فصل‌نامه مطالعاتی در مدیریت بانکی و بانکداری اسلامی

مؤسسه عالی آموزش بانکداری ایران
تابستان ۱۴۰۲، دوره ۹، شماره ۲۳، صفحه ۱-۲۴

بررسی تأثیر کفایت سرمایه بر شاخص کارایی اقتصادی بانک‌های دولتی در ایران

سمانه خاکسارآستانه* [۱]
مهدی گوهررستمی [۲]

چکیده

کفایت سرمایه به‌عنوان شاخص ضروری برای ایفای تعهدها و سودآوری بانک‌ها، از جمله شاخص‌های مهم و اساسی در نهادهای مالی محسوب می‌شود. از سویی، کارایی اقتصادی زمانی حاصل می‌شود که بانک‌ها از بهترین ترکیب نهاده‌های ورودی استفاده کنند و با کاهش هزینه‌های عملیاتی، به سطح مطلوبی از ستانده و ارائه خدمات برسند. قانون‌گذار برای ارتقای سیستم مالی سالم، از بانک‌ها می‌خواهد که برای مقابله با زیان و محدودکردن ریسک‌های اعتباری، سرمایه کافی در اختیار داشته باشند. این پژوهش بر اساس فرضیه فاما که عنوان می‌کند تنظیم مقررات بانکی، کارایی اقتصادی بانک‌ها را ارتقا می‌دهد، به‌دنبال پاسخ به این سؤال است که آیا بهبود در ضوابط سرمایه بانک‌ها، بر کارایی اقتصادی آن‌ها اثرگذار است یا خیر. برای پاسخ به این سؤال، از داده‌های مربوط به هفت بانک دولتی و روش اقتصادسنجی پنل‌دیتا، برای دوره زمانی ۱۳۹۵ تا ۱۴۰۰ استفاده شده است. نتایج برآورد مدل نشان می‌دهد که ضرایب متغیرهای اندازه بانک، سودآوری، نسبت مطالبات غیرجاری به کل تسهیلات و نسبت کل تسهیلات به کل سپرده، منفی و از لحاظ آماری در سطح ۱ درصد معنادار است؛ در حالی‌که ضریب متغیر کفایت سرمایه مثبت و در سطح ۱۰درصد معنادار است. این نتیجه نشان می‌دهد که افزایش مقررات نظارتی در خصوص سرمایه بانک‌ها، بر تغییر استراتژی بانک‌ها در خصوص عملیات داخلی خود تأثیر می‌گذارد که در نهایت، به عملکرد بهتر بانک یا همان بهبود شاخص کارایی اقتصادی بانک منجر خواهد شد.

واژه‌های کلیدی: کفایت سرمایه، کارایی اقتصادی، داده‌های تابلویی، بانک‌های دولتی.

طبقه‌بندی JEL: G۱۴، G۲۱ و G۲۴.

---

۱. دکتری، گروه علوم اقتصادی، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران (نویسنده مسئول)؛ saman.astaneh@gmail.com
۲. دکتری، گروه علوم اقتصادی، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران؛ mg.rostami1987@gmail.com

مقدمه

به‌طور سنتی، کارکرد اصلی هر بانک تجاری، تجهیز منابع و اعطای تسهیلات است و تسهیلات اعطایی، نسبت بالایی از دارایی‌های بانک‌ها را شکل می‌دهند (فونگاکوا، زوزانا، سولانکو و ویل[1]، ۲۰۱۴). این عملکرد، فقط زمانی به‌خوبی اجرا می‌شود که بانک‌ها به شیوه‌ای کارآمدتر عمل کنند. بحران مالی سال‌های ۲۰۰۷ تا ۲۰۰۸ زنگ خطری برای بانک‌ها در سطح جهان بوده است. به‌طوری که نتایج به‌دست‌آمده از این بحران مالی به بانک‌ها یادآوری می‌کند که عملکرد و کارایی بانک‌ها پیش‌نیاز برخی از جنبه‌های توسعه اقتصادی جهانی و ثبات مالی است. به اعتقاد فونگاکوا و همکاران (۲۰۱۴)، برای ارتقای یک سیستم مالی سالم، قانون‌گذار از بانک‌ها می‌خواهد که سرمایه کافی را برای مقابله با زیان و محدود کردن ریسک‌های اعتباری در اختیار داشته باشد.

نسبت کفایت سرمایه[2]، حاصل تقسیم سرمایه پایه به مجموع دارایی‌های موزون‌شده به ضرایب ریسک برحسب درصد است (آیین‌نامه کفایت سرمایه بانک مرکزی ج.ا.ا، ۱۳۹۰). کمیته بال این نسبت را نخستین بار در سال ۱۹۸۸ به بانک‌های دنیا معرفی کرد. کمیته بال در آن سال مجموعه‌ای از شرط‌های حداقل سرمایه را به بانک‌ها پیشنهاد کرد که بعدها به «پیمان بال» معروف شد. نسبت کفایت سرمایه، یکی از نسبت‌های سنجش سلامت عملکرد و ثبات مالی مؤسسه‌های مالی و بانک‌ها است. بانک‌ها برای پوشش ریسک ناشی از فعالیت‌های خود، باید سرمایه کافی داشته باشند و مراقب باشند که آسیب‌های واردشده به سپرده‌گذاران منتقل نشود. بدین لحاظ، باید از حداقل میزان سرمایه مطلوب برای پوشش ریسک‌های عملیاتی خود برخوردار باشند.

در ایران، بانک مرکزی ج.ا.ا آیین‌نامه کفایت سرمایه را ابلاغ کرده است. این آیین‌نامه، مصوب ۱۳۸۲/۱۱/۲۵ شورای پول و اعتبار بوده که برای اجرا به کلیه بانک‌های دولتی ابلاغ شده است. در این آیین‌نامه، عنوان شده که سرمایه مناسب و کافی یکی از شرایط لازم برای حفظ سلامت نظام بانکی است و هریک از بانک‌ها و مؤسسه‌های اعتباری برای تضمین ثبات و پایداری فعالیت‌های خود، باید همواره میان سرمایه و ریسک موجود در دارایی‌های خود نسبت مناسبی برقرار کنند. کارکرد اصلی این نسبت، حمایت از بانک در برابر زیان‌های غیرمنتظره و نیز حمایت از سپرده‌گذاران و اعتباردهندگان است. به این دلیل، حفاظتی که این نسبت در برابر زیان‌های واردشده ایجاد می‌کند، حفظ و نگهداری سرمایه کافی و متناسب با مخاطرات موجود منبع اصلی اعتماد عمومی به هر بانک

---

1. Fungacova, Zuzana, Laura Solanko & Laurent Weill
2. Capital Adequacy Ratio (CAR)

به‌طور خاص و سیستم بانکی به‌طور عام است. طبق این آیین‌نامه، از بانک‌ها خواسته شده تا سطح مشخصی از سرمایه را به‌عنوان بافر نگه دارند تا بخشی از ریسکی را که متحمل می‌شوند، کاهش دهند. همچنین، توصیه شده است که حداقل سطوح سرمایه نظارتی را حفظ کنند تا از احتمال خطر جلوگیری شود. در این آیین‌نامه حداقل نسبت کفایت سرمایه برای کلیه بانک‌ها و مؤسسه‌های اعتباری (اعم از دولتی و غیردولتی) ۸ درصد تعیین شده است. همچنین، به بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران این اختیار داده شده است که می‌توانند در مواردی که استانداردهای بین‌المللی یا ضرورت حفظ سلامت بانک‌ها و مؤسسه‌های اعتباری اقتضا کند، برای تمام یا برخی از بانک‌ها و مؤسسه‌های اعتباری حدود بالاتری را تعیین کنند. شایان ذکر است، نسبت کفایت سرمایه طبق آنچه در بازل سه اعلام شده است، حداقل ۱۰/۵ درصد برای کل سرمایه، شامل حداقل ۴/۵ درصد برای نسبت سرمایه پرداخت‌شده و ۶ درصد برای سرمایه درجه ۱ در نظر گرفته شده است.

کفایت سرمایه، به‌عنوان یک شاخص ضروری برای حفاظت از پرداخت بدهی و سودآوری بانک‌ها از شاخص‌های مهم و اساسی در بازارهای مالی است. دلیل این موضوع به نبود تقارن اطلاعاتی بالقوه بین بانک‌ها و وام‌گیرندگان برمی‌گردد که ممکن است به نکول تسهیلات منجر شود. نکول تسهیلات به زیان بانکی منجر می‌شود، بنابراین بانک‌ها وظیفه دارند برای جلوگیری از ورشکستگی، سرمایه کافی داشته باشند و در عملیات خود کارآمد عمل کنند (آگراول و جاکوس[1]، ۲۰۰۱).

امروزه، بهره‌وری (کارایی اقتصادی)، رمز حیات مستمر سازمان‌ها و فراتر از یک معیار و شاخص اقتصادی است. از این رو، به‌عنوان یک رویکرد جامع، یک فرهنگ و نگرش سیستمی و کلان‌نگر محسوب می‌شود، به‌طوری که می‌تواند هر یک از جنبه‌های اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی کشور، سازمان یا حتی افراد را در برگیرد (امینی و حجازی آزاد، ۱۳۸۶).

در جهان صنعتی امروز، کشوری می‌تواند در اقتصاد و صنعت پیشرو باشد که بهره‌وری بالایی داشته باشد، زیرا بالا بودن بهره‌وری، منشأ اصلی توان رقابت‌پذیری و رشد و توسعه اقتصادی است و بهره‌وری بالا فقط با تلاش در راستای بهبود و امیدواری به دست می‌آید (دژپسند، امینی و احمدی کبیر، ۱۳۹۸).

در جدول ۲ ماده ۳ قانون برنامه ششم توسعه برای رشد بهره‌وری در کل اقتصاد و بخش‌های نه‌گانه اقتصادی، اهداف مشخصی تعیین شده است. طبق این جدول، بایستی طی سال‌های برنامه

1. Aggarwal & Jacques

ششم توسعه، یک سوم از رشد اقتصادی (۲/۸ واحد درصد از ۸ واحد درصد) از محل بهره‌وری محقق شود. این هدف‌گذاری، بسته به ظرفیت منابع در اختیار هر بخش برای بخش‌های مختلف اقتصادی شامل کشاورزی، نفت، صنعت، معدن، آب و برق و گاز، ساختمان، حمل‌ونقل، ارتباطات و سایر خدمات نیز انجام شده است. بانک‌ها به‌عنوان یک نهاد مالی که تأمین‌کننده کارآمد سرمایه و خدمات بانکی مورد نیاز سایر بخش‌های اقتصادی هستند، می‌توانند در تحقق اهداف بهره‌وری زیربخش پولی و مالی و سایر بخش‌های اقتصادی نقش مؤثری داشته باشند. همچنین، بانک‌ها زمانی بهره‌ور هستند که بتوانند خدمات بانکی را با کیفیت بالا و با کمترین هزینه ممکن ارائه دهند (آلن و رای[1]، ۱۹۹۶). به‌طور خاص، کارایی اقتصادی زمانی حاصل می‌شود که بانک‌ها از بهترین ترکیب نهاده‌های ورودی استفاده کنند و با کاهش هزینه‌های عملیاتی به سطح مطلوبی از ارائه خدمات برسند (آتاناسوگلو، پانایوتیس، سوفوکلس، بریسیمیس و ماتیوس[2]، ۲۰۰۸).

از آنجا که سطح ریسک‌هایی که بانک‌های تجاری متحمل می‌شوند، در مقایسه با سایر مؤسسه‌ها بیشتر است و از سویی موتور ثبات مالی و رونق اقتصادی هر کشوری محسوب می‌شوند، در نظارت کامل یک مرجع مستقل هستند (لیولین[3]، ۱۹۹۹). طبق نظر لیولین (۱۹۹۹)، قوانین و دستورالعمل‌های بانکی، صنعت بانکداری را در برابر ریسک‌های سیستمی محافظت می‌کند. یک روش اثبات‌شده برای ایجاد ثبات مالی بانک، تنظیم سرمایه بانکی است. همان‌طور که فیردلیسی و مارکوس[4] (۲۰۱۳) عنوان کرده‌اند، شرط حداقلی شاخص کفایت سرمایه، یک مقررات احتیاطی در ارتقای شاخص کارایی اقتصادی بانک محسوب می‌شود.

در سراسر جهان، درخصوص تأثیر اعمال قوانین نظارتی سرمایه بر کارایی بانک‌ها بحث‌ها و نظریه‌های متفاوتی وجود دارد. به گفته برخی از پژوهشگران، تنظیم قوانین سرمایه بر عملکرد بانک تأثیر مثبت دارد و به عقیده برخی دیگر، تنظیم سرمایه بانکی بر عملکرد و کارایی بانک تأثیر منفی می‌گذارد. برخی از پژوهشگرانی که از رابطه مثبت بین تنظیم سرمایه بانک و عملکرد حمایت می‌کنند، عبارت‌اند از: هولمستروم و تیرول[5] (۱۹۹۷) و مهران و تاکور[6] (۲۰۱۱).

---

1. Allen & Rai
2. Athanasoglou, Panayiotis, Sophocles, Brissimis & Matthaios
3. Llewellyn
4. Fiordelisi & Marques-Ibanez
5. Holmstrom & Tirole
6. Mehran & Thakor

این دیدگاه بین معتقدان وجود دارد که با توجه به مسئولیت محدود سهام‌داران بانک‌ها، کاهش نسبت سرمایه مورد نیاز، انگیزه آن‌ها را برای پذیرش ریسک بیش از حد افزایش می‌دهد و این رفتار با تضمین صریح یا ضمنی سپرده‌های دولت تقویت می‌شود. از طرف دیگر، نسبت سرمایه بالاتر، ریسک را کاهش داده و انگیزه سهام‌داران را برای کنترل ریسک افزایش می‌دهد. دیدگاه متضاد دیگر، دیدگاه گروهی از پژوهشگران است که از رابطه منفی بین تنظیم سرمایه بانک و کارایی اقتصادی حمایت می‌کنند. در واقع، این گروه از تئوری نمایندگی حمایت می‌کنند و استدلال می‌کنند که هزینه‌های نمایندگی بین مدیران و سهام‌داران به‌دلیل نظم و انضباط تحمیل‌شده بر رفتار مدیران به‌دلیل الزامات بازپرداخت بدهی، تمایل به افزایش دارد (کالومیریس و کان[1]، ۱۹۹۱).

برگر و پتی[2] (۲۰۰۶)، در مقاله خود در خصوص تأثیر کفایت سرمایه بر کارایی بانک، با استفاده از نمونه صنعت بانکداری ایالات متحده دریافتند که نسبت‌های سرمایه پایین‌تر با کارایی بالاتر بانک مرتبط است. در حالی که فردلیسی و مارکوس (۲۰۱۳)، با استفاده از نمونه صنعت بانکداری اروپا، به نتایج معکوس رسیدند.

تعیین نوع ارتباط این دو متغیر در بانک‌های دولتی ایران، پرسشی است که در این پژوهش سعی شده است به آن پاسخ داده شود. در واقع، در این پژوهش بررسی می‌شود که آیا بهبود در ضوابط سرمایه بانک‌ها بر کارایی اقتصادی آن‌ها اثرگذار است یا خیر. پژوهش حاضر براساس فرضیه نظارت بر بازارهای مالی و کارآمدی که برای نخستین بار فاما[3] (۱۹۸۰) معرفی کرد، انجام شده است. در این فرضیه عنوان می‌شود که رگولاتوری و مقررات بانکی، کارایی اقتصادی بانک‌ها را ارتقا می‌دهد. به‌عبارتی، این فرضیه بیانگر وجود رابطه مثبت بین کفایت سرمایه و کارایی اقتصادی بانکی است و عامل مهمی که این رابطه را تحت‌تأثیر قرار می‌دهد، ارتباط مستقیمی با مجموع رفتارهای بانک دارد.

با توجه به موارد عنوان‌شده در بالا این پژوهش، عوامل مؤثر بر ارتقای کارایی اقتصادی بانک‌های دولتی در ایران را با نگاه ویژه به ساختار سرمایه آن‌ها بررسی می‌کند و شامل بخش‌های زیر است. در بخش ۲ ادبیات مرتبط با موضوع ارائه شده و در بخش ۳ مدل و داده‌های استفاده‌شده تشریح می‌شوند. در نهایت، در بخش‌های ۴ و ۵ به‌ترتیب در خصوص نتایج و پیشنهادها بحث می‌شود.

---

1. Calomiris & Kahn
2. Berger & Patti
3. Fama

مبانی نظری

پژوهش‌های مربوط به کارایی در علم اقتصاد حداقل با سه نوع تئوری طبقه‌بندی می‌شود. این تئوری‌ها شامل تئوری کارایی اقتصادی، تئوری مبادله و تئوری بافر است. براساس تئوری کارایی اقتصادی، بانک‌ها باید خدمات خود را با کمترین هزینه ممکن ارائه دهند (الی، گرابوسکی، پاسورکا و رنگان[1]، ۱۹۹۰). در واقع، از نظر اقتصادی به بانکی کارا گفته می‌شود که در مقایسه با سایر بانک‌ها، از میزان مشخصی ورودی برای به دست آوردن خروجی بیشتر استفاده می‌کند (ایسیک و حسن[2]، ۲۰۰۲).

تئوری دیگر، تئوری مبادله ساختار سرمایه است که سطح اهرم سرمایه را توضیح می‌دهد. براساس این نظریه، بانک‌ها باید قبل از تصمیم‌گیری در خصوص استفاده از بدهی یا حقوق صاحبان سهام در ساختار سرمایه، یک تجزیه و تحلیل هزینه ـ فایده انجام دهند. به گفته نیو[3] (۲۰۰۸)، مزیت استفاده از بدهی در ساختار سرمایه، مزیت مالیاتی آن نسبت به حقوق صاحبان سهام است. به‌عبارتی، هزینه بدهی کمتر از هزینه حقوق صاحبان سهام است. براساس این نظریه تا زمانی که نرخ هزینه نهایی بدهی کمتر از نرخ مالیات شرکت باشد، شرکت بدهی اضافی را به‌کار خواهد گرفت. در نتیجه، باید یک شرکت بین مزایای مالیاتی بدهی و هزینه مربوط به اهرم سرمایه، تعادل برقرار کند (نیو، ۲۰۰۸).

مرتبط‌ترین نظریه با این پژوهش، نظریه بافر است که فرض می‌کند بانک‌هایی که سرمایه آن‌ها به‌طور جزئی بالاتر از نسبت‌های حداقلی نظارتی است، باید همیشه نسبت سرمایه را افزایش داده و ریسک را کاهش دهند تا از جریمه‌های انطباق توسط ناظر برحذر باشند (میلن و ویلی[4]، ۲۰۰۱). از این رو، تئوری بافر از میان این سه نظریه می‌تواند به بهترین وجه، موضوع مورد مطالعه را تبیین کند. طبق گفته میلن و ویلی، بافر اصطلاحی برای نشان دادن سرمایه مازاد در اختیار بانک فراتر از حداقل نیاز تعیین‌شده است، این موضوع نشان می‌دهد که بانک‌ها بایستی سطح نسبت سرمایه خود را زمانی‌که به حداقل سطح مورد نیاز نزدیک می‌شوند، افزایش دهند.

بر اساس دیدگاه برگر، هرینگ و اسزگو[5] (۱۹۹۵)، ممکن است بانک‌ها برای کشف فرصت‌های سرمایه‌گذاری پیش‌بینی‌نشده آینده، سرمایه زیادی در اختیار داشته باشند. از طرفی، بانک‌ها برای

---

1. Aly, Grabowski, Pasurka & Rangan
2. Isik & Hassan
3. Niu
4. Milne & Wiley
5. Berger, Herring & Szegö

کنترل احتمال کاهش سرمایه خود به کمتر از میزان الزام قانونی، می‌توانند یک بافر سرمایه داشته باشند.

یکی دیگر از دلایل احتمالی نگهداری سرمایه بافر، به سطح ریسک کل دارایی‌های بانک مربوط است. طبق گفته میلن و ویلی (۲۰۰۱)، بانک‌هایی که در مقایسه با سایر بانک‌ها، پرتفوی پرریسک‌تری دارند، سطح بالاتری از سرمایه بافر را در اختیار می‌گیرند، زیرا سرمایه آن‌ها احتمالاً به سطحی کمتر از حداقل نیاز قانونی کاهش پیدا خواهد کرد.

طی بحران‌های مالی، بانک‌هایی که سرمایه ناکافی دارند، ممکن است ریسک سیستماتیک را تشدید کنند و در نتیجه، ثبات مالی را مختل کنند. در مقابل، اگر بانک‌ها در گذشته حداقل سرمایه نظارتی را رعایت کرده و از سرمایه بافر برخوردار باشند، هرگونه تغییر در سرمایه تأثیر کمتری بر رفتار بانک خواهد داشت.

پیشینه تجربی پژوهش‌ها

در سال‌های اخیر مطالعه روی مقررات اجرایی سرمایه بانک‌ها افزایش یافته است. برخی از پژوهشگران، ارتباط اجرای دستورالعمل‌های نظارتی سرمایه و عملکرد بانک را بررسی کردند، به‌طوری که نتایج پژوهش آن‌ها وجود یک رابطه مثبت را تأیید کرد (هولمستروم و تیرول، ۱۹۹۷ و مهران و تاکور، ۲۰۱۱). در حالی که برخی دیگر مانند کالومیریس و کان (۱۹۹۱) به وجود یک رابطه منفی بین این دو متغیر رسیدند. سایر پژوهشگران تأثیر مقررات سرمایه بر بهره‌وری را بررسی کرده و ارتباط نسبت‌های سرمایه مختلف با بهره‌وری را از روش‌های مختلف تحلیل کردند. براساس استدلال آن‌ها، مقررات سرمایه ممکن است از طریق عملکرد وام‌دهی بر بهره‌وری بانک تأثیر بگذارد. به‌طور مثال، نتایج پژوهش کوپکی و وانهوس[1] (۲۰۰۶) نشان داد که بین تنظیم مقررات سرمایه و کمیت و کیفیت وام‌های پرداختی توسط بانک‌ها، ارتباط برقرار است.

براساس استدلال تاکور[2] (۱۹۹۶)، قرار گرفتن در شرایط رقابت شدید در صنعت بانکداری و افزایش در حداقل نسبت‌های سرمایه، ظرفیت تسهیلات‌دهی بانک‌ها را افزایش می‌دهد، بنابراین به‌دلیل افزایش احتمال نکول، سودآوری بانک‌ها تحت‌تأثیر قرار می‌گیرد. در این شرایط، بانک‌ها

1. Kopecky & Van Hoose
2. Thakor

ترجیح می‌دهند در اوراق بهادار دولتی سرمایه‌گذاری کنند که ریسک کمتری دارد و از نکول شدن سرمایه‌شان جلوگیری می‌کند.

داس و گش[1] (۲۰۰۶)، با حمایت از منطق افزایش سرمایه مورد نیاز استدلال کردند، بانک‌هایی که از سرمایه کافی برخوردارند، از نظر مالی سالم‌تر و امن‌تر بوده‌اند. بنابراین، استانداردهای معتبر مدیریت ریسک اعتباری به بهبود کارایی آن‌ها منجر خواهد شد. آن‌ها در پژوهش خود در خصوص تأثیر تنظیم سرمایه بر کارایی عملیاتی بانک، رابطه مثبت و معناداری بین نسبت سرمایه و کارایی عملیاتی پیدا کردند.

به‌طور مشابه، پاسیوراس، فوتیوس، تانا و زوپونیدیس[2] (۲۰۰۹)، در پژوهش خود با عنوان تأثیر تنظیم مقررات سرمایه بانک‌ها بر ثبات مالی آن‌ها، دریافتند که افزایش حداقل سرمایه مورد نیاز بانک باعث افزایش ثبات مالی آن بانک می‌شود. همچنین، ایشان با استفاده از رویه‌های نظارتی استاندارد استفاده‌شده توسط بانک جهانی، پژوهش‌هایی در خصوص رابطه بین کارایی فنی بانک و سرمایه مورد نیاز انجام دادند. نتایج این پژوهش‌ها نشان داد که بین کارایی فنی و سرمایه مورد نیاز بانک رابطه مثبت و معناداری وجود دارد.

برگر و پتی (۲۰۰۶)، با استفاده از نمونه داده‌های بانک‌های ایالات متحده و روش تخمین گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM)، تأثیر مقررات بانکی بر سودآوری را بررسی کردند. نتایج نشان داد که کاهش نسبت سرمایه باعث افزایش کارایی بانک‌ها می‌شود. این نتیجه از این رویکرد حمایت می‌کند که وقتی بانک‌ها از حداقل نسبت‌های سرمایه نظارتی فراتر می‌روند از پذیرش ریسک‌های اضافی دوری می‌کنند.

کورتارس، گیراردون و ونتوری[3] (۲۰۱۲)، با استفاده از شاخص نظارتی سرمایه، تأثیر سرمایه مورد نیاز بر کارایی عملیاتی بانک‌های تجاری را در ۲۲ کشور عضو اتحادیه اروپا بررسی کردند. نتایج پژوهش آن‌ها نشان داد که افزایش سرمایه مورد نیاز، کارایی عملیاتی بانک‌ها را بهبود می‌بخشد. به‌طور مشابه فیر، گروسکوف و هرناندز سانکو[4] (۲۰۰۴)، به تأثیر مثبت مقررات سرمایه بر کارایی عملیاتی بانک‌ها رسیدند. از طرفی، پژوهش آلتونباس، ینر، سانیوگو کاربو، گاردنر و فیلیپ مولینوکس[5] (۲۰۰۷)، رابطه منفی بین سرمایه مورد نیاز بانک و کارایی عملیاتی بانک‌های اروپایی را نشان داد.

---

1. Das & Ghosh
2. Pasiouras, Fotios, Tanna & Zopounidis
3. Chortareas, Girardone & Ventouri
4. Färe, Grosskopf & Hernandez-Sancho
5. Altunbas, Yener, Santiago Carbo, Gardener & Philip Molyneux

بارث، چن لین، یوما، جسوس سد و سانگ[1] (۲۰۱۳)، در مطالعه جهانی خود روی ۷۲ کشور در خصوص تأثیر نظارت، اعمال مقررات و پایش آن‌ها بر کارایی عملیاتی بانک‌ها دریافتند که بانک‌های کشورهایی که الزامات سرمایه سختگیرانه‌تری دارند، در مقایسه با بانک‌های کشورهایی با مقررات سرمایه بانکی انعطاف‌پذیرتر، از نظر عملیاتی کارآمدتر هستند.

اودونگا[2] (۲۰۱۶)، با استفاده از نمونه بانک‌های تجاری کنیا، عوامل تعیین‌کننده کارایی عملیاتی بانک را بررسی کرد و شاخص کفایت سرمایه را به‌عنوان یکی از عوامل مهم مؤثر بر کارایی عملیاتی بانک‌ها معرفی کرد. طبق نتایج این پژوهش، برای اینکه بانک‌ها بتوانند هزینه‌های عملیاتی خود را مدیریت کنند باید سرمایه خود را افزایش دهند. اودونگا در پژوهش دیگر خود در خصوص عوامل مؤثر بر نقدینگی بانک‌ها، شاخص کفایت سرمایه را عامل مهمی در تعیین نقدینگی دانسته است، یعنی بانک‌هایی که سرمایه بیشتری دارند از نظر عملیاتی باثبات‌تر هستند و به‌راحتی می‌توانند از رکود مالی گذر کنند.

شعیب‌خان[3] (۲۰۲۲)، عوامل مؤثر بر کارایی بانک‌های تجاری را در عربستان بررسی کرده و برای این منظور، از داده‌های تابلویی سال‌های ۲۰۱۰ تا ۲۰۱۷ برای بانک‌های تجاری استفاده کرده است. براساس نتایج این پژوهش، کارایی بانک‌های عربستان تحت‌تأثیر عوامل مختلفی است. به‌عبارتی، شاخص‌های کفایت سرمایه، سودآوری و اندازه بانک تأثیر معکوسی بر کارایی بانک‌ها داشته و در مقابل، کارایی بانک‌ها رابطه مستقیمی با نقدینگی و کیفیت دارایی‌ها داشته است.

در داخل کشور نیز پژوهش‌هایی در خصوص بررسی عوامل مؤثر بر کارایی و بهره‌وری بانک‌ها انجام شده است. از جمله این پژوهش‌ها می‌توان به پژوهش پیراسته، جلیلیان و میرزایی (۱۳۹۰)، عیسوی، تاری، انصاری و عموزاده خلیلی (۱۳۹۷)، گوهررستمی (۱۳۹۷)، دژپسند و همکاران (۱۳۹۸) و فراهانی و صبوری (۱۳۹۹) اشاره کرد.

روش‌شناسی و داده‌ها

در این پژوهش، به‌منظور تجزیه و تحلیل ارتباط میان کارایی اقتصادی و ساختار سرمایه، از داده‌های مربوط به ۷ بانک دولتی شامل بانک‌های توسعه تعاون، توسعه صادرات، صنعت و معدن، مسکن، کشاورزی، ملی و پست بانک و روش اقتصادی پنل دیتا برای دوره زمانی ۱۳۹۵ تا ۱۴۰۰ استفاده

1. Barth, Chen Lin, Yue Ma, Jesús Seade & Song
2. Odunga
3. Shoaib Khan

شده است. شایان ذکر است، از آنجا که صورت‌های مالی بانک سپه برای ۳ سال ۱۳۹۸ تا ۱۴۰۰ حسابرسی نشده، این بانک از مجموعه بانک‌های دولتی این پژوهش حذف شده است. الگوی اقتصادسنجی استفاده‌شده در این پژوهش، برگرفته از مبانی نظری و پژوهش‌های تجربی به شکل زیر است:

$$EFI = C + \alpha_1 CAR + \alpha_2 ROA + \alpha_3 SIZ + \alpha_4 NPL + \alpha_5 LD$$ رابطهٔ ۱)

داده‌های این پژوهش از صورت‌های مالی بانک‌های دولتی طی سال‌های ۱۳۹۵ تا ۱۴۰۰ جمع‌آوری شده است. در الگوی به‌کاررفته:

EFI متغیر کارایی اقتصادی در بانک‌های مورد مطالعه است که در این پژوهش متغیر وابسته است. بانک‌ها با توجه به ماهیت فعالیت خود علاوه بر اینکه آثار اقتصادی شایان توجهی بر کشور دارند، برای ادامه فعالیت و انجام تکالیف محوله به توانایی اقتصادی نیاز دارند و اگر لازم باشد به‌طور مداوم از دولت برای انجام این وظایف کمک بگیرند، ممکن است بر اقتصاد کشور، آثار منفی بسیاری داشته باشند. از این رو، بررسی بعد تجاری بانک‌های دولتی از اهمیت بسزایی برخوردار است. از آنجا که ماهیت تجاری بانک‌های دولتی و خصوصی یکسان است، در محاسبه کارایی این دو دسته بانک تفاوتی وجود ندارد. کارایی بانک‌ها به‌طور کلی با استفاده از نماگرهای بهره‌وری یعنی ستانده به نهاده محاسبه می‌شود. نسبت‌های بهره‌وری بیانگر این موضوع هستند که در ازای هر واحد نهاده که در جریان تولید استفاده شده است، چه میزان ستانده تولید می‌شود (دستورالعمل ارزیابی بهره‌وری بانک‌های دولتی، ۱۴۰۰). داده‌های شاخص کارایی اقتصادی بانک‌های مورد مطالعه از داده‌های محاسباتی سازمان ملی بهره‌وری ایران استخراج شده است. براساس دستورالعمل ارزیابی بهره‌وری بانک‌های دولتی، ستانده ارزش کل خدماتی است که بانک طی یک سال به مشتریان خود ارائه کرده است. اقلام تشکیل‌دهنده ستانده شامل کارمزدهای مستقیم و غیرمستقیم بانک‌ها است. در این دستورالعمل، برای محاسبه کارمزدهای غیرمستقیم، از روش FISIM[1] استفاده شده است. در این روش محاسباتی، نهاده‌ها شامل تعداد نیروی کار، موجودی سرمایه و مصارف واسطه هستند.

CAR از جمله متغیرهای مستقل این پژوهش و شاخص کفایت سرمایه است. این شاخص، همان‌طور که در مقدمه عنوان شد، از تقسیم سرمایه پایه به مجموع دارایی‌های موزون‌شده به ضرایب ریسک برحسب درصد به دست می‌آید و بیانگر قدرت بانک در برابر شوک‌های اقتصادی و

1. Financial Intermediation Services Indirectly Measured

مالی است. این متغیر از پژوهش لوتو[1] (۲۰۱۶)، شاک[2] (۲۰۰۸) و برگر و پاتی (۲۰۰۶) اقتباس شده است.

SIZ از جمله متغیرهای مستقل این پژوهش و نشان‌دهنده اندازه بانک است. این متغیر، از لگاریتم کل دارایی بانک به دست آمده و نشان‌دهنده صرفه‌های ناشی از مقیاس است.

ROA شاخص سودآوری بانک است که با عنوان بازده دارایی‌های بانک شناخته می‌شود و از تقسیم سود خالص بانک به کل دارایی‌های بانک به دست می‌آید. این شاخص، اثربخشی عملکرد مدیریت را در استفاده از وجوه مشارکتی سهام‌دارن نشان می‌دهد. این متغیر نیز از پژوهش لوتو (۲۰۱۶) اقتباس شده است.

NPL از نسبت مطالبات غیرجاری به کل تسهیلات به دست می‌آید. این شاخص، به‌عنوان یک شاخص برای مدیریت ریسک اعتباری در بانک‌ها شناخته می‌شود. این متغیر برگرفته از پژوهش لوتو و ومزی[3] (۲۰۱۶) است.

LD از تقسیم کل تسهیلات به کل سپرده حاصل می‌شود و این شاخص معیاری برای سنجش نقدینگی است. هرچه این شاخص بالاتر باشد، نشان‌دهنده نقدینگی کمتر بانک است (برگرفته از پژوهش فردلیسی و مارکوس، ۲۰۱۳).

در این پژوهش، از داده‌های ترکیبی یا پنل دیتا استفاده شده است. برای استفاده از داده‌های ترکیبی، مدل‌های مختلفی وجود دارد. برای آزمون صحت و قوت مدل‌های مختلف، از آزمون‌های مختلفی استفاده می‌شود. رایج‌ترین آن‌ها، آزمون چاو برای تشخیص استفاده از مدل اثرهای ثابت در مقابل مدل برآوردی داده‌های ادغام‌شده و آزمون هاسمن برای استفاده از مدل اثرهای ثابت در مقابل اثرهای تصادفی است.

آزمون‌های ایستایی

از آنجا که بیشتر متغیرهای سری زمانی در اقتصاد ایستا نیستند، استفاده از آن‌ها در تخمین‌های رگرسیونی ممکن است به رگرسیون کاذب منجر شود. از این رو، قبل از استفاده از این متغیرها، لازم است ایستایی با عدم ایستایی آن‌ها را آزمون کرد. برای بررسی ایستایی و ناایستایی متغیرها، از

1. Lotto
2. Shawk
3. Lotto & Mwemezi

آزمون‌های مختلفی مانند آزمون دیکی ـ فولر و دیکی ـ فولر تعمیم‌یافته، آزمون فیلیپس ـ پرون، هم‌جمعی، آزمون هم‌جمعی انگل ـ گرنجر و انگل گرنجر تعمیم‌یافته استفاده می‌شود.

آزمون چاو

آزمون چاو، برای به‌کارگیری مدل داده‌های ادغام‌شده در برابر مدل اثرهای ثابت انجام می‌شود. نخستین گام در تخمین‌های پانل دینا، تعیین کردن قیود واردشده بر مدل اقتصادسنجی است. به بیان دیگر، ابتدا باید مشخص کنیم که رابطه رگرسیونی در نمونه بررسی‌شده دارای عرض از مبدأهای ناهمگن و شیب همگن است یا اینکه فرضیه عرض از مبدأهای مشترک و شیب مشترک در بین مقاطع (مدل داده‌های تلفیقی) پذیرفته می‌شود. فرضیه‌های این آزمون به‌صورت زیر است:

رابطهٔ ۲)
$$\begin{cases} H_0 = Pooled\ Model \\ H_1 = Fixed\ effect\ model \end{cases}$$

فرضیه نخست براساس مقادیر مقید و فرضیه مقابل آن براساس مقادیر غیرمقید است. آماره آزمون چاو براساس مجموع مربعات خطای مدل مقید و مدل غیرمقید زیر است:

رابطهٔ ۳)
$$CHOW = \frac{(PRSS - URSS)/N - 1}{URSS/(NT - N - K)}$$

بدین منظور، برای آزمون معناداری این ضرایب همان آزمون معروف فیشر (F) استفاده می‌شود. براساس این آزمون، ابتدا مدل را به‌صورت نامقید و در حالت کلی با عرض از مبدأهای مشترک و شیب‌های مشترک برآورد کرده و مقدار پسماندهای رگرسیون را محاسبه می‌کنیم، سپس مدل را به‌صورت مقید و با فرض عرض از مبدأهای ناهمگن در بین مقاطع و شیب‌های مشترک تخمین می‌زنیم و مقادیر پسماند مقید را به دست می‌آوریم.

فروض وجود اثر متفاوت مقطعی، فرضیه‌ها و آماره آزمون چاو به‌شکل زیر است:

رابطهٔ ۴)
$$H_0: a_1 = a_2 = \cdots a_n = a$$
$$H_1: a_1 \neq a_2 \neq \cdots a_n \neq a$$

این آماره دارای توزیع F با ۱− N و NT - N - K درجه آزادی است:

رابطهٔ ۵)
$$F = \frac{[RSS_R - RSS_U]/d}{RSS_U/n - k - 1} \approx F(d, n - k)$$

در این رابطه، RSSr مجموع مربع خطاهای مدل مقید، RSSu مجموع مربعات خطاهای وابسته به مدل LSDV ، d تعداد قیدها، n تعداد کل متغیرهای موجود در مدل و k تعداد مقطع‌ها است. اگر ارزش آماره F محاسبه‌شده از ارزش آماره F جدول با درجات آزادی مشخص‌شده بزرگ‌تر باشد، فرضیه H_0 مبنی بر همگنی مقاطع و عرض از مبدأهای یکسان رد می‌شود و اثرهای گروه پذیرفته شده و می‌بایستی عرض از مبدأهای مختلفی را در برآورد لحاظ کرد، در نتیجه می‌توان از روش پانل برای برآورد مدل استفاده کرد. اما در صورتی که فرضیه H_0 پذیرفته شود، به‌معنای یکسان بودن شیب‌ها برای مقاطع مختلف بوده و قابلیت ترکیب شدن داده‌ها و استفاده از مدل داده‌های تلفیقی از نظر آماری تأیید می‌شود.

آزمون هاسمن

اگر بعد از انجام آزمون F لیمر فرضیه H_0 رد شود، این پرسش مطرح می‌شود که برآورد مدل در قالب کدام یک از اثرهای ثابت یا تصادفی انجام شود. برای تعیین استفاده، از مدل اثرهای ثابت در مقابل اثرهای تصادفی آزمون هاسمن انجام می‌شود. به بیان دیگر، رایج‌ترین آزمون برای تعیین نوع مدل داده‌های ترکیبی آزمون هاسمن است. آزمون هاسمن بر پایه وجود یا نبود ارتباط بین خطای رگرسیون برآوردشده و متغیرهای مستقل مدل شکل گرفته است. اگر این ارتباط وجود داشته باشد، مدل اثرهای ثابت و در صورت نبود این ارتباط، مدل اثرهای تصادفی کاربرد خواهد داشت. فرضیه H_0 نشان‌دهنده عدم ارتباط متغیرهای مستقل و خطای تخمین است و فرضیه H_1 نشان‌دهنده وجود این ارتباط است و چون هنگام وجود هم‌بستگی بین جزء اخلال و متغیرهای توضیحی با مشکل تورش و ناسازگاری مواجه می‌شویم، بهتر است در صورت پذیرفته شدن H_1 (رد H_0) از روش اثرهای ثابت استفاده کنیم. در ادامه، در خصوص این آزمون توضیح بیشتری می‌دهیم.

رابطهٔ ۶)
$$\begin{cases} H_0: a = a_s & \text{اثرهای تصادفی} \\ H_1: a \neq a_0 & \text{اثرهای ثابت} \end{cases}$$

در این رابطه، a_s عرض از مبدأ مربوط به آمارهٔ هاسمن است.

برای انجام آزمون هاسمن براساس همین فرضیه‌ها، ابتدا دو تخمین برای معادله زیر در نظر گرفته می‌شود:

رابطهٔ ۷)
$$Y = \beta X + U$$

که در آن، ضرایب $\hat{\beta}_0$ و $\hat{\beta}_1$ به‌ترتیب پارامترهای این تخمین‌ها براساس فرضیه‌های مدنظر است، به‌طوری که $\hat{\beta}_0$ با برقراری فرضیه H_0 تخمین‌زن سازگار و کاراست، اما با برقراری فرض H_1 کارا نیست. $\hat{\beta}_1$ با برقراری فرضیه H_0 تخمین زن کارا بوده و با برقراری فرضیه H_1 کارا نیست.

اگر تفاوت تخمین‌زننده‌های $\hat{\beta}_0$ و $\hat{\beta}_1$ مقدار $\hat{q}$ باشد، واریانس این مقدار به‌صورت زیر محاسبه می‌شود:

رابطهٔ ۸) $$var(\hat{q}) = V_1 - V_0$$

که در آن $V_1 = var(\beta_1)$ و $V_0 = var(\beta_0)$ و هر دو واریانس با برقراری فرضیه H_0 تخمین زده شده است. مادلا برای انجام آزمون هاسمن تخمین مقدار واریانس $\hat{q}$ را با $var(\hat{q})$ نشان داده و آماره M را به‌صورت زیر ارائه کرده است:

رابطهٔ ۹) $$M = \frac{\widehat{q^2}}{\widehat{V(\hat{q})}}$$

در رابطه بالا M دارای توزیع χ^2 (مجذور کای) با یک درجه آزادی است که برای آزمون فرضیه H_0 و در مقابل فرضیه H_1 در مطالعات داده‌های ترکیبی از آن استفاده شده است. همچنین، اگر به‌جای یک پارامتر، برداری از پارامترها وجود داشته باشد، آماره $\hat{q}$ به‌صورت یک بردار است و آماره M به‌صورت زیر محاسبه می‌شود:

رابطهٔ ۱۰) $$M = \hat{q}\left[\widehat{V(\hat{q})}\right]^{-1}\hat{q}$$

که در این رابطه M دارای توزیع مجذور کای با k درجه آزادی است.

همچنین، k تعداد متغیرهای $\hat{q}$ و برداری متفاوت از تخمین‌زننده‌های $\hat{\beta}_0$ و $\hat{\beta}_1$ است، آماره M را به‌صورت زیر محاسبه کرده است:

رابطهٔ ۱۱) $$M = W = (b_{random} - b_{fixed})'\left[Var(b_{random} - b_{fixed})\right](b_{random} - b_{fixed})$$

در رابطه بالا، b_{random} نشان‌دهنده شیب حاصل از تخمین مدل با اثرهای تصادفی و b_{fixed} بیانگر شیب حاصل از تخمین مدل با اثرهای ثابت است. همچنین، $\text{var}(b_{random})$ و $\text{var}(b_{fixed})$ به‌ترتیب نشان‌دهنده ماتریس واریانس حاصل از تخمین مدل اثرهای تصادفی و اثرهای ثابت است (فقه مجیدی و ابراهیمی، ۱۳۹۳).

یافته‌های پژوهش

در این قسمت، آمار توصیفی متغیرهای استفاده‌شده در این مقاله بیان شده است. نتایج آمار توصیفی در جدول ۱ نشان می‌دهد که همه بانک‌ها به‌طور متوسط دارای سطح شاخص کارایی ۹۶/۷ هستند و از آنجا که شاخص کارایی در سال پایه (سال ۱۳۹۵) برای همه بانک‌ها عدد ۱۰۰ بوده، یعنی میانگین این شاخص برای همه بانک‌ها در کل دوره بررسی‌شده در مقایسه با سال پایه افت کرده است. حداقل سطح شاخص کفایت سرمایه در بانک‌های دولتی در ایران طی سال‌های ۱۳۹۵ تا ۱۴۰۰، ۱۸/۵- درصد و حداکثر این شاخص ۲۲/۲ درصد بوده است. میانگین این شاخص در میان بانک‌ها ۲/۵ درصد بوده که بسیار پایین‌تر از میزان اعلام‌شده توسط بانک مرکزی و بال ۳ (حداقل ۸ درصد) است. متوسط شاخص سودآوری بانک‌ها طی دوره مورد مطالعه ۰/۴- درصد بوده است. به‌عبارتی، متوسط بازده عملیاتی بانک‌ها ۰/۴- درصد محاسبه شده است. طبق جدول ۱ حداقل سودآوری در بانک‌های دولتی طی دوره مورد مطالعه برابر با ۳/۵- درصد و حداکثر آن برابر با ۵/۶ درصد بوده است. شاخص NPL در میان بانک‌های دولتی حداقل ۳/۴ و حداکثر ۲۱ و به‌طور متوسط ۹/۸ درصد است. شاخص LD که معیاری برای میزان نقدینگی بانک‌هاست، حداقل برابر با ۱/۲ و حداکثر برابر با ۱۲/۳ و به طور متوسط در بانک‌های دولتی برابر با ۴/۹ درصد بوده است.

جدول ۱. نتایج آمار توصیفی متغیرهای مورد مطالعه

متغیرها	NUMBER	MEAN	MIN	MAX
EFI	۴۲	۹۶/۷	۴/۳	۲۳۴/۵
CAR	۴۲	۲/۵	-۱۸/۵	۲۲/۲
SIZ	۴۲	۵/۹	۴/۸	۶/۹
ROA	۴۲	-۰/۴	-۳/۵	۵/۶
NPL	۴۲	۹/۸	۳/۴	۲۱
LD	۴۲	۴/۹	۱/۲	۱۲/۳

بررسی ایستایی متغیرها

در این قسمت، برای اطمینان از پایایی متغیرهای مدل، قبل از برآورد مدل، آزمون‌های ریشه واحد را انجام می‌دهیم. در ادبیات اقتصادسنجی آزمون ریشه واحد مبتنی بر داده‌های پنل نسبت به آزمون ریشه واحد سری‌های زمانی دارای قدرت و صحت بیشتری است. به‌طور معمول، برای انجام آزمون‌های ریشه واحد، از دو آزمون دیکی‌فولر و دیکی‌فولر تعمیم‌یافته استفاده می‌شود، اما به‌علت

پایین بودن قدرت آزمون این دو، از آزمون‌های ریشه واحد پانل بهره می‌گیریم. درباره آزمون ریشه واحد پانل آزمون‌های مختلفی وجود دارد. مادلا (۱۹۹۲)، در پژوهشی با بررسی و مقایسه قدرت آزمون‌های مختلف به این نتیجه رسید که آزمون ADF یکی از آزمون‌های سودمند است. بنابراین، ابتدا باید از پایایی متغیرهای پژوهش مطمئن شد. در این قسمت با استفاده از آمارهٔ آزمونADF ایستایی متغیرها را بررسی می‌کنیم. در اینجا با استفاده از نرم‌افزار ایویوز ۱۰، این آزمون برای متغیرهای موجود در مدل انجام شد که نتایج آن در جدول ۲ مشاهده می‌شود.

جدول ۲. نتایج آزمون ریشه واحد ADF

متغیرها	LEVEL		
	Trend and Intercept	Intercept	None
EFI	۱۴/۸	۹/۸۳	۲۴/۴۳**
CAR	۵/۷۸	۱۶/۶۹	۲۵/۷**
SIZ	۴۱/۴*	–	–
ROA	۲۹/۵*	–	–
NPL	۲۸/۸*	–	–
LD	۱۱/۶	۱۸/۷	۳۱/۱۷*

* سطح معناداری ۱ درصد؛ ** سطح معناداری ۵ درصد. آماره‌های بدون علامت بی‌معنا هستند.

با توجه به نتایج جدول ۲ مشاهده می‌شود که متغیرهای اندازه بانک، نسبت سود به دارایی و نسبت مطالبات غیرجاری به کل تسهیلات در سطح و با در نظر گرفتن عرض از مبدأ و روند مانا شده‌اند. همچنین، متغیرهای کارایی اقتصادی، کفایت سرمایه و نسبت کل تسهیلات به کل سپرده در سطح و بدون در نظر گرفتن عرض از مبدأ و روند و عرض از مبدأ مانا شده‌اند. بنابراین، همه متغیرها مانا از درجه I(۱) هستند.

آزمون لیمر

در شرایطی که داده‌های مدل ما که از آن‌ها برای تخمین روابط متغیرها استفاده می‌کنیم، به‌صورت پانل باشند قبل از برآورد الگو، برای تشخیص و انتخاب مدل تحلیل داده و استفاده از داده‌های

ترکیبی[1] یا تلفیقی[2] از آزمون چاو[3] استفاده می‌شود. فرض صفر آزمون بالا، مربوط به استفاده از روش ترکیبی و فرضیه مقابل آن مبنی بر استفاده از داده‌های تلفیقی است. از طریق این آزمون اطمینان حاصل می‌کنیم که داده‌های ما تلفیقی است یا ترکیبی. به بیان دیگر، این آزمون نشان می‌دهد که رابطه رگرسیونی در نمونه بررسی‌شده دارای عرض از مبدأهای ناهمگن و شیب همگن است یا فرضیه عرض از مبدأهای مشترک در بین مقاطع پذیرفته می‌شود. همان‌طور که خروجی نرم‌افزار EVIEWS ۱۰ نشان می‌دهد، نتیجه حاکی از رد فرض صفر به‌دلیل کمتر بودن احتمال از ۰/۰۵ است. در نتیجه، مدل را باید با استفاده از داده‌های تلفیقی (پنل) به‌صورت اثرهای ثابت یا اثرهای تصادفی برآورد کرد.

جدول ۳. نتایج آزمون لیمر

اثر آزمون چاو	Chi-sq	Prob
F	۲۰/۸	۰/۰۰۲

آزمون هاسمن

استفاده از داده‌های تلفیقی به دو صورت اثرهای ثابت[4] و اثرهای تصادفی[5] انجام می‌شود که برای تشخیص استفاده از اثرهای ثابت یا اثرهای تصادفی، از آزمون هاسمن[6] استفاده می‌شود. فرضیه صفر آزمون بالا مربوط به استفاده از روش پنل دیتا با اثرهای تصادفی و فرضیه مقابل آن مبتنی بر استفاده از روش پنل دیتا با اثرهای ثابت است. آماره کای دو و سطح معناداری مربوط به آزمون هاسمن در جدول ۴ نشان داده شده است.

جدول ٤. نتایج آزمون هاسمن

	Chi-sq	Prob
هاسمن	۱۹/۲	۰/۰۰۱

1. Pool
2. Panel
3. F Limer
4. Fixed Effects
5. Random Effects
6. Hausman Test

همان‌طور که در جدول بالا مشاهده می‌شود، مقدار آماره آزمون کوچک‌تر از ۰/۰۵ است و نشان می‌دهد که فرضیه صفر پذیرفته نمی‌شود. در نتیجه باید مدل را به‌صورت اثرهای ثابت برآورد کرد.

نتایج تخمین مدل

در این بخش، نتایج حاصل از برآورد مدل که با استفاده از داده‌های مربوط به ۷ بانک دولتی طی دوره ۱۳۹۵ تا ۱۴۰۰ و توسط نرم‌افزار ایویوز ۱۰ تخمین زده شده است، ارائه می‌شود. نتایج برآورد مدل ارائه‌شده در جدول ۵ نشان می‌دهد که ضرایب متغیرهای SIZ، ROA، NPL و LD منفی و از لحاظ آماری در سطح ۱ درصد معنادار است. در حالی که ضریب متغیر CAR مثبت در سطح ۱۰درصد معنادار است.

R^2 که ضریب نیکویی برازش را نشان می‌دهد، برابر ۰/۹ است و نشان می‌دهد که ۹۰ درصد تغییرات در کارایی بانک‌ها توسط متغیرهای توضیحی ارائه‌شده در مدل، تبیین شده است. مقدار آماره F برابر ۱۱/۸ است و صحیح بودن کلیت رگرسیون در سطح احتمال بیش از ۹۹ درصد تأیید می‌شود.

نتایج برآورد مدل نشان می‌دهد که شاخص کفایت سرمایه به‌طور مثبت بر شاخص کارایی بانک‌های دولتی اثر می‌گذارد. این نتیجه نشان می‌دهد که افزایش مقررات نظارتی در خصوص سرمایه بانک‌ها بر تغییر استراتژی بانک‌ها در خصوص عملیات داخلی خود از نظر حاکمیت شرکتی قوی، روش‌های ارزیابی ریسک، رویه‌های ارزیابی اعتبار، بهبود در رویه‌های کنترل داخلی و کاهش هزینه‌ها، استخدام کارکنان متخصص و ... تأثیر می‌گذارد که همه این عوامل در نهایت به عملکرد بهتر بانک یا همان بهبود شاخص کارایی بانک منجر خواهند شد. همچنین، بانک‌هایی که سرمایه‌های بالاتری دارند از نظر مالی قادر به کشف پروژه‌های سودآورتر، گسترش عملیات و پذیرش ریسک‌های ایجادشده هستند، در حالی که بانک‌های کم‌سرمایه همیشه از سرمایه‌گذاری مبالغ کلان در تسهیلات‌دهی به فعالیت‌های پرریسک دوری می‌کنند و در زمینه‌های کم‌ریسک‌تر مانند اوراق بهادار دولتی سرمایه‌گذاری می‌کنند که این انتخاب در نهایت بر روند شاخص کارایی بانک تأثیر می‌گذارد.

همچنین، بانک‌هایی که دارای سطح سرمایه کافی هستند به استناد استانداردهای مدیریت ریسک اعتباری از نظر مالی سالم‌تر و ایمن‌تر هستند و این موضوع در نهایت به بهبود کارایی آن‌ها منجر می‌شود.

نتایج برآورد مدل رابطه معکوس بین شاخص کارایی اقتصادی بانک و ریسک اعتباری (شاخص نسبت مطالبات غیرجاری به کل تسهیلات، NPL) را نشان می‌دهد. این شاخص از لحاظ آماری در

سطح ۱ درصد معنادار شده است. از آنجا که با افزایش این شاخص ریسک نکول بانک افزایش می‌یابد، کارایی بانک را تحت‌تأثیر قرار داده و به کاهش آن منجر می‌شود. این شاخص فقط در صورتی می‌تواند بر شاخص کارایی بانک تأثیر مثبت داشته باشد که همراه با افزایش در مخرج کسر یعنی افزایش در تسهیلات باشد، به‌طوری که برایند افزایش در صورت و مخرج کسر به کاهش در کل کسر NPL منجر شود.

همچنین، نتایج برآورد مدل، رابطه معکوس بین شاخص کارایی اقتصادی بانک و شاخص نقدینگی بانک (نسبت کل تسهیلات به کل سپرده) را نشان می‌دهد که در سطح ۱ درصد نیز معنادار است. دلیل این نتیجه را می‌توان این‌گونه تفسیر کرد که هرچه تسهیلات بیشتری داده شود و در واقع صورت این شاخص افزایش یابد، احتمال نکول آن نیز افزایش می‌یابد. به‌عبارتی، این مفهوم برداشت می‌شود که از کل میزان سپرده‌ها که شامل سپرده‌های پس‌انداز، مدت‌دار و ... است به‌خوبی برای ایجاد حداکثر ستانده برای بانک استفاده نشده که در نهایت، شاخص کارایی اقتصادی بانک را تحت‌تأثیر قرار می‌دهد. همچنین مشخص است که هرچه یک بانک بتواند سپرده بیشتری جذب کند، برای ایجاد ارزش ستانده یا ارزش افزوده بیشتر، منابع بیشتری دارد که در نهایت باعث افزایش کارایی بانک می‌شود.

در این پژوهش، اندازه بانک بر شاخص کارایی اقتصادی بانک‌ها، اثر منفی و معناداری گذاشته است. افزایش اندازه بانک ابتدا به‌سرعت و سپس به‌تدریج با افزایش تعداد شعبه‌ها، تعداد پست‌های سازمانی، تعداد بخش‌های عملیاتی در ستاد مرکزی و تعداد قسمت‌های هر بخش همراه می‌شود. زمانی که بانک‌ها بزرگ می‌شوند، از مزیت صرفه‌جویی ناشی از مقیاس برخوردار می‌شوند، اما از نقطه‌ای به بعد هم‌زمان با بزرگ شدن، این مزیت را از دست داده و چنان پیچیده می‌شوند که به‌منظور تسهیل هماهنگی و کنترل خود ناچار هستند نسبت اعضای اداری خود را افزایش دهند که نتیجه آن، افزایش بروکراسی اداری، ریسک عملیاتی، هزینه‌های اضافی، کاهش کنترل و نداشتن تمرکز است. مسلم است، در چنین شرایطی احتمال فساد افزایش یافته و کارایی بانک کم می‌شود. براساس این تفسیر، می‌توان نتیجه گرفت که بانک‌های دولتی در محدوده‌ای از اندازه قرار دارند که بزرگ شدن آن‌ها باعث کاهش در کارایی‌شان شده است.

نتایج مدل در خصوص شاخص ROA یا شاخص سودآوری نشان می‌دهد که ضریب این متغیر منفی بوده و بر شاخص کارایی بانک‌های دولتی، تأثیر معناداری در سطح ۱ درصد داشته است. براساس مبانی نظری با افزایش سودآوری، ستانده یا صورت کسر کارایی تحت‌تأثیر قرار می‌گیرد و به شرط ثابت ماندن یا کاهش مخرج کسر (نهاده‌ها) به افزایش کارایی در بانک‌ها منجر خواهد شد.

به‌عبارتی، به‌طور لزوم سودآور بودن به‌معنای کاراتر بودن نیست، زیرا کارایی اقتصادی در ازای استفاده از نهاده‌ها معنا پیدا می‌کند بنابراین، همان‌طور که گفته شد، سودآوری می‌تواند صورت کسر کارایی را تحت‌تأثیر قرار دهد و به شرط ثابت ماندن یا کاهش مخرج کسر کارایی یعنی استفاده کمتر از نهاده‌ها یا ثبات نهاده‌ها به افزایش شاخص کارایی نیز منجر شود. از آنجا که در این پژوهش، رابطه بین متغیر سودآوری و کارایی منفی برآوردشده حاکی از این است که این سودآوری به افزایش در صورت کسر کارایی منجر شده، اما نه به اندازه افزایشی که در هزینه‌ها (مخرج کسر) ایجاد شده است. بنابراین، برایند افزایش در صورت و مخرج کسر کارایی، به کاهش شاخص کارایی بانک‌ها منجر شده و این مفهوم را بازگو می‌کند که سودآور بودن حتماً به‌معنای بهره‌ورتر و کاراتر بودن نیست، زیرا کارایی و بهره‌وری در قبال استفاده از نهاده‌ها مفهوم پیدا می‌کند.

جدول ۵. نتایج براورد مدل

متغیر	ضریب	t	احتمال
C	۷۵۷	۵/۱۸	۰*
CAR	۰/۶۹	۰/۳۳	۰/۰۷***
SIZ	−۸۹/۱	−۴/۱۷	۰*
ROA	−۰/۱۳	−۳/۳۶	۰*
NPL	−۸/۹۲	−۴	۰*
LD	−۱۵/۲	−۲/۲	۰*
AR(2)	−۰/۵۸	−۴/۷۵	۰/۰۴**
ضریب نیکویی برازش	۰/۹۰		
مقدار آماره F	۱۱/۸۲		
معناداری آماره F	۰*		
آماره دوربین واتسون	۱/۸۳		

* سطح معناداری ۱ درصد؛ ** سطح معناداری ۵ درصد؛ *** سطح معناداری ۱۰درصد

جمع‌بندی

این پژوهش، با استفاده از داده‌های کارایی اقتصادی (نسبت ستانده به نهاده) بانک‌های دولتی محاسبه‌شده توسط سازمان ملی بهره‌وری ایران و همچنین نسبت‌های کفایت سرمایه، ROA (نسبت سود به دارایی‌ها)، NPL (مطالبات غیرجاری به کل تسهیلات)، LD (نسبت کل تسهیلات به کل سپرده) و اندازه بانک (لگاریتم کل دارایی‌های بانک) محاسبه‌شده توسط نگارندگان و برگرفته از

اطلاعات صورت‌های مالی حسابرسی شده ۷ بانک دولتی طی سال‌های ۱۳۹۵ تا ۱۴۰۰، تأثیر ساختار سرمایه را بر کارایی اقتصادی بانک‌های دولتی ایران بررسی کرده است. در این پژوهش، از داده‌های ترکیبی یا پنل دیتا استفاده شده است. برای تشخیص استفاده از مدل اثرهای ثابت در مقابل مدل برآوردی داده‌های ادغام‌شده از آزمون چاو و از آزمون هاسمن برای استفاده از مدل اثرهای ثابت در مقابل اثرهای تصادفی استفاده شده است. نتایج آزمون‌ها استفاده از مدل اثرهای ثابت را تأیید کرد. همچنین، قبل از برآورد مدل، آزمون ایستایی به‌منظور بررسی مانایی متغیرها انجام شد. پس از برآورد مدل به‌طور کلی نتایج و پیشنهادهای زیر ارائه می‌شود.

- براساس نتایج برآورد مدل، به‌لحاظ آماری بین متغیر کفایت سرمایه و کارایی اقتصادی بانک‌های دولتی رابطه مثبت و معناداری برقرار است. به‌عبارتی، بانک‌هایی که دارای سطح سرمایه کافی هستند به استناد استانداردهای مدیریت ریسک، از نظر مالی سالم‌تر و ایمن‌تر هستند و این موضوع در نهایت به بهبود کارایی آن‌ها منجر می‌شود. براساس این نتیجه، توجه به استانداردهای کمیته بال در خصوص تعیین، محاسبه و رعایت نسبت کفایت سرمایه (که علی رغم الزام حداقل ۸ درصدی، متوسط آن در بانک‌های دولتی ایران طی دوره مورد مطالعه ۲/۵ درصد محاسبه شده است) از مواردی است که بانک‌ها باید به رعایت آن پایبند باشند.
- نتایج مدل برآوردشده رابطه منفی بین متغیر اندازه بانک (دارایی کل) و کارایی اقتصادی بانک‌ها را نشان می‌دهد. این مسئله دلالت بر کم‌توجهی به مقیاس بهینه بانک‌ها را نشان می‌دهد و حاکی از این است که بانک‌های دولتی ایران در محدوده‌ای از اندازه قرار دارند که بزرگ‌تر شدن آن‌ها به کاهش در کارایی آن‌ها می‌افزاید.
- نتایج برآورد مدل رابطه معکوس بین شاخص‌های NPL و نسبت کل تسهیلات به سپرده و کارایی اقتصادی بانک‌ها را نشان می‌دهد. دلیل این دو نتیجه به این موضوع برمی‌گردد که هرچه میزان تسهیلات‌دهی افزایش یابد احتمال نکول آن نیز افزایش می‌یابد، بنابراین، کارایی اقتصادی تحت‌تأثیر قرار می‌گیرد. به‌عبارتی، از کل میزان سپرده‌ها به‌خوبی برای ایجاد حداکثر ستانده برای بانک استفاده نشده است.
- نتایج تأثیر شاخص سودآوری بر کارایی اقتصادی بانک‌ها منفی برآورد شده و این نتیجه نشان می‌دهد که به‌طور لزوم سودآوری یا زیان‌دهی به‌معنای کارایی بالاتر یا نبود کارایی نیست. زیرا کارایی در ازای استفاده از نهاده‌ها مفهوم پیدا می‌کند. بنابراین، بانک‌ها می‌توانند سودده باشند، اما کارآمد عمل نکنند.

منابع و مآخذ

الف. فارسی

آیین‌نامه کفایت سرمایه (۱۳۹۰). بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. https://www.cbi.ir/category/3719.aspx

امینی، علیرضا و حجازی آزاد، زهره (۱۳۸۶). تحلیل نقش سرمایه انسانی و تحقیق و توسعه در ارتقای بهره‌وری کل عوامل در اقتصاد ایران. ***پژوهش‌های اقتصادی ایران***، ۱۱(۳۵)، ۱-۳۰.

پیراسته، محمدباقر؛ جلیلیان، حمیدرضا و میرزایی، حبیب (۱۳۹۰). رابطه سرمایه فکری و بهره‌وری در صنعت بانکداری (مطالعه موردی: بانک‌های استان لرستان). ***فصل‌نامه پول و اقتصاد***، (۷)، ۲۰۳ – ۲۳۴.

دژپسند، فرهاد؛ امینی، علیرضا و احمدی کبیر، مهدی (۱۳۹۸). تحلیل عوامل مؤثر بر بهره‌وری کل عوامل: مطالعه موردی بانک‌های منتخب تخصصی و تجاری دولتی و خصوصی ایران. ***فصل‌نامه اقتصاد مالی***، ۱۳(۴۹)، ۱۵۳-۱۸۲.

دستورالعمل ارزیابی بهره‌وری بانک‌های دولتی (۱۴۰۰). سازمان ملی بهره‌وری ایران.

عیسوی، محمود؛ تاری، فتح‌اله؛ انصاری، حبیب و عموزاد خلیلی، حسن (۱۳۹۷). رابطه بین شاخص‌های ثبات با کارایی فنی بانک‌های ایران طی سال‌های ۱۳۹۵-۱۳۸۳. ***فصل‌نامه اقتصاد مالی***، ۱۲(۴۴)، ۱-۲۰.

فراهانی، طیبه و صبوری، مجید (۱۳۹۹). تأثیر کفایت سرمایه، ساختار سرمایه و نقدینگی بر عملکرد مالی بانک‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار. ***فصل‌نامه علمی اقتصاد و بانکداری اسلامی***، (۳۱)، ۲۶۲-۲۴۷.

فقه مجیدی، علی و ابراهیمی، صلاح (۱۳۹۳). ***اقتصادسنجی کاربردی پانل دیتا با استفاده از ایویوز ۸***، تهران، انتشارات نور علم.

گوهررستمی، مهدی (۱۳۹۷). ***بررسی تأثیر شاخص‌های کلان اقتصادی بر سودآوری بانک‌های ایران (با تأکید بر درآمدهای نفتی)***. پایان‌نامه کارشناسی ارشد، تهران، دانشگاه علامه طباطبائی.

ب. انگلیسی

Aggarwal, R. & Jacques, K.T. (2001). The impact of FDICIA and prompt corrective action on bank capital and risk: Estimates using a simultaneous equations model. ***Journal of Banking and Finance***, 25(6), 1139–1160.

Allen, L. & Rai, A. (1996). Operational Efficiency in Banking: An International Comparison. ***Journal of Banking & Finance***, 20(4), 655–672.

Altunbas, Y., Carbo, S., Gardener, E.P.M. & Molyneux, P. (2007). Examining the relationship between capital, risk and efficiency in European Banking. ***European FinancialManagement***, 13(1), 49–70.

Aly, H., Grabowski, Y.R., Pasurka, C. & Rangan, N. (1990). Technical, scale, and allocative efficiencies in US banking: An empirical investigation. ***The Review of Economics and Statistics,*** 72(2), 211–218.

Athanasoglou, P.P., Brissimis, N.S. & Delis, M.D. (2008). Bank-specific, industry-specific and macroeconomic determinants of bank profitability. ***Journal of International Financial Markets, Institutions and Money***, 18(2), 121-136.

Barth, J.R., Lin, Ch., Ma, Y., Seade, J. & Song, F.M. (2013). Do Bank Regulation, Supervision and Monitoring Enhance or Impede Bank Efficiency? ***Journal of Banking and Finance,*** 37(8), 2879–2892.

Berger, A.N. & di Patti, E.B. (2006). Capital structure and performance in the US banking industry. ***European Financial Management***, 4, 49–70.

Berger, A.N., Herring, R.J. & Szegö, G.P. (1995). The role of capital in financial institutions. ***Wharton***, 19(3), 50–90.

Calomiris, C.W. & Kahn, C.M. (1991). The role of demandable debt in structuring optimal banking arrangements. ***American Economic Review,*** 81(3), 497–513.

Chortareas, G.E., Girardone, C. & Ventouri, A. (2012). Bank supervision, regulation, and efficiency: Evidence from the European Union. ***Journal of Financial Stability,*** 8(4), 292–302.

Das, A. & Ghosh, S. (2006). Financial deregulation and efficiency: An empirical analysis of Indian banks during the post reform period. ***Review of Financial Economics,*** 15(3), 193–221.

Fama, E.F. (1980). Agency Problems and the Theory of the Firm. ***Journal of Political Economy,*** 88(2), 288–307.

Färe, R., Grosskopf, S. & Hernandez-Sancho, F. (2004). Environmental Performance: An Index Number Approach. ***Resource and Energy Economics***, 26(4), 343–352.

Fiordelisi, F. & Marques-Ibanez, D. (2013). Is bank default risk systematic? ***Journal of Banking and Finance***, 37(6), 2000–2010.

Fungacova, Z., Solanko, L. & Weill, L. (2014). Does competition influence the bank lending channel in the Euro area? ***Journal of Banking and Finance***, 49(???), 356–366.

Holmstrom, B. & Tirole, J. (1997). Financial intermediation, loan-able funds, and the real sector. ***Quantitative Journal of Economics***, 112(3), 663–691.

Isik, I. & Hassan, M.K. (2002). Technical, scale and allocative efficiencies of Turkish banking industry. ***Banking and Finance***, 26(4), 719–766.

Khan, S. (2022). Determinants of Operational Efficiency: The Case of Saudi Banks, ***Financial Internet Quarterly***, 18(3), 11-20.

Kopecky, K.J. & Van Hoose, D. (2006). Capital regulation, heterogeneous monitoring costs and aggregate loan quality. ***Banking and Finance***, 30(8), 2235–2255.

Lewellyn, D. (1999). The technical efficiency of large bank production. ***Journal of Banking and Finance***, 4(3), 495–509.

Lotto, J. & Mwemezi, J. (2016). Assessing the Determinants of Bank Liquidity with an Experience from Tanzanian Banks. ***The African Journal of Finance and Management,*** 23(1-2), 76–88.

Lotto, Josephat. 2016. Efficiency of Capital Adequacy Requirements in Reducing Risk-Taking Behavior of Tanzanian Commercial Banks. Research Journal of Finance and Accounting 7: 21.

Lotto, J. (2018). The Empirical Analysis of the Impact of Bank Capital Regulations on Operating Efficiency. ***International Journal of Financial Studies***, 6(2), 34.

Mehran, H. & Thakor, A. (2011). Bank capital and value in the cross-section. ***Review of Financial Studies,*** 24(4), 1019–1067.

Milne, A. & Wiley, A.E. (2001). Bank Capital Regulation and Incentives for Risk—Taking (December 2001). Cass Business School Research Paper. Available at SSRN: https://ssrn.com/abstract=299319 or http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.299319.

Niu, X. (2008). Theoretical and practical review of capital structure and its determinants. ***International Journal of Business and Management***, 3(3), 133–139.

Odunga, R. M. (2016). Specific performance indicators, market share and operating efficiency for commercial banks in Kenya. ***International Journal of Finance and Accounting,*** 5(3), 135–145.

Pasiouras, F., Tanna, S. & Zopounidis, C. (2009). The impact of banking regulation on banks cost and profit efficiency: Cross-country evidence. ***International Review of Financial Analysis,*** 18(5), 294–302.

Shawk (2008). ***Operational Efficiency a Brand Point Management Perspective.*** Available online: http://www.schawk.com

Thakor, A.V. (1996). Capital requirements monetary policy and aggregate bank lending: Theory and empirical evidence. ***The journal of American Finance Association***, 51(1), 279–324.