فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی
سال بیستم، شماره ۶۱، بهار ۱۳۹۱، صفحات ۱۵۸ - ۱۳۳

تخمین کارایی فنی بانک کشاورزی با استفاده از تابع تولید مرزی

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

مهدی توسلی
کارشناس‌ارشد علوم اقتصادی
mehditavasoli59@yahoo.com

این پژوهش به‌دنبال برآورد کارایی فنی بانک کشاورزی و تشخیص عوامل مؤثر بر آن است. برای این منظور، روش تابع تولید مرزی تصادفی بکارگرفته 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 متغیرجانشین عامل سرمایه، تعداد نیروی انسانی و زمان بیانگر تغییرات فنی. نتایج به‌دست آمده نشان می‌دهدکه کارایی فنی مدیریت‌های ستادی شعب بانک کشاورزی با استفاده از مدل یک ۷۹/۵۷ درصد و طبق مدل دو ۷۴/۹۷ درصد می باشد. علاوه براین، 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**

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-05]

۱. مقدمه

بانک‌ها وظایف مهمی را در اقتصاد برعهده دارندکه 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 درکانون فعالیت‌های اقتصادی قرار دارند و نقطه اتکایی برای اهرم سیاست‌های پولی محسوب می‌شوند. در کشورهای درحال توسعه و اقتصادهای درحال‌گذار، فقدان بازارهای مالی پیشرفته برای تأمین انباشت سرمایه کافی مورد نیاز رشد اقتصادی، پایین‌بودن درآمد سرانه، بالابودن میل نهایی به مصرف باعث گردیده بانک‌ها عموماً تنها نهادهایی باشندکه با ارائه روش‌های گوناگون به کاهش ریسک سرمایه‌گذاری کمک و این کاستی و ضعف را برطرف کنند. واقعیت این است که به‌دلیل 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 به‌نظر می‌رسد نظام بانکداری ایران به ویژه پیش از ورود بخش خصوصی با عدم کارایی مواجه باشد. البته اظهارنظر قطعی درخصوص عدم‌کارایی یاکارایی نظام بانکی مستلزم اندازه‌گیری کمی شاخص‌های عملکردی می‌باشد، اما شواهد متعدد در نظام بانکی ایران فرضیه عدم کارایی در این صنعت را تقویت می‌کند. دولتی‌بودن مدیریت و مالکیت، محدویت‌های قانونی برای جذب نیروهای متخصص، تسهیلات تکلیفی، تصمیم‌گیری بدون توجه به مقتضیات بازار مانند جذب سپرده‌ها و اعطاء وام بدون توجه به نرخ تورم، پایین‌بودن نسبت کفایت سرمایه ازجمله 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 رقابتی‌ترشدن 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 داردکه 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 برهمین اساس است که طی دو دهه گذشته در اسناد و قوانین بالادستی کشور ایران بر افزایش رقابت و کارایی تاکیدشده است. نظام

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-05]

بانکی به‌عنوان قلب تپنده اقتصاد – که وظیفه تأمین و انتقال منابع به سمت فعالیت‌های اقتصادی را برعهده دارد– می‌بایست از کارایی برخوردار باشد. بانک کشاورزی که در تأمین و تخصیص منابع مورد نیاز بخش کشاورزی فعال می‌باشد نیز نقش ویژه‌ای در اقتصاد ایران دارا می‌باشد و برهمین اساس در این مقاله درصدد ارزیابی میزان کارایی این بانک می‌باشیم.

این مقاله در شش بخش سازماندهی شده است. پس از مقدمه در بخش دوم مفهوم کارایی و جنبه‌های مختلف آن به بحث گذارده می‌شود و شیوه‌های اندازه‌گیری کارایی و تحولاتی که طی زمان در اندازه‌گیری کارایی صورت گرفته است اشاره خواهد شد. در بخش سوم مطالعات تجربی قبلی پیرامون کارایی و اندازه‌گیری آن مرور خواهد شد. در بخش‌های چهارم و پنجم الگوهای مورد استفاده این مطالعه و برآورد تجربی مدل ارائه می‌شوند. نتایج حاصل از تخمین کارایی در سطح بانک کشاورزی نیز در بخش ششم به بحث گذارده می‌شود.

۲. کارایی؛ مفهوم، تعاریف و شیوه‌های اندازه‌گیری

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

-**کارایی‌فنی**[1]: نشان‌دهنده میزان توانایی یک بنگاه در حداکثرسازی تولید، با توجه به عوامل و تولید مشخص است (کادی و شوری، ۱۳۶۱).

-**کارایی‌تخصیصی**[2]: نشان‌دهنده 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 امکان‌پذیر شود.

-**کارایی اقتصادی**[3]: ترکیبی ازکارایی فنی و تخصیصی می‌باشد یا به‌عبارت دیگر کارایی اقتصادی نشان‌دهنده کارایی در نحوه تولید و تخصیص عوامل تولید می‌باشد.

تعریف کارایی و درنظرگرفتن جنبه‌های مختلف آن از اهمیت بسزایی برخوردار است، اما مهم‌تر از آن اندازه‌گیری کارایی واحدهای اقتصادی مورد بحث می‌باشد. بر این اساس، برای ارزیابی میزان کارایی در بانک

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

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-05]

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[1] و در رویکرد دوم روش تحلیل مرزی تصادفی[2] بیشتر مورد استفاده قرار می‌گیرند.

- **روش ناپارامتریک:** در این روش که ساده‌ترین روش سنجش کارایی است، بطورکلی عملکرد هر بنگاه با بهترین عملکرد بنگاه‌های موجود در آن صنعت مقایسه می‌شود. بدین‌صورت‌که 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 می‌شودکه 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 درنظرگرفته نمی‌شود.

- **روش‌های پارامتریک:** در روش‌های پارامتریک برای تخمین کارایی یک تابع توزیع احتمال برای جزء ناکارایی درنظرگرفته می‌شود. مدل‌های مرزی پارامتریک خود به دو دسته مدل‌های مرزی معین یا قطعی[3] و مدل‌های مرزی تصادفی[4] تفکیک می‌شوند (بتیس، ۱۹۹۱).

مدل‌های مرزی تصادفی‌که موضوع موردنظر این مقاله می‌باشد اولین‌بار توسط ایگنر، لاول و اشمیت[5] (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. همان‌گونه‌که 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 ارائه‌کردندکه روش تولید کاراتر 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. Stochostic
5. Igner, Lovell, Schmit

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-05]

$$LnY_i = LnF(X_i, \beta) + \varepsilon_i \quad \varepsilon_i \geq 0 \qquad i = 1,2,3,...N \qquad (۱)$$

که Y_i محصول بدست آمده واحد iام، X_i بردار غیرتصادفی نهاده‌ها و β بردار پارامترهای نامعلوم است. ε_i جزء خطای تصادفی غیرمنفی است که مشخص‌کننده موقعیت بنگاه iام نسبت به تابع تولید مرزی می‌باشد که در واقع نشان‌دهنده ناکارایی می‌باشد. بنابراین، در این مدل‌ها علت اختلاف بین تولید واقعی و تولید مرزی بنگاه تنها ناشی از عدم کارایی فنی می‌باشد بدین معناکه 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 صددرصد 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[1] (۱۹۷۷) و ایگنر،لاول و اشمیت برای اولین بار برای تخمین ناکارایی مدل مرز تصادفی را معرفی‌کردند. در مدل‌های پارامتری با اعمال فرض توزیع مشخص برای ε_i و بکارگیری روش حداکثر درستنمایی (ML)[2] 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 معناکه اگر بنگاهی کمتر از تولید مرزی عملکرد داشته باشد بخشی از آن به‌دلیل عدم‌کارایی فنی و بخش دیگر به‌دلیل عوامل تصادفی خواهد بود. در این روش پسماندهای تخمین، شامل دو جزء اخلال نرمال (آوای سفید) تصادفی[3] و مؤلفه عدم‌کارایی فنی می‌باشد، بطوری‌که:

$$\varepsilon_i = V_i - U_i \qquad (۲)$$

در مدل مرز معین جمله اخلال از یک جزء تشکیل می‌شود و همان جزء یعنی ε_i معرف ناکارایی بنگاه بود، اما در مدل مرز تصادفی جزء اخلال از دو بخش Vi و Ui تشکیل می‌شود، بطوری‌که Vi همان جزء اخلال معمولی می‌باشد و به‌علت عوامل تصادفی خارج از کنترل و خطاهای اندازه‌گیری متغیرها می‌باشد، Vi دارای

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

[Downloaded from gjerp.ir on 2026-09-05]

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

$$LnYi = LnA + a_1 LnX_{1i} + ... + a_k LnX_{ki} + \varepsilon_i \qquad (۳)$$

در رابطه فوق، جزء اخلال از دو جمله V_i و U_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 ازجمله توزیع γ, β, α .. درنظرگرفته می‌شودکه طی دو دهه اخیر با استفاده از توزیع نیمه نرمال - که تنها مقادیر مثبت را شامل می‌شود - و با استفاده از روش حداکثر درستنمایی (ML) تخمین‌های کارامد برای ضرایب تابع فوق به‌دست می‌آید. برای تخمین این نوع معادلات می‌توان از روش تخمین حداکثر درستنمایی (ML) استفاده نمود. با توجه به توزیع‌های درنظرگرفته شده برای V_i و U_i داریم:

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

V_i و U_i از یکدیگر مستقل هستند. حال تابع حداکثر درستنمایی به شکل لگاریتمی به‌صورت زیر نوشته می‌شودکه در آن N تعداد مشاهدات است.

$$LnY_i = NLn\left(\frac{2}{\pi}\right)^{1/2} + NLn\sigma^{-1} + \sum_{i=1}^{n}\left[1 - F^*(\varepsilon\varepsilon\gamma^{-1})\right] - \frac{1}{2\sigma^2}\sum_{i=1}^{n}\varepsilon_i^2 \qquad (۵)$$

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

$$\varepsilon_i = LnY_i - LnA - a_1 LnX_{1i} - ... - a_k LnX_{ki} \qquad (۶)$$

---

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

2. Error Compound Model

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-05]

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

$$E\left(\frac{u_i}{\varepsilon_i}\right) = \frac{f^*(\varepsilon\varepsilon\gamma^{-1})}{f(\varepsilon_i\gamma\sigma^{-1})} - \frac{\varepsilon_i\gamma}{\sigma} \qquad (۷)$$

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 به‌دست آورد.

$$TE_i = U_i = Lny_i - Ln\hat{y}_i \qquad (۸)$$

$$TE_i = -e^{u_i} = \frac{y_i}{\hat{y}_i} \qquad (۹)$$

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

۳. پیشینه تحقیق

فریرولاول 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 قابل‌توجهی از هزینه‌های بانک‌ها را تشکیل می‌دهد مورد توجه بوده و کارایی نیروی کار در تولید ستاده‌های مربوطه محور اصلی تحقیق می‌باشد. برای تخمین

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-05]

کارایی نیروی کار، تابع هزینه مرزی تصادفی مورد استفاده قرارگرفته است. نتایج حاصله حاکی از آن بود ناکارایی طی ۱۲ سال به‌طور قابل‌ملاحظه‌ای 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 دریافتندکه تفاوت کارایی کشورها عمدتاً به‌دلیل 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 (۱۳۷۶- 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 ۷۹/۸درصد و طبق مدل دوم ۷۸/۳درصد 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 به‌کارگیری نیروی انسانی با تحصیلات لیسانس و بالاتر رابطه معکوس دارد.

کریمی (۱۳۸۱) کارایی شعب بانک کشاورزی (۱۷شعبه اصلی در استان همدان) را برای سال‌های (۱۳۷۹-۱۳۷۷) 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.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-05]

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 به‌عنوان ستاده در تابع هزینه درنظر گرفته شده است و حجم کل سپرده‌های سرمایه‌گذاری کوتاه‌مدت و بلندمدت، قرض‌الحسنه جاری و پس‌انداز، تعداد نیروی انسانی و دارایی‌های ثابت به‌عنوان نهاده درنظر 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 هزینه‌ایی 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 تخصصی‌بودن آنها تعداد شعب و زمان رابطه مثبت و با اندازه بانک رابطه منفی دارد.

٤. معرفی الگوهای تحقیق

الگوی اول: مدل خطای ترکیب بتیس و کوئلی[1] (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 به‌صورت منظم با زمان تغییر می‌کند. این مدل بصورت زیر است:

$$Y_{it} = X_{it}^{*}\beta + \left(V_{it} - U_{it}\right) \quad , i = 1,2,...,N \quad , t = 1,2,...,T \qquad (۱۰)$$

Y_{it}: تولید بنگاه iام در زمان tام

X_{it}: بردار K ستونی از نهاده‌های بنگاه iام در زمان tام

β: بردار پارامترهایی که می‌بایست تخمین زده شوند.

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

1. Error Component Model

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-05]

$$U_{it} = \left(U_i \exp\left(-\eta\left(t - T\right)\right)\right) \qquad (۱۱)$$

U_{it}: متغیرهای تصادفی غیرمنفی به‌صورت iid هستند که بیانگر ناکارایی فنی در تولید بوده و فرض بر این است که توزیع $N\left(M_{it}, \sigma_u^2\right)$ منقطع در صفر می‌باشند.

η: پارامتری است که باید تخمین زده شود.

در این الگو برای هر مقطع زمانی[1] و دوره زمانی[2] باید حداقل یک مشاهده وجود داشته باشد. وجود حداقل تعداد مشاهدات در هر دوره و مقطع باعث می‌گردد که در ترکیب داده‌های سری زمانی و داده‌های مقطع زمانی[3] 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)[4]: در برخی از مطالعات تجربی نظیر پیت و لی[5] (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[6] (۱۹۹۲) و ریفشنایدر و استیونسن[7] (۱۹۹۱) مطرح شد. آنها مدل توابع مرزی با جمله ناکارایی (U_i) را به‌صورت تابع مشخصی از بردار متغیرهای مشخص و جزء خطای تصادفی پیشنهاد کردند. بتیس و کوئلی (۱۹۹۵) مدلی را معادل مدل کامباکر، گوش و مک گوکین (۱۹۹۱) ارائه کردند با این تفاوت که در آن استفاده از داده های تلفیقی مجاز شد. خصوصیات مدل بتیس و کوئلی (۱۹۹۵) به‌شرح 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

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-05]

$$Y_{it} = X_{it}^{*}\beta + \left(V_{it} - U_{it}\right), \quad i = 1,2,...,N, \quad t = 1,2,...,T \qquad (۱۲)$$

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

U_{it}: متغیرهای تصادفی غیرمنفی 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 $N\left(M_{it},\sigma_u^2\right)$ است.

$$M_{it} = Z_{it}\delta \qquad (۱۳)$$

Z_{it}: بردار P ستونی متغیرهایی است که کارایی یک بنگاه را تحت تأثیر قرار می‌دهد 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 جزءمجموعه 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[1] است که به‌منظور محاسبه کارایی فنی در قالب تخمین مرزی تصادفی با داده‌های پانل بکار می‌رود. روش حداکثر درستنمایی به این دلیل ارجح است که یک تخمین مجانباً کارا از پارامترهای مجهول مدل ارائه می‌دهد. همچنین، روش حداکثر درستنمایی به مشاهدات کارا اجازه می‌دهد که سهم بیشتری در شکل مرز تولید داشته باشد. بدین منظور از برنامه کامپیوتری Frontier Version 4.1 استفاده می‌گردد. این نرم‌افزار 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 می‌باشد.

٦. معرفی مدل

در این تحقیق به‌منظور اندازه‌گیری کارایی فنی بانک از دو الگوی بتیس و کوئلی (۱۹۹۲و۱۹۹۵) به شکل تابع تولید مرزی تصادفی از نوع ترانسلوگ (تبدیل لگاریتمی) استفاده می‌شود. تابع تولید ترانسلوگ یکی از اشکال

1. Log Likelihood

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-05]

انعطاف‌پذیری است که برای تخمین مستقیم تابع تولید بکار می‌رود. این تابع حالت تعمیم‌یافته تابع کاب- داگلاس است، به این معناکه علاوه بر درنظرگرفتن هر نهاده به‌عنوان متغیر مستقل حاصلضرب آنها نیز در مدل ظاهر می‌گردد، درصورتی‌که 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 دراستان‌ها تابع تولید ترانسلوگ زیر درنظرگرفته شد:

$$LnY_{it} = \beta_o + \sum_{j=1}^{5} \beta_j x_{jit} + \sum_{j \le k}^{5} \sum_{k=1}^{5} \beta_{jk} x_{ji} x_{kit} + V_{it} - U_{it} \qquad (۱۴)$$

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

در تابع فوق، Y_{it} حجم کل تسهیلات اعطایی است مبین ستاده مدل می‌باشدکه به‌وسیله 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] به‌عنوان متغیرجانشین 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 درنظرگرفته می‌شود.

$$M_{it} = \delta_o + \sum_{J=1}^{8} \delta_j Z_{jit} \qquad (۱۵)$$

$$U_{it} \approx \left(M_{it}, \sigma_u^2\right) \qquad (۱۶)$$

در رابطه (۱۵) متغیرهای Z یا ابعاد ویژه بنگاه عبارتند از Z_1: متغیر مجازی تغییر مدیر یا بی‌ثباتی در اداره‌شدن واحد تصمیم‌گیر برای تحلیل اثر بی‌ثباتی مدیریت بر ناکارایی است، به‌طوری‌که برای مدیریت ستادی iام که در سال tام 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

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-05]

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 iام از کل سپرده‌های بانک‌های دولتی استان iام، 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 دراختیار 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 حاصل‌شده 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 معرفی‌شده 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

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-05]

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. همان‌طورکه 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)

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

مأخذ: نتایج تحقیق.

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

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-05]

جدول ۲. برآورد حداکثر درستنمایی مدل ارجح بتیس و کوئلی (۱۹۹۲)

نهاده‌ها	متغیر	پارامتر	ضریب	آماره t
	عرض از مبدأ	β_0	۱/۳۶۹	۱/۴۶
سپرده ارزان	LnX_1	β_1	۰/۴۸۳	۳/۷۳
سپرده گران	LnX_2	β_2	۰/۲۷۸	۱۳/۰۲
دارایی ثابت	LnX_3	β_3	۰/۲۱۱	۷/۵۴
تعداد کارکنان	LnX_4	β_4	-۰/۰۳	-۲/۵۶
زمان یا سال مشاهده (تغییرات فنی)	LnX_5	β_5	-۰/۱۰۶	-۳/۳
رابطه جزء ناکارایی و زمان		η	۰	-
واریانس		σ^2	۰/۲۴۷	۳/۹۸
سهم تغییرات ناکارایی از کل واریانس		γ	۰/۸۱۸	۸/۵۳
Log Likelihood Function			-۳/۲۲	

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) ذکرشده 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، به‌گونه‌ای 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)

فرضیه صفر	مقدار تابع درستنمایی	λ	مقدار بحرانی	تصمیم
$\beta_{jk} = 0$ $j = 1,2,...,5$ $k = 1,2,...,5$ $j \le k$	۲۳/۲۲	۲/۸۲	۲۳/۶۸	پذیرش
$\delta_j = 0$ $j=1,2.,8$	۲/۳۷	۳۸/۸۹	۱۵/۵۰	رد

مأخذ: نتایج تحقیق.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-05]

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

نهاده‌ها	متغیر	پارامتر	ضریب	آماره t
عرض از مبدأ		β_0	۰/۵۰۳	۰/۸۸
سپرده ارزان	LnX_1	β_1	۰/۵۲۱	۶/۲۲
سپرده‌گران	LnX_2	β_2	۰/۳۲۸	۵/۹۹
دارایی ثابت	LnX_3	β_3	۰/۱۸۴	۲/۴۴
تعدادکارکنان	LnX_4	β_4	-۰/۰۹	-۱۱/۹
زمان یا سال مشاهده (تغییرات فنی)	LnX_5	β_5	-۰/۰۱	-۵/۴۳
واریانس		σ^2	۰/۱۹۵	۳/۱۶
سهم تغییرات ناکارایی از کل واریانس		γ	۰/۹۰۹	۲۲/۸۹
Log Likelihood Function			۲۳/۲۲	
ابعاد ویژه بنگاه				
عرض از مبدأ	Z_0	δ_0	۱/۳۸	۲/۶۴
تغییر مدیر	Z_1	δ_1	۱/۵۷	۷/۴۹
سهم از کل شعب بانک	Z_2	δ_2	-۱۲/۸	-۱/۷
نسبت نیروی انسانی لیسانس و بالاتر	Z_3	δ_3	۰/۰۰۰۱	۳/۳۳
سهم از سپرده‌های بانک‌های دولتی استان	Z_4	δ_4	-۲/۹۴	-۲/۳۲
سهم از کل سپرده‌های بانک کشاورزی	Z_5	δ_5	۱۸/۸۴	۳/۶۲
نسبت عدم وصولی	Z_6	δ_6	۲/۱۸	۲/۸۷
نسبت تسهیلات پرداختی در بخش کشاورزی	Z_7	δ_7	-۳/۳۱	-۴/۷۴
سال مشاهده	Z_8	δ_8	۰/۴۱	۲/۶۶

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_iها نوع رابطه موجود بین جزء ناکارایی و متغیرهای معرفی شده را مشخص می‌سازد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-05]

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 γ = ۰/۸۱ 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 درستنمایی 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 به‌ترتیب 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. ازجمله این دلایل به موارد زیر می‌توان اشاره نمود:

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

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-05]

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. به‌عبارت دیگر، مدیریت‌های ستادی بانک در استان‌هایی که با سهم سپرده‌ای بالاتر نسبت عدم وصولی بالاتر و دفعات تغییر مدیر بیشترمواجه بوده‌اند، ناکارایی بالاتری را تجربه نموده اند 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 استان iام و نسبت تسهیلات پرداختی در بخش کشاورزی منفی می‌باشد. به‌عبارت دیگر، مدیریت‌های ستادی که شبکه شعب گسترده‌تر، نسبت تسهیلات پرداختی در بخش کشاورزی بالاتر و سهم بیشتری از منابع سپرده‌ای بانک‌های دولتی استان iام را دارا بوده‌اند ناکارایی کمتری را تجربه نموده‌اند. همچنین، به‌دلیل 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 استان iام ازکل 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.

[Downloaded from gjerp.ir on 2026-09-05]

با ملاحظه جدول (۶) مشاهده می‌گردد ضریب مثبت و معنادار برآورد شده متغیر سهم سپرده‌های مدیریت ستادی شعب استان iام از کل سپرده‌های بانک مبین رابطه مثبت (منفی) جزء ناکارایی (کارایی) و افزایش سهم سپرده‌ای از کل سپرده‌های بانک می‌باشد. با توجه به اینکه درتحقیق نظر محقق اثبات فرضیه صفر می‌باشد با رد فرضیه H_0 فرضیه اهم تحقیق رد می‌گردد. به‌عبارت دیگر، می‌توان 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 واقیعت آشکار شده از یافته‌های تحقیق- یعنی افزایش ناکارایی با افزایش سهم مدیریت ستادی بانک کشاورزی استان iام 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 واقعیت های رخ داده در سال‌های پس از ۱۳۸۵ مؤید وجود بحران بدهی‌ها و مطالبات معوق واحدهای تولیدی- صنعتی به سیستم بانکی به‌دلیل اعمال سیاست‌های کاهش دستوری نرخ سود تسهیلات و افزایش تقاضای اعتبارات است و این موضوع گرایش عمومی به پرداخت تسهیلات در بانک‌ها را تحت‌الشعاع قرار داده است.

به‌نظر می‌رسد طی این سال‌ها سیاست کاهش دستوری نرخ سود تسهیلات - که در ادبیات اقتصادی از آن با سرکوب مالی[1] و حذف واسطه‌گری مالی[2] 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 درحال افزایش بوده باعث گردیده حرکت عمومی بانک‌ها به سمت اعطاء کمتر تسهیلات گرایش داشته است، چراکه بانک‌ها ازطرفی 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 درنهایت منجربه 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

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-05]

نکته دیگر آنکه در سیاست‌های ابلاغی بانک مرکزی و خط‌مشی اعتباری و تجهیز منابع سالانه بانک، برنامه‌کاری (BP)[1] هر مدیریت ستادی در زمینه اعطای تسهیلات در حدود میانگین ۷۵ درصد رشد مجموع سپرده‌ها و نیز ۹۰ درصد[2] وصول مطالبات قابل وصول، مقدار تسهیلات اعطائی قابل پرداخت را تشکیل می‌دهد. مدیریت ستادی شعب هر استان دارای استقلال نسبی در چارچوب خط مشی 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 به‌دلیل محدویت وضع شده در سیاست‌های بانک مرکزی و خط مشی کلی بانک به‌طور کامل قابل پاسخگویی نمی‌باشد. حقایق آشکارشده بیانگر آن است که با افزایش سهم سپرده‌های استان ام مانند تهران یا مناطق آزاد به دلیل محدویت سیاستی کمتر از حد توان فنی تسهیلات پرداخت شده است و منابع آنها افزون بر مصارف می‌باشد و به‌عبارت دیگر، انحراف از بالانس منابع و مصارف دارند. با تعریفی که تسهیلات به‌عنوان ستانده و سپرده به‌عنوان نهاده – برمبنای رویکرد واسطه‌ای– در تحقیق ارائه‌شده 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 معرفی‌شده 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 به‌ترتیب 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 معنا است 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 هرساله تغییر می‌یابند.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-05]

جدول ۵. رتبه‌بندی کارایی مدیریت‌های ستادی شعب بانک کشاورزی

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

مأخذ: نتایج تحقیق.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-05]

۱۲. جمع‌بندی و ارائه پیشنهادات

به‌منظور اندازه‌گیری کارایی فنی مدیریت‌های ستادی شعب بانک کشاورزی از دو الگوی بتیس و کوئلی (۱۹۹۲و۱۹۹۵) و توابع مرزی تصادفی بهره گرفته شد. توابع تولید مرزی تصادفی مورد استفاده شامل تابع تولید مرزی ترانسلوگ و تابع تولید مرزی کاب- داگلاس می‌باشندکه پس از انجام آزمون فروض مربوط به نوع فرم تبعی، تابع تولیدکاب- داگلاس در الگوی ارجح انتخاب گردید. برای جزء ناکارایی دو مدل مختلف درنظرگرفته 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 درنظرگرفتن 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 درنظرگرفته شدند. طبق هر دو الگوی تحقیق، کشش میانگین ستاده (تسهیلات اعطایی) نسبت به نهاده‌های سپرده ارزان، سپرده‌گران 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 درنظرگرفته 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.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-05]

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 به‌منظور 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 نیروی‌کار منفی است و بنگاه از لحاظ بکارگیری نیروی انسانی در مرحله سوم و غیراقتصادی تولید قرار دارد، لذا پیشنهاد می‌شود مطالعات تکمیلی درخصوص 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 به‌طبع 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، بطوری‌که مدیریت‌هایی که سهم بالاتری از منابع بانک را تجهیز نموده‌اند درنهایت کمتر از حد توان خود تسهیلات پرداخت نموده‌اند. به‌نظر می‌رسد علت ناکارایی این مدیریت‌ها بیشتر به عدم توازن در منابع و مصارف تسهیلات مرتبط باشد. البته بخشی از این ناکارایی به‌دلیل جبران تجهیز منابع ناکافی برخی مدیریت‌ها، توزیع نامتعادل عرضه و تقاضای پول و تسهیلات در سطح کشور اجتناب ناپذیر است، اما نظارت و

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-05]

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,* Institue 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 Institue 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 Institue, 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 Stocastic 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),* Institue Trade Studies Research Publications, Teran.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-05]

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 Studt of Features and Domains of Development Banks in Iran,* Monetary and Banking Reseach Institue Publications, First Print, Summer.

Jandrw, J., Lovell, C. A. K. & Matrov, Schmidt, "On the Estincmation of Technical Inefficiency in the Stochastic Frontier Pronuction Model", *Journal of Econometries,* Vol. 19, PP. 233- 274.

Karimi, Mojtaba (2002)**, "**Investigation of the Efficiency: Related Keshvarzi Bank Branches and its Effected 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 Reseach Institue Publications, First Print, Winter.

Mojtahed, Ahmad & Ali Hassanzadeh (2005), "Money and Banking and Financial Institutions", Monetary and Banking Reseach Institue Publications, Second, Fall.

Mohsin Khan, S. & Abbas Mirakhor (1991), "Theoretical Studies in Islmic Banking anf Finance",Translated By Ziyaee Bigdeli, Mohammad Taghi, Higher Institue Banking of Iran.

Nafar, Nosrat Ollah, *Econometric Approach for Valuation of the Technical Efficiency in Privative and Govermental Textile Firms,* PH.D Degree Thesis.

Rasulof, Jalal (2003), *New Approach of Keshavarzi Bank in Agricultural Finance,* Collection Papers in Financing Agriculture Sector, Economic Reseach Center of Tarbiaat Modars 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", Reasrech Sciences Unit, Azad UniversityTehran.

Vreta, B. E & D Rieger (1990), "Alternative Production Frontier Methodologies and Dairy Firm Efficiency", *Journal of Agricultural Economics,* Vol. 41, PP. 215- 26.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-05]

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-05]