



ارائه شده توسط:

سایت ترجمه فا

مرجع جدیدترین مقالات ترجمه شده

از نشریات معتبر

تجزیه و تحلیل بهره وری و کارایی بانک های Shinkin: شواهدی از

رویکردهای خود راه انداز و بیزی

چکیده

این مقاله به تجزیه و تحلیل بهره وری و کارایی بانک های Shinkin و حوزه های اداری مختلف در ژاپن، در طول دوره ۲۰۰۰ تا ۲۰۰۶ می پردازد. ما برآوردهای رشد بهره وری و رشد کارایی را با استفاده از شاخص Malmquist خود راه انداز، و تخمین های بهره وری با استفاده از رویکرد مرزی فاصله بیزی را به دست می آوریم. ما تایید می کنیم که رشد بهره وری و رشد کارایی بانک های Shinkin به طور قابل توجهی در طول دوره این مطالعه بهبود نمی یابد. علاوه بر این، ما نشان می دهیم که بهره وری بانک های Shinkin، با تنوع کمی در سراسر بانک های تجزیه و تحلیل شده همگن است. از لحاظ روش شناسی، ما همچنین ثابت می کنیم که شکست برای تحمیل نمودن نظم نظری در تابع مسافت می تواند منجر به نتایج کاذب در مورد رتبه بندی کارایی یا بهره وری میانگین بانک های Shinkin شود. این مطالعه همچنین شامل تجزیه و تحلیل ارتباط های رشد بهره وری و کارایی می شود و تخمین کارایی و بهره وری حوزه های اداری را که بانک ها در آن قرار دارند، فراهم می کند.

کلمات کلیدی: ژاپن، بانک های Shinkin، شاخص Malmquist خود راه انداز شده، تابع مسافت بیزی

با توجه به سهم مهم اقتصادی صنعت بانکداری ژاپن و نوسان مداوم عملکرد آن، اخیرا مطالعات متعددی بر تجزیه و تحلیل بهره وری و کارایی بانک های ژاپنی متمرکز شده است. ژاپن اغتشاش عمده ای را در دو دهه گذشته، به علت گسترش کنترل نشده اعتباری، عدم سرمایه و حجم بسیار بزرگ وام های غیر عملکردی تجربه کرده است (Ohashi and Singh, 2004). مشکلات مالی، تغییرات سیستماتیک در درون بسیاری از بخش های صنعت بانکداری، از جمله انجمن های اعتباری (بانک های Shinkin)) را تسریع نموده که در اندازه خود تا حدود 25 درصد بین سال های ۱۹۹۸

و ۲۰۰۶ کاهش یافته است. مجموعه ای از طرح های دولت و اصلاحات نظارتی برای بازگرداندن اعتماد سرمایه گذار به سیستم کمک کرده است. با این حال، این صنعت، همچنان از مشکلات جدی مربوط به عملکرد ضعیف اقتصاد کلان، حجم بالای وام غیرعملکردی و کاهش مداوم قیمت رنج می برد. شکست مدیریت داخلی و نظارت ناقص شرکت ها همچنین به طور مداوم عملکرد بانک های ژاپن را تحت تاثیر قرار داده است.

تمام مسائل فوق در مطالعه حاضر ایجاد انگیزه نموده است. هدف ما، ارائه دو گسترش مهم در نوشته های عملکرد فعلی در بانک های ژاپن است. این مطالعه ابتدا یک تمرکز جدید را بر تجزیه و تحلیل رشد بهره وری و کارایی ژاپن انجمن های اعتباری (بانک های Shinkin) اتخاذ نموده است. این بخش مهم از صنعت بانکداری در ژاپن، با وجود داشتن موقعیت خاص و مهم در بازارهای مالی منطقه ای توجه گسترده ای را در تحقیقات دریافت نکرده است (et al., 2006 Satake and Tsutsui, 2002; Hosono). بانک های Shinkin یکی از واسطه های مالی اصلی برای شرکت های کوچک و متوسط و کارهای خانگی در ژاپن هستند. در نوشته ها، بیشتر مطالعات قبلی بر روی بخش بانکداری تجاری در ژاپن متمرکز بوده است. (Uchida and Satake, 2009; Drake et al., 2009) عدم تحقیق تجربی در بانک های Shinkin احتمالاً به دلیل مشکلات در به دست آوردن اطلاعات مالی در یک نمونه از این بانک ها بوده است. مجموعه داده ها در این مطالعه اصلی است به این معنا که این مورد شامل هر بانک های Shinkin در ژاپن می شود که در حال حاضر در حال عملکرد است.

بنابراین، با داده های اصلی آن و تمرکز جدید، این مطالعه با هدف ارائه گسترش مهمی در نوشته های موجود است. یک تفاوت مهم بین این مطالعه و دیگر مطالعات مربوط به این است که در اینجا ما از روش های قوی تر و خلاقانه تر برای به دست آوردن برآورد بهره وری و کارایی مورد نظر استفاده می کنیم. برای اندازه گیری رشد بهره وری و رشد کارایی، از شاخص خود راه انداز Malmquist استفاده می کنیم، که دارای مزایای متعددی نسبت به Malmquist سنتی است، به خصوص اینکه دیدگاه های آماری خود را در درجه ای از رشد بهره وری و کارایی فراهم می کند.

زمانی که نتایج رشد بهره وری به دست آمده توسط شاخص Malmquist، تنها منعکس کننده رشد در بهره وری بین دوره های دو زمان است، ما اینجا منعکس نمودن جایگاه بهره وری واقعی بانک های Shinkin را هدف قرار می دهیم.

نوشته های حاضر که در حال بررسی بهره وری هستند، به طور کلی توسط دو روش تحت سلطه قرار گرفته اند، تحلیل پوششی داده های غیر پارامتری (DEA)، و رویکرد مرزی تصادفی پارامتری (SF). DEA یک روش نسبتاً انعطاف پذیر است که می تواند برای چند ورودی و خروجی در نظر گرفته شود. با این حال، یک روش غیر تصادفی، بسیار حساس به انتخاب ورودی و خروجی است و هیچ دیدی نسبت به اهمیت آماری نتایج بهره وری ارائه نمی دهد. جلوگیری از این مشکلات با رویکرد SF ممکن می شود که یک روش آماری است و در نتیجه خطاهای اندازه گیری را در نظر می گیرد. با این حال، استفاده دوباره از این روش برای صنعت بانکداری مشکل است، از اینرو می تواند تنها یک خروجی را در نظر گیرد.

از آنجا که اکثر بانک ها در زمینه چند خروجی عمل می کنند، ما در اینجا تابع مسافت را برای به دست آوردن تخمین بهره وری اتخاذ می کنیم. است این یک تنوع جذاب در روش SF است که به سادگی این امکان را می دهد که خروجی های متعدد گنجانده شود. در حالی که برخی از مطالعات انجام شده در نوشته های بانکداری از تابع مسافت استفاده می کنند، آنها بیشتر از محدودیت مشترکی رنج می برند به طوری که آنها قادر به ترکیب نظری شرایط نظم نظری (یکنواختی و انحنا) در برآورد تابع مسافت نیستند. علاوه بر این، تنها تعداد کمی از مطالعات درجه ای را که تابع فاصله تخمینی آنها این خصوصیات را نقض می کند گزارش نموده اند.

بنابراین، به منظور در نظر گرفتن محدودیت های فوق، ما مدلی در این مطالعه را با تحمیل شرایط نظم نظری توسعه می دهیم. ما همچنین رویکرد بیزی را به منظور برآورد تابع مسافت اتخاذ می کنیم. این نوشته ها به وضوح محاسن روش های بیزی و روش های نظریه نمونه گیری را نشان می دهد. (Geweke, 1986; Poirier, 1995). برای این مقاله، یکی از مزایای مهم روش های بیزی اینست که به ما اجازه می دهد تا به ارائه دقیق نتایج نمونه محدود برای پارامترهای توابع غیر خطی مسافت مجهول بپردازیم. تحمیل محدودیت های شبه تحدب و شبه تقعر بر روی پارامترهای توابع مسافت نیز راحت تر است.

ما نتایج حاصل از این مقاله را در سه مرحله ارائه می دهیم. در مرحله اول، ما اقدامات خود راه انداز شده Malmquist برای رشد بهره وری و رشد کارایی را ارائه می دهیم. در مرحله دوم، ما عوامل موثر بر رشد بهره وری را با استفاده از

خود رگرسيون راه انداز کوتاه شده را تجزيه و تحليل مي کنيم و در مرحله سوم، ما اقدامات بازده سالانه بانک هاي Shinkin را با استفاده از رويکرد مرز فاصله هاي بيزي ارائه مي دهيم. باقي مانده اين مقاله به شرح زير سازماندهي شده است. بخش ۲ در مورد نقش و اهميت انجمن هاي اعتباري در سيستم بانكي ژاپن است. بخش ۳ به تشریح بررسی نوشته هاي دنبال شده با فرضيه هاي پژوهش، داده ها و روش ها در بخش ۴-۷ مي پردازد. بخش ۸ نتايج تجربي را مورد بحث قرار مي دهد و بخش ۹ نتيجه گيري يافته هاي اصلي را فراهم مي کند.

۲. مشخصات بنيادي بانک هاي Shinkin

بانک هاي Shinkin و يا انجمن هاي اعتباري (CAها) (تعاوني) موسسات مالي متقابل هستند. اين بانک ها به طور کلي کوچکتر از بانک هاي شهرستان و منطقه اي هستند و از طريق حمايت از فعاليت هاي کسب و کار محلي کوچک و متوسط (SMEها) بر جوامع محلي تمرکز دارند. آنها تحت قوانين نظارتي در ساير بانک ها عمل مي کنند و همانند بانک هاي بزرگ مشتريان آنها داراي طرح حفاظت از سپرده هستند. ديگر ويژگي هاي متمايز بانک هاي Shinkin را مي توان به شرح زير خلاصه کرد:

(i) عضويت سايت محدود به شرکت هاي کوچک و متوسط و افراد ساکن در يک منطقه جغرافيايي تعيين شده است؛

(ii) فقط شرکت هاي کوچک و متوسط در منطقه خدمات جغرافيايي CA مي توانند وجوه را قرض بگيرند؛

(III) وام ها به يک وام براي هر مشتري محدود مي شوند.

(IV) عضويت در جنبه هاي خاصي محدود شده است، به عنوان مثال، تعداد کارگران در شرکت و ميزان سرمايه هر

عضو؛

(V) خط مشي مديريت به در نشست نمايندگان طور کلي تصميم گرفته با يک سيستم يک رای براي هر عضو تصميم

گيري مي شود.

بانک هاي Shinkin مي توانند تنها تا ۲۰ درصد کل وام ها را به غيرعضوها ارائه دهند (Hosono et al., 2006). CAها در

سراسر ژاپن کار مي کنند (در سطح رياست) و مي توانند سپرده ها را از مردم جمع آوري کنند. جدول 1 اندازه

نسبی موسسات مالی خصوصی در ژاپن را نشان می دهد. جالب توجه است، مجموع وام ها و سپرده های کل CAS بسیار بزرگتر از بانک های منطقه ای دوم و بانک های اعتماد است اما اساساً کوچکتر از بانک های شهر ها و بانک های منطقه ای است.

فعالیت های بانک های Shinkin، مانند سایر نهادهای مالی در ژاپن، در گذشته از حجم ناکافی سرمایه و حجم زیادی از وام های غیرعملکردی رنج می برده است. دولت، با شناخت نیاز به کاهش یا از بین بردن تنگناها در موسسات مالی، قانون بازسازی مالی را به تصویب رساند و عملکرد مالی قانون در سال ۱۹۹۸ را تقویت نمود. با این حال، دولت حمایت خود از بانک های Shinkin را تحت نظر این قانون تا سال ۲۰۰۶ گسترش داد. تنها پشتیبانی قبلی از طریق کمک های مالی (JPY 595)، 6میلیارد) صورت گرفت که توسط بیمه سپرده برای آن دسته از بانک های Shinkin صورت گرفت که با هم ادغام شدند یا بانک های Shinkin که بین سال های ۱۹۹۹ و ۲۰۰۲ شکست خورده بودند. بانک های Shinkin خودشان فرایند یکپارچه سازی را از طریق ادغام و حصول آغاز نمودند. به عنوان یک نتیجه مستقیم از این فعالیت ها، تعدادی از بانک های Shinkin بطور قابل ملاحظه ای بین سال های ۲۰۰۰ و ۲۰۰۶ کاهش یافتند.

۳. شکاف ها در نوشته ها

مطالعات متعدد در سال های اخیر بر روی بهره وری و تجزیه و تحلیل بهره وری بانک های ژاپنی با استفاده از روش های ساده و پیشرفته، و آزمایش چند فرضیه جالب (به عنوان مثال تاثیر مالکیت بر بهره وری، تاثیر اندازه در بهره وری، تاثیر تحکیم در بهره وری، و غیره) متمرکز شده اند. با این حال از بررسی این مطالعات انجام شده، روشن است، که این نوشته های از دو شکاف مهم رنج می برند که سزاوار توجه بیشتری است.

جدول ۱. اندازه نسبی سازمانی های مالی خصوصی در ۲۰۰۸. "ماهانه آمار اقتصادی" (بانک ژاپن). اظهارات مالی تمام بانک ها (موسسه بانکداران ژاپن). "بازنگری ماهانه بانک مرکزی Shinkin" (بانک مرکزی Shinkin). "حساب های اصلی تعاونی های اعتباری ملی" موسسه مرکزی تعاونی های اعتباری".

در مرحله اول، و به رغم اهمیت بانک های Shinkin (انجمن های اعتباری) در اقتصاد ژاپن، تعداد کمی از مطالعات بهره وری و کارایی به تجزیه و تحلیل عملکرد این بانک پرداختند. برخی از مطالعات کلیدی آن عبارتند از فوکویاما (۱۹۹۶)، بررسی های فنی و کارایی مقیاس های اعتباری بانک ها (برای سال مالی ۱۹۹۲)، و فوکویاما همکاران. (۱۹۹۹)، که بررسی بازده کلی و رشد بهره وری تعاونی های اعتباری (در طول دوره ۱۹۹۲-۱۹۹۶) است. نتایج از هر دو این مطالعات برجسته می کنند که بانک های خارجی تعاونی، کارآمد تر هستند و از رشد بالاتر بهره وری نسبت به بانک های محلی متعلق به تعاونی بهره می برند.

همراه با با مطالعات فوق، Hosono و همکاران. (۲۰۰۶) نیز انگیزه ها و پیامدهای وراي تحکیم بانک های Shinkin را ارائه نمودند. به طور خاص، این نویسندگان به تجزیه و تحلیل سودآوری و بهره وری بانک هایی پرداختند که در طول دوره مورد تجزیه و تحلیل قرار شده با هم ادغام شدند (۱۹۸۴-۲۰۰۲)، و به این نتیجه رسیدند که احتمال دارد بانک ها با سود آوری کمتر و کمتر مقرون به صرفه، بیشتر هدف یک بانک کارآمد تر باشند. دو مطالعه اخیر در بانک های Shinkin شامل Fukuyama and Weber (۲۰۰۸، b، 2009) می شود. اولین مطالعه بررسی می کند که قرار آیا تفاوت در ساختار سازمانی بین بانک های Shinkin و منطقه ای بانک بر کارایی فنی تاثیر می گذارد یا خیر، در حالی که دومی در روش DEA تمرکز دارد و تست می کند که آیا رکود منبع مهمی از ناکارآمدی است یا خیر. امکان استخراج دو نتیجه گیری از این مطالعات وجود دارد: اول، بانک های منطقه ای در شرایط مطلق نسبت به بانک های Shinkin کمتر کارآمد هستند و دوم، بانک ها با درصد بالاتر وام های غیرعملکردی کمتر کارآمد هستند.

جدای از مطالعات فوق، بیشتر مطالعات بهره وری و کارایی دیگر انجام شده در بانک های ژاپنی بر بخش بانکداری تجاری تمرکز دارند (Uchida و Satake، 2009، Drake و همکاران، ۲۰۰۹). در اغلب موارد، مطالعات موجود در بانک های Shinkin نیز از داده های منسوخ شده و روش های محدود استفاده می کنند. در بخش بعد، ما در مورد چگونگی هدایت تفاوت های مطالعه حاضر از لحاظ روش های آنها بحث می کنیم. دوره تجزیه و تحلیل شده در این مطالعه (۲۰۰۰-۲۰۰۶) نیز منحصر به فرد است و تغییرات مورد نظر در ساختار بانک های Shinkin را پوشش می دهد برای مثال، در سراسر این دوره، تعدادی از بانک های Shinkin از ۳۸۶ تا ۲۹۲، با توجه به روند تثبیت قوی سقوط کردند.

بیمه سپرده همچنین مقدار زیادی از کمک های مالی را (۱۵۹۵,۶ میلیارد yens) به آن دسته از بانک های Shinkin که با هم ادغام شدند یا بانک های Shinkin که با شکست مواجه شدند ارائه نموده است.

بنابراین، یک زمینه ی غنی وجود دارد که در آن بررسی می شود که آیا رشد بهره وری یا رشد کارایی بانک های Shinkin در واقع بهبود یافته است یا خیر. به طور خاص، با توجه به عدم وجود شواهد کافی در نوشته ها، و اهمیت اقتصادی بانک های Shinkin، دولت ژاپن و انجمن های بانکی به احتمال زیاد علاقه مند در به دست آوردن برخی شواهد تازه در عملکرد این بانک ها خواهند بود. چالش های مداوم این بانک ها که توسط اندازه کوچک آنها و نیز درصد بالایی از وام های غیرعملکردی ایجاد شده است، نیاز به شواهد بیشتر به روز شده در تاریخ عملکرد خود را توجیه می کند.

از لحاظ روش شناسی، نیز فضایی برای بهبود در نوشته ها وجود دارد. همانگونه که قبلا روشن شده، این مطالعه به معرفی روش خلاقانه تر در اندازه گیری رشد بهره وری و رشد کارایی بانک های Shinkin پرداخته است. ما از شاخص خود راه انداز شده Malmquist استفاده می کنیم، که در مقابل شاخص Malmquist سنتی، بینش آماری را به درجه ای از تغییر بهره وری و کارایی فراهم می کند.

این مطالعه همچنین به معرفی یک روش پیشرفته تر برای به دست آوردن بازده تخمین پرداخته است. بررسی مطالعات قبلی در بانک های ژاپن و به خصوص بانک های Shinkin، نشان می دهد که اکثر روش های بهره وری اقتباس شده، در ماهیت خود غیر پارامتری هستند. به خصوص، به نظر می رسد روش DEA محبوب ترین باشد (Hall و Drake، ۲۰۰۳، Drake و همکاران، ۲۰۰۹)، احتمالا به علت فرض ساده آن و انعطاف پذیری آن برای در نظر گرفتن ورودی های متعدد و خروجی. با این حال، اغلب سادگی استفاده از روش DEA در هزینه می آید. این روش در ماهیت غیر آماری است و در نتیجه بینش زیادی به ساختار بازار و رفتار بانک را فراهم نمی کند. در مورد ترسیم کننده های داده ها، این مورد نیز می تواند منجر به نتایج مغرضانه شود. روش مرزی تصادفی (SF) جایگزینی جذاب برای تحلیل پوششی داده ها است که شامل برآورد تابع پارامتری خاص می شود که اندازه گیری خطا در داده ها را

در نظر می گیرد. با این حال، روش SF دوباره تحت انتقاد است زمانی که آن می تواند تنها یک خروجی خود را جای دهد.

یک تنوع از روش SF روش مرز فاصله پارامتری است که می تواند مزیت آماری روش SF را حفظ کند در حالی که خروجی های متعدد را فراهم می سازد. تابع فاصله در مطالعات مختلف بانکی بسیار محبوب است، اما به طور عمده خارج از متون ژاپنی هستند. در اکثر موارد، مطالعات تخمین می زنند که یک تابع مسافت نیز شرایط نظم نظری را نادیده می گیرد که باید در این تابع تحمیل شود. تئوری اقتصاد خرد به وضوح استدلال می کند که یک تابع مسافت نیاز به برآوردن شرایط نظم و انحنای یکنواختی دارد، از اینرو شکست در به حساب آوردن این شرایط به طور جدی ممکن است روی نتایج بهره وری تاثیر بگذارد (ادانل و Coelli، 2005).

در مقاله حاضر، هدف ما رسیدگی به این شکاف مهم در نوشته ها توسط برآورد تابع فاصله است که نظم نظری را برآورده نماید. ما اهمیت یکنواختی و شرایط انحنای با مقایسه نتایج بهره وری از دو توابع مسافت نشان می دهیم: یکی این شرایط را برآورده می سازد، و یکی دیگر این شرایط را برآورده نمی سازد. ما نظم را با روش های بیزی، با استفاده از الگوریتم پیاده روی تصادفی کلانشهر-هیستینگز تحمیل می نماییم. همانگونه که قبلا برجسته شده است، رویکرد بیزی برای تحمیل محدودیت های شبه تحدب و شبه تقعر در پارامترهای توابع مسافت راحت تر است، که تحمیل با استفاده از روش های سنتی اقتصاد دشوار می باشد.

بنابراین، با معرفی یک تابع مسافت، که الزامات نظری را برآورده می سازد، این مطالعه انعکاس دقیق تر بازده بانک های Shinkin را فراهم می کند. بعلاوه، این نتایج کمک میزان قابل توجهی به نوشته های بانکداری می نمایند از آنجا که اکثر مطالعات قبلی این شرایط نظری را نادیده گرفته اند و در نتیجه، عدم وجود شواهد کافی برای اینکه آیا آنها تاثیر قابل توجهی در نتایج بهره وری داشته اند یا خیر وجود دارد.

۴. فرضیه های تحقیقاتی

ما فرضیه های پژوهشی متعددی را در راستای شکاف های نوشته های فوق الذکر پیشنهاد می کنیم. همانگونه که قبلا برجسته شده است، دوره تجزیه و تحلیل در این مطالعه (۲۰۰۰-۲۰۰۶) دارای اهمیت حیاتی است. در حدود

این دوره، به عنوان مثال، یک فرایند تثبیت، وجود داشت که منجر به کاهش در تعداد بانک های Shinkin از ۳۸۶ به ۲۹۲ شد. به منظور ایجاد ثبات در سیستم بانکی محلی، دولت مقدار زیادی از کمک های مالی را از طریق بیمه تضمین های سپرده برای آن دسته از بانک های Shinkin که با هم ادغام شدند و یا شکست خوردند تزریق نمود. در حالی که روند تحکیم هنوز هم در حال انجام است، تمام بانک ها در داده های ما در حال تکمیل این روند هستند. در نوشته ها، بسیاری از مطالعات نشان دادند که فرآیند تثبیت مفید است زمانی که سازمان های بانکی ناکارآمد از بازار را تحریک می کند و ارتقای بهره وری یا کارایی را در آن سازمان برای باقی ماندن تسهیل می کند. در حالی که این مورد نیز ممکن است برای بانک های Shinkin درست باشد، فرضیه ما این است که رشد بهره وری و رشد کارایی این بانک ها به میزان قابل توجهی در طول دوره مطالعه بهبود می یابد. دلیل این است که شواهد اخیر نشان می دهد که این بانک ها هنوز هم از مشکلات بهره وری و کارایی مربوطه مانند حجم بالای وام غیر عملکردی و نقاط ضعف مدیریت داخلی رنج می برند (ITO و Harada، 2004؛ Hosono و همکاران، ۲۰۰۶). علاوه بر این، فرایند تثبیت شامل تجدید ساختار مناسب از سوی دولت یا بانک ها نمی شود. علاوه بر این، از آنجا که بانک های Shinkin کوچک هستند، آنها هنوز هم قدرت بازار کافی برای بالا بردن نرخ بهره وام را ندارند، حتی اگر تحکیمات بانک، بازار وام را بیشتر متمرکز سازد.

در نهایت، ما نیز در اینجا گزارش می کنیم که Fukuyama and Weber (۲۰۰۹) نیز اخیراً نشان دادند که عملکرد بانک های Shinkin فقط کمی بین سال های ۲۰۰۰ و ۲۰۰۵ بهبود یافته است. بنابراین، در حالی که برخی از روندهای مثبت در بخش بانکداری Shinkin رخ داد، در دوره مطالعه حاضر، بسیاری از ویژگی های منفی هنوز هم وجود دارد و به عنوان یک نتیجه، ممکن است مانع رشد بهره وری و کارایی بیشتر در این بخش شود. در نتیجه پس از استدلال فوق، فرضیه ما به شرح زیر است:

H1. رشد بهره وری و رشد کارایی Shinkin بانک ها به میزان قابل توجهی در طول دوره مطالعه بهبود یافته است.

ما این فرضیه را با شاخص Malmquist خود راه انداز آزمایش می کنیم که ویژگی های آماری از نتایج رشد بهره وری و رشد کارایی را فراهم می کند و در نتیجه به ما اجازه می دهد تا به بررسی این مورد بپردازیم که آیا تغییر در این دو قسمت در دوره مطالعه قابل توجه بوده است یا خیر.

همچنین، هنگام محاسبه شاخص Malmquist بازگشت به نتایج رشد بهره وری و رشد کارایی در بردار متغیرهای برون زاد معمول است، زمانی که این کار برخی از توضیحات برای منابع تغییرات کارایی و بهره وری بین بانک های تحلیل شده را ارائه می کند. در اینجا، ما متغیرهای نمایندگی سهم بازار، تمرکز بازار، بازده دارایی (ROA) تعداد شعب بانک ها و حاشیه منافع خالص را می گنجانیم (NIM).

بانک های Shinkin ها در یک محیط رقابتی عمل می کنند، علاقه به برآورد اینکه آیا سهم بازار و نسبت تمرکز دارای تاثیری بر روی عملکرد این بانک ها است، وجود دارد. مطالعات قبلی نشان می دهد که هر دو متغیر دارای تاثیر مثبت بر عملکرد بانک ها هستند. تعداد شعب بانک، ROA و NIM نیز تاثیر مثبتی بر عملکرد بانک ها داشته اند (Berger و همکاران، ۱۹۹۷؛ Hirtle، 2007، Portela و Thanassoulis ۲۰۱۰). همراه با پژوهش های قبلی، بانک های دارای ROA بالاتر، باید به طور متوسط مولد تر و کارآمد تر باشند. پژوهش های قبلی نیز نشان داد که حاشیه سود خالص (NIM) عامل تعیین کننده مهم عملکرد بانک است (پارک و وبر، ۲۰۰۶). بنابراین، در اینجا فرضیه ما بدین صورت است:

H2. رشد بهره وری و رشد کارایی بانک های Shinkin ارتباط مثبت با سهم بازار، تمرکز بازار، رشد اقتصادی، ROA، و حاشیه سود خالص دارد.

در نهایت، و همان طور که قبلا ذکر شد، یکی دیگر از هدف های این مطالعه برآورد بهره وری بانک های Shinkin، با استفاده از مدل مرز مسافت بیزی است. از همه مهمتر، هدف ما معرفی یک روش فرضیه است، که می تواند صحنه را برای اطلاعات بیشتر برآورد دقیق از تابع فاصله در نوشته های بانکداری تنظیم نماید. پیش از این، ما اشاره کردیم که اکثر مطالعات بانکداری استفاده کننده از تابع مسافت در نوشته های بانکداری تمایل به چشم پوشی از شرایط نظری داشته اند. پیش از این، ادانل و Coelli (2005) تاکید کرده بودند که نادیده گرفتن شرایط نظم ممکن است منجر به

تفاوت معنی داری در نمرات و رتبه بندی بهره وری و کارایی شرکت مورد تجزیه و تحلیل شود. ما در اینجا شواهد بیشتر از این مسئله روش مهم را با برآورد دو مدل مجزا ارائه می دهیم: یک مورد که موضوع تخمین زده شده برای شرایط نظم است (یعنی محدود مدل) و دیگری که بدون هیچ شرایط نظم برآورد می شود (به عنوان مثال مدل محدود نشده). به دنبال نوشته های استدلال، فرضیه ما این است:

H3. نمرات بهره وری متوسط و رتبه بندی بهره وری بانک های Shinkin نتیجه شده از مدل های مرزی محدود و محدود نشده مسافت به میزان قابل توجهی متفاوت هستند.

۵. داده ها

ما مجموعه داده های خود را از صورتهای مالی وارد شده از ۲۹۱ بانک های Shinkin عامل در ژاپن بین سال های ۲۰۰۰ و ۲۰۰۶ (۲۰۳۷ = ۲۹۱ ؟۷) مشاهده کردیم. مطالعات تجربی به طور کلی دو روش برای اندازه گیری خروجی بانکی و هزینه های بانکی را اعمال می کنند (Sealey and Lindley, 1977; Berger and Humphrey, 1997; and Vander, 2008; Sturm and Williams, 2008; Lensink et al., 2008 De Jonghe). روش تولید در نظر میگیرد که بانک ها، حسابهای خود را به اندازه های مختلف با پردازش سپرده و وام، تحمیل سرمایه و هزینه های کارگری تولید می کنند. رویکرد واسطه گری بانک ها را به عنوان تبدیل کننده سپرده و وجوه خریداری شده به وام ها و دارایی های دیگر تعریف می کند. استفاده از این دو روش معمولاً به در دسترس بودن داده ها بستگی دارد و هدف این مطالعه می باشد. ما خروجی و ورودی بانک های Shinkin را همراه با Fukuyama and Weber (۲۰۰۹) تعریف می کنیم. ورودی شامل سپرده کلی، سرمایه کاری و فیزیکی (زمین، ساختمان و دارایی های ثابت) و خروجی شامل وام ها و اوراق بهادار می شود. جدول ۲ آمار توصیفی از تمام این متغیرها را فراهم می کند. توجه داشته باشید که ما داده هایی را در مورد متغیرهای مورد نیاز برای آزمایش فرضیه ۲ جمع آوری نمودیم. ما سهم بازار را به عنوان سپرده کلی بانک فردی i تقسیم بر سپرده های کل بانک های Shinkin تعریف می کنیم. نسبت تمرکز مجموع سهام پنج بازار سطح بالا است.

۶. اندازه گیری رشد بهره وری و کارایی: شاخص خود راه انداز Malmquist

FAre و همکاران. (۱۹۹۴، B) در اصل شاخص بهره وری Malmquist (MI) را برای اندازه گیری تغییر کل عامل بهره وری (TFP) برای یک شرکت خاص در دو دوره معرفی نمودند. در مقابل شاخص های دیگر مانند Tornqvist و فیشر، مزیت اصلی شاخص Malmquist اینست که به داده های قیمت نیاز ندارد. مزیت اضافه شده این شاخص این است که تجزیه TFP به دو مولفه را مجاز می سازد: یکی توصیف کننده رشد بهره وری و از سوی دیگر منعکس کننده رشد تکنولوژیک است:

$$MI = EC \times TC, \quad (1)$$

که در آن MI نشان دهنده تغییرات بهره وری کل، EC نشان دهنده تغییرات کارایی کل و TC مدت نشان دهنده تغییر فنی بین دو دوره T1 و T2، $T1 > T2$ اولین تغییر در محل شرکت نسبت به مرز بین دو دوره است، در حالی که دومی نشانگر فاصله تحت پوشش توسط مرز کارآمد از یک دوره به دیگری است. توجه داشته باشید که $MI > 1$ نشان دهنده افزایش بهره وری است، در حالی که $MI < 1$ نشان دهنده کاهش بهره وری است. همین امر برای دیگر اجزاء، $EC > 1$ نشان دهنده افزایش کارایی و $TC > 1$ افزایش در فن آوری را نشان می دهد.

محاسبه شاخص Malmquist، معمولاً از روش DEA زیر استفاده می کند (برای جزئیات بیشتر نگاه کنید به پیوست)، که یک رویکرد غیر پارامتری برای استنتاج تخمین بهره وری و کارایی است.

| Variable | Mean | Median | St.Dev | Min | Max |
|---------------|-------------|-------------|-------------|------------|---------------|
| Loan | 200,935,724 | 107,323,000 | 261,720,816 | 10,037,000 | 2,010,555,000 |
| Securities | 81,828,488 | 46,599,000 | 102,118,691 | 316,000 | 799,233,000 |
| Number of FTE | 398.25 | 263.00 | 386.99 | 45.00 | 2666.00 |
| Deposits | 328,655,622 | 185,866,000 | 402,797,359 | 30,350,000 | 3,322,019,000 |
| Total assets | 357,673,053 | 201,845,000 | 434,044,758 | 34,961,000 | 3,545,670,000 |

جدول 2 آمار توصیفی

با وجود سادگی و انعطاف پذیری آن، این روش غیرآماری است، و در نتیجه در بسیاری از موارد، تخمین های کارایی حساس به تغییرات تصادفی در داده ها است. در اینجا، ما برای این اصلاح مشکل از رویکرد خود راه انداز استفاده می کنیم ((Simar and Wilson, ۱۹۹۹). ایده اولیه خودراه اندازی، تقریب توزیع برآورد از طریق نمونه گیری مجدد و

تجدید محاسبه پارامتر مورد نظر است. نمونه برداری دوباره بر اساس فرضیات در مورد فرآیند تولید داده های واقعی (DGP) در زمینه نمونه مشاهده شده است. پس از روش راه اندازی، فواصل اعتماد می تواند محاسبه شود و برای تست اینکه آیا بهره وری یا کارایی تغییرات چشمگیر داشته اند مورد استفاده قرار گیرد (یعنی به طور قابل ملاحظه بیشتر یا کمتر از واحد در سطح مورد نظر از اهمیت). روش درصد معمولاً رایج ترین روش برای به دست آوردن فاصله اطمینان است. در مورد شاخص Malmquist، این روش متشکل از تقریب توزیع MI؟ MI با استفاده از توزیع MI؟ ب؟ MI است که در آن B MI برآوردهای DEA از شاخص Malmquist، MI؟ ب برآوردهای خود راه انداز از شاخص و MI شاخص واقعی مجهول است. بنابراین، برآورد خود راه انداز $(1-\alpha)$ برای فاصله اعتماد در شاخص Malmquist به شرح زیر است:

$$\hat{MI} - \hat{b}_2 \leq MI \leq \hat{MI} - \hat{c}_2 \quad (2)$$

که در آن bx و cx مقادیر خود راه انداز شده در تعریف فاصله اعتماد هستند. اگر معادله (۱) شامل مقدار نشود، آنگاه Malmquist به طور قابل توجهی متفاوت از واحد در سطح $\alpha\%$ است. همچنین بهبود اعتماد این فاصله با استفاده از روش اصلاح بایاس ممکن است، همانطور که Simar و Wilson (۱۹۹۹) پیشنهاد نموده اند. این نویسندگان استدلال می کنند که نتایج DEA در نمونه های کوچک مغرضانه است، بنابراین انتقال مرزهای بازه توسط عوامل $2 * bias$ اطمینان خواهد داد که مراکز توزیع خود راه انداز تجربی در تخمین بایاس اصلاح شده است. Simar و Wilson (۱۹۹۹) برآورد بایاس-اصلاح شده شاخص را به صورت زیر بیان نمودند:

$$\bar{MI} = \hat{MI} - bias[\hat{MI}] = 2 \times \hat{MI} - \frac{1}{B} \sum_{b=1}^B MI_b^* \quad (3)$$

که در آن

$$bias[\hat{MI}] = \frac{1}{B} \sum_{b=1}^B MI_b^* - \hat{MI}$$

توجه داشته باشید که همین رویکرد نیز برای همه اجزای Malmquist دیگر اعمال می شود.

۷. اندازه گیری کارایی: تابع فاصله خروجی بیزی

۷.۱. تابع فاصله خروجی

قبل از معرفی تابع مسافت خروجی، ما ابتدا فن آوری تولید را تعریف می کنیم:

$$P(x) = \{y \in R_+^M : x \text{ can produce } y\} \quad (4)$$

که نشان دهنده مجموعه ای از تمام بردارهای خروجی است که می تواند با استفاده از بردار ورودی تولید شود. ما فرض می کنیم که این فن آوری جزئیات بدیهی در Fare و همکاران. (۱۹۹۴c)، از جمله تحدب، در دسترس بودن قوی، نزدیکی و مرزدار بودن را برآورده می سازد. مطابق Fare و Primont (1995)، توصیف فناوری در (۴) با استفاده از تابع مسافت خروجی ممکن است:

$$D_0(x, y) = \min\{\theta : (y/\theta) \in P(x)\} \quad (5)$$

که غیر کاهشی، مثبت خطی همگن و محدب در y است. این مورد مقدار کمتر از یا مساوی با یک را اتخاذ می کند اگر بردار خروجی Y ، یک عنصر از مجموعه تولید امکان پذیر است، $P(X)$ است. یعنی، اگر است. علاوه بر این، $D_0(X, Y) = 1$ اگر (Y, X) متعلق به "مرز" مجموعه امکان تولید باشد.

به منظور برآورد کارایی، ما نیاز به پارامتری نمودن و محاسبه پارامترهای یک تابع مسافت خروجی داریم. در اینجا ما (D_0, Y) را به عنوان یک تابع ترانسلوگ را انتخاب می کنیم که شکل عملکردی انعطاف پذیر است و اغلب در نوشته های بانکداری استفاده می شود. برای مورد M خروجی و P ورودی، ما تابع مسافت خروجی ترانسلوگ را به صورت زیر می نویسیم:

$$\begin{aligned} \ln D_0 &= \beta_0 + \sum_{m=1}^M \beta_m \ln y_m + 0.5 \sum_{m=1}^M \sum_{n=1}^M \beta_{mn} \ln y_m \ln y_n \\ &+ \sum_{p=1}^P \gamma_p \ln x_p + 0.5 \sum_{p=1}^P \sum_{j=1}^P \gamma_{pj} \ln x_p \ln x_j \\ &+ \sum_{p=1}^P \sum_{m=1}^M \delta_{pm} \ln x_p \ln y_m, \quad i = 1, 2, \dots, N. \end{aligned} \quad (6)$$

که در آن B_0 ، BM ، bmm ، CP ، سی پی جی، و DPM پارامترهای مجهول هستند. محدودیت مورد نیاز برای تحمیل همگن بودن درجه ۱ در خروجی ها برابرست با:

$$\sum_{m=1}^M \beta_m + \sum_{m=1}^M \sum_{n=1}^M \beta_{mn} \ln y_n + \sum_{m=1}^M \sum_{p=1}^P \delta_{pm} \ln x_p = 1, \quad (7)$$

که می تواند برآورده شود اگر $\sum_{m=1}^M \beta_m = 1$, $\sum_{m=1}^M \beta_{mm} = 0$ برای تمام n و $\sum_{m=1}^M \delta_{pm} = 0$ برای تمام مقادیر p و شرایط مورد نیاز برای اطمینان حاصل نمودن از تقارن:

$$\begin{aligned} \beta_{mn} &= \beta_{nm} \quad m, n = 1, 2, \dots, M, \\ \text{and} \\ \gamma_{pj} &= \gamma_{jp} \quad p, j = 1, 2, \dots, P. \end{aligned} \quad (8)$$

متناوبا، می توان وضعیت یکدستی و تقارن را با نرمال سازی تابع مسافت، توسط یکی از خروجی ها (لاول و همکاران، ۱۹۹۴) بیان نمود. اگر خروجی M th، به دلخواه انتخاب شود، آنگاه مدل را می توان به صورت زیر نوشت:

$$\begin{aligned} \ln(D_0/y_m) &= \beta_0 + \sum_{m=1}^M \beta_m \ln(y_m/y_M) \\ &+ 0.5 \sum_{m=1}^{M-1} \sum_{n=1}^{M-1} \beta_{mn} \ln(y_m/y_M) \ln(y_n/y_M) \\ &+ \sum_{p=1}^P \gamma_p \ln x_p + 0.5 \sum_{p=1}^P \sum_{j=1}^P \gamma_{pj} \ln x_p \ln x_j \\ &+ \sum_{p=1}^P \sum_{m=1}^{M-1} \delta_{pm} \ln x_p \ln(y_m/y_M). \end{aligned} \quad (9)$$

نوشته مدل در شکل فشرده تر نیز ممکن است

$$\ln(D_0) - \ln(y_M) = TL(\mathbf{x}, \mathbf{y}/y_M; \beta) \quad (10)$$

یا

$$-\ln y_M = TL(\mathbf{x}, \mathbf{y}/y_M; \beta) + u. \quad (11)$$

که در آن $U = LN D$ یک اصطلاح غیر منفی است که اثر ناکارآمدی فنی را دربردارد. معرفی اصطلاح خطا در (۸) مدل را به چارچوب مرزی تصادفی تبدیل می کند و در نتیجه دربرداشتن اثر نویز در داده ها را ممکن می سازد:

$$-\ln y_M = TL(\mathbf{x}, \mathbf{y}/y_M; \beta) + v + u \quad (12)$$

که در شکل خود شبیه به مدل مرز تصادفی تثبیت شده Aigner همکاران. (۱۹۷۷) است. برای کسب اطلاعات بیشتر در مورد مزایای مدل مرزی تصادفی، Coelli و همکاران. (۱۹۹۸) را ببینید.

تاکنون، ما فقط محدودیت های همگن در مدل را در (۶) تحمیل نمودیم. با این حال، برای برآورده سازی تئوری اقتصادی، تابع فاصله خروجی نیز باید شرط یکنواختی و انحنای نظم را برآورده سازد. یکنواختی نیاز دارد که $D_0(X, Y)$ در X و Y غیر کاهشی باشد که می تواند به صورت زیر نوشته شود:

$$s_p \equiv \frac{\partial D_0(x, y)}{\partial x_p} \leq 0 \quad (13)$$

and

$$r_m \equiv \frac{\partial D_0(x, y)}{\partial y_m} \geq 0. \quad (14)$$

انحنا، از سوی دیگر، نیاز دارد که تابع مسافت خروجی $(Y, D_0(X, Y))$ شبه محدب در X و محدب در Y باشد. شبه تحدب در X را می توان با اطمینان حاصل کردن از اینکه همه مینورهای ماتریس مرزی Hessian، تشکیل شده توسط مشتق مرتبه اول و دوم، $(Y, D_0(X, Y))$ منفی هستند، F به دست آورد.

برای محدودیت تحدب، $(Y, D_0(X, Y))$ تابع در Y محدب است اگر و تنها اگر، تمام مینورهای اصلی ماتریس Hessian زیر غیر منفی باشند:

$$\mathbf{H} = \begin{bmatrix} h_{11} & h_{12} & \dots & h_{1M} \\ h_{21} & h_{22} & \dots & h_{2M} \\ \vdots & \vdots & \dots & \vdots \\ h_{1M} & h_{2M} & \dots & h_{MM} \end{bmatrix},$$

جائیکه:

$$h_{mn} = \frac{\partial^2 D_0(x, y)}{\partial y_m \partial y_n}. \quad (15)$$

برای کسب اطلاعات بیشتر در مورد این موضوع، راتو و Bhimasankaran (۱۹۹۲) و ادانل و Coelli (2005) را ببینید

۷.۳ برآورد بیزی

روش های بیزی یک گزینه جذاب برای استفاده از نظریه نمونه گیری در برآورد کارایی فنی است که می تواند ارائه دهنده استنتاج های آماری دقیق در مورد نتایج بهره وری و پارامترهای مدل باشد. همانطور که ما اظهار نمودیم، دلیل دیگری برای استفاده از روش برآورد بیزی مربوط به قابلیت های آن برای تحمیل شرایط نظم (یعنی تحدب / شبه تحدب و تقعر / خواص شبه تقعر) در تابع فاصله است.

برای نشان دادن روش های بیزی، ما ابتدا تابع فاصله تصادفی مرز را در یک فرم ساده به صورت زیر می نویسیم:

$$q_{it} = X_i \beta + v_i + u_j T_t \quad (16)$$

که در آن JT یک بردار واحد $T \times 1$ ، $q_{it} = (-\ln y_{M1t}, \dots, \ln y_{Mkt})$ ، X_i یک بردار $t \times (K+1)$ حاوی لگاریتم متغیرهای ورودی و نسبت های خروجی، B بردار پارامترهای (شامل رهگیری) متغیرهای تصادفی مستقل با میانگین های صفر و واریانس ثابت و u_i یک اصطلاح غیر منفی است که اثر از ناکارآمدی های فنی را در بردارد.

قضیه بیزی نیاز به انتخاب قبلی برای پارامترهای مدل و تعیین احتمال مدل دارد. در اینجا ما فرض می کنیم که v_i به طور نرمال توزیع شده است در حالی که u_i از توزیعات نمایی با پارامتر K مشترک مجهول ترسیم شده است. ما همچنین Koop و همکاران را (۱۹۹۷) و ادانل و Coelli (2005) دنبال می کنیم و ما اولویت مستقل را برای و برای اتخاذ می کنیم β

$$p(\beta) \propto I(\beta \in R_j), \quad (17)$$

که در آن $I(\cdot)$ تابع شاخص است که مقدار یک را می گیرد اگر استدلال درست باشد و در غیر این صورت صفر است و RJ مجموعه ای از پارامترهای مجاز برای تحمیل یکنواختی و انحنای است. برای پارامتر باقی مانده، λ ما زیر مورد قبلی مناسب زیر را تحمیل می کنیم:

$$p(\lambda^{-1}) = f_G(\lambda^{-1} | 1, -\ln(r^*)), \quad (18)$$

که در آن * R کارایی متوسط فنی قبلی و اغلب در مقدار ۰,۸۷۵ تعیین می شود (Koop و همکاران، ۱۹۹۷). pdf مشترک قبلی این مدل، تابع احتمال در ادانل و Coelli (2005) بیان شده اند. مورد مربوط خلفی به این مورد قبلی مقاوم است و باید با استفاده از روش شبیه سازی مورد تجزیه و تحلیل قرار گیرد. به طور خاص، نمونه گیبس با استفاده از تقویت داده ها می تواند برای این مدل تنظیم شود (نگاه کنید به Koop و همکاران، ۱۹۹۵، ۱۹۹۷؛ ادانل و Coelli، در ۲۰۰۵)، که شامل توزیع شرطی زیر است:

$$p(\lambda^{-1}|\mathbf{q}, \beta, h, \mathbf{u}) \propto f_G(\lambda^{-1}|N+1, \mathbf{u}'\mathbf{j}_N - \ln(\tau^*)), \quad (19)$$

$$p(h|\mathbf{q}, \beta, \mathbf{u}, \lambda^{-1}) \propto f_G(h|NT/2, 0.5[\mathbf{q} - \mathbf{X}\beta - (\mathbf{I}_N \otimes \mathbf{J}_T)\mathbf{u}]'[\mathbf{q} - \mathbf{X}\beta - (\mathbf{I}_N \otimes \mathbf{J}_T)\mathbf{u}]), \quad (20)$$

$$p(\beta|\mathbf{q}, h, \mathbf{u}, \lambda^{-1}) \propto f_N(\beta|\mathbf{b}, h^{-1}(\mathbf{X}\mathbf{X})^{-1}) \times I(\beta \in R_j), \quad (21)$$

$$p(\mathbf{u}|\mathbf{q}, \beta, h, \lambda^{-1}) \propto f_N(\mathbf{u}|\bar{\mathbf{q}} - \bar{\mathbf{X}}\beta - (Th\lambda)^{-1}\mathbf{j}_N, (Th)^{-1}\mathbf{I}_N \times \prod_{i=1}^N I(u_i \geq 0)), \quad (22)$$

که در آن $Y = (X'X)^{-1}X'Y$ ؟ (در u JT) به $(1 + K)$. استنتاج های بیزی عمدتاً با استفاده از تکنیک های نمونه گیری گیبس محاسباتی مشتق شده است، که شامل اتخاذ تصادفی متوالی از توزیعهای شرطی بالاتر است. نمونه برداری از توزیع گاما (۱۹) و (۲۰) ساده است. با این حال، نمونه برداری از توزیع نرمال چند متغیره کوتاه شده (۲۱) می تواند با استفاده از الگوریتم ساده پذیرفتن-رد یا Hasting (M-H Metropolis) انجام شود. ما در اینجا ادانل و Coelli را دنبال می کنیم (۲۰۰۵) و فنگ و Serletis (2009) و ما Metropolis را اتخاذ می کنیم (Hasting (M-H)). انتقاد معمول از الگوریتم قبول و رد این است که نیاز به تعداد زیادی از نماینده دارد قبل از اینکه یک مورد قابل قبول یافت شود.

۸. نتایج تجربی و بحث و گفتگو

۸.۱. رشد بهره وری و رشد کارایی

جدول ۳ برآوردهای خود راه انداز متوسط از تغییرات کارایی و بهره وری را گزارش نموده است. ما نتایج از بانک های فردی را گزارش نمی کنیم، اما می توان پس از درخواست از نویسندگان دیگر آن را به دست آورد. واضح بود که از ۲۹۱ بانک Shinkin، فقط ۸۱ بانک تجربه افزایش بهره وری را داشتند ($MI > 1$)، و ۱۲۴ بانک ها افزایش در کارایی را تجربه. به طور متوسط، نه بهره وری نه کارایی به طور قابل توجهی بهبود نیافت، همانطور که از فواصل اعتماد متوسط رشد بهره وری و رشد کارایی در جدول ۳ دیده می شود. درجه رشد در صورتی قابل توجه است که بازه اعتماد از یک مستثنی شود. با این حال، همانطور که در مورد ما هر دو فواصل زمانی از یک عبور می کنند، این منجر به این نتیجه می شود که رشد در کارایی و بهره وری در دوره مطالعه چشمگیر نبود.

بر اساس موارد فوق، ما فرضیه ۱ را قبول می کنیم. این یافته احتمالاً با توجه به بحث قبلی ما از مشکلاتی است که هنوز هم بانک های Shinkin با آن مواجه هستند و رشد آنها را در بهره وری و کارایی تحت تاثیر قرار می دهد. به طور

خاص، ما در اینجا به درصد بالایی از وام‌های غیرعملکردی، بازسازی ضعیف، نقاط ضعف مدیریت و عدم وجود قدرت بازار اشاره می‌کنیم. مطالعات قبلی این عوامل را به عنوان منابع بالقوه، در بانک های ژاپنی و بین المللی دیگر (Fukuyama and Weber، ۲۰۰۸، B)، شناسایی نمودند.

| | EC | TC | TFP |
|---------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|
| Average | 1.0021 (0.8734, 1.0123) | 0.9951 (0.8351, 1.0152) | 1.0012 (0.9835, 1.0351) |
| Min. | 0.9460 | 0.9790 | 0.9430 |
| Max. | 1.0490 | 1.1310 | 1.1310 |

جدول ۳ تغییرات بهره وری متوسط، کارایی و تغییرات فنی بانک های Shinkin (2000-2006).

روند مثبت اصلی در طول دوره این مطالعه حمایت مالی از سوی دولت برای افزایش فرایند تحکیم و ایجاد برخی از تعادل های مالی در سیستم بود. با این حال، هر گونه افزایش قابل توجهی در عملکرد انتظار نمی رفت، همانند تمام مشکلات سنتی در صنعت بانکداری Shinkin که تا به حال باقی مانده است. علاوه بر این، روند تحکیم شامل تغییر ساختار مناسب از سوی دولت یا بانک ها نمی شد. در پذیرش فرضیه ۱، ما از (Fukuyama and Weber، ۲۰۰۹) نیز حمایت می‌کنیم که به تازگی استدلال کردند که بهره وری پایین یک مشکل شایع، به ویژه در نهادهای مالی متقابل، موسسات مالی و یا بانک های منطقه ای ژاپن، با توجه به اتخاذ کند محصولات و فن آوری های جدید در مقایسه با سایر موسسات مالی در اروپا و یا ایالات متحده آمریکا است.

برای ارائه مفاهیم ماکرو قوی تر از نتایج ما، ما در جدول ۴ متوسط رشد بهره وری و کارایی را در سراسر حوزه های اداری مختلف که بانک ها در آن قرار دارند نیز گزارش نموده ایم. نتایج نشان می دهد که در طول دوره این مطالعه، متوسط بهره وری در سراسر حوزه های اداری زیر "۱" است که دلالت بر کاهش بهره وری دارد. حداقل ریاست مولد ناگانو است، در حالی که بهره ورتترین ریاست Mie است. به طور مشابه، با اشاره به بهره وری، تنها هفت نفر از چهل و هفت حوزه اداری رشد بهره وری مثبت را را تجربه کردند، در حالی که تنها سه حوزه اداری به رشد مثبت فن آوری دست یافتند. پشتیبانی بیشتر از این نتایج در جدول ۵ ارائه شده، که بهره وری متوسط رشد سالانه را نشان می دهد. همانطور که روشن است، حوزه های اداری بیشتر تسلسل بهره وری سالانه را تجربه نموده اند هر چند نه

همیشه در یک سطح قابل توجه. همچنین هیچ بهبود شفاف در بهره وری وجود ندارد، همانطور که از سطح سازگار متوسط بهره وری سال به سال آشکار است. به این ترتیب این نتایج دوباره نتیجه فوق در مورد بانک های فردی را تایید می کنند که بانک های Shinkin افزایش قابل توجهی در بهره وری و کارایی را در طول دوره از این مطالعه تجربه نکردند.

۸.۲. عوامل از رشد بهره وری و رشد کارایی

همان طور که در بخش ۴ توضیح داده شده است، هدف ما در اینجا ارائه توضیح بیشتر در مورد منابع تغییرات رشد بهره وری و کارایی در بانک های Shinkin است به طور خاص، ما نمرات کارایی و بهره وری Malmquist در متغیر های زیر: بازار سهم سپرده (MSD)، تعداد شاخه، بازده دارایی (درصد)، حاشیه منافع خالص (نیم)، و نسبت تمرکز رسوب برای پنج بانک بزرگ Shinkin نشان می دهیم. تمام این متغیرها دارای تاثیر مهمی در رشد بهره وری و کارایی هستند (Fukuyama and Weber, ۲۰۰۸, B, 2009).

به منظور برآورد رگرسیون، ما از مدل رگرسیون خود راه انداز کوتاه شده Simar و Wilson (۲۰۰۷) استفاده می کنیم. این نویسندگان شواهد شبیه سازی را از مدل رگرسیون کوتاه ارائه نمودند که می تواند منجر به تخمین دقیق تر و منسجم تر از مدل رگرسیون Tobit شود که به طور سنتی در بسیاری از مطالعات بانکداری استفاده می شود. در جدول ۶ فهرست نتایج به دست آمده است.

ما می بینیم که همه متغیرها از نظر آماری با نشانه های مورد انتظار معنی دار هستند، به غیر از ضریب حاشیه سود خالص، که دارای علامت منفی است. بنابراین، ما فرضیه ۲ را برای همه متغیرها به جز حاشیه سود خالص قبول می کنیم. مقدار NIm شاخص میزانی است که از طریق آن منافع به دست آمده بر روی نمونه کارها بانک ها بیش از سود سپرده ها و وجوه قرض گرفته شده می شود. در اغلب موارد، Half نشان دهنده بهره وری دارایی ها است از اینرو NIm بالا نشان دهنده استفاده موثر از دارایی درآمد و ترکیبی معقول از بدهی های تحمل-سود است. احتمالاً NIm

که در مورد بانک های Shinkin بسیار تاثیرگذار نیست زمانی که آنها اغلب از سپرده های غیر ضروری استفاده می کنند (Fukuyama and weber، ۲۰۰۹).

| No | Prefecture | EC | TC | TFP |
|----|------------|----------|----------|----------|
| 1 | Hokkaido | 1.0420** | 1.0178 | 1.0595** |
| 2 | Aomori | 1.0460** | 0.9554** | 0.9970 |
| 3 | Akita | 1.1267** | 0.9423** | 1.0617** |
| 4 | Yamagata | 1.0194** | 0.9252** | 0.9414** |
| 5 | Iwate | 0.9604** | 0.9619** | 0.9239** |
| 6 | Miyagi | 0.9810** | 0.9342** | 0.9158** |
| 7 | Fukushima | 1.0075 | 0.9710** | 0.9778 |
| 8 | Gunma | 1.0199 | 0.9677** | 0.9866 |
| 9 | Tochigi | 0.9297** | 0.9748** | 0.9047** |
| 10 | Ibaragi | 0.8945** | 0.9720** | 0.8705** |
| 11 | Saitama | 0.9720** | 0.9953 | 0.9658** |
| 12 | Chiba | 0.9882 | 0.9824 | 0.9700** |
| 13 | Kanagawa | 0.9814** | 0.9880 | 0.9691** |
| 14 | Niigata | 0.9711** | 0.9547** | 0.9273** |
| 15 | Yamanashi | 0.9425** | 0.9645** | 0.9097** |
| 16 | Nagano | 0.8900** | 0.9900 | 0.8810** |
| 17 | Tokyo | 0.9904 | 0.9741** | 0.9648** |
| 18 | Toyama | 0.9565** | 1.0016 | 0.9580** |
| 19 | Ishikawa | 0.9856** | 0.9492** | 0.9352** |
| 20 | Fukui | 0.9882** | 0.9816 | 0.9696** |
| 21 | Shizuoka | 0.9885 | 0.9776** | 0.9666** |
| 22 | Gifu | 1.0001 | 0.9864 | 0.9860** |
| 23 | Aichi | 0.9954 | 1.0065 | 1.0019 |
| 24 | Mie | 0.9720** | 1.1556** | 1.1270** |
| 25 | Shiga | 1.0007 | 0.9730** | 0.9743** |
| 26 | Kyoto | 0.9703** | 1.0150 | 0.9847** |
| 27 | Oosaka | 0.9945 | 0.9496** | 0.9450** |
| 28 | Nara | 0.9583** | 1.0417** | 0.9983 |
| 29 | Wakayama | 0.9417** | 1.0047 | 0.9450** |
| 30 | Hyogo | 1.0072 | 0.9916 | 0.9990 |
| 31 | Tottori | 0.9843** | 0.9313** | 0.9177** |
| 32 | Shimane | 1.0603** | 0.9288** | 0.9850** |
| 33 | Okayama | 0.9689** | 0.9824 | 0.9519** |
| 34 | Hiroshima | 1.0013 | 0.9683** | 0.9695** |
| 35 | Yamaguchi | 0.9861** | 0.9503** | 0.9366** |
| 36 | Tokushima | 0.9730** | 0.9225** | 0.8970** |
| 37 | Kagawa | 0.9915 | 1.0605** | 1.0520** |
| 38 | Ehime | 0.9924 | 0.9606** | 0.9512** |
| 39 | Kochi | 0.9960 | 1.4035** | 1.4000** |
| 40 | Fukuoka | 0.9989 | 0.9473** | 0.9464** |
| 41 | Saga | 0.9465 | 0.9148** | 0.8658** |
| 42 | Nagasaki | 1.0100 | 0.9080** | 0.9165** |
| 43 | Kumamoto | 1.0138** | 0.9123** | 0.9248** |
| 44 | Ooita | 0.9553** | 0.9230** | 0.8827** |
| 45 | Miyazaki | 0.9994 | 0.9542** | 0.9540** |
| 46 | Kagoshima | 1.0060 | 0.9137** | 0.9190** |
| 47 | Okinawa | 1.0100** | 0.9130** | 0.9220** |

EC, efficiency change; TC, technical change; TFP, total productivity change.

** The change is significantly different from unity at the 5% level.

جدول ۴ رشد بهره وری و کارایی در هر حوزه اداری (۲۰۰۰-۲۰۰۶).

به این ترتیب، متغیرهای بسیار قابل توجه عبارتند از سهم بازار در سپرده (MSD)، تعداد شعب و بازده دارایی (ROA). تاثیر مثبت سهم بازار و تمرکز بازار به طور غیر مستقیم با این فرضیه ساختار کارآمد توافق دارد (ESH) که شرکت ها با تکنولوژی برتر تولید و / یا مهارت های مدیریتی دارای هزینه های پایین تر و سود بالاتر هستند، که نتیجه آن

کسب سهم بازار و افزایش در تمرکز است. به طور مشابه، تعداد شاخه ها اندازه و قدرت بازار را نشان می دهد و به این ترتیب، تاثیر مثبت آن انتظار می رود. از نتیجه نیز به نظر می رسد که ماهیت کسب و کار بانک های Shinkin وابسته به شبکه شعب گسترده است.

| No. | Prefecture | 2000/01 | 2001/02 | 2002/03 | 2003/04 | 2004/05 | 2005/06 |
|-----|------------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
| 1 | Hokkaido | 0.9604** | 1.0318** | 1.0063 | 1.0206** | 1.0024 | 1.0265** |
| 2 | Aomori | 0.9604** | 1.0512** | 1.0200 | 1.0058 | 0.9616** | 1.0100 |
| 3 | Akita | 0.9960 | 1.0497 | 1.0007 | 0.9877 | 1.0320 | 0.9963 |
| 4 | Yamagata | 0.9610** | 1.0162 | 0.9896 | 0.9838 | 1.0018 | 0.9894 |
| 5 | Iwate | 0.9593** | 1.0257 | 0.9796** | 0.9857 | 0.9824** | 0.9886 |
| 6 | Miyagi | 0.9244** | 1.0004 | 1.0056 | 1.0008 | 1.0010 | 0.9916 |
| 7 | Fukushima | 0.9945 | 1.0261 | 0.9891 | 0.9974 | 0.9749** | 0.9984 |
| 8 | Gunma | 0.9519** | 1.0010 | 0.9950 | 1.0158 | 1.0157 | 1.0093 |
| 9 | Tochigi | 0.9132** | 0.9505** | 0.9838 | 1.0068 | 1.0193 | 1.0195 |
| 10 | Ibaragi | 0.9735** | 0.9780** | 0.9680** | 0.9785** | 0.9740** | 0.9820 |
| 11 | Saitama | 0.9878 | 1.0145 | 0.9888 | 0.9818 | 0.9805 | 1.0240 |
| 12 | Chiba | 0.9668** | 1.0068 | 0.9876 | 1.0034 | 0.9720** | 1.0400** |
| 13 | Kanagawa | 0.9725** | 1.0159 | 0.9971 | 1.0083 | 0.9865 | 0.9926 |
| 14 | Niigata | 0.9463** | 0.9785** | 0.9904 | 0.9973 | 1.0111 | 0.9979 |
| 15 | Yamanashi | 0.9678** | 0.9817** | 0.9677** | 0.9835** | 0.9765** | 1.0163** |
| 16 | Nagano | 1.0030 | 0.9360** | 0.9660** | 1.0050 | 0.9750** | 0.9787** |
| 17 | Tokyo | 0.9562** | 0.9992 | 1.0024 | 0.9890 | 0.9913 | 1.0192** |
| 18 | Toyoama | 0.9820 | 1.0093 | 0.9975 | 0.9828 | 1.0030 | 0.9804 |
| 19 | Ishikawa | 0.9706** | 0.9970 | 0.9712** | 0.9994 | 0.9904 | 1.0064 |
| 20 | Fukui | 0.9896 | 0.9948 | 1.0074 | 1.0056 | 0.9806** | 0.9930 |
| 21 | Shizuoka | 0.9714** | 0.9912 | 1.0051 | 1.0009 | 0.9927 | 0.9964 |
| 22 | Gifu | 0.9737** | 0.9970 | 0.9907 | 0.9941 | 1.0034 | 1.0224 |
| 23 | Aichi | 0.9563** | 1.0292 | 1.0107 | 1.0017 | 0.9933 | 0.9991 |
| 24 | Mie | 1.0344 | 1.0574** | 0.9870 | 1.0108** | 0.9826 | 1.0124 |
| 25 | Shiga | 0.9667** | 1.0160 | 1.0120 | 0.9930 | 0.9807 | 0.9980 |
| 26 | Kyoto | 0.9803 | 0.9760** | 0.9803 | 1.0063 | 1.0077 | 1.0370** |
| 27 | Osaka | 0.9693** | 0.9626** | 0.9767** | 1.0068 | 1.0052 | 1.0198 |
| 28 | Nara | 0.9350** | 1.0047 | 0.9507** | 1.0337** | 0.9877 | 1.0497** |
| 29 | Wakayama | 0.9257** | 0.9767** | 1.0093 | 0.9877** | 1.0327 | 1.0037 |
| 30 | Hyogo | 0.9648** | 0.9959 | 1.0145 | 0.9975 | 0.9985 | 1.0222** |
| 31 | Tottori | 0.9600** | 0.9707** | 1.0020 | 0.9977 | 0.9797** | 0.9960 |
| 32 | Shimane | 0.9763** | 0.9890 | 1.0203 | 0.9880 | 1.0123 | 1.0118** |
| 33 | Okayama | 0.9218** | 1.0175 | 0.9848 | 1.0274** | 0.9990 | 1.0024 |
| 34 | Hiroshima | 0.9635** | 0.9835** | 1.0110 | 0.9978 | 1.0155 | 1.0095 |
| 35 | Yamaguchi | 0.9583** | 1.0086 | 0.9913 | 0.9764** | 0.9689** | 1.0251** |
| 36 | Tokushima | 0.9500** | 0.9910 | 0.9555** | 1.0425** | 0.9775** | 0.9845** |
| 37 | Kagawa | 0.9745** | 1.0145 | 1.0325** | 1.0160** | 0.9735** | 1.0075 |
| 38 | Ehime | 0.9438** | 0.9946 | 1.0070 | 0.9868 | 1.0088 | 0.9950 |
| 39 | Kouchi | 1.0380 | 1.0495 | 1.0855** | 1.0350** | 1.0960** | 1.0365** |
| 40 | Fukuoka | 0.9374** | 1.0093 | 0.9789** | 1.0053 | 1.0008 | 1.0168** |
| 41 | Saga | 0.9633** | 0.9550** | 0.9930 | 0.9753** | 0.9800** | 0.9975 |
| 42 | Nagasaki | 0.9890 | 1.0405 | 1.0060 | 0.9600** | 0.9675** | 0.9530** |
| 43 | Kumamoto | 0.9488** | 1.0208 | 0.9773 | 0.9705** | 1.0025 | 1.0140** |
| 44 | Ooita | 0.9443** | 0.9730** | 0.9643** | 0.9873 | 0.9917 | 1.0127** |
| 45 | Miyazaki | 0.9426** | 1.0056 | 0.9838 | 1.0066 | 0.9896 | 1.0280** |
| 46 | Kagoshima | 0.9237** | 1.0063 | 0.9990 | 0.9677** | 1.0003 | 1.0287** |
| 47 | Okinawa | 0.9720** | 0.9170** | 1.0190** | 1.0040 | 1.0330** | 1.0090 |
| | Average | 0.9643** | 1.0004 | 0.9949 | 0.9982 | 0.9960 | 1.0074 |

جدول ۵ رشد سالانه بهره وری در حوزه اداری.

| Variable | Productivity growth | | | Efficiency growth | | |
|-----------------|---------------------|------------|-------------|-------------------|------------|-------------|
| | Coefficient | Std. error | T-statistic | Coefficient | Std. error | T-statistic |
| Constant | -0.6974 | 0.0999 | -6.9810** | -0.3974 | 0.0989 | -4.0182** |
| MSD | 0.905 | 0.3952 | 2.2900* | 0.625 | 0.1952 | 3.2018** |
| No. of branches | 3.47E-05 | 1.40E-05 | 2.4820** | 3.23E-05 | 1.38E-05 | 2.4820** |
| ROA | 1.3092 | 0.5011 | 2.6127** | 1.2102 | 0.5120 | 2.3637* |
| NIM | -0.0008 | 0.0003 | -2.6666** | -0.0006 | 0.0002 | -3.0012** |
| CRD5 | 3.1376 | 0.9991 | 3.1404** | 2.9232 | 0.8791 | 3.3252** |

MSD: market share on deposit, ROA: returns on assets, NIM: net interest margin, CRD5: concentration ratio of deposits for the five largest Shinkin banks.

** Significant at the 1% level.

* Significant at the 5% level.

جدول ۶ مدل رگرسیون خود راه انداز کوتاه شده

بنابراین، متغیرهای فوق شرحی از تنوع در رشد بهره وری و رشد کارایی را بین بانک های Shinkin فردی ارائه می کنند. به عبارت دیگر، به نظر می رسد بانک ها با مقادیرهای بهتر در این متغیرها از عملکرد بالاتری برخوردارند.

۸.۳ تخمین کارایی

در نهایت، ما بازده بانک های Shinkin را تجزیه و تحلیل می کنیم در فرضیه ۳، اظهار شد که یکی از نقاط ضعف عمده در نوشته های فعلی این است که تابع فاصله مورد استفاده در مطالعات قبلی در مورد بانک های Shinkin و یا سایر بخش های بانکداری بین المللی از نقض شرایط نظم نظری رنج می برد. بنابراین، هدف ما در این مطالعه پرداختن به این شکاف مهم با تحمیل شرایط نظم نظری و تایید نتیجه نقض این شرایط است.

به منظور آزمون فرضیه ۳، ما این دو مدل بیزی را برآورد نمودیم که یکی از آنها محدود (یعنی تحت نظم نظری) و یکی بدون هیچ گونه محدودیت است. ما تخمین را توسط تولید ۶۰۰۰۰ مشاهده به دست می آوریم و سپس ۲۰۰۰۰ تای اول را به عنوان سوخته کنار می گذاریم. ما ابتدا تست های مدل نظم بدون محدودیت را با چک کردن میانگین خلفی (۱۳) و (۱۴) و افراد زیر سن قانونی اصلی F و H، برای هر یک از ۲۰۳۷ مشاهدات نمونه ما انجام می دهیم. نتایج به دست آمده، به صورت خلاصه شده در جدول ۷ نشان می دهد که تنها یکی از پنج شرایط یکنواختی برآورده شده است و شرایط انحنای در همه مشاهدات نقض شده است. این موارد اعتبار نتایج قبلی حاصل ادانل و (Coelli (2005 و فنگ و Serletis (2009 را نشان می دهد و تایید می کند که مدل بدون محدودیت، الزامات نظری را برآورده نمی کند.

سپس، ما این مدل محدود را با اعمال آن شرایط توضیح داده شده در بخش ۷.۲ برآورد می نماییم. باز هم، جدول ۷ نقض یکنواختی و انحنای را گزارش می دهد. همانطور که روشن است، با مدل محدود، تمام شرایط نظم در همه ۲۰۳۷ مشاهدات برآورده شده است. جدول ۸ مدل پارامتری را تخمین می زند. اگر چه تخمین پارامترها برای مدل

محدود نشده در اینجا گزارش نشده است، به طور کلی ما دریافتیم که مدل محدود دارای انحراف استاندارد کوچکتر خلفی و فواصل باریک معتبر بیزی است. این یافته در راستای فنگ و (Serletis 2009)، و ادانل و (Coelli 2005) است که در بر دارنده اعمال محدودیت های نظم است که اثر کاهش واریانس PDFهای برآورد حاشیه ای را دارد.

| Unconstrained model | | Constrained model | |
|---|----------------|---|----------------|
| Monotonicity conditions | Violations (%) | Monotonicity conditions | Violations (%) |
| $s_1 \leq 0$ | 20.23 | $s_1 \leq 0$ | 0 |
| $s_2 \leq 0$ | 15.63 | $s_2 \leq 0$ | 0 |
| $s_3 \leq 0$ | 0 | $s_3 \leq 0$ | 0 |
| $r_1 \geq 0$ | 5.23 | $r_1 \geq 0$ | 0 |
| $r_2 \geq 0$ | 1.12 | $r_2 \geq 0$ | 0 |
| Curvature conditions | Violations (%) | Curvature conditions | Violations (%) |
| The principal minors of F are negative | 100 | The principal minors of F are negative | 0 |
| H is positive semidefinite | 13.12 | H is positive semidefinite | 0 |

جدول ۷ نقض نظم مدل بدون محدودیت

| Parameters | Mean | SD | 90% Posterior coverage region | |
|---------------|---------|--------|-------------------------------|---------|
| β_0 | 0.1589 | 0.0111 | 0.1325 | 0.1923 |
| β_1 | 0.7612 | 0.1811 | 0.5312 | 0.7855 |
| β_{11} | 0.1265 | 0.0135 | 0.1121 | 0.1632 |
| γ_1 | -0.1138 | 0.0650 | -0.1232 | 0.0521 |
| γ_2 | -0.4145 | 0.0876 | -0.6321 | -0.3321 |
| γ_3 | -1.3489 | 0.5880 | -1.5200 | -1.2831 |
| γ_{11} | 0.2183 | 0.1640 | -0.0121 | 0.2231 |
| γ_{12} | -1.1836 | 0.1402 | -1.2321 | -1.1532 |
| γ_{13} | -1.3371 | 0.1923 | -1.6550 | -1.2832 |
| γ_{22} | 0.7985 | 0.3321 | 0.5328 | 0.8950 |
| γ_{21} | -0.8617 | 0.0612 | -0.9923 | -0.5110 |
| γ_{33} | 0.8249 | 0.2912 | 0.6621 | 0.9533 |
| δ_{11} | 0.0636 | 0.2317 | -0.1250 | 0.1123 |
| δ_{21} | -0.1346 | 0.0232 | -0.1621 | 0.1191 |
| δ_{33} | 0.0955 | 0.0216 | 0.0220 | 0.1321 |

جدول ۸ تخمین خلفی پارامترهای مدل.

بنابراین، پس از تایید اینکه مدل محدود نشده یکنواختی و خمیدگی را نقض می کند، بررسی نمودیم که آیا یک شکست برای تحمیل شرایط نظم نظری نیز تاثیر قابل توجهی در بهره وری بانک های Shinkin خواهد داشت یا خیر. ما ابتدا رتبه بندی بهره وری را با محاسبه همبستگی جهت رتبه اسپیرمن بین مدل های محدود و محدود نشده تست نمودیم. اگر همبستگی رتبه اسپیرمن برابر "؟" -۱ باشد آنگاه اصلاح کامل منفی وجود دارد، اگر برابر با "۱" باشد، همبستگی مثبت کامل وجود دارد و اگر برابر "۰" باشد، همبستگی وجود دارد. در راستای Serletis و فنگ

(۲۰۰۹)، ما نیز همبستگی خود راه انداز اسپیرمن رتبه بندی را به منظور تعیین اینکه آیا همبستگی ضریب به طور قابل توجهی متفاوت از یک در سطح ٪ ۱ است، بررسی نمودیم. جدول ۹ گزارش نتایج به دست آمده را نشان می دهد.

همانطور که روشن است، رتبه همبستگی اسپیرمن به طور قابل ملاحظه یکی برای همه سال ها در نمونه متفاوت است، از اینرو فواصل اعتماد یک نمی شوند. این نشان می دهد که رتبه بندی بهره وری بانک های Shinkin به طور معنی داری بین مدل محدود و محدود نشده تفاوت دارد. در ادامه ما همچنین تاثیر تحمیل شرایط نظری بر روی بهره وری متوسط بانک های Shinkin را بررسی نمودیم. جدول ۱۰ گزارش نتایج به دست آمده را نشان می دهد. ما از صدک ۰.۵٪ و ۹۵٪ تایید می کنیم که تفاوت قابل توجهی در بهره وری بین مدل محدود و محدود نشده وجود دارد. علاوه بر این، بهره وری متوسط مدل محدود نشده همیشه کمتر از مدل محدود است، که با توجه به محدودیت های تحمیل شده بر مجموعه فن آوری تولید تعجب برانگیز نیست. (ادانل و Coelli، 2005).

بنابراین، بر اساس موارد فوق، از فرضیه ۳ حمایت می کنیم که متوسط رتبه بندی راندمان و بهره وری بانک های Shinkin که از مدل های مرزی محدود شده و محدود نشده فاصله به دست آمده است، به طور قابل توجهی متفاوت است. از اینرو ما ثابت کردیم که مدل محدود نشده ناقض نظم نظری است. ما در جدول ۱۱ گزارش نتایج بهره وری متوسط به دست آمده از مدل محدود را نیز آورده ایم. همانطور که نشان داده شده است، نمره بهره وری متوسط بانک های Shinkin تقریباً در طی دوره مطالعه، با تغییرات بسیار جزئی پیوسته است. نمره بهره وری متوسط تمام بانک های Shinkin، بین سالهای ۲۰۰۰ و ۲۰۰۶، ۸۶،۰۵٪ است، اعم از حداقل از ۸۰،۷۳٪ و ۹۰،۱۱٪ حداکثر است. این یکدستی در بهره وری پشتیبانی بیشتر از نتایج Malmquist را فراهم می کند که در بر دارنده رشد بهره وری به میزان قابل توجهی در طول دوره این مطالعه است. در جدول ۱۲، گزارش نمرات بهره وری در سراسر حوزه های اداری مختلف آمده است. متوسط کارایی فنی برای تمام حوزه های اداری 87.02 درصد است. ما دریافتیم که ۱۵ تا از چهل و هفت حوزه اداری دارای نمره بهره وری پایین تر از نمره متوسط هستند. انحراف استاندارد در سراسر تجزیه و تحلیل حوزه های اداری دوباره کوچک است که یافته های قبلی ارسال شده توسط Fukuyama and Weber (۲۰۰۹) را

تایید می کند و بیشتر حوزه های اداری تحت سطح همگن از عملکرد عمل می کنند. در نهایت، در حالی که نتایج به دست آمده در اینجا گزارش نشده است، ما تایید می کنیم که بهره وری حوزه های اداری به طور مشابه به میزان قابل توجهی در طول دوره مطالعه بهبود نمی یابد که در نتیجه دوباره پشتیبانی بیشتری از فرضیه ۳ می نماید.

| Year | Coefficient | Confidence interval |
|------|-------------|---------------------|
| 2000 | 0.8732 | (0.7679, 0.9232) |
| 2001 | 0.8821 | (0.7721, 0.9311) |
| 2002 | 0.8321 | (0.7311, 0.8911) |
| 2003 | 0.9132 | (0.7829, 0.9433) |
| 2004 | 0.8763 | (0.7932, 0.9111) |
| 2005 | 0.9352 | (0.8211, 0.9512) |
| 2006 | 0.9432 | (0.8432, 0.9732) |

جدول ۹ همبستگی رتبه مرتبه اسپیرمن.

| Year | Average efficiency difference | 5% and 95% Percentile |
|------|-------------------------------|-----------------------|
| 2000 | -0.0832 | (-0.0942, -0.0621) |
| 2001 | -0.0321 | (-0.4522, -0.0211) |
| 2002 | -0.0411 | (-0.0355, -0.0311) |
| 2003 | -0.0532 | (-0.0681, -0.0475) |
| 2004 | -0.0622 | (-0.0713, -0.0511) |
| 2005 | -0.0555 | (-0.0611, 0.0432) |
| 2006 | -0.0561 | (-0.0601, -0.0411) |

جدول ۱۰ تفاوت بازده متوسط بین مدل های محدود و محدود نشده.

| Year | Average efficiency |
|------|--------------------|
| 2000 | 0.8632 |
| 2001 | 0.8721 |
| 2002 | 0.8771 |
| 2003 | 0.8632 |
| 2004 | 0.8532 |
| 2005 | 0.8432 |
| 2006 | 0.8521 |

جدول ۱۱ نمره راندمان سالانه بانک های Shinkin.

| No. | Prefectures | Average efficiency | SD | 90% Posterior coverage region | |
|-----|-------------|--------------------|--------|-------------------------------|--------|
| 1 | Hokkaido | 0.8840 | 0.0191 | 0.7698 | 0.9213 |
| 2 | Aomori | 0.9089 | 0.0192 | 0.7734 | 0.9295 |
| 3 | Akita | 0.8731 | 0.0193 | 0.7977 | 0.9510 |
| 4 | Yamagata | 0.8591 | 0.0195 | 0.7820 | 0.9453 |
| 5 | Iwate | 0.8803 | 0.0199 | 0.8051 | 0.9621 |
| 6 | Miyagi | 0.8762 | 0.0195 | 0.8030 | 0.9515 |
| 7 | Fukushima | 0.8840 | 0.0200 | 0.8000 | 0.9616 |
| 8 | Gunma | 0.9195 | 0.0194 | 0.7870 | 0.9523 |
| 9 | Tochigi | 0.8997 | 0.0198 | 0.8201 | 0.9758 |
| 10 | Ibaragi | 0.8644 | 0.0196 | 0.8313 | 0.9739 |
| 11 | Saitama | 0.8853 | 0.0199 | 0.8051 | 0.9609 |
| 12 | Chiba | 0.8846 | 0.0194 | 0.8034 | 0.9595 |
| 13 | Kanagawa | 0.8669 | 0.0195 | 0.7890 | 0.9509 |
| 14 | Niigata | 0.8796 | 0.0200 | 0.8039 | 0.9649 |
| 15 | Yamanashi | 0.8773 | 0.0198 | 0.8033 | 0.9606 |
| 16 | Nagano | 0.8325 | 0.0203 | 0.8604 | 0.9999 |
| 17 | Tokyo | 0.8836 | 0.0197 | 0.8067 | 0.9619 |
| 18 | Toyama | 0.6904 | 0.0202 | 0.8126 | 0.9694 |
| 19 | Ishikawa | 0.8837 | 0.0202 | 0.8079 | 0.9641 |
| 20 | Fukui | 0.8629 | 0.0198 | 0.7870 | 0.9426 |
| 21 | Shizuoka | 0.8958 | 0.0199 | 0.8160 | 0.9756 |
| 22 | Gifu | 0.8784 | 0.0198 | 0.7930 | 0.9561 |
| 23 | Aichi | 0.8786 | 0.0199 | 0.7974 | 0.9634 |
| 24 | Mie | 0.8598 | 0.0195 | 0.7839 | 0.9451 |
| 25 | Shiga | 0.8865 | 0.0191 | 0.7823 | 0.9450 |
| 26 | Kyoto | 0.8885 | 0.0205 | 0.8137 | 0.9730 |
| 27 | Oosaka | 0.8977 | 0.0202 | 0.8220 | 0.9719 |
| 28 | Nara | 0.9157 | 0.0200 | 0.8299 | 0.9869 |
| 29 | Wakayama | 0.8446 | 0.0198 | 0.7729 | 0.9266 |
| 30 | Hyogo | 0.8961 | 0.0198 | 0.7959 | 0.9548 |
| 31 | Tottori | 0.8860 | 0.0200 | 0.8147 | 0.9688 |
| 32 | Shimane | 0.8672 | 0.0202 | 0.7772 | 0.9464 |
| 33 | Okayama | 0.8797 | 0.0202 | 0.8006 | 0.9572 |
| 34 | Hiroshima | 0.9112 | 0.0208 | 0.8255 | 0.9891 |
| 35 | Yamaguchi | 0.8889 | 0.0200 | 0.8070 | 0.9600 |
| 36 | Tokushima | 0.8396 | 0.0184 | 0.7694 | 0.9264 |
| 37 | Kagawa | 0.8394 | 0.0191 | 0.7744 | 0.9334 |
| 38 | Ehime | 0.8542 | 0.0194 | 0.7847 | 0.9470 |
| 39 | Kochi | 0.8867 | 0.0203 | 0.8118 | 0.9688 |
| 40 | Fukuoka | 0.8758 | 0.0202 | 0.7999 | 0.9628 |
| 41 | Saga | 0.8599 | 0.0198 | 0.7738 | 0.9389 |
| 42 | Nagasaki | 0.8583 | 0.0196 | 0.7791 | 0.9332 |
| 43 | Kumamoto | 0.8655 | 0.0198 | 0.7832 | 0.9420 |
| 44 | Ooita | 0.8951 | 0.0209 | 0.8210 | 0.9768 |
| 45 | Miyazaki | 0.8910 | 0.0203 | 0.8066 | 0.9767 |
| 46 | Kagoshima | 0.9171 | 0.0195 | 0.8044 | 0.9491 |
| 47 | Okinawa | 0.8798 | 0.0215 | 0.7940 | 0.9938 |

جدول ۱۲ میانگین نمرات بهره وری توسط ریاست سال ۲۰۰۰ تا ۲۰۰۶.

۹. استنتاج ملاحظات

در مقاله حاضر، شواهد جدیدی در عملکرد بانک های Shinkin ها و حوزه های اداری مختلف در ژاپن، با استفاده از روش های قوی تر و نوآورانه را فراهم شده است. ما تجزیه و تحلیل را بر روی سه فرضیه جالب پایه گذاری نمودیم که به شکاف های تحقیقاتی مهم در نوشته های موجود می پردازد.

در مرحله اول، ما فرضیه اول را قبول نمودیم که رشد بهره وری و رشد کارایی بانک های Shinkin، بهبود معنی داری در طول دوره مورد تجزیه و تحلیل داشت (۲۰۰۰-۲۰۰۶). آزمایش این فرضیه با شاخص خود راه انداز شده

Malmquist، خواص آماری و فاصله اطمینان درجه رشد بهره وری و رشد کارایی را فراهم می کند. ما استدلال می کنیم که این یافته ها احتمالاً به علت مسائل سنتی است که هنوز بانک های Shinkin با آن روبرو هستند و کارایی و بهره وری آنها را تحت تاثیر قرار می دهد، که عبارتند از عواملی مانند درصد بالایی از وام های غیر عملکردی، بازسازی ضعیف، نقاط ضعف مدیریت و عدم وجود قدرت بازار. علاوه بر این، ما برجسته نمودیم که روند تحکیم در طول دوره مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته با بازسازی مناسب دولت و یا بانک ها همراه نبود.

در راستای فرضیه ۲، ما چند متغیر تجزیه و تحلیل را برای توضیح بیشتر تغییرات منابع رشد بهره وری و رشد کارایی در بانک های Shinkin معرفی نمودیم به طور خاص، ما پسرفت نمرات کارایی و بهره وری را به شرح زیر با چند متغیر نشان دادیم: سهم بازار سپرده (MSD)، تعداد شعبات، بازده دارایی ها (ROA)، حاشیه منافع خالص (نیم) و تمرکز نسبت سپرده های پنج بانک بزرگ Shinkin را. ما از نتایج نشان دادیم که به غیر از NIM، همه متغیر های دیگر مشارکت کنندگان مهم در رشد بهره وری و رشد کارایی بانک های Shinkin هستند.

در آخرین مرحله، ما روش مرز مسافت بیزی را برای ارائه اقدامات بهره وری بانک های Shinkin اعمال نمودیم. در راستای فرضیه ۳، ما بررسی این مورد را هدف قرار دادیم که آیا نادیده گرفتن نظری شرایط نظم بر روی تابع مسافت می تواند تاثیر قابل توجهی بر نتایج بهره وری داشته باشد یا خیر. این فرضیه جالب همچنین می تواند در خدمت مطالعات بهره وری بانکی Shinkin خارج از چارچوب باشد، به ویژه زمانی که شرایط نظم نظری به طور گسترده ای در نوشته ها نادیده گرفته می شوند. نتایج به دست آمده تایید می کنند که این شرایط نظم نظری بسیار ضروری هستند، از اینرو شکست برای تحمیل آنها به اختلاف قابل ملاحظه ای در بهره وری منجر شد. این یافته ها در نتیجه باید صحنه را برای استفاده از مجموعه توابع فاصله در نوشته های بانکداری آماده نماید. با توجه به بهره وری بانک های Shinkin، ما نشان می دهیم که نمرات بهره وری متوسط بانک های Shinkin عملاً در دوره مطالعه، با تغییرات جزئی سازگار باقی می ماند. این مورد، پشتیبانی بیشتر از نتایج Malmquist را فراهم می کند که نشان می دهد که رشد بهره وری به میزان قابل توجهی در طول دوره از این مطالعه افزایش نمی یابد.

سیاست های مختلفی از این مطالعه پدیدار می شوند. اول، ما نشان می دهیم که رشد بهره وری و رشد کارایی بانک های Shinkin به طور قابل ملاحظه ای بهبود یافته است و در نتیجه، سیاست های تهاجمی برای پرورش بهبود کارایی بالاتر در این بانک ها نیاز می شوند. ارتباط رشد بهره وری و رشد کارایی در این مطالعه همچنین برای تدوین سیاست تجزیه و تحلیل شد. تاثیر منفی NIM ممکن است به خاطر این باشد که بانک های Shinkin دارای حاشیه های بالا به طور کلی از بسیاری از سپرده های غیر ضروری (و کار و سرمایه) برای تولید وام های بیش از حد کم و اوراق بهادار سرمایه گذاری استفاده می کنند. Fukuyama and Weber (۲۰۰۵، ۲۰۰۹) همچنین شواهدی فراهم نمودند که طبیعت "تعاونی این بانک ها اجازه می دهد تا بین مدیران در رفتار اولویت هزینه تعامل گیرد. حاشیه بهره خالص عالی ممکن است در نتیجه استهلاک کافی اجازه می دهد تا مدیران به در چنین رفتاری افراط نمایند ، به جای اینکه دنبال بهره وری با تلاش بیشتر باشند. بنابراین، زمانی که NIM دارای تاثیر منفی قابل توجهی در رشد بازده و رشد بهره وری بانک های Shinkin است، سیاستگذاران باید بر روی کنترل تاثیر NIM بالا تمرکز داشته باشند. سیاست های آینده نیز باید بازده دارایی ها را تقویت نماید زیرا در عملکرد عالی سهم دارد. در نهایت، نتایج نشان میدهد که اندازه بزرگتر به عملکرد بهتر بانک های Shinkin کمک می کند. به طور خاص، به نظر می رسد بانک ها با سهم بیشتر بازار ، شبکه شعبه های گسترده تر، و تمرکز بالاتر موثر تر و سازنده تر باشند. بنابراین، نیاز است که این عوامل همچنین بخشی از این سیاست دستور کار بانک های Shinkin باشند، به خصوص بانک هایی که دارای مقادیرهای بالا و رقابتی در این عوامل نیستند.

ضمیمه A. شاخص بهره وری Malmquist

پیرو Farret و همکاران (1994c) این شاخص می تواند بین دو دوره زمانی t و $t+1$ به صورت میانگین هندسی t و $t+1$ به صورت زیر محاسبه شود

که در آن نشاندهنده مسافت از دوره مشاهده $t+1$ به دوره فناوری t است. بهبودها در بهره وری در این زمان سیگنالدهی می شود زمانی که بزرگتر از یک است که در آن افزایش در بهره وری زمانی سیگنالدهی می شود که کمتر از ۱ است. این شاخص در (A.1) نیز به دو جز تجزیه می شود: تغییر بازده و تغییر فناوری به صورت زیر:

$$MI^{t,t+1} = \left[\frac{D_0^t(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_0^t(x^t, y^t)} \frac{D_0^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_0^{t+1}(x^t, y^t)} \right]^{1/2}, \quad (A.1)$$

که در آن اولین جز در بالا نشاندهنده تغییر کارایی است (یعنی تغییر در موقعیت بانک نسبت به فناوری بین دو دوره) و جز دوم نشاندهنده تغییر فناوری (یعنی تغییر در موقعیت فناوری بین دو دوره).

همانطور که در (A.2) نشان داده شده است، برآورد شاخص Malmquist و اجزای آن نیاز به برآورد چهار تابع فاصله دارد $D_0^t(x^{t+1}, y^{t+1})$: DEA روش رایج استفاده شده در نوشته برای تخمین این توابع مسافت است. این روش در (A.3) نشان داده شده و می تواند در مورد $D_0^t(x^t, y^t)$ به صورت زیر برای نمونه بیان شود:

$$MI^{t,t+1} = \underbrace{\frac{D_0^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_0^t(x^t, y^t)}}_{\text{Efficiency change}} \underbrace{\left[\frac{D_0^t(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_0^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})} \frac{D_0^t(x^t, y^t)}{D_0^{t+1}(x^t, y^t)} \right]^{1/2}}_{\text{Technological change}}, \quad (A.2)$$

که در آن و بردارهای خروجی و ورودی متناظر با بانک در دوره t به ترتیب می باشد. تابع مسافت می تواند در روشی مشابه توسط جایگزینی $t+1$ برای t محاسب شود. نهایتاً می تواند به صورت زیر محاسبه شود:

توجه کنید که می تواند در روشی مشابه توسط جایگزینی $t+1$ با t محاسب شود. برای جزئیات بیشتر در مورد شاخص Malmquist به Coelli و همکاران (۱۹۹۸) نگاه کنید.

References

- Aigner, D.J., Lovell, C.A.K., Schmidt, P., 1977. Formulation and estimation of stochastic frontier production models. *Journal of Econometrics* 6, 21–37.
- Berger, A.N., Humphrey, D.B., 1997. Efficiency of financial institutions: International survey and directions for future research. *European Journal of Operations Research* 98, 175–212.
- Berger, A.N., Leusner, J.H., Mingo, J.J., 1997. The efficiency of bank branches. *Journal of Monetary Economics* 40, 141–162.
- Berger, A.N., Hasan, I., Zhou, M., 2009. Bank ownership and efficiency in China: What will happen in the world's largest nation? *Journal of Banking and Finance* 33, 113–130.
- Coelli, T., PrasadaRao, D.S., Battese, G.E., 1998. *An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis*. Kluwer, Boston.
- De Jonghe, O., Vander, R.V., 2008. Competition versus efficiency: What drives franchise values in European banking. *Journal of Banking and Finance* 32, 1820–1835.
- Drake, L., Hall, M., 2003. Efficiency in Japanese banking: An empirical analysis. *Journal of Banking and Finance* 27, 891–917.
- Drake, L., Hall, M., Simper, R., 2009. Bank modelling methodologies: A comparative non-parametric analysis of efficiency in the Japanese banking sector. *Journal of International Financial Markets Institutions and Money* 19, 1–15.
- Färe, R., Grosskopf, S., Lindgren, B., Roos, P., 1994a. Productivity developments in Swedish hospitals: A Malmquist output index approach. In: Charnes, A., Cooper, W.W., Lewin, A.Y., Seiford, L.M. (Eds.), *Data Envelopment Analysis: Theory, Methodology, and Applications*. Kluwer, Boston.
- Färe, R., Grosskopf, S., Norris, M., Zang, Z., 1994b. Productivity growth, technical progress, and efficiency change in industrialized countries. *American Economic Review* 84, 66–83.
- Färe, R., Grosskopf, S., Lovell, C.A.K., 1994c. *Production Frontiers*. Cambridge University Press, Cambridge.
- Färe, R., Primont, D., 1995. *Multi-Output Production and Duality: Theory and Applications*. Kluwer, Boston.
- Feng, G., Serletis, A., 2009. Efficiency, technical change, and returns to scale in large US banks: Panel data evidence from an output distance function satisfying theoretical regularity. *Journal of Banking and Finance* 34, 127–138.
- Fukuyama, H., 1996. Returns to scale and efficiency of credit associations in Japan: A non parametric frontier approach. *Japan and the World Economy* 8, 259–277.
- Fukuyama, H., Guerra, R., Weber, W.L., 1999. Efficiency and ownership: Evidence from Japanese credit cooperatives. *Journal of Economics and Business* 51, 473–487.
- Fukuyama, H., Weber, W.L., 2005. Estimating output gains by means of Luenberger efficiency measures. *European Journal of Operational Research* 164, 535–547.
- Fukuyama, H., Weber, W.L., 2008a. Estimating inefficiency, technological change and shadow prices of problem loans for regional banks and *Shinkin* banks in Japan. *The Open Management Journal* 1, 1–11.
- Fukuyama, H., Weber, W.L., 2008b. Japanese banking inefficiency and shadow pricing. *Mathematical and Computer Modelling* 48, 1854–1867.
- Fukuyama, H., Weber, W.L., 2009. A directional slacks-based measure of technical inefficiency. *Socio-Economic Planning Sciences* 43, 274–287.
- Sealey Jr., C., Lindley, J., 1977. Inputs, outputs, and a theory of production and cost at depository financial institutions. *Journal of Finance* 32, 1251–1266.
- Simar, L., Wilson, P.W., 1999. Estimating and bootstrapping Malmquist indices. *European Journal of Operational Research* 115, 459–471.
- Simar, L., Wilson, P.W., 2007. Estimation and inference in two-stage, semi-parametric models of production processes. *Journal of Econometrics* 136, 31–64.
- Sturm, J.E., Williams, B., 2008. Characteristics determining the efficiency of foreign banks in Australia. *Journal of Banking and Finance* 32, 2346–2360.
- regression model. *Journal of Applied Econometrics* 1, 127–141.
- Hirtle, B., 2007. The impact of network size on bank branch performance. *Journal of Banking and Finance* 31, 3782–3805.
- Hosono, K., Sakai, K., Tsuru, K., 2006. Consolidation of Cooperative Banks (*Shinkin*) in Japan: Motives and Consequences. Discussion Paper, Research Institute of Economy, Trade and Industry (RIETI).
- Ito, T., Harada, K., 2004. Bank fragility in Japan, 1995–2003. Working Paper, CESifo.
- Kauko, K., 2009. Managers and efficiency in banking. *Journal of Banking and Finance* 33, 546–556.
- Koop, G., Steel, M., Osiewalski, J., 1995. Posterior analysis of stochastic frontier models using Gibbs sampling. *Computational Statistics* 10, 353–373.
- Koop, G., Osiewalski, J., Steel, M., 1997. Bayesian efficiency analysis through individual effects: Hospital cost frontiers. *Journal of Econometrics* 76, 77–105.
- Lensink, R., Meesters, A., Naaborg, I., 2008. Bank efficiency and foreign ownership: Do good institutions matter? *Journal of Banking and Finance* 32, 834–844.
- Lovell, C.A.K., Richardson, S., Travers, P., Wood, L.L., 1994. Resources and functionings: A new view of inequality in Australia. In: Eichhorn, W. (Ed.), *Models and Measurement of Welfare and Inequality*. Springer-Verlag Press, Berlin.
- O'Donnell, C., Coelli, T., 2005. A Bayesian approach to imposing curvature on distance functions. *Journal of Econometrics* 126, 492–523.
- Ohashi, K., Singh, M., 2004. Japan's Distressed Debt Market. Working Paper, International Monetary Fund, Washington, DC.
- Park, K.H., Weber, W.L., 2006. Profitability of Korean banks: Test of market structure versus efficient structure. *Journal of Economics and Business* 58, 222–239.
- Poirier, D.J., 1995. *Intermediate Statistics and Econometrics: A Comparative Approach*. The MIT Press, Cambridge, MA.
- Portela, M.C.A.S., Thanassoulis, E., 2010. Malmquist-type indices in the presence of negative data: An application to bank branches. *Journal of Banking and Finance* 34, 1472–1483.
- Rao, A.R., Bhimasankaran, P., 1992. *Linear Algebra*. McGraw Hill, New Delhi.
- Satake, M., Tsutsui, Y., 2002. *Shinkin* banks in Kyoto: Analysis based on the efficient structure hypothesis. In: Yuno, T. (Ed.), *Regional Finance: A Case of Kyoto*. Nippon Hyoron Sha, Tokyo.
- Uchida, H., Satake, M., 2009. Market discipline and bank efficiency. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money* 19, 792–802.
- van de Broeck, J., Koop, G., Osiewalski, J., Steel, M., 1995. Stochastic frontier models: A Bayesian perspective. *Journal of Econometrics* 46, 39–56.
- Wilson, P., 2009. FEAR: Frontier Efficiency Analysis with R. University of Clemson, US.



این مقاله، از سری مقالات ترجمه شده رایگان سایت ترجمه فا میباشد که با فرمت PDF در اختیار شما عزیزان قرار گرفته است. در صورت تمایل میتوانید با کلیک بر روی دکمه های زیر از سایر مقالات نیز استفاده نمایید:

لیست مقالات ترجمه شده ✓

لیست مقالات ترجمه شده رایگان ✓

لیست جدیدترین مقالات انگلیسی ISI ✓

سایت ترجمه فا ؛ مرجع جدیدترین مقالات ترجمه شده از نشریات معتبر خارجی