* \beta + (V_{it} - U_{it}), \quad i = 1, 2, \dots, N, \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (12)$$

V_{it} : متغیرهای تصادفی با توزیع $iid.N(0, \sigma_v^2)$
 U_{it} : متغیرهای تصادفی غیر منفی و بیانگر ناکارایی فنی در تولید هستند. فرض بر این است که توزیع جزء ناکارایی (U_i)، مستقل از V_{it} و نرمال منقطع در صفر $N(M_{it}, \sigma_u^2)$ است.

$$M_{it} = Z_{it} \delta \quad (13)$$

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

وارد کردن متغیر توضیحی در این مدل به سه صورت امکان پذیر است. اگر متغیر توضیحی مستقیماً بر تولید اثر بگذارد جزء متغیرهای توضیحی تابع تولید، اگر جزء مجموعه عوامل تولید نباشد اما تولید را تحت تأثیر قرار دهد در جزء ناکارایی و اگر هم بر میزان تولید اثر بگذارد و هم سبب کاهش ناکارایی گردد در هر دو موقعیت وارد مدل خواهد شد.

۵. روش تخمین

روش اقتصادسنجی استفاده شده در این تحقیق روش حداکثر درستنمایی^۱ است که به منظور محاسبه کارایی فنی در قالب تخمین مرزی تصادفی با داده های پانل بکار می رود. روش حداکثر درستنمایی به این دلیل ارجح است که یک تخمین مجانباً کارا از پارامترهای مجهول مدل ارائه می دهد. همچنین، روش حداکثر درستنمایی به مشاهدات کارا اجازه می دهد که سهم بیشتری در شکل مرز تولید داشته باشد. بدین منظور از برنامه کامپیوتری Frontier Version 4.1 استفاده می گردد. این نرم افزار توسط تیم کولی در سال ۱۹۹۶ در دانشگاه نیوانگلند تهیه شده و توانایی تخمین توابع تولید و هزینه را به روش حداکثر درستنمایی را دارا می باشد.

۶. معرفی مدل

در این تحقیق به منظور اندازه گیری کارایی فنی بانک از دو الگوی بتیس و کوئلی (۱۹۹۲ و ۱۹۹۵) به شکل تابع تولید مرزی تصادفی از نوع ترانسلوگ (تبدیل لگاریتمی) استفاده می شود. تابع تولید ترانسلوگ یکی از اشکال

1. Log Likelihood

انعطاف‌پذیری است که برای تخمین مستقیم تابع تولید بکار می‌رود. این تابع حالت تعمیم‌یافته تابع کاب-داگلاس است، به این معنا که علاوه بر در نظر گرفتن هر نهاده به عنوان متغیر مستقل حاصلضرب آنها نیز در مدل ظاهر می‌گردد، در صورتی که تخمین ضرایب ضرب نهاده‌ها در یکدیگر صفر گردد (از لحاظ آماری معنادار نباشد) تابع مذکور به تابع کاب-داگلاس نزدیک می‌شود. برای محاسبه کارایی مدیریت‌های ستادی شعب بانک کشاورزی در استان‌ها تابع تولید ترانسلوگ زیر در نظر گرفته شد:

$$\ln Y_{it} = \beta_0 + \sum_{j=1}^5 \beta_j x_{jit} + \sum_{j \leq k} \sum_{k=1}^5 \beta_{jk} x_{ji} x_{kit} + V_{it} - U_{it} \quad (14)$$

$$i = 1, 2, \dots, 36 \quad j = 1, 2, \dots, 5 \quad t = 1, 2, 3$$

در تابع فوق، Y_{it} حجم کل تسهیلات اعطایی است مبین ستاده مدل می‌باشد که به وسیله شاخص قیمت مناسب^۱ تعدیل شده است و نهاده‌های مدل عبارتند از لگاریتم حجم سپرده‌های ارزان^۲، لگاریتم سپرده‌های گران^۳، لگاریتم حجم دارایی ثابت^۴ به عنوان متغیر جانشین عامل سرمایه، لگاریتم تعداد نیروی انسانی و زمان معرف تغییرات فنی.

در قالب الگوی دوم بتیس و کوئلی (۱۹۹۵) در تابع مرزی تصادفی فوق جزء ناکارایی فنی متأثر از عوامل زیر در نظر گرفته می‌شود.

$$M_{it} = \delta_0 + \sum_{j=1}^8 \delta_j Z_{jit} \quad (15)$$

$$U_{it} \approx (M_{it}, \sigma_u^2) \quad (16)$$

در رابطه (۱۵) متغیرهای Z یا ابعاد ویژه بنگاه عبارتند از Z_1 : متغیر مجازی تغییر مدیر یا بی‌ثباتی در اداره شدن واحد تصمیم‌گیر برای تحلیل اثر بی‌ثباتی مدیریت بر ناکارایی است، به طوری که برای مدیریت ستادی t ام که در سال t ام با تغییر مدیر مواجه بوده، متغیر مذکور مقدار یک و برای سایر مدیریت‌ها مقدار صفر اختیار می‌کند، Z_2 : سهم مدیریت ستادی از کل شعب بانک کشاورزی معرف

۱. شاخص قیمت خدمات مؤسسات پولی و مالی به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۸۳

۲. جمع سپرده‌های قرض‌الحسنه جاری و پس‌انداز

۳. جمع سپرده‌های سرمایه‌گذاری کوتاه‌مدت، بلندمدت و سایر سپرده‌ها

۴. جمع اموال منقول و غیرمنقول

مقیاس فعالیت، Z_3 : نسبت کارکنان با تحصیلات لیسانس و بالاتر به کل کارکنان مدیریت ستادی، معرف تأثیر نیروی انسانی متخصص و غیرمتخصص بر ناکارایی، Z_4 : سهم مدیریت ستادی شعب استان آام از کل سپرده‌های بانک‌های دولتی استان آام، Z_5 : سهم مدیریت ستادی شعب از کل سپرده‌های بانک کشاورزی، Z_6 : نسبت مطالبات لاوصول مدیریت ستادی شعب نماینده متغیر ریسک اعتباری، Z_7 : سهم تسهیلات پرداختی در بخش کشاورزی از کل تسهیلات پرداختی مدیریت ستادی به‌عنوان مهم‌ترین ویژگی مختص بانک کشاورزی نسبت به بانک‌های تجاری و Z_8 : زمان.

۷. داده‌ها و جامعه آماری تحقیق

این تحقیق محور اصلی بررسی خود را مدیریت‌های ستادی شعب بانک کشاورزی در استان‌های سراسر کشور قرار داده است. اطلاعات مورد نیاز از طریق اداره کل آمار و برنامه‌ریزی این بانک در اختیار محقق قرار داده شد. داده‌های تحقیق از نوع تلفیقی بوده و جامعه آماری پژوهش نیز شامل ۳۶ مدیریت ستادی شعب بانک در استان‌های کشور طی سال‌های (۱۳۸۷ – ۱۳۸۵) می‌باشد.

۸. برآورد تجربی مدل

مدلی که محقق به منظور اندازه‌گیری کارایی مدیریت‌های بانک در قالب دو الگوی بتیس و کوئلی به‌دنبال برآورد آن است، تابع تولید مرزی تصادفی با داده‌های پانل می‌باشد که فرم ریاضی و متغیرهای آن در رابطه (۱۴) تعریف گردید و براساس تابع تولید مذکور دو الگوی خطای ترکیب (۱۹۹۲) و اثرات کارایی (۱۹۹۵) بتیس و کوئلی تخمین زده می‌شود. تخمین اولیه را مدل عمومی می‌نامیم و پس از انجام آزمون فرضیه‌های مناسب درخصوص شکل تابع (ترانسلوگ یا کاب-داگلاس) و حضور متغیرهای توضیحی منتخب در مدل نتیجه حاصل شده را مدل ارجح نامگذاری می‌کنیم. همچنین، براساس نتایج حاصل شده از مدل ارجح در الگوی دوم بتیس و کوئلی (۱۹۹۵) مشخص می‌شود که آیا بین متغیرهای معرفی شده در رابطه (۱۵) و کارایی مدیریت‌های ستادی شعب رابطه معنادار وجود دارد یا خیر؟

۸-۱. برآورد کارایی در قالب الگوی خطای ترکیب یا مدل کارایی متغیر با زمان بتیس و کوئلی (۱۹۹۲)

پس انجام آزمون فروض مربوط به انتخاب شکل مناسب تابع تولید مدل ارجح تابع مرزی در قالب الگوی اول بتیس و کوئلی (۱۹۹۲) تابع مرزی تصادفی کاب-داگلاس با فرض جزء ناکارایی نامتغیر با زمان و با توزیع

نیمه‌نرمال انتخاب گردید. آزمون فرضیه‌هایی که درخصوص تخمین‌های حداکثر درستنمایی مدل عمومی انجام گردید در جدول (۱) ارائه شده است. فرضیه صفر اول که مربوط به ضرایب جمله سوم تابع مرزی ترانسلوگ است چنین بیان می‌کند که ضرایب تمام این جملات صفر هستند و لذا تابع مرزی کاب-داگلاس می‌تواند الگوی مناسبی برای داده‌ها باشد. در قالب فرضیه دوم چنین بیان می‌شود که جزء ناکارایی فنی نامتغیر طی زمان می‌باشد و با گذشت زمان تغییر نمی‌کند. همان‌طور که در رابطه (۱۱) ذکر شد در الگوی اول بتیس و کوئلی تنها گذشت زمان بر تغییر جزء ناکارایی موثر است که بسته به میزان معناداری آماره مربوط به آن می‌توان این فرض را رد کرد یا پذیرفت. فرضیه سوم اینگونه مطرح می‌گردد که توزیع جزء ناکارایی (U_i) نیمه‌نرمال (منقطع در صفر) می‌باشد. با توجه به مقادیر بحرانی و پذیرش فرضیه‌های مربوطه مدل ارجح در قالب الگوی بتیس و کوئلی (۱۹۹۲) تابع مرزی تصادفی کاب-داگلاس با فرض جزء ناکارایی نامتغیر با زمان و با توزیع نیمه‌نرمال می‌باشد.

جدول ۱. آزمون فرضیه‌های تخمین حداکثر درستنمایی بتیس و کوئلی (۱۹۹۲)

تصمیم	مقدار بحرانی	λ	مقدار تابع درستنمایی	فرضیه صفر
$\beta_{jk} = 0$				
پذیرش	۲۳/۶۸	۹/۶۴	-۳/۲۲	$j = 1,2,...,5$ $k = 1,2,...,5$ $j \leq k$
پذیرش	۷/۸۱	۷/۲۲	-۲/۰۱	$\eta=0$
پذیرش	۵/۹۹	۵/۴۴	-۱/۱۳	$\mu=0$

مأخذ: نتایج تحقیق.

تخمین‌های حداکثر درستنمایی پارامترهای تابع تولید مرزی تصادفی در الگوی اول بتیس و کوئلی (۱۹۹۲) به‌شرح جدول (۲) می‌باشد.

جدول ۲. برآورد حداکثر درستنمایی مدل ارجح بتیس و کوئلی (۱۹۹۲)				
آماره t	ضریب	پارامتر	متغیر	نهاده‌ها
۱/۴۶	۱/۳۶۹	β_0	عرض از مبدأ	
۳/۷۳	۰/۴۸۳	β_1	$\text{Ln}X_1$	سپرده ارزان
۱۳/۰۲	۰/۲۷۸	β_2	$\text{Ln}X_2$	سپرده گران
۷/۵۴	۰/۲۱۱	β_3	$\text{Ln}X_3$	دارایی ثابت
-۲/۵۶	-۰/۰۳	β_4	$\text{Ln}X_4$	تعداد کارکنان
-۳/۳	-۰/۱۰۶	β_5	$\text{Ln}X_5$	زمان یا سال مشاهده (تغییرات فنی)
-	۰	η	رابطه جزء ناکارایی و زمان	
۳/۹۸	۰/۲۴۷	σ^2	واریانس	
۸/۵۳	۰/۸۱۸	γ	سهم تغییرات ناکارایی از کل واریانس	
-۳/۲۲			Log Likelihood Function	

مأخذ: نتایج تحقیق.

۸-۱-۱. مدل اثرات کارایی بتیس و کوئلی (۱۹۹۵)

آزمون فرضیه‌ها درخصوص تخمین حداکثر درستنمایی مدل عمومی الگوی دوم بتیس و کوئلی در جدول (۳) ذکر شده است. فرضیه اول همانند الگوی بتیس و کوئلی (۱۹۹۲) بیان می‌کند که تابع مرزی تصادفی از نوع کاب – داگلاس مورد استفاده قرار گیرد. در قالب فرضیه دوم چنین بیان می‌شود که متغیرهای انتخاب شده برای تشریح کارایی فنی در الگوی بتیس و کوئلی (۱۹۹۵) مفید نیستند، به گونه‌ای مجموعه این متغیرها نمی‌توانند تشریح‌کننده مدل کارایی موردنظر باشند، لذا با توجه پذیرش فرم کاب – داگلاس و همچنین رد فرضیه مربوط به عدم تأثیرپذیری جزء ناکارایی از متغیرهای انتخاب شده در این الگو مدل ارجح به‌شرح جدول (۴) خواهد بود.

جدول ۳. آزمون فرضیه تخمین حداکثر درستنمایی بتیس و کوئلی (۱۹۹۵)				
تصمیم	مقدار بحرانی	λ	مقدار تابع درستنمایی	فرضیه صفر
پذیرش	۲۳/۶۸	۲/۸۲	۲۳/۲۲	$\beta_{jk} = 0$ $j = 1, 2, \dots, 5$ $k = 1, 2, \dots, 5$ $j \leq k$
رد	۱۵/۵۰	۳۸/۸۹	۲/۳۷	$\delta_j = 0$ $j=1, 2, \dots, 8$

مأخذ: نتایج تحقیق.

جدول ۴. برآورد حداکثر درست‌نمایی مدل ارجح بتیس و کوئلی (۱۹۹۵)

آماره t	ضریب	پارامتر	متغیر	نهادها
۰/۸۸	۰/۵۰۳	β_0	عرض از مبدأ	
۶/۲۲	۰/۵۲۱	β_1	$\ln X_1$	سپرده ارزان
۵/۹۹	۰/۳۲۸	β_2	$\ln X_2$	سپرده گران
۲/۴۴	۰/۱۸۴	β_3	$\ln X_3$	دارایی ثابت
-۱۱/۹	-۰/۰۹	β_4	$\ln X_4$	تعداد کارکنان
-۵/۴۳	-۰/۰۱	β_5	$\ln X_5$	زمان یا سال مشاهده (تغییرات فنی)
۳/۱۶	۰/۱۹۵	σ^2		واریانس
۲۲/۸۹	۰/۹۰۹	γ		سهم تغییرات ناکارایی از کل واریانس
	۲۳/۲۲			Log Likelihood Function
ابعاد ویژه بنگاه				
۲/۶۴	۱/۳۸	δ_0	Z_0	عرض از مبدأ
۷/۴۹	۱/۵۷	δ_1	Z_1	تغییر مدیر
-۱/۷	-۱۲/۸	δ_2	Z_2	سهم از کل شعب بانک
۳/۳۳	۰/۰۰۰۱	δ_3	Z_3	نسبت نیروی انسانی لیسانس و بالاتر
-۲/۳۲	-۲/۹۴	δ_4	Z_4	سهم از سپرده‌های بانک‌های دولتی استان
۳/۶۲	۱۸/۸۴	δ_5	Z_5	سهم از کل سپرده‌های بانک کشاورزی
۲/۸۷	۲/۱۸	δ_6	Z_6	نسبت عدم وصولی
-۴/۷۴	-۳/۳۱	δ_7	Z_7	نسبت تسهیلات پرداختی در بخش کشاورزی
۲/۶۶	۰/۴۱	δ_8	Z_8	سال مشاهده

مأخذ: نتایج تحقیق.

در جدول (۴) ضرایب β_1 تا β_5 تفسیری همانند جدول (۲) را دارا می‌باشد، اما در این الگو ضرایب δ_1 الی δ_8 به ترتیب مربوط به ابعاد ویژه بنگاه – رابطه (۱۵) می‌باشند. این متغیرها برای بیان دلایل ناکارایی در مدیریت‌های ستادی بانک وارد مدل شده‌اند که از خصوصیات الگوی بتیس و کوئلی (۱۹۹۵) می‌باشد. همچنین، معنادار بودن آماره t مربوط به ضریب δ_1 ها نوع رابطه موجود بین جزء ناکارایی و متغیرهای معرفی شده را مشخص می‌سازد.

۹. نتایج برآورد مدل

با توجه به آزمون فروض مختلف در مورد انتخاب دو مدل ارجح پارامترهای هر دو مدل در جداول (۲) و (۴) ارائه شد. جدول (۲) نشان می‌دهد که مدل اول ارجح با توجه به انتخاب فرم کاب - داگلاس تابع تولید، مدل ناکارایی نامتغیر با زمان می‌باشد که در آن جزء ناکارایی دارای توزیع نیمه‌نرمال می‌باشد. براساس تخمین پارامترهای مدل مقدار $\gamma = 0/81$ می‌باشد و آماره t مربوط به آن نیز نشان‌دهنده معناداری ضریب فوق می‌باشد، لذا جزء کارایی می‌بایست در مدل وجود داشته باشد یعنی تخمین‌های (ML) حداکثر درستمایی به تخمین OLS ترجیح دارد.

بر مبنای ضرایب تخمینی تابع تولید در هر دو الگوی بتیس و کوئلی بالاترین کشش میانگین ستاده (تسهیلات اعطایی) نسبت به نهاده‌های تابع تولید به ترتیب مربوط به سپرده ارزان، سپرده گران و دارایی‌های ثابت بوده و کشش هر سه نهاده مثبت و معنادار می‌باشد. همان‌گونه که ملاحظه شد بیشترین تأثیرپذیری فرایند اعطاء تسهیلات مربوط به حجم سپرده‌ها و منابع ارزان قیمت است. همچنین طبق هر دو الگو کشش میانگین نهاده نسبت به نهاده نیروی کار و نیز تغییرات فنی منفی می‌باشند. از این رو، یکی از نتایج قابل توجه این مطالعه تأیید بکارگیری نهاده نیروی کار در ناحیه سوم و غیراقتصادی تولید توسط بنگاه (بانک کشاورزی) است که معناداری آماره t ضرایب تخمینی مربوط به این نهاده در هر دو الگو مؤید آن می‌باشد.

به‌رغم انتظار تئوریک ضریب مربوط به متغیر زمان یا تغییرات فنی در هر دو الگوی تابع تولید منفی برآورد شده است، چرا که با پیشرفت‌های تکنولوژیکی در طول زمان تابع تولید بنگاه به سمت بالا منتقل شده و طبق انتظار تئوریک این ضریب مثبت می‌باشد. پس از بررسی مشخص گردید که بانک کشاورزی در نیمه اول و دوم دهه ۸۰ برای نخستین بار در کل نظام بانکی برنامه مطالعاتی و عملیاتی پیاده‌سازی و ارائه کامل نظام جامع بانکداری الکترونیک و آنلاین اجرا نموده است و با وجود کسب موفقیت نخستین بانک ارائه‌دهنده خدمات جامع بانکداری الکترونیک، فازهای تکمیلی این پروژه در پایان دوره مورد بررسی به‌دلایلی بطور کامل اجرا نشده و یا طولانی‌تر از برنامه زمانی اجرا شده است. از جمله این دلایل به موارد زیر می‌توان اشاره نمود:

- نبود بسترهای مخابراتی کافی
- قطع همکاری برخی شرکت‌های خارجی ارائه‌دهنده تکنولوژی مذکور به دلیل تحریم
- افزایش حجم کار شعب به علت الزام شعب در انجام عملیات بانکی به‌طور موازی هم در سیستم‌های سنتی و هم سیستم‌های آنلاین جدید

لذا تأثیر تجهیز و بکارگیری تکنولوژی فوق در دوره مورد بررسی در تابع تولید بانک منفی بوده است. البته با گذشت زمان و بهره‌گیری از تمام امکانات و پتانسیل‌های تکنولوژی فوق برای ارائه کامل و جامع بانکداری الکترونیک می‌توان انتظار داشت که اثر تغییرات فنی و یا زمان در تابع تولید بانک مثبت باشد. در مدل دوم ارجح نیز با انتخاب فرم کاب – داگلاس تابع تولید رابطه جزء ناکارایی با ابعاد ویژه بنگاه با توجه به علامت پارامترهای تخمین زده شده به شرح ذیل می‌باشد:

رابطه جزء ناکارایی با عواملی همچون تغییر مدیر شعب یا واحد تصمیم‌گیر (بی‌ثباتی در اداره شدن مدیریت ستادی)، سهم مدیریت ستادی از کل سپرده‌های بانک، عدم وصولی و زمان مثبت می‌باشد. به عبارت دیگر، مدیریت‌های ستادی بانک در استان‌هایی که با سهم سپرده‌ای بالاتر نسبت عدم وصولی بالاتر و دفعات تغییر مدیر بیشتر مواجه بوده‌اند، ناکارایی بالاتری را تجربه نموده‌اند و درطول زمان ناکارایی افزایش یافته است.

همچنین رابطه جزء ناکارایی با عواملی همچون سهم مدیریت ستادی از کل شعب بانک، سهم مدیریت ستادی شعب از کل سپرده‌های بانک‌های دولتی استان‌آم و نسبت تسهیلات پرداختی در بخش کشاورزی منفی می‌باشد. به عبارت دیگر، مدیریت‌های ستادی که شبکه شعب گسترده‌تر، نسبت تسهیلات پرداختی در بخش کشاورزی بالاتر و سهم بیشتری از منابع سپرده‌ای بانک‌های دولتی استان‌آم را دارا بوده‌اند ناکارایی کمتری را تجربه نموده‌اند. همچنین، به دلیل ضریب نزدیک به صفر پارامتر مربوط به متغیر نسبت کارکنان با تحصیلات لیسانس و بالاتر جزء ناکارایی فاقد رابطه محسوس با متغیر مذکور است.

۱۰. پذیرش یا رد فرضیه محوری تحقیق

فرضیه محوری تحقیق این است که هر چه سهم مدیریت ستادی شعب از کل سپرده‌های بانک بیشتر باشد کارایی افزایش می‌یابد. برای آزمون فرضیه فوق از مدل بتیس و کوئلی (۱۹۹۵) و ضریب تخمینی متغیر Z_5 یعنی سهم سپرده‌های مدیریت ستادی شعب استان‌آم از کل سپرده‌های بانک و آماره t پارامتر استفاده گردید.

جدول ۶. آزمون فرضیه اهم تحقیق

تصمیم	مقدار بحرانی	آماره t	ضریب برآورد شده	فرضیه
رد	۱/۹۶	۳/۶۲	۱۸/۸۴۹	$H_0 : \delta_5 < 0$ $H_1 : \delta_5 \geq 0$

مأخذ: نتایج تحقیق.

با ملاحظه جدول (۶) مشاهده می گردد ضریب مثبت و معنادار برآورد شده متغیر سهم سپرده‌های مدیریت ستادی شعب استان آام از کل سپرده‌های بانک مبین رابطه مثبت (منفی) جزء ناکارایی (کارایی) و افزایش سهم سپرده‌ای از کل سپرده‌های بانک می‌باشد. با توجه به اینکه در تحقیق نظر محقق اثبات فرضیه صفر می‌باشد با رد فرضیه H_0 فرضیه اهم تحقیق رد می گردد. به عبارت دیگر، می توان گفت مدیریت‌های ستادی بانک در استان‌هایی که سهم بالاتری از مجموع سپرده‌ها و منابع تجهیز شده بانک را دارا هستند ناکارایی (کارایی) بیشتری (کمتر) نسبت به سایر مدیریت‌ها دارند. عوامل تأثیرگذار بر وقوع این واقعت آشکار شده از یافته‌های تحقیق - یعنی افزایش ناکارایی با افزایش سهم مدیریت ستادی بانک کشاورزی استان آام از کل سپرده‌های بانک - در دو محور قابل تشریح و تفسیر می‌باشد. نکته اول اینکه علاقمندان به مسائل تولید و صنعت مطلعند که یکی از شکایت‌های فعالان اقتصادی در سالیان اخیر سیاست‌های انقباضی نظام بانکی در اعطاء تسهیلات و عدم پشتیبانی کافی از واحدهای تولیدی - صنعتی بوده است. از طرفی نیز واقعیت‌های رخ داده در سال‌های پس از ۱۳۸۵ مؤید وجود بحران بدهی‌ها و مطالبات معوق واحدهای تولیدی - صنعتی به سیستم بانکی به دلیل اعمال سیاست‌های کاهش دستوری نرخ سود تسهیلات و افزایش تقاضای اعتبارات است و این موضوع گرایش عمومی به پرداخت تسهیلات در بانک‌ها را تحت الشعاع قرار داده است.

به نظر می‌رسد طی این سال‌ها سیاست کاهش دستوری نرخ سود تسهیلات - که در ادبیات اقتصادی از آن با سرکوب مالی^۱ و حذف واسطه‌گری مالی^۲ نام برده می‌شود - در فضایی که بهای تمام‌شده سپرده‌ها بیشتر از نرخ سود تسهیلات اعطایی بوده و سهم منابع و سپرده‌های گران در پورتفوی بانک‌ها همواره در حال افزایش بوده باعث گردیده حرکت عمومی بانک‌ها به سمت اعطاء کمتر تسهیلات گرایش داشته است، چرا که بانک‌ها از طرفی با ریسک عدم وصول اصل و سود تسهیلات اعطایی به دلیل بحران بدهی‌ها مواجه بوده‌اند و از سویی دیگر باید هزینه تأمین و تجهیز منابع مالی و سپرده‌ها به سپرده‌گذار پرداخت گردد. از این رو، بانک‌ها تمایل کمتری به تخصیص سپرده به تسهیلات و اعتبار را داشته‌اند و اقبال به سرمایه‌گذاری مستقیم در بانک‌ها رو به افزایش بوده است. عوامل یادشده تمامی نظام بانکی و بالطبع بانک کشاورزی را متأثر نموده است که در نهایت منجر به کاهش کارایی فنی آن دسته از مدیریت‌های ستادی بانک کشاورزی که سهم بالاتری از منابع و سپرده‌های بانک را داشته‌اند نیز شده است.

-
1. Financial Repression
 2. Disintermediation

نکته دیگر آنکه در سیاست‌های ابلاغی بانک مرکزی و خط‌مشی اعتباری و تجهیز منابع سالانه بانک، برنامه کاری (BP)^۱ هر مدیریت ستادی در زمینه اعطای تسهیلات در حدود میانگین ۷۵ درصد رشد مجموع سپرده‌ها و نیز ۹۰ درصد^۲ وصول مطالبات قابل وصول، مقدار تسهیلات اعطائی قابل پرداخت را تشکیل می‌دهد. مدیریت ستادی شعب هر استان دارای استقلال نسبی در چارچوب خط‌مشی کلی بانک می‌باشد. می‌دانیم که سهم اصلی منابع مالی و سپرده‌های نظام بانکی و نیز بانک کشاورزی متعلق به استان‌هایی نظیر تهران، اصفهان و مناطق آزاد و ... است که قطب پولی بازار پول و نقدینگی کشور را شکل می‌دهند، اما فعالیت‌های اصلی بخش کشاورزی در استان‌هایی که قطب‌های کشاورزی هستند و سهم کمتری از حجم بازار پول اقتصاد کشور را دارا می‌باشند، تمرکز دارد.

طبق سیاست‌های بانک مرکزی و خط‌مشی سالانه بانک می‌بایست سهم عمده تسهیلات بانک کشاورزی در استان‌ها به بخش کشاورزی پرداخت گردد و سهم کمتری به بخش کشاورزی تخصیص یابد و عملاً در استان‌هایی نظیر تهران، تقاضای تسهیلات بیشتر در غیر بخش کشاورزی تمرکز دارد که به دلیل محدودیت وضع شده در سیاست‌های بانک مرکزی و خط‌مشی کلی بانک به‌طور کامل قابل پاسخگویی نمی‌باشد. حقایق آشکار شده بیانگر آن است که با افزایش سهم سپرده‌های استان آلم مانند تهران یا مناطق آزاد به دلیل محدودیت سیاستی کمتر از حد توان فنی تسهیلات پرداخت شده است و منابع آنها افزون بر مصارف می‌باشد و به عبارت دیگر، انحراف از بالانس منابع و مصارف دارند. با تعریفی که تسهیلات به‌عنوان ستانده و سپرده به‌عنوان نهاده - بر مبنای رویکرد واسطه‌ای - در تحقیق ارائه شده مدیریت‌های مذکور با ناکارایی فنی مواجه می‌باشند.

۱۱. محاسبه کارایی فنی مدیریت‌های ستادی شعب بانک کشاورزی

با استفاده از نرم‌افزار Frontier 4.1 کارایی فنی مدیریت‌های شعب محاسبه شد و نهایتاً کارایی فنی در قالب دو مدل ارجح معرفی شده محاسبه شد. با توجه به گزینش فرم کاب-داگلاس برای تابع تولید، میزان کارایی فنی براساس مدل اول بتیس و کوئلی (۱۹۹۲)، ۷۹/۵۷ درصد و براساس مدل دوم بتیس و کوئلی (۱۹۹۵)، ۷۴/۹۷ درصد می‌باشد. رتبه‌بندی مدیریت‌ها به ترتیب میانگین ۳ ساله بالاترین سطح دستیابی به کارایی در جدول (۵) ارائه گردیده است. علت اختلاف میزان کارایی بین مدل اول و دوم وجود متغیرهای Z (ویژگی‌های خاص بنگاه) در مدل دوم است. میانگین میزان کارایی در مدل دوم ۷۴/۹۷ درصد می‌باشد و این بدان معناست که پتانسیل افزایش کارایی به میزان ۲۵/۰۳ درصد وجود دارد.

1. Business Plan

۲. درصدهای فوق با تغییر سیاست‌های بانک مرکزی و خط‌مشی سالانه بانک بسته به جهتگیری انقباضی و یا انبساطی هر ساله تغییر می‌یابند.

جدول ۵. رتبه بندی کارایی مدیریت های ستادی شعب بانک کشاورزی				
رتبه	مدیریت ستادی	مدل اول	مدیریت ستادی	مدل دوم
۱	مازندران	۹۴/۳۸	مازندران	۹۳/۲۴
۲	منطقه کرج	۹۴/۲۴	ایلام	۹۲/۴۶
۳	ایلام	۹۳/۲۷	گلستان	۹۰/۹۷
۴	فارس	۹۲/۷۵	آذربایجان غربی	۹۰/۴۳
۵	گلستان	۹۱/۷۰	فارس	۸۹/۳۱
۶	آذربایجان غربی	۹۰/۷۹	کردستان	۸۹/۱۱
۷	جنوب کرمان	۸۹/۷۷	خراسان شمالی	۸۸/۶۸
۸	اصفهان	۸۹/۵۷	سمنان	۸۸/۴۹
۹	خراسان جنوبی	۸۹/۱۹	چهارمحال بختیاری	۸۷/۱۷
۱۰	کردستان	۸۹/۱۳	اردبیل	۸۷/۰۳
۱۱	خراسان شمالی	۸۹/۰۵	لرستان	۸۶/۷۵
۱۲	لرستان	۸۸/۸۴	همدان	۸۶/۴۰
۱۳	اردبیل	۸۸/۷۴	خراسان جنوبی	۸۶/۱۹
۱۴	کرمانشاه	۸۸/۵۶	کرمان	۸۵/۳۸
۱۵	خوزستان	۸۸/۴۱	کرمانشاه	۸۵/۲۷
۱۶	سمنان	۸۸/۱۹	اصفهان	۸۴/۶۰
۱۷	همدان	۸۷/۷۴	یزد	۸۴/۰۷
۱۸	چهارمحال بختیاری	۸۷/۲۶	منطقه کرج	۸۳/۴۸
۱۹	کرمان	۸۷/۰۸	مرکزی	۸۳/۳۵
۲۰	شعبه مرکزی	۸۵/۲۶	جنوب کرمان	۸۳/۳۴
۲۱	مرکزی	۸۴/۱۰	خوزستان	۸۱/۱۹
۲۲	آذربایجان شرقی	۸۲/۶۱	آذربایجان شرقی	۷۹/۳۳
۲۳	یزد	۸۱/۸۱	زنجان	۷۸/۹۹
۲۴	زنجان	۸۱/۳۵	گیلان	۷۶/۲۵
۲۵	هرمزگان	۷۶/۲۳	خراسان رضوی	۷۳/۳۷
۲۶	خراسان رضوی	۷۵/۸۴	هرمزگان	۷۱/۷۰
۲۷	استان تهران	۷۴/۱۱	قزوین	۶۸/۹۶
۲۸	گیلان	۷۳/۸۷	کهگیلویه و بویراحمد	۶۸/۵۸
۲۹	قزوین	۷۳/۴۱	بوشهر	۶۶/۰۳
۳۰	بوشهر	۷۰/۴۳	قم	۶۰/۹۳
۳۱	کهگیلویه و بویراحمد	۶۸/۴۰	سیستان و بلوچستان	۵۲/۵۰
۳۲	قم	۶۴/۱۴	استان تهران	۵۲/۳۳
۳۳	سیستان و بلوچستان	۶۰/۲۷	شعبه مرکزی	۴۷/۶۲
۳۴	غرب تهران بزرگ	۴۳/۱۲	مناطق آزاد	۴۰/۴۶
۳۵	شرق تهران بزرگ	۳۱/۵۰	غرب تهران بزرگ	۳۵/۲۵
۳۶	مناطق آزاد	۲۶/۶۹	شرق تهران بزرگ	۱۹/۰۱
	میانگین	۷۹/۵۷	میانگین	۷۴/۹۷

مأخذ: نتایج تحقیق.

۱۲. جمع‌بندی و ارائه پیشنهادات

به‌منظور اندازه‌گیری کارایی فنی مدیریت‌های ستادی شعب بانک کشاورزی از دو الگوی بتیس و کوئلی (۱۹۹۲ و ۱۹۹۵) و توابع مرزی تصادفی بهره گرفته شد. توابع تولید مرزی تصادفی مورد استفاده شامل تابع تولید مرزی ترانسلوگ و تابع تولید مرزی کاب-داگلاس می‌باشند که پس از انجام آزمون فروض مربوط به نوع فرم تبعی، تابع تولید کاب-داگلاس در الگوی ارجح انتخاب گردید. برای جزء ناکارایی دو مدل مختلف در نظر گرفته شد. در مدل اول فرض می‌شود که شرایط و خصوصیات تمام بنگاه‌ها یکسان بوده و ویژگی‌های مکانی و سایر مشخصه‌های بنگاه در ناکارایی نقشی ندارند. در مدل دوم، فرض بر آن است که ویژگی‌های بنگاه‌های مختلف از همدیگر متمایز بوده و تأثیر ویژگی‌های بنگاه در ناکارایی آنها معنادار می‌باشد.

با در نظر گرفتن دو الگوی مذکور تابع تولید مرزی با استفاده از روش حداکثر درست‌نمایی (ML) و با بهره‌گیری از نرم افزار Frontier 4.1 تخمین زده شد و کارایی مدیریت‌های شعب محاسبه و به‌ترتیب بالاترین سطح کارایی رتبه‌بندی گردید. داده‌های پژوهش از نوع تلفیقی و جامعه آماری آن شامل ۳۶ مدیریت ستادی بانک کشاورزی در استان‌های کشور طی سال‌های (۱۳۸۷ - ۱۳۸۵) می‌باشد.

در تابع تولید مورد استفاده در این تحقیق لگاریتم حجم تسهیلات اعطایی به عنوان متغیر وابسته وارد گردید و لگاریتم حجم سپرده‌های ارزان، حجم سپرده‌های گران، دارایی‌های ثابت و تعداد نیروی انسانی و نیز زمان معرف تغییرات فنی به‌عنوان نهاده‌های مدیریت ستادی شعب در نظر گرفته شدند. طبق هر دو الگوی تحقیق، کشش میانگین ستاده (تسهیلات اعطایی) نسبت به نهاده‌های سپرده ارزان، سپرده گران و دارایی‌های ثابت مثبت و نسبت به نهاده نیروی کار منفی بوده است و همچنین تغییرات فنی نیز دوره مورد بررسی منفی می‌باشد.

طبق نتایج، کارایی فنی مدیریت‌های ستادی بانک کشاورزی با استفاده از مدل یک ۷۹/۵۷ درصد و طبق مدل دو ۷۴/۹۷ درصد می‌باشد. در قالب الگوی بتیس و کوئلی (۱۹۹۵) جزء ناکارایی فنی متأثر از ویژگی‌ها و ابعاد خاص بنگاه یا همان متغیرهای Z در نظر گرفته شد.

ویژگی‌های خاص بنگاه که بر میزان ناکارایی آنها تأثیر می‌گذارند به‌ترتیب عبارتند از بی‌ثباتی مدیریتی، سهم مدیریت ستادی از کل شعب بانک، نسبت نیروی انسانی با تحصیلات لیسانس به بالا از کل کارکنان، سهم مدیریت ستادی شعب از کل سپرده‌های بانک، سهم مدیریت شعب از کل سپرده‌های بانک‌های دولتی استان، نسبت عدم وصولی، سهم تسهیلات پرداختی در بخش کشاورزی و زمان.

طبق یافته‌های تحقیق، تأثیر عواملی همچون بی‌ثباتی مدیریتی و تغییر مدیر واحد تصمیم‌گیر، افزایش سهم سپرده‌های مدیریت شعب از کل سپرده‌های بانک، افزایش نسبت عدم وصولی و زمان بر ناکارایی مثبت است. همچنین، تأثیر عواملی همچون تعداد بالاتر از کل شعب بانک، سهم بالاتر مدیریت شعب از کل سپرده‌های بانک‌های دولتی استان و پرداختی بالاتر تسهیلات در بخش کشاورزی بر ناکارایی منفی می‌باشد. درضمن، ضریب بسیار نزدیک به صفر نسبت نیروی کار با تحصیلات لیسانس به بالا از کل کارکنان بیانگر فقدان رابطه محسوس بین عامل تحصیلات دانشگاهی و کارایی می‌باشد.

با توجه به نتایج بدست آمده از تخمین کارایی فنی و مشخص نمودن تأثیر برخی متغیرها بر میزان کارایی مدیریت‌های ستادی شعب پیشنهادات ذیل به منظور افزایش کارایی واحدهای تصمیم‌گیر بانک ارائه می‌گردد:

- ضریب منفی برآورد شده نهاده نیروی کار در هر دو الگوی تحقیق بیانگر آن است که بازدهی نهایی نهاده نیروی کار منفی است و بنگاه از لحاظ بکارگیری نیروی انسانی در مرحله سوم و غیراقتصادی تولید قرار دارد، لذا پیشنهاد می‌شود مطالعات تکمیلی در خصوص سطح و نحو بهینه بکارگیری نیروی انسانی صورت پذیرد. فقدان رابطه محسوس بین عامل تحصیلات دانشگاهی کارکنان و کارایی مدیریت‌های ستادی بانک کشاورزی ضرورت توجه دقیق‌تر و بازنگری در ابعاد آموزشی، انگیزش و نحوه بکارگیری نیروهای با تحصیلات بالاتر در صف و ستاد را توجیه می‌کند. همچنین، با توجه به فقدان رابطه بین جزء ناکارایی و عامل تحصیلات کارکنان پیشنهاد می‌گردد در مطالعات احتمالی آتی برای تفکیک نیروی انسانی متخصص از عامل سنوات خدمت نیز استفاده گردد.

- با توجه به رابطه منفی جزء ناکارایی و سهم مدیریت ستادی شعب بانک از کل سپرده‌های بانک‌های دولتی استان پیشنهاد می‌گردد مدیریت‌های ستادی بانک - با توجه مؤلفه‌های منطقه‌ای و مزیت‌های نسبی بانک در استان مربوطه نسبت به سایر بانک‌ها - برنامه‌ای عملیاتی را برای افزایش سهم منابع از سپرده‌های استان و به طبع آن نیل به کارایی بالاتر طراحی و اجرا کنند.

- بر مبنای یافته‌های تحقیق، رابطه سهم بالاتر مدیریت شعب از کل سپرده‌های بانک و ناکارایی (کارایی) مثبت (منفی) می‌باشد، بطوری که مدیریت‌هایی که سهم بالاتری از منابع بانک را تجهیز نموده‌اند در نهایت کمتر از حد توان خود تسهیلات پرداخت نموده‌اند. به نظر می‌رسد علت ناکارایی این مدیریت‌ها بیشتر به عدم توازن در منابع و مصارف تسهیلات مرتبط باشد. البته بخشی از این ناکارایی به دلیل جبران تجهیز منابع ناکافی برخی مدیریت‌ها، توزیع نامتعادل عرضه و تقاضای پول و تسهیلات در سطح کشور اجتناب ناپذیر است، اما نظارت و

تأکید بر بالانس منابع و مصارف تمام مدیریت‌ها تا حد امکان می‌تواند به بهبود کارایی این گروه از مدیریت‌ها کمک نماید.

• ضریب منفی تخمینی مربوط به متغیر نسبت تسهیلات پرداختی در بخش کشاورزی مبین رابطه منفی (مثبت) این متغیر و ناکارایی (کارایی) است. با توجه تخصص بدنه کارشناسی بانک در حوزه کشاورزی و صنایع وابسته به آن پرداخت تسهیلات به پروژه‌های سودآور و دارای توجیه اقتصادی بخش کشاورزی در مقایسه با سایر بخش‌ها می‌تواند به افزایش کارایی مدیریت ستادی کمک نماید.

منابع

- Abtahi, Seyed Hassan & Babak Kazemi (1996), *Productivity*, Institute Trade Studies Research Publications, Tehran.
- Abedifar, Pejman (2000), "Technical Efficiency Estimating in Banking", (M. A. Degree Thesis) Allameh Tabatabaee University, Tehran.
- Afriat, S. N. (1972), "Efficiency Estimation of Productin Function", *International Economic Review*, Vol. 13, No. 3, PP. 568- 598.
- Aigner, D. J. & S. F. Chu (1968), "On Estimating the Industry Production", *American Economic Review*, Vol. 58, No. 4, PP. 826-839.
- Ajorloo, Maryam (2007), "Investition the Cost Efficiency in the Banking System: the Case of Bank Mellat", M. A. Degree Thesis University of Tehran.
- Arrow, K. J., Chenery, H. B., Minhas, B. S. & R. M. Solow (1961), "Capital- Labor Substitution and Economic Efficiency", *Review of Economic and Statistics*, Vol. 43, PP. 228-232.
- Bagherzadeh, Ali (2007), *Economic Efficiency Theory and its Applications*, Arad Institute Publications, First Print.
- Battese, G. E. & T. Colli (1998), "Prediction of Firm –Level technical Efficiencies with a Generalized Frontier Production Function and Panel Data", *Journal of Econometrics*, No. 21.
- Bazmohammadi, Hossien (2003), "To Reform of the Banking System: A Step Towards Reorganization of Iran Official Financial Markts", Monetary and Banking Reseach Institute, Tehran, Spring.
- Caddy, George & J. Shorry (1982), "Allocation Resources", Translated By Jiroovand, Abbdollah, Papiroos Publications, Tehran.
- Colli, Tim (1996), "A Guide to Frontier Version 4.1, A Computer for Stochastic Frontier Production and Cost Function", University of New England, Aridule.
- Da Niel Hollo & M. Arton Nagy (2004), Bank Efficiency in Enlarged European Union, *Applied Financial Economics*, Vol. 13.
- Emami Meibodi, Ali (2000), *Efficiency and Productivity Measurement (in Theory and Practice)*, Institute Trade Studies Research Publications, Teran.

- Green, W. H.** "Maximum Likelihood Estimation of Econometric Frontier Function", *Journal of Econometric*, No. 31.
- Hassanzadeh, Ali & Zahra Soltani** (2008), *A Comparative Study of Efficiency and Effective Factors in Islamic Banking System (Case Study of Iran)*, Second Print, Winter.
- Hassanzadeh, Ali** (2003), *The Study of Features and Domains of Development Banks in Iran*, Monetary and Banking Research Institute Publications, First Print, Summer.
- Jandrw, J., Lovell, C. A. K. & Matrov, Schmidt**, "On the Estimation of Technical Inefficiency in the Stochastic Frontier Production Model", *Journal of Econometrics*, Vol. 19, PP. 233- 274.
- Karimi, Mojtaba** (2002), "Investigation of the Efficiency: Related Keshvarzi Bank Branches and its Effecting Factors", (M. A. Degree Thesis) University of Tehran.
- Khadem Vatani, Asgar** (2000), "Awarded Funding for Research on Comparative Analysis of Economic Efficiency of Iran's Thermal Power Plants", (M. A. Degree Thesis) University of Tehran.
- Layard, P., R. G. & A. Waltterz** (2005), *Microeconomic Theory*, Translated By Shakeri, Abbas, Ney Publications, Third Print.
- Mojtahed, Ahmad** (2008), *Bank Privatization and its Effects on Banking Performance*, Monetary and Banking Research Institute Publications, First Print, Winter.
- Mojtahed, Ahmad & Ali Hassanzadeh** (2005), "Money and Banking and Financial Institutions", Monetary and Banking Research Institute Publications, Second, Fall.
- Mohsin Khan, S. & Abbas Mirakhor** (1991), "Theoretical Studies in Islamic Banking and Finance", Translated By Ziyae Bigdeli, Mohammad Taghi, Higher Institute Banking of Iran.
- Nafar, Nosrat Ollah**, *Econometric Approach for Valuation of the Technical Efficiency in Private and Governmental Textile Firms*, PH.D Degree Thesis.
- Rasulof, Jalal** (2003), *New Approach of Keshavarzi Bank in Agricultural Finance*, Collection Papers in Financing Agriculture Sector, Economic Research Center of Tarbiat Modares University, First print, Tehran.
- Sickles, R. C.** (1984), "Production Frontiers and Panel Data", *Journal of Business and Economic Statistics*, PP. 367- 374.
- Soori, AmirReza** (2007), "The Estimation of Efficiency and its Effecting Factors in Iran", Research Sciences Unit, Azad University Tehran.
- Vreta, B. E & D Rieger** (1990), "Alternative Production Frontier Methodologies and Dairy Firm Efficiency", *Journal of Agricultural Economics*, Vol. 41, PP. 215- 26.

