

بررسی اثر غیرخطی ریسک نقدینگی بر سودآوری بانک‌ها در ایران

اسماعیل بیضاء 

گروه علوم اقتصادی، دانشکده اقتصاد و مدیریت دانشگاه تبریز، تبریز، ایران

سکینه سجودی 

گروه علوم اقتصادی، دانشکده اقتصاد و مدیریت دانشگاه تبریز، تبریز، ایران

حسین اصغرپور قورچی 

گروه علوم اقتصادی، دانشکده اقتصاد و مدیریت دانشگاه تبریز، تبریز، ایران

<https://doi.org/10.22067/mfe.2026.96770.1646>

نوع مقاله: پژوهشی

چکیده

سودآوری بانک‌ها یکی از شاخص‌های کلیدی سلامت و پایداری نظام بانکی است و نقش مهمی در تقویت سرمایه، تاب‌آوری در برابر شوک‌ها و تداوم تأمین مالی اقتصاد دارد. در این پژوهش، اثر غیرخطی ریسک نقدینگی بر سودآوری بانک‌های تجاری ایران بررسی شده است. بدین منظور، داده‌های ۱۲ بانک پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی ۱۳۸۲ تا ۱۴۰۱ به صورت تابلویی گردآوری شده و بازده دارایی‌ها به عنوان شاخص سودآوری در نظر گرفته شده است. ریسک نقدینگی بر اساس نسبت تسهیلات به کل دارایی‌ها سنجیده شده و در کنار آن، ریسک اعتباری، تغییرات تنوع درآمدی، نسبت هزینه‌های اداری به دارایی‌ها و اندازه بانک به عنوان متغیرهای کنترلی وارد مدل شده‌اند. پس از تأیید وجود وابستگی مقطعی بین بانک‌ها و استفاده از آزمون ریشه واحد نسل دوم CIPS، برای آزمون فرضیه وجود رابطه غیرخطی از مدل رگرسیون پانل آستانه‌ای ملایم (PSTR) بهره گرفته شده است. نتایج آزمون‌های خطی بودن نشان می‌دهد الگوی خطی ساده قادر به تبیین رفتار ریسک نقدینگی نیست و مدل PSTR با دو آستانه و سه رژیم بر حسب اندازه بانک برازش بهتری ارائه می‌کند. یافته‌ها نشان می‌دهد اثر ریسک نقدینگی بر سودآوری در بانک‌های کوچک و بزرگ منفی و معنادار، اما در بانک‌های با اندازه متوسط مثبت است؛ به عبارت دیگر، سطحی میانی از ریسک نقدینگی وجود دارد که در آن استفاده فعال‌تر از ظرفیت نقدینگی به تقویت سودآوری منجر می‌شود. ریسک اعتباری در همه رژیم‌ها اثر منفی بر ROA دارد و تغییرات تنوع درآمدی بیشتر نقشی محدود و کنترلی ایفا می‌کند. بر این اساس، طراحی سیاست‌های احتیاطی و مدیریت ریسک نقدینگی متناسب با اندازه بانک، همراه با کنترل هم‌زمان ریسک اعتباری، برای حفظ سودآوری پایدار در نظام بانکی ایران ضروری است.

کلیدواژه: ریسک نقدینگی، سودآوری بانک، مدل رگرسیون پانل آستانه‌ای ملایم، اندازه بانک

* نویسنده مسئول: sakinehsojoodi@gmail.com

تاریخ دریافت: ۱۴۰۴/۰۹/۰۸ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۱۱/۰۱

صفحات:

مقدمه

سیستم بانکی به عنوان یکی از نهادهای کلیدی بخش مالی، نقشی اساسی در رشد و پویایی اقتصادی ایفا می‌کند. در واقع، اگر سیستم بانکی به درستی توسعه یابد و بتواند وظایف خود را به نحو مطلوب انجام دهد، مستقیماً بر فعالیت‌های اقتصادی اثرگذار خواهد بود و می‌تواند زمینه‌ساز رشد اقتصادی شود. در مرحله نخست، سیستم بانکی با تخصیص بهینه منابع مالی کمیاب از طریق اعطای اعتبار به کاراترین پروژه‌های سرمایه‌گذاری، کارایی تخصیص منابع را افزایش می‌دهد. افزون بر این، با فراهم ساختن بستر مناسب برای مدیریت ریسک نقدینگی سپرده‌گذاران و تجهیز منابع به سمت پروژه‌های بلندمدت، نقش مهمی در تعمیق مالی و رشد پایدار ایفا می‌کند. همچنین، نظام بانکی با تسهیل جریان مبادلات، تسریع فرآیند پرداخت‌ها و ارتقای سرعت گردش سرمایه، به رونق و پویایی اقتصادی کمک می‌کند. از منظر سیاست‌گذاری کلان اقتصادی نیز سیستم بانکی کانالی اساسی برای انتقال سیاست پولی بانک مرکزی و تحقق اهداف سیاستی آن است (Diamond & Dybvig, 1983; Hartlage, 2012).

توانایی بانک‌ها در ایفای نقش مؤثر تا حد زیادی به میزان سودآوری آن‌ها وابسته است. بانک‌های سودآور نه تنها در جذب سپرده‌ها و تخصیص اعتبار کارآمدتر عمل می‌کنند، بلکه نقش پررنگ‌تری در رشد اقتصادی دارند. از این رو، بررسی و شناسایی عوامل تعیین‌کننده سودآوری بانک‌ها از اهمیت بالایی برخوردار است (Said & Tumin, 2011). در عین حال، هرگونه بحران در نظام بانکی می‌تواند به سرعت به سایر بخش‌های اقتصادی سرایت کرده و ثبات کل اقتصاد را به خطر اندازد. یکی از مهم‌ترین ریسک‌های تهدیدکننده بانک‌ها و مؤسسات مالی، ریسک نقدینگی است که از عدم تطابق سررسید دارایی‌ها و بدهی‌ها ناشی می‌شود و می‌تواند بانک‌ها را تا آستانه توقف فعالیت و حتی ورشکستگی پیش ببرد (Gatev et al., 2007).

ریسک نقدینگی به ناتوانی یک بانک در تأمین وجوه لازم برای ایفای تعهدات و پرداخت‌های به موقع اشاره دارد و یکی از عوامل کلیدی بی‌ثباتی سیستم‌های مالی در بحران مالی جهانی ۲۰۰۷-۲۰۰۸ شناخته شده است (Bonfim & Kim, 2012). بانک‌ها برای ایفای نقش واسطه‌گری مالی، ناگزیر بخش قابل توجهی از بدهی‌های کوتاه‌مدت (سپرده‌های دیداری) را به دارایی‌های بلندمدت (وام‌ها) تبدیل می‌کنند و همین مسأله موجب شکل‌گیری ریسک نقدینگی می‌شود (Berger & Bouwman, 2009; Bonfim & Dietrich & Wanzenried, 2014; Athanasoglou et al., 2008; Kim, 2012). هنگامی که نقدینگی کافی در اختیار نباشد، بانک توانایی تأمین سریع منابع با هزینه معقول را از دست می‌دهد و این مسئله به طور مستقیم بر سودآوری آن اثرگذار خواهد بود.

علیرغم توجه فراوان محققان به ارتباط بین نقدینگی بانک و سودآوری، شواهد تجربی در این زمینه یکدست نیستند. برخی مطالعات، افزایش ریسک نقدینگی را عامل کاهش سودآوری و تضعیف توسعه مالی می‌دانند ([Chen et al., 2018](#); [Arif & Anees, 2012](#); [Nguyen et al., 2017](#))، در حالی که گروهی دیگر تأکید دارند ریسک نقدینگی می‌تواند به واسطه فرصت‌های سرمایه‌گذاری و کسب بازده بالاتر، اثر مثبت بر سودآوری داشته باشد ([Trujillo-Ponce, 2013](#); [Molyneux & Thornton, 1992](#)). افزون بر این، برخی پژوهش‌ها نشان داده‌اند که رابطه بین نقدینگی و سودآوری ممکن است غیرخطی باشد ([Bordeleau & Graham, 2010](#)) و بسته به سطح نقدینگی و شرایط بازار، اثر متفاوتی بر سودآوری بانک‌ها داشته باشد.

اهمیت این موضوع در ایران دوچندان است. ساختار تأمین مالی اقتصاد ایران به شدت بانک‌محور است و بخش قابل توجهی از تأمین سرمایه در گردش و سرمایه‌گذاری از طریق سیستم بانکی انجام می‌شود. نسبت کل دارایی‌های سیستم بانکی به تولید ناخالص داخلی حدود ۱۰ برابر است که نشان‌دهنده وابستگی شدید اقتصاد کشور به نظام بانکی است. در چنین شرایطی، مدیریت کارآمد نقدینگی و سودآوری بانک‌ها از اهمیت راهبردی برخوردار است و هرگونه بی‌ثباتی در این حوزه می‌تواند آثار کلان اقتصادی داشته باشد. بر این اساس، هدف اصلی پژوهش حاضر بررسی رابطه بین ریسک نقدینگی و سودآوری بانک‌های تجاری ایران با تأکید بر امکان وجود رفتار غیرخطی در این رابطه است. برای این منظور، از داده‌های ۱۲ بانک پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۲ تا ۱۴۰۱ استفاده شده و در کنار ریسک نقدینگی، متغیرهایی نظیر ریسک اعتباری، تنوع درآمدی، هزینه‌های اداری و اندازه بانک نیز در الگو لحاظ شده‌اند. نوآوری اصلی این مطالعه در آن است که، برخلاف اغلب مطالعات داخلی که رابطه ریسک نقدینگی و سودآوری را در قالب مدل‌های خطی برآورد کرده‌اند، در اینجا از مدل رگرسیون پانل آستانه‌ای ملایم^۱ (PSTR) برای آزمون وجود رابطه غیرخطی و وابسته به اندازه میان ریسک نقدینگی و سودآوری استفاده می‌شود؛ به گونه‌ای که اثر ریسک نقدینگی می‌تواند در سطوح مختلف اندازه بانک‌ها متفاوت باشد.

در مجموع، این پژوهش از دو جهت به ادبیات موجود می‌افزاید: نخست، با به کارگیری رویکرد PSTR برای بانک‌های ایرانی، شواهد جدیدی درباره رفتار غیرخطی ریسک نقدینگی در تبیین سودآوری ارائه

^۱ Panel Smooth Transition Regression (PSTR)

می‌کند؛ دوم، با تمرکز بر تفاوت بانک‌ها از نظر اندازه، پیامدهای مشخصی برای طراحی سیاست‌های احتیاطی و مدیریت ریسک در بانک‌های کوچک، متوسط و بزرگ پیشنهاد می‌کند. ادامه مقاله به این صورت سازمان‌دهی شده است: در بخش بعد، مبانی نظری و پیشینه تجربی مرور می‌شود؛ سپس داده‌ها و روش تحقیق معرفی می‌گردد؛ در گام بعد، نتایج تجربی ارائه و تفسیر می‌شود و نهایتاً در بخش پایانی، جمع‌بندی و پیشنهاد‌های سیاستی و پژوهشی ارائه خواهد شد.

مبانی نظری

سودآوری بانک‌ها و چارچوب‌های نظری تبیین‌کننده آن

سودآوری، یکی از مهم‌ترین شاخص‌های ارزیابی عملکرد بانک‌ها و عاملی کلیدی در پایداری نظام مالی است. افزایش سودآوری نه تنها نشان‌دهنده‌ی کارایی داخلی بانک‌هاست، بلکه توان آن‌ها را در ایفای نقش واسطه‌گری مالی، جذب منابع، اعطای تسهیلات و انتقال سیاست‌های پولی تقویت می‌کند. در ادبیات اقتصادی، دو رویکرد نظری مهم برای تبیین سودآوری بانک‌ها مطرح است: فرضیه قدرت بازار و فرضیه ساختار کارآمد.

فرضیه قدرت بازار^۱ بیان می‌کند که ساختار بازار تعیین‌کننده‌ی رفتار بنگاه‌ها و در نهایت نتایج بازار از جمله سودآوری است. در چارچوب این فرضیه، هرچه تمرکز بازار بانکی بیشتر باشد، میزان رقابت کاهش یافته و بانک‌ها می‌توانند با اعمال قدرت بازار، نرخ بهره‌های دریافتی بالاتر و نرخ سپرده‌های پرداختی پایین‌تری را تعیین کنند و از این طریق سودآوری خود را افزایش دهند. این دیدگاه دو شاخه‌ی اصلی دارد: نخست، رویکرد ساختار - رفتار - عملکرد^۲ که بر رابطه‌ی مثبت تمرکز بازار و سودآوری تأکید دارد، و دوم، فرضیه قدرت بازار نسبی^۳ که بر نقش سهم بازار و تمایز خدمات بانکی در کسب سودهای بالاتر تأکید می‌کند (Berger, 1995; De Guevara & Maudos, 2007).

در مقابل، فرضیه ساختار کارآمد^۴ بر این باور است که سودآوری بالا نتیجه‌ی کارایی عملیاتی بانک‌هاست، نه تمرکز بازار. بر اساس این دیدگاه، بانک‌هایی که از نظر مدیریتی و عملیاتی کارآمدترند، هزینه‌های واحد پایین‌تری دارند، سهم بازار بیشتری به‌دست می‌آورند و به طور طبیعی سودآورترند. این

^۱ Market Power

^۲ Structure – Conduct – Performance (SCP)

^۳ Relative Market Power (RMP)

^۴ Efficient Structure

فرضیه در دو سطح مطرح می‌شود: نخست، کارایی ایکس^۱ که بر کاهش هزینه‌های تولید از طریق مدیریت کارآمد تأکید دارد و دوم، کارایی مقیاس^۲ که معتقد است بانک‌های بزرگ‌تر با استفاده از صرفه‌های مقیاس می‌توانند سودآوری خود را افزایش دهند (Demsetz, 1973; Al-Muharrami & Matthews, 2011; Olweny & Shipho, 2009).

به طور خلاصه، فرضیه قدرت بازار سودآوری را تابعی از عوامل بیرونی و ساختار بازار می‌داند، در حالی که فرضیه ساختار کارآمد بر عوامل درونی و کارایی بانک‌ها تمرکز دارد. این دو چارچوب نظری، پایه‌ی اصلی بسیاری از مدل‌های تجربی بررسی سودآوری بانک‌ها را تشکیل می‌دهند و زمینه‌ی معرفی متغیرهای مؤثر بر سودآوری را فراهم می‌سازند.

ریسک نقدینگی و سودآوری بانک‌ها

ریسک نقدینگی یکی از مهم‌ترین ریسک‌هایی است که بانک‌ها با آن مواجه هستند و نقش مهمی در تعیین سطح سودآوری ایفا می‌کند. در ساده‌ترین تعریف، ریسک نقدینگی ناشی از عدم توانایی بانک در تأمین وجوه لازم برای پرداخت تعهدات کوتاه‌مدت است. این ریسک معمولاً به دلیل عدم تطابق زمانی دارایی‌ها و بدهی‌ها و تبدیل بدهی‌های کوتاه‌مدت (سپرده‌ها) به دارایی‌های بلندمدت (تسهیلات) ایجاد می‌شود.

ادبیات نظری، رابطه‌ی بین نقدینگی و سودآوری را از دو جنبه تبیین می‌کند. از یک سو، نگهداری نقدینگی بالا به معنای فرصت‌سوزی است؛ زیرا دارایی‌های نقد بازدهی کمتری نسبت به دارایی‌های بهره‌زا دارند و بنابراین می‌تواند موجب کاهش سودآوری شود. از سوی دیگر، سطح بالاتر نقدینگی می‌تواند ریسک نکول و ورشکستگی را کاهش داده، وجهه‌ی اعتباری بانک را بهبود بخشد و هزینه‌های تأمین مالی را کاهش دهد؛ در نتیجه سودآوری افزایش می‌یابد (Berger, 1995).

بر اساس نظریه مالی شرکت، بانک‌ها در شرایط تعادلی تمایل دارند سطح بهینه‌ای از نقدینگی را نگه دارند تا بین منافع و هزینه‌ها تعادل برقرار شود. انحراف از این سطح بهینه، چه به صورت نگهداری نقد بیش از حد و چه کمتر از آن، منجر به کاهش سودآوری می‌شود. علاوه بر این، سطح نقدینگی بهینه در طول چرخه‌های اقتصادی تغییر می‌کند. در دوران بحران‌های مالی، افزایش نقدینگی موجب اطمینان خاطر سپرده‌گذاران و بهبود عملکرد بانک‌ها می‌شود و رابطه‌ای مثبت میان نقدینگی و سودآوری ایجاد می‌کند؛

¹ X-Efficiency

² Scale Efficiency

در حالی که در دوران رونق اقتصادی این رابطه می‌تواند منفی باشد ([Flannery & Rangan, 2008](#); [Osborne et al., 2012](#)).

مدل موریس و همکاران (۲۰۱۰) نیز با تفکیک ریسک کل به دو مؤلفه «ریسک درماندگی» و «ریسک عدم نقدینگی»، نشان می‌دهد افزایش نسبت نقدینگی احتمال نکول از جنس عدم نقدینگی را کاهش می‌دهد. همچنین «فرضیه هزینه ورشکستگی مورد انتظار» بیان می‌کند نگهداری دارایی‌های نقدی از طریق بهبود اعتبار و کاهش هزینه‌های تأمین مالی می‌تواند سودآوری بانک را افزایش دهد ([Berger, 1995](#)). اما این اثر تا زمانی ادامه دارد که منفعت نهایی نگهداری نقدینگی بیشتر از هزینه‌ی فرصت آن باشد. پس از آن، اثر منفی بر سودآوری غلبه می‌کند. این منطق نشان می‌دهد رابطه‌ی میان نقدینگی و سودآوری ماهیتی غیرخطی دارد؛ به همین دلیل، استفاده از مدل‌های آستانه‌ای ملایم (PSTR) در تحلیل تجربی این رابطه مناسب است.

علاوه بر سطح نقدینگی، ساختار اندازه و مقیاس بانک‌ها نیز می‌تواند نقش مهمی در شکل‌گیری رابطه بین ریسک نقدینگی و سودآوری داشته باشد. در بانک‌های کوچک، محدودیت دسترسی به منابع تأمین مالی پایدار، اتکای بیشتر به سپرده‌های کوتاه‌مدت و حساس به شوک‌ها و هزینه‌ی بالاتر تأمین نقدینگی، باعث می‌شود افزایش نسبت تسهیلات به دارایی‌ها بیش از آن که به‌عنوان فرصتی برای افزایش سودآوری عمل کند، به صورت تشدید ریسک و فشار بر نقدینگی ظاهر شود؛ در نتیجه، هرگونه انحراف از سطح احتیاطی نقدینگی می‌تواند به سرعت به تضعیف سودآوری و حتی ناپایداری منجر شود. در مقابل، بانک‌های با اندازه متوسط معمولاً از تنوع بیشتر در ساختار منابع و مصارف، شبکه مشتریان گسترده‌تر و ابزارهای کاراتر مدیریت ترازنامه برخوردارند؛ در چنین بانک‌هایی، تا یک حد معین، افزایش وابستگی به تسهیلات و استفاده فعال‌تر از ظرفیت نقدینگی می‌تواند به تقویت درآمدهای بهره‌ای و بهبود سودآوری منجر شود، مشروط بر آن که کیفیت پرتفوی اعتباری حفظ شود. در بانک‌های بسیار بزرگ، اگرچه دسترسی به منابع متنوع‌تر و پشتوانه ضمنی «بزرگ‌بودن»^۱ می‌تواند در کوتاه‌مدت حاشیه امنیتی ایجاد کند، اما پیچیدگی ساختار، ریسک تمرکز پرتفوی و انگیزه‌های ریسک‌پذیری بیش از حد، این امکان را ایجاد می‌کند که گسترش شدید دارایی‌های کم‌نقدشونده یا تسهیلات پرریسک، در نهایت به کاهش سودآوری و تضعیف ثبات مالی بینجامد. به‌طور کلی، این ملاحظات نظری با دیدگاه‌هایی هم‌سو است که نشان می‌دهند

¹ Too Big To Fail

دسترسی به نقدینگی فراوان، در صورت نبود سازوکارهای مناسب حاکمیت شرکتی و مدیریت ریسک، می‌تواند رفتارهای ریسک‌جویانه را تشدید و زمینه‌ساز بروز بحران شود (Acharya & Naqvi, 2012).

سایر عوامل مؤثر بر سودآوری بانک‌ها

در کنار ریسک نقدینگی، سایر عوامل نیز به صورت مستقیم و غیرمستقیم بر سودآوری بانک‌ها تأثیر دارند. یکی از مهم‌ترین آن‌ها ریسک اعتباری است. افزایش مطالبات غیرجاری، توان بانک را در گسترش تسهیلات و کسب درآمد بهره‌ای محدود کرده و به کاهش سودآوری منجر می‌شود (Tan, 2015).

تنوع درآمدی نیز از جمله عوامل مهم است. برخی مطالعات نشان داده‌اند که تنوع بخشی به فعالیت‌های درآمدی بانک‌ها موجب کاهش هزینه‌ها از طریق صرفه‌های تنوع و افزایش سودآوری می‌شود (Tan & Floros, 2012). در مقابل، دیدگاه مخالف بر این باور است که فعالیت‌های غیرمشاع به دلیل رقابت شدیدتر، حاشیه سود پایین‌تری دارند و می‌توانند سودآوری را کاهش دهند (Demirguc-Kunt & Huizinga, 1999).

عامل دیگر، کارایی هزینه‌ها و مخارج عملیاتی است. بانک‌هایی که از کارایی هزینه‌ای بالاتری برخوردارند، به طور طبیعی سود بیشتری کسب می‌کنند (Athanasoglou et al., 2008; Bourke, 1989). البته در برخی مطالعات تأکید شده است که افزایش هزینه‌های پرسنلی، در صورت همراه بودن با ارتقای بهره‌وری (بر اساس نظریه دستمزد کارآیی)، می‌تواند تأثیر مثبتی بر سودآوری داشته باشد (Molyneux & Thornton, 1992).

در نهایت، اندازه بانک نیز عاملی تعیین‌کننده است. افزایش اندازه بانک می‌تواند هزینه‌های ثابت را بر پایه‌ی دارایی بزرگ‌تر تقسیم کرده و از طریق صرفه‌های مقیاس، سودآوری را افزایش دهد. با این حال، در سطوح بسیار بزرگ، پیچیدگی ساختار سازمانی ممکن است بخشی از این مزیت را کاهش دهد (Regehr & Sengupta, 2016).

به طور کلی ادبیات نظری سودآوری بانک‌ها در موارد فوق تأکید می‌کند که عملکرد بانک‌ها تحت تأثیر ترکیبی از عوامل ساختاری (بازار) و درونی (کارایی و ریسک) قرار دارد. در این میان، ریسک نقدینگی به دلیل نقش دوگانه‌اش (هم در کاهش ریسک نکول و هم در تحمیل هزینه‌ی فرصت) اهمیتی ویژه دارد و می‌تواند تأثیری غیرخطی بر سودآوری داشته باشد. این ویژگی، استفاده از مدل‌های اقتصادسنجی غیرخطی همچون PSTR را برای شناسایی دقیق‌تر روابط میان متغیرها توجیه می‌کند. در کنار آن، کنترل ریسک اعتباری، تنوع درآمدی، هزینه‌ها و اندازه بانک از ضروریات مدل‌سازی تجربی است.

پیشینه پژوهش

مرور ادبیات نشان می‌دهد که اگرچه در سطح بین‌المللی چند مطالعه محدود به بررسی رابطه ریسک نقدینگی و عملکرد بانکی در چارچوب مدل‌های غیرخطی مانند PSTR پرداخته‌اند ([Hamdi & Hakimi, 2019](#); [Khemiri, 2023](#); [Djebali and Zaghdoudi, 2020](#))، اما در مورد نظام بانکی ایران، طبق بررسی‌های محقق، پژوهش مستقلی که به‌طور مشخص رابطه ریسک نقدینگی و سودآوری بانک‌ها را در قالب یک مدل غیرخطی پانلی مطالعه کند، در دسترس نیست. از این رو، مطالعه حاضر با تمرکز بر بانک‌های تجاری ایران و بهره‌گیری از رویکرد PSTR، می‌کوشد شواهد جدیدی درباره رفتار غیرخطی ریسک نقدینگی در تبیین سودآوری بانک‌ها ارائه کرده و بخشی از خلأ موجود در ادبیات را پوشش دهد.

مطالعات خارجی

کلانیدیس (۲۰۱۷) تأثیر نقدینگی بر سودآوری ۵۰ بانک بزرگ اروپایی را طی دوره ۲۰۰۹-۲۰۱۵ پس از یک بحران مالی که نقدینگی نقش مهمی در آن داشته است، بررسی نموده است. در این مطالعه سودآوری با بازده میانگین دارایی، بازده میانگین سهام، حاشیه سود خالص و سود قبل از مالیات اندازه‌گیری شده است. در این مطالعه، هفت متغیر اختصاصی بانک و دو متغیر کلان اقتصادی برای توضیح سودآوری در الگو وارد شده است. بیشتر مطالعات از نسبت‌های نقدینگی برای تعیین ریسک نقدینگی استفاده نمودند اما در این مطالعه، نه تنها بر نسبت‌ها، بلکه بر معیارهای نقدینگی که مستقیماً از ترازنامه بانک‌ها به دست می‌آیند نیز تمرکز شده تا دیدی کلی‌تر به موضوع ایجاد نماید. با توجه به نتایج، تمام معیارهای نقدینگی حاصل از ترازنامه و نسبت‌های نقدینگی تأثیر منفی بر سودآوری داشتند. در مقابل نسبت سرمایه که به عنوان نماینده نقدینگی تحمیلی نظارتی استفاده شده است رابطه مثبتی با سودآوری داشت.

حمیدی و حکیمی (۲۰۱۹) با هدف تعیین سطح بهینه نقدینگی و بررسی اثر آن بر سودآوری کل بانک‌ها مطالعه‌ای بر روی نمونه‌ای متشکل از بانک‌های ۱۲۷ کشور در دوره‌ی ۲۰۰۵ تا ۲۰۱۵ انجام دادند. آن‌ها کل نمونه را به دو زیرنمونه شامل ۴۶ کشور با درآمد بالا و ۸۱ کشور با درآمد پایین و متوسط تفکیک کرده و برای برآورد رابطه غیرخطی بین نقدینگی و سودآوری از مدل رگرسیون پانل آستانه‌ای ملایم (PSTR) استفاده کردند. نتایج تجربی نشان داد که سطح بهینه نقدینگی که در آن تأثیر نقدینگی بر سودآوری حداکثر می‌شود، برای کشورهای با درآمد بالا حدود ۲۴/۱۸ درصد و برای کشورهای با درآمد پایین و متوسط حدود ۴۰/۴۵ درصد است. همچنین یافته‌ها حاکی از آن است که ریسک اعتباری در هر دو گروه کشورها به‌طور معناداری سودآوری بانک‌ها را کاهش می‌دهد.

گلوبوا و همکاران (۲۰۱۹) به بررسی تأثیر نقدینگی بر سودآوری بانک‌ها به دنبال اجرای مقررات بازل III می‌پردازد. این مقاله فرض می‌کند که نسبت‌های نقدینگی، بسته به شاخص‌های خاص و کلان اقتصادی بر

سودآوری بانک تأثیر متفاوتی دارند. این مطالعه چندین معیار نقدینگی بانک، از جمله نسبت پوشش نقدینگی (معیاری جدید با الهام از چارچوب بازل III) و نسبت شکاف وام به سپرده و تامین مالی را در نظر می‌گیرد. در کنار معیارهای سودآوری که به طور سنتی استفاده می‌شود، سود قبل از مالیات و استهلاک نیز به عنوان جایگزین سودآوری در نظر گرفته شده است. در این مطالعه، مجموعه داده‌های ۴۵ بانک اروپایی با ۱۸۰ مشاهده طی سال‌های ۲۰۱۴-۲۰۱۷ و ۳۷ مشاهده برای سال ۲۰۱۸ مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است. یافته‌ها نشان می‌دهد که معیارهای جایگزین ریسک نقدینگی تنها بر برخی از شاخص‌های سودآوری تأثیر مثبت و معنادار و بر برخی دیگر تأثیر ناچیز دارد. نتایج همچنین نشان می‌دهد که افزایش اندازه بانک و ذخیره خالص زیان وام، شاخص‌های سودآوری را کاهش می‌دهد.

جبالی و زقودودی (۲۰۲۰) در مطالعه‌ای بر روی ۷۵ بانک متعارف در ۱۱ کشور منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا (MENA) طی دوره ۱۹۹۹ تا ۲۰۱۷، به بررسی رابطه ریسک نقدینگی و ریسک اعتباری با ثبات بانکی پرداختند. آن‌ها با استفاده از مدل رگرسیون پانل آستانه‌ای ملایم (PSTR) پیشنهادی گونزالس و همکاران (۲۰۰۵)، نشان دادند که روابط میان «ثبات بانکی-ریسک اعتباری» و «ثبات بانکی-ریسک نقدینگی» غیرخطی است و دو آستانه بهینه برای این ریسک‌ها وجود دارد؛ به‌طوری که سطح بهینه ریسک اعتباری ۱۳/۱۶ درصد و سطح بهینه ریسک نقدینگی ۱۹/۰۳ درصد به‌دست آمد. نتایج حاکی از آن بود که در سطوح پایین‌تر از این آستانه‌ها، افزایش ریسک نقدینگی و ریسک اعتباری به تقویت ثبات بانکی کمک می‌کند؛ اما با عبور از این حدود، این دو ریسک در «رژیم بالایی» به عاملی مخرب برای ثبات بانکی تبدیل می‌شوند. بر اساس این یافته‌ها، نویسندگان توصیه می‌کنند بانک‌ها در کنار فعالیت اعتباری، تنوع‌بخشی به فعالیت‌ها و تقویت سرمایه خود را در دستور کار قرار دهند و از طریق بازسازی و کاهش کوچک‌مقیاسی، آسیب‌پذیری ناشی از اندازه را کاهش دهند. در سطح سیاست‌گذاری نیز، کشورهای مورد مطالعه به اصلاح عمیق نظام مالی، به‌روزرسانی چارچوب حقوقی مدیریت ریسک‌های بانکی (از جمله ابزارهایی مانند اوراق بهادارسازی و شرکت‌های تعهدکننده زیان) و تقویت ثبات سیاسی به‌عنوان پیش‌شرط ثبات مالی و بانکی توصیه شده‌اند.

هونگ و همکاران (۲۰۲۱) از داده‌های تابلویی نامتعادل از ۱۷۱ بانک در ۹ کشور در آسیای جنوب شرقی طی دوره ۲۰۰۴-۲۰۱۶ و روش گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی (SGMM) برای تحلیل تأثیر ریسک نقدینگی بر عملکرد بانک‌ها در کشورهای آسیای جنوب شرقی استفاده نمودند. نتایج نشان می‌دهد که ریسک نقدینگی تأثیر مثبتی بر عملکرد بانک‌ها دارد یا اکثر بانک‌های با عملکرد خوب در شرایط عادی

ریسک نقدینگی بالایی دارند. اما در صورت بروز بحران مالی، تأثیر ریسک نقدینگی بر عملکرد بانک منفی است. این بدان معناست که در طول بحران، بانک‌ها به دنبال افزایش دارایی‌های نقدینگی، بهبود سودآوری هستند که باعث افزایش هزینه‌های مالی و کاهش کارایی بانک می‌شود. علاوه بر این، عملکرد بانک‌ها در کشورهای آسیای جنوب شرقی همچنین تحت تأثیر عوامل دیگر مانند کیفیت دارایی‌های نقدی، اندازه بانک، سرمایه بانک، تامین زیان وام، رشد تولید ناخالص داخلی، عرضه پول و تورم است.

جده و همکاران (۲۰۲۱) به بررسی تأثیر ریسک نقدینگی و ریسک اعتباری بر سودآوری بانک‌های تجاری در عراق پرداختند. در یک نمونه شامل ۱۸ بانک تجاری خصوصی که در بورس اوراق بهادار عراق به مدت شش سال برای دوره ۲۰۱۰ تا ۲۰۲۰ فهرست شده‌اند و با استفاده از مدل پانل پویا و روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) نشان داده شده است که ریسک نقدینگی با سودآوری بانک رابطه مثبت و معناداری دارد. در همین حال، ریسک اعتباری با سودآوری بانک ارتباط منفی و معناداری دارد.

صداقت پرست و همکاران (۲۰۲۱) در نمونه ای متشکل از هفت بانک تجاری ایران در طی سال‌های ۲۰۰۶-۲۰۱۸ و با استفاده از روش پانل داده پویا آرلانو-باند اثرات غیرخطی نقدینگی بر عملکرد بانکی را بررسی کردند. در این مطالعه برای بررسی رابطه غیرخطی از توان دوم متغیر ریسک نقدینگی استفاده شده است. نتایج حاکی از رابطه مثبت بوده و نشان می‌دهند که داشتن دارایی‌های نقدی بیشتر باعث افزایش سودآوری بانک‌های ایرانی می‌شود و این اثر با افزایش سطح نقدینگی بیشتر می‌شود. اثر تسریع‌کننده نقدینگی احتمالاً به دلیل سطح پایین دارایی‌های نقدی نگهداری شده توسط بانک‌های ایرانی است.

خمیری (۲۰۲۳) در پژوهشی به بررسی این موضوع پرداخت که آیا رابطه بین ریسک نقدینگی و ثبات بانکی ماهیت غیرخطی دارد یا خیر. داده‌های مطالعه شامل ۸۳ بانک منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا (MENA) در دوره‌ی ۲۰۰۵ تا ۲۰۲۰ است. به دلیل تفاوت‌های اقتصادی، مالی و نظارتی میان کشورهای کل نمونه به دو زیرنمونه تفکیک شد: زیرنمونه اول شامل ۵۶ بانک کشورهای خاورمیانه و زیرنمونه دوم شامل ۲۷ بانک کشورهای شمال آفریقا. برای برآورد رابطه، از مدل رگرسیون پانل آستانه‌ای ملایم (PSTR) پیشنهادی گونزالز و همکاران (۲۰۰۵) استفاده شد. نتایج تجربی نشان داد که در رابطه ریسک نقدینگی- ثبات بانکی اثر آستانه‌ای وجود دارد؛ به‌طور مشخص، در سطحی پایین‌تر از آستانه معین، نسبت تسهیلات به سپرده‌ها اثر معناداری بر ثبات بانکی در کشورهای خاورمیانه ندارد، در حالی که در کشورهای شمال آفریقا همین نسبت به‌طور معناداری ثبات بانکی را افزایش می‌دهد. اما با عبور از این آستانه، افزایش

نسبت تسهیلات به سپرده‌ها در هر دو زیرنمونه، باعث کاهش ثبات بانکی می‌شود و به عاملی تهدیدکننده برای پایداری سیستم بانکی تبدیل می‌گردد.

وو (۲۰۲۴)، در مطالعه خود به بررسی رابطه بین نسبت پوشش نقدینگی (LCR) و سودآوری بانک‌ها در ویتنام پرداخته است. داده‌های این پژوهش شامل ۲۰ بانک در دوره‌ی زمانی ۲۰۱۵ تا ۲۰۲۲ بوده و سودآوری با شاخص‌های بازده دارایی‌ها (ROA) و حاشیه سود خالص بهره (NIM) سنجیده شده است. نتایج حاصل از مدل System GMM نشان می‌دهد که بین نقدینگی و سودآوری یک رابطه‌ی U معکوس وجود دارد؛ به این معنا که افزایش LCR تا سطحی مشخص باعث افزایش سودآوری می‌شود، اما پس از عبور از سطح بهینه (۵/۸۹ برای ROA و ۷/۴۷ برای NIM)، اثر آن منفی شده و سودآوری کاهش می‌یابد. این مطالعه با مشخص کردن نقطه بهینه نقدینگی، اهمیت مدیریت متعادل نقدینگی و استفاده از مدل‌های غیرخطی را در تحلیل سودآوری بانک‌ها نشان می‌دهد.

هریس و همکاران (۲۰۲۴) در مطالعه خود اثر ریسک نقدینگی و ریسک اعتباری بر سودآوری بانک‌ها را در دوران همه‌گیری کووید-۱۹ بررسی کرده‌اند. این پژوهش با استفاده از داده‌های ۳۷ بانک پاکستان در دو بازه زمانی پیش و پس از شیوع کرونا (۲۰۱۹-۲۰۲۱ و ۲۰۲۱-۲۰۲۲) و با به‌کارگیری روش‌های Pooled OLS و مدل اثرات ثابت و تصادفی انجام شده است. نتایج نشان می‌دهد ریسک نقدینگی با ROA و ROE رابطه مثبت و معنادار دارد، اما ارتباطی معنادار با NIM مشاهده نشده است. در مقابل، ریسک اعتباری با هر سه شاخص سودآوری رابطه منفی و معنادار دارد. همچنین نتایج رگرسیون صدکی (Quantile Regression) یافته‌ها را تأیید می‌کند. این مطالعه نشان می‌دهد مدیریت مؤثر ریسک نقدینگی و ریسک اعتباری در شرایط بحرانی نقش مهمی در حفظ سودآوری بانک‌ها دارد.

مطالعات داخلی

شهیکی تاش و همکاران (۲۰۱۳) به بررسی تاثیر ریسک نقدینگی بر ضریب سودآوری در سیستم بانکی ایران طی سال‌های ۱۳۸۲-۱۳۹۰ پرداخته‌اند. در این پژوهش دو دسته از متغیرها مطرح است دسته اول متغیرهای مربوط به شاخص‌های اندازه‌گیری ریسک نقدینگی به عنوان متغیر مستقل و دسته دوم معیارهای متغیر سودآوری که به عنوان متغیر وابسته مطرح است. در این تحقیق برای تجزیه و تحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه‌ها از آمار استنباطی و روش رگرسیونی پانل دیتا مدل GLS استفاده گردیده است. نتایج نشان می‌دهد که ارتباط مثبت و معناداری بین شاخص‌های اندازه‌گیری ریسک نقدینگی شامل موجودی نقد به مجموع سپرده‌ها و مطالبات از بانک مرکزی به مجموع سپرده‌ها و سودآوری وجود دارد.

فردوسی و فطرس (۲۰۱۷) به بررسی اثر ریسک اعتباری و ریسک نقدینگی بر سودآوری بانک‌های ایران پرداختند. داده‌های ۳۱ بانک در فاصله سال‌های ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۳ و روش پنل دیتا با اثرات ثابت برای بررسی موضوع مورد استفاده قرار گرفته است. نتایج نشان دهنده اثر منفی ریسک اعتباری و نقدینگی بر سودآوری بانک‌ها بوده است. همچنین شاخص تنوع دارایی اثر منفی و شاخص تمرکز و مدیریت هزینه‌ها اثر مثبت بر سودآوری دارد.

اطیابی و همکاران (۲۰۲۴) در پژوهش خود با استفاده از مدل پانل آستانه‌ای (PSTR) به بررسی رابطه غیرخطی مداخله بانک مرکزی و سودآوری بانک‌های تجاری در ایران پرداخت. داده‌ها شامل اطلاعات بانک‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۸ است. نتایج بخش خطی مدل نشان داد مداخله بانک مرکزی، رشد تسهیلات و اندازه بانک بر سودآوری تأثیر معنادار دارند. همچنین آزمون LM، غیرخطی بودن مدل را تأیید کرد. در بخش غیرخطی (رژیم دوم)، مشخص شد افزایش مداخله بانک مرکزی باعث کاهش سودآوری می‌شود و اثر ریسک اعتباری و رشد تسهیلات نیز بر شاخص‌های سودآوری (ROA، ROE و NIM) معنادار است. این نتایج نشان می‌دهد که سیاست‌های مداخله‌ای بانک مرکزی می‌تواند اثر بازدارنده بر عملکرد سودآور بانک‌ها داشته باشد و کنترل ریسک‌های بانکی در این شرایط اهمیت بیشتری پیدا می‌کند.

جمع‌بندی مطالعات پیشین نشان می‌دهد رابطه ریسک نقدینگی و سودآوری بانک‌ها در ادبیات تجربی یکنواخت نیست و نتایج، بسته به کشور و دوره زمانی (به‌ویژه شرایط بحران)، شاخص به‌کاررفته برای ریسک نقدینگی، و روش برآورد (خطی در برابر غیرخطی) متفاوت گزارش شده است؛ به‌طوری‌که برخی پژوهش‌ها اثر منفی، برخی اثر مثبت و برخی نیز الگوهای غیرخطی (نظیر U معکوس یا وجود سطح بهینه) را گزارش کرده‌اند. همچنین در بخشی از مطالعات خارجی، تمرکز بر ثبات بانکی به‌جای سودآوری یا استفاده از شاخص‌های متفاوت سودآوری (ROA/ROE/NIM) موجب شده است که مقایسه مستقیم نتایج محدود باشد. در مطالعات داخلی نیز اگرچه رابطه نقدینگی و سودآوری بررسی شده، اما عمدتاً با رویکردهای خطی یا پانل پویا و با دامنه نمونه‌های متفاوت بوده است.

بر این اساس، شکاف اصلی ادبیات در بستر ایران این است که مطالعه‌ای که به‌طور مشخص اثر ریسک نقدینگی بر سودآوری بانک‌های تجاری ایران را در قالب یک چارچوب غیرخطی پانلی و با امکان تغییر رژیم رفتاری بر حسب ناهمگنی بانک‌ها بررسی کند، محدود است. نوآوری پژوهش حاضر در پاسخ به این شکاف، به‌کارگیری مدل PSTR برای آزمون و تبیین غیرخطی بودن اثر ریسک نقدینگی بر ROA و

آشکارسازی تغییر شدت اثر در رژیم‌های مختلف است؛ به‌ویژه با نشان دادن اینکه اندازه بانک می‌تواند سازوکار انتقال ریسک نقدینگی به سودآوری را تغییر دهد و بخشی از تفاوت نتایج گزارش شده در مطالعات پیشین را توضیح دهد.

به‌طور خلاصه، این پژوهش با تمرکز بر ایران، رویکرد غیرخطی PSTR و رژیم‌بندی اندازه‌محور، شواهد جدید و سیاست‌پذیر درباره مدیریت ریسک نقدینگی و سودآوری ارائه می‌کند.

روش‌شناسی تحقیق

تحقیق حاضر به بررسی رابطه غیرخطی بین ریسک نقدینگی و سودآوری بانک‌ها با کارگیری مدل رگرسیون پانل آستانه‌ای ملایم با استفاده از نرم‌افزار متلب^۱ می‌پردازد. نمونه این مطالعه ۱۲ بانک ایرانی است که در بورس اوراق بهادار پذیرفته شده و گزارش‌های عملکرد و مالی آن‌ها بر روی سایت کدال قرار می‌گیرد. دوره زمانی این مطالعه با توجه به امکان دسترسی به داده‌ها سال‌های ۱۳۸۲ تا ۱۴۰۱ است. داده‌های آماری این مطالعه از نوع ثانویه بوده و به روش کتابخانه‌ای از سایت کدال و وبسایت بانک‌های مورد مطالعه جمع‌آوری می‌شود.

معرفی مدل تحقیق

با مرور مطالعات تجربی مهم‌ترین متغیرهای موثر بر سودآوری که در اغلب مطالعات تاثیر معنی‌داری بر سودآوری بانک‌ها داشته‌اند شناسایی و در قالب الگوی معادله (۱) ارائه می‌شوند. معادله (۱) یک مشخصه‌بندی کاهش‌یافته^۲ متداول در ادبیات تعیین‌کننده‌های سودآوری بانک‌هاست که در آن، سودآوری (ROA) تابعی از متغیرهای بانک‌ویژه مرتبط با ریسک، کارایی و یا هزینه‌ها و اندازه بانک در نظر گرفته می‌شود. این چارچوب با اقتباس از ادبیات کلاسیک و مطالعات تجربی رایج در حوزه سودآوری بانک‌ها تنظیم شده است (Demirguc-Kunt & Huizinga, 1999; Athanasoglou et al., 1992; Bourke, 1989; Molyneux & Thornton, 1992; 2008). همچنین به‌منظور تمرکز بر نقش ریسک نقدینگی، متغیر LR مطابق ادبیات مرتبط با پیوند نقدینگی و سودآوری بانک‌ها وارد مدل شده است (Bordeleau & Graham, 2010).

$$ROA_{it} = \beta_1 + \beta_2 LR_{it} + \beta_3 CR_{it} + \beta_4 \Delta DIV_{it} + \beta_5 CM_{it} + \beta_6 SIZ_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

^۱ Matlab

^۲ Reduced-Form

ROA متغیر وابسته بازده کل دارایی‌ها است که به عنوان شاخص سودآوری بانک‌ها در نظر گرفته شده است و به صورت زیر تعریف می‌شود (Athanasoglou et al., 1999; Demirguc-Kunt & Huizinga, 1999; 2008):

$$ROA = \frac{\text{سود خالص بانک در سال } t}{\text{کل دارایی‌های بانک در سال } t} \quad (2)$$

LR شاخص ریسک نقدینگی که برابر نسبت کل تسهیلات به کل دارایی‌های بانک بوده و مقدار بیشتر آن به مفهوم نقدینگی کمتر و ریسک بیشتر نقدینگی است (آتاناسوگلو و همکاران، ۲۰۰۸).

CR شاخص ریسک اعتباری که از تقسیم تسهیلات غیر جاری بانک بر کل تسهیلات آن به دست می‌آید. تسهیلات غیر جاری شامل وام‌های سررسید گذشته معوق و مشکوک الوصول است (International Monetary Fund, 2006).

ΔDIV تفاضل مرتبه اول شاخص تنوع درآمدی بانک که از تقسیم درآمد غیر بهره‌ای بر درآمد ناخالص به دست می‌آید (Stiroh, 2005).

CM شاخص ارزیابی عملکرد هزینه که از تقسیم هزینه‌های اداری به دارایی‌ها به دست می‌آید (Demirguc-Kunt & Huizinga, 1999; Athanasoglou et al., 2008).

SIZ شاخص اندازه بانک که برابر لگاریتم کل دارایی‌های بانک در نظر گرفته شده است (Athanasoglou et al., 2008).

روش تحلیل مدل PSTR:

با توجه به شواهد نظری و تجربی، انتظار می‌رود اثر ریسک نقدینگی بر سودآوری بانک‌ها در سطوح مختلف نقدینگی ثابت نبوده و شدت و حتی جهت این رابطه بسته به شرایط اقتصادی و ساختار ترازنامه‌ای بانک‌ها تغییر کند. استفاده از مدل‌های خطی سنتی در چنین شرایطی منجر به برآوردهایی می‌شود که قادر به انعکاس پویایی واقعی رفتار سیستم بانکی نیستند. در میان مدل‌هایی که برای نمایش ویژگی‌های غیرخطی در پدیده‌های اقتصادی به کار می‌روند، مدل تغییر رژیم^۱ به دلیل سادگی و کارایی، می‌تواند ویژگی‌های دوره‌ای و نامتقارن پدیده‌های اقتصادی را به خوبی توضیح دهد.

¹ Regime Switching

بر اساس فرضیه‌های مختلف درباره‌ی رفتار تغییر رژیم، مدل‌های تغییر رژیم را می‌توان به سه دسته تقسیم کرد: مدل انتقال ملایم^۱، مدل آستانه‌ای^۲ و مدل تغییر رژیم مارکوف^۳. ویژگی بارز مدل رگرسیون انتقال ملایم پانلی این است که اجازه می‌دهد ضرایب رگرسیونی آن هنگام گذار تدریجی از یک گروه به گروه دیگر به صورت تدریجی تغییر کنند. به بیان دیگر، پارامترهای مدل می‌توانند گذار پیوسته و هموار بین رژیم‌های حدی مختلف را محقق کنند، در حالی که به عنوان یک تابع واحد از متغیرهای برون‌زا تعریف شده‌اند. در این پژوهش، این ویژگی مدل PSTR برای بررسی تغییر تدریجی اثر متغیرهای LR، CR، ΔDIV ، CM و SIZ بر شاخص عملکرد ROA بانک‌های ایران به کار گرفته می‌شود.

این ویژگی با واقعیت پویای توسعه اقتصادی و تغییرات تدریجی در ساختارهای مالی هم‌خوانی دارد. همان‌طور که کاینلی و همکاران (۲۰۱۵) تأکید کرده‌اند، مدل PSTR این امکان را فراهم می‌کند که تأثیر داده‌های پرت^۴ به حداقل برسد و نتایج برآورد از پایداری و دقت بالاتری برخوردار باشند. این امر به‌ویژه در مطالعات بانکی اهمیت دارد، چرا که عملکرد مالی بانک‌ها اغلب تحت تأثیر نوسانات شدید و رفتارهای غیرخطی قرار دارد.

PSTR همچنین قادر است سطح آستانه را به صورت درون‌زا تخمین بزند و شدت انتقال بین وضعیت‌های متفاوت را مشخص کند؛ برای مثال، گذار تدریجی از شرایط ریسک اعتباری پایین به ریسک بالا یا از نقدینگی محدود به نقدینگی بالا. این ویژگی انعطاف‌پذیری تحلیلی بیشتری نسبت به مدل‌های خطی سنتی فراهم می‌کند.

از آنجا که این مدل می‌تواند ناهمگنی میان بانک‌ها و نیز درون‌زایی بین متغیرها را در نظر بگیرد، برای تحلیل ساختارهای مالی ناهمگون مانند نظام بانکی ایران مناسب است. افزون بر این، استفاده از آزمون‌های خطی بودن و غیرخطی بودن باقی‌مانده موجب می‌شود نتایج نهایی از ثبات و قابلیت اتکای بالایی برخوردار باشند و امکان شناسایی دقیق‌تر دینامیک رابطه بین ROA و متغیرهای LR، CR، ΔDIV ، CM و SIZ فراهم شود. برای مثال هو و همکاران (۲۰۲۲) این مدل را برای تحلیل رابطه‌ی غیرخطی میان ساختار مالکیت و ساختار بهینه سرمایه به کار گرفت. همچنین از مدل PSTR در یک مطالعه‌ی بزرگ

^۱ Smooth Transition

^۲ Threshold

^۳ Markov Regime Switching

^۴ Outliers

شامل ۱۴۶ کشور برای آزمون رابطه بین رشد اقتصادی و انتشار CO₂ استفاده شده است (Khan & Eggoh, 2021). این روش بدون تردید ابزاری منعطف برای بررسی ناهمگنی بین واحدها و ناپایداری زمانی است. مدل‌های PSTR در مطالعات مختلف دیگری مانند رابطه بین ثبت اختراع و رشد، رشد نقدینگی و تنظیمات زیست‌محیطی نیز به کار گرفته شده‌اند. در چارچوب این پژوهش، با تکیه بر همین رویکرد، مدل PSTR برای تحلیل رابطه‌ی غیرخطی بین شاخص عملکرد بانکی (ROA) و متغیرهای مالی کلیدی در بانک‌های منتخب ایران مورد استفاده قرار می‌گیرد.

از آنجا که در این پژوهش رابطه‌ی میان عملکرد مالی بانک‌ها و عوامل مالی کلیدی مورد بررسی قرار می‌گیرد، تغییرات ساختاری نظام بانکی ناگهانی نیست، بلکه به صورت تدریجی و در طول زمان اتفاق می‌افتد؛ تغییراتی که همراه با تحول در سطح نقدینگی، ریسک اعتباری، تنوع درآمدی، هزینه‌های اداری و اندازه بانک شکل می‌گیرد. با توجه به اینکه اثر این عوامل بر شاخص عملکرد بانکی رفتاری غیرخطی دارد، مدل PSTR به عنوان چارچوب تحلیلی مناسب انتخاب شده است تا این رابطه در یک بستر غیرخطی و با در نظر گرفتن تغییر تدریجی میان رژیم‌های مختلف مورد بررسی قرار گیرد.

برای تبیین بهتر روش مورد استفاده در این پژوهش، جزئیات مدل PSTR به این شرح است که با جایگزین کردن تابع انتقال گسسته در مدل PTR با یک تابع انتقال پیوسته، ضرایب مدل می‌توانند به طور پیوسته همراه با تغییرات متغیر آستانه‌ای تغییر کنند. مدل PSTR، یک مدل داده‌های پانلی است که با افزودن یک تابع انتقال پیوسته به مدل، با واقعیت‌های اقتصادی و مالی هم‌خوانی بیشتری دارد و مشکل جهش‌های ناگهانی مقدار آستانه در مدل PTR هانسن (۱۹۹۹) را به طور مؤثرتری برطرف می‌کند. این مدل که برای پژوهش‌های پانل با مقاطع متعدد مناسب است، توانایی بالایی در نمایش ناهمگنی بین واحدها و گذار تدریجی بین رژیم‌ها دارد. در این پژوهش، با استفاده از مدل PSTR، تغییر تدریجی اثر متغیرهای مالی بر شاخص عملکرد بانکی در بین بانک‌های ایران بررسی می‌شود. فرم عمومی مدل دورژیمه‌ی PSTR در معادله (۳) نمایش داده شده است.

$$(3) \quad y_{it} = \mu_i + \beta_1 x_{it} + \beta_2 x_{it} g(q_{it}; \gamma, c) + \varepsilon_i$$

مطابق با دیدگاه گونزالز و همکاران (۲۰۰۵) تابع انتقال $g(q_{it}; \gamma, c)$ معمولاً از فرم تابع لوجیستیک تبعیت می‌کند.

$$g(q_{it}; \gamma, c) = (1 + \exp(-\gamma \prod_{j=1}^m (q_{it} - c_j)))^{-1}, c_1 \leq c_1 \leq \dots \leq c_m, \gamma > 0$$

(۴)

وقتی تابع انتقال^۱ در مدل حضور دارد، معادله (۴) نشان‌دهنده‌ی رژیم پایین^۲ است و هنگامی که تابع انتقال به مقدار بالاتر می‌رسد، مدل وارد سیستم بالا^۳ می‌شود. به این ترتیب، مقدار تابع انتقال که به‌طور تدریجی بین ۰ و ۱ تغییر می‌کند، باعث می‌شود مدل به‌صورت پیوسته و هموار بین دو رژیم بالا و پایین جابه‌جا شود. در صورتی که مقدار تابع انتقال ثابت باقی بماند و تغییری نکند، مدل PTR جایگزین مدل PSTR می‌شود؛ به این معنا که مدل انتقال ملایم به حالت آستانه‌ای ساده فرو کاسته می‌شود. مدل رگرسیون انتقال ملایم پانلی در واقع گسترشی از مدل انتقال ملایم برای داده‌های پانلی است و در عین حال، به‌عنوان جایگزینی نرم و پیوسته برای مدل آستانه‌ای پانلی نیز عمل می‌کند. معادله (۵) فرم کلی مدل چندرژیمه PSTR را نشان می‌دهد.

$$y_{it} = \mu_i + \beta_1 x_{it} + \sum_{j=1}^Y \alpha_j x_{it} g_j(q_{it}^j; \gamma, c) + \varepsilon_i \quad (5)$$

در معادله سوم μ_i اثر ثابت مقطعی واحد i است؛ β_1 ضریب بخش خطی متغیر توضیحی x_{it} و ε_i جمله‌ی خطاست. تابع انتقال $g_j(0)$ به‌صورت پیوسته بین ۰ و ۱ تغییر می‌کند؛ q_{it}^j متغیر آستانه‌ای مشاهده‌پذیر، γ پارامتر هموارسازی (تعیین‌کننده‌ی سرعت گذار) و c پارامتر مکان (نقطه‌ی آستانه) است. در چارچوب این پژوهش، y_{it} شاخص عملکرد بانکی و x_{it} شامل متغیرهای CM، ΔDIV ، CR، LR و SIZ است؛ همچنین q_{it} برحسب سناریو یکی از همین متغیرهای مالی در نظر گرفته می‌شود. این مشخصه‌بندی به مدل امکان می‌دهد تغییر تدریجی ضرایب و اثر متغیرهای توضیحی بر ROA را در گذار بین رژیم‌های پایین و بالا همگام با تغییر مقدار $g(0)$ از ۰ به ۱ برآورد و تحلیل کند. برای برآورد مدل PSTR ابتدا باید وجود اثرات غیرخطی در داده‌ها احراز شود. مطابق ادبیات، پیش از تخمین، آزمون خطی بودن با سه آماره مجانبی LM، LMF و LRT تحت فرض صفر $H_0: r = 0$ (یعنی خطی بودن مدل) انجام می‌گیرد. در صورت رد فرض صفر، به‌منظور تعیین تعداد توابع گذار و به عبارتی تعیین تعداد رژیم‌ها، آزمون عدم غیرخطیت باقیمانده اجرا می‌شود تا مشخص گردد آیا با $r = 1$ هنوز غیرخطیت توضیح داده‌نشده‌ای باقی مانده است یا نه. اگر غیرخطیت باقیمانده تأیید شود، مقدار r به تدریج

^۱ Transition Function

^۲ Low Regime

^۳ High Regime

افزایش می‌یابد تا جایی که آزمون، نبودِ غیرخطیّت باقیمانده را تأیید کند. سپس با r^* برگزیده و مرتبه لوجستیک m ، مدل نهایی PSTR برآورد و پارامترهای γ و c به‌همراه ضرایب و شاخص‌های برازش گزارش می‌شوند.

اولچاک و همکاران (۲۰۲۰) متذکر می‌شوند که در حالت کلی، m تعداد پارامترهای مکان^۱ است و مدل PSTR با انجام تبدیلات پارامتری ۱ تا ۲ تایی می‌تواند هر دو حالت $m = 1$ و $m = 2$ مدنظر پژوهشگران را پوشش دهد. با این حال، مقدار مشخص m باید از طریق آزمون تعیین شود. بدین منظور، فرضیه‌های صفر ترتیبی روی ضرایب تبدیل‌یافته آزمون می‌شوند؛ به‌طور نمونه:

$$(۶) \quad H_{01}^*: \beta_1^* = 0 \mid \beta_2^* = \beta_3^* = 0 \quad H_{02}^*: \beta_2^* = 0 \mid \beta_3^* = 0 \quad H_{03}^*: \beta_3^* = 0$$

مقدار مناسب m زمانی انتخاب می‌شود که شدیدترین ردّ فرض صفر (بیشترین قدرت یا کوچکترین p -value) مشاهده گردد.

در این پژوهش، با درنظرگرفتن SIZ به‌عنوان متغیر آستانه، مشخصه PSTR ما که در آن ROA متغیر وابسته و LR، CR، ΔDIV ، CM، SIZ متغیرهای توضیحی‌اند در معادله (۷) ارائه می‌شود.

$$ROA_{it} = \delta ROA_{it-1} + \mu_i + (\beta_1 LR_{it} + \beta_2 CR_{it} + \beta_3 \Delta DIV_{it} + \beta_4 CM_{it} + \beta_5 SIZ_{it}) + g_1(q_{it}; \gamma_1, c_1)(\alpha_1 LR_{it} + \alpha_2 CR_{it} + \alpha_3 \Delta DIV_{it} + \alpha_4 CM_{it} + \alpha_5 SIZ_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (۷)$$

ROA_{it} شاخص عملکرد بانک i در سال t ؛ μ_i اثر ثابت ویژه هر بانک؛ δROA_{it-1} وقفه وابسته؛ ε_{it} جمله خطا است. $X_{it} = \{LR, CR, \Delta DIV, CM, SIZ\}$ متغیرهای توضیحی‌اند و q_{it} متغیر آستانه‌ای

مشاهده‌پذیر است. دو تابع انتقال لوجستیک با مرتبه $m = 1$ به‌کار می‌رود:

$$(۸) \quad g_i(q_{it}; \gamma_j, c_j) = \frac{1}{\exp[-\gamma_j(q_{it} - c_j)] + 1}, \quad j = 1, 2, \dots$$

که در معادله بالا γ_j سرعت گذار و c_j نقطه آستانه هر رژیم را تعیین می‌کند.

^۱ Position Parameters

در این پژوهش، با پیروی از چارچوب PSTR، اثر متغیرهای مالی بر ROA_{it} به گونه‌ای مدل‌سازی می‌شود که ضرایب به طور ملایم و پیوسته با تغییر متغیر آستانه‌ای بین رژیم‌های پایین و بالا تغییر کنند. با توجه به نتایج آزمون‌های خطی بودن و «عدم غیرخطیت باقیمانده»، مدل نهایی با $r = 2$ و $m = 1$ برآورد می‌شود و پارامترهای γ_j و ϵ_j به همراه ضرایب هر بخش گزارش می‌گردند.

یافته‌های تحقیق

جدول ۱ آمار توصیفی متغیرهای به کاررفته در مدل را برای دوره زمانی ۱۳۸۲ تا ۱۴۰۱ و ۱۲ بانک مورد بررسی نشان می‌دهد. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، میانگین بازده دارایی‌ها (ROA) در حدود ۰/۳۵ درصد بوده و میانه آن نزدیک به ۱ درصد است؛ این موضوع حاکی از آن است که اگرچه در سال‌های مورد بررسی به طور متوسط سودآوری بانک‌ها نسبتاً پایین بوده، اما بخش قابل توجهی از مشاهدات حول مقادیر مثبت متمرکز شده‌اند. با این حال، حداقل مقدار ROA منفی و نسبتاً بزرگ است که بیانگر زیان‌ده بودن بعضی بانک‌ها در برخی سال‌ها و وجود پراکندگی قابل ملاحظه در عملکرد سودآوری است. میانگین نسبت تسهیلات به کل دارایی‌ها به عنوان شاخص ریسک نقدینگی (LR) در حدود ۰/۶۳ گزارش شده است که نشان می‌دهد بخش قابل توجهی از دارایی‌های بانک‌ها به تسهیلات اعطایی اختصاص یافته است. همچنین نسبت تسهیلات غیرجاری (CR) به کل تسهیلات به طور متوسط در حدود ۰/۱۶ است که حاکی از سطح نسبتاً بالای ریسک اعتباری در نمونه مورد بررسی است. نسبت هزینه‌های اداری به دارایی‌ها (CM) نیز حول مقادیر کوچک و نزدیک به صفر نوسان می‌کند که نشان‌دهنده سهم نسبتاً محدود این نوع هزینه‌ها در ساختار ترازنامه‌ای بانک‌ها، همراه با پراکندگی قابل توجه بین بانک‌هاست.

در این مطالعه، به منظور سازگاری با الزامات روش‌شناختی و کاهش مشکلات اقتصادسنجی، از تفاضل مرتبه اول شاخص تنوع درآمدی (ΔDIV) استفاده شده است؛ لذا مقادیر گزارش شده برای این متغیر، بیانگر تغییرات سالانه سهم درآمدهای غیربهره‌ای در درآمد ناخالص هستند، نه سطح خود سهم. میانگین نزدیک به صفر و دامنه نوسان محدود ΔDIV نشان می‌دهد که به طور متوسط، ساختار درآمدی بانک‌های ایرانی طی دوره مطالعه تغییرات شدیدی را تجربه نکرده و حرکت به سمت تنوع‌بخشی درآمدی عمدتاً تدریجی و در برخی موارد همراه با نوسانات مقطعی بوده است. به بیان دیگر، اگرچه در برخی سال‌ها افزایش یا کاهش قابل توجهی در سهم درآمدهای کارمزدی و غیربهره‌ای رخ داده، اما در کل دوره، روند تغییرات تنوع درآمدی نسبتاً ملایم بوده است.

در خصوص متغیر اندازه بانک (SIZ) که لگاریتم کل دارایی‌هاست و در ادامه به‌عنوان متغیر آستانه‌ای در مدل PSTR به کار گرفته می‌شود، میانگین آن حدود ۵/۲۸ و دامنه تغییرات آن از حدود ۳/۰۹ تا ۷/۱۴ است. انحراف معیار نسبتاً بالای این متغیر نشان‌دهنده ناهمگنی معنادار در اندازه بانک‌هاست؛ به بیان دیگر، در نمونه مورد مطالعه ترکیبی از بانک‌های کوچک، متوسط و بزرگ حضور دارد. این ناهمگنی اندازه، مبنای مناسبی برای استفاده از اندازه بانک به‌عنوان متغیر آستانه‌ای فراهم می‌کند تا بتوان بررسی کرد که رابطه بین ریسک نقدینگی و سودآوری، در سطوح مختلف اندازه بانک‌ها چگونه تغییر می‌کند.

مقادیر چولگی و کشیدگی و نتایج آزمون جاک-برا نشان می‌دهد توزیع بسیاری از متغیرها (از جمله ROA، LR، CR و CM) از نرمال فاصله قابل ملاحظه‌ای دارد و در آن‌ها هم کشیدگی بالا و هم عدم تقارن مشاهده می‌شود؛ تنها در مورد ΔDIV و تا حدی اندازه بانک، توزیع مشاهدات به نرمال نزدیک‌تر است. بنابراین، وجود چند مقدار حدی^۱ و توزیع‌های نامتقارن در داده‌های بانکی، یکی از ویژگی‌های مهم نمونه مورد بررسی است که در تفسیر نتایج مدل غیرخطی باید به آن توجه شود.

جدول (۱): آمار توصیفی

متغیرها	ROA	LR	CR	ΔDIV	CM	SIZ
تعداد مشاهدات ^۲	۲۴۰	۲۴۰	۲۴۰	۲۲۸	۲۴۰	۲۴۰
میانگین ^۳	۰/۰۰۳۵	۰/۶۳۶۸	۰/۱۶۳۶	۰/۰۰۲۹	-۰/۰۲۴۰	۵/۲۸۳۵
میانه ^۴	۰/۰۱۰۹	۰/۶۳۲۹	۰/۰۹۷۵	۰/۰۰۱۵	۰/۰۱۷۵	۵/۳۱۳۴
بیشینه ^۵	۰/۱۸۲۸	۷/۱۹۶۳	۲/۱۵۶۹	۰/۴۹۷۸	-۰/۰۰۲۵	۷/۱۴۲۷
کمینه ^۶	-۰/۵۳۸۶	۰/۰۲۶۸	-۰/۰۲۳	-۰/۳۶۷۹	-۰/۳۷۲۲	۳/۰۹۱۶
انحراف معیار ^۷	۰/۰۷۵۲	۰/۴۵۱۶	۰/۲۸۶۳	۰/۱۰۰۷	۰/۰۳۳۴	۰/۸۲۹۸
چولگی ^۸	-۵/۷۲۶۶	۱۲/۹۷۰۹	۴/۸۳۶۲	۰/۴۲۲۹	-۶/۹۳۹۴	-۰/۳۲۷۷
کشیدگی ^۹	۳۴/۹۶۴۹	۱۸۸/۱۹۵۲	۲۵/۹۸۹۶	۳/۹۱۶۰	۵۹/۳۰۵۲	-۰/۱۸۸۱

^۱ outlier^۲ Observations^۳ Mean^۴ Median^۵ Maximum^۶ Minimum^۷ Std. Dev.^۸ Skewness

آماره جاک-بر ^۱	۲۸۹۱/۱۳۵۳۷	۳۷۲۵/۳۶۰۹۰۴	۷۶۹۰/۱۵۹۴	۱۵۲/۴۸۲۹	۳۷۰۹۷/۳۹۹	۴/۶۵۰۷
سطح معناداری آزمون جاک-بر ^۲	.	.	.	۷/۷۴۰۲	.	۰/۰۹۷۷

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۲ نتایج آزمون‌های مختلف وابستگی مقطعی برای متغیرهای به کاررفته در مدل (CR, LR, ROA)، (CM و SIZ) را نشان می‌دهد. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، آماره آزمون CD پسران^۳ برای اکثر متغیرها، به‌ویژه بازده دارایی‌ها (ROA)، ریسک اعتباری (CR)، تفاضل مرتبه اول تنوع درآمدی (Δ DIV)، نسبت هزینه‌های اداری به دارایی‌ها (CM) و اندازه بانک (SIZ)، مقدار بالایی دارد و سطح احتمال متناظر آن‌ها تقریباً صفر گزارش شده است. بر این اساس، فرضیه صفر مبنی بر «عدم وجود وابستگی مقطعی» برای این متغیرها به‌طور قاطع رد می‌شود و وجود همبستگی مقطعی معنادار بین رفتار بانک‌ها در این شاخص‌ها تأیید می‌گردد. در مورد ریسک نقدینگی (LR)، اگرچه مقدار آماره CD و سطح احتمال متناظر آن نسبت به سایر متغیرها ضعیف‌تر است و در سطح خطای ۵ درصد، رد فرض استقلال مقطعی با احتیاط همراه است، اما در سطح خطای ۱۰ درصد نیز می‌توان شواهدی از وجود همبستگی مقطعی در رفتار ریسک نقدینگی بانک‌ها مشاهده کرد.

نتایج آزمون LM بروش-پاگان و آزمون LM تعدیل‌شده پسران نیز مؤید همین موضوع است؛ به‌گونه‌ای که برای تمامی متغیرها، آماره‌های این دو آزمون در سطوح بسیار بالا قرار گرفته و مقادیر احتمال متناظر آن‌ها نزدیک به صفر است. این یافته‌ها نشان می‌دهد که حتی با در نظر گرفتن ویژگی‌های پانل با تعداد مقاطع نسبتاً زیاد، فرضیه صفر «عدم وجود وابستگی مقطعی» برای کل مجموعه متغیرهای مورد استفاده در این پژوهش رد می‌شود. به بیان دیگر، شوک‌ها و نوسانات مشترک در سطح نظام بانکی و اقتصاد کلان، به‌طور هم‌زمان بر بانک‌های مختلف اثر گذاشته و باعث می‌شود رفتار متغیرهایی مانند سودآوری، ریسک

⁹ Kurtosis

¹ Jarque-Bera

² Probability

³ Cross-section Dependence test

اعتباری، تغییرات تنوع درآمدهای هزینه‌های اداری و اندازه بانک‌ها به هم وابسته باشند؛ امری که با واقعیت ساختار درهم‌تنیده بانک‌ها، تنظیم‌گری واحد و تأثیرپذیری آن‌ها از شرایط کلان اقتصادی سازگار است. با توجه به وجود این وابستگی مقطعی، به کارگیری آزمون‌های مانایی نسل اول که بر فرض استقلال مقطعی بین واحدها استوارند، در این مطالعه مناسب نیست. از این‌رو، در گام بعدی برای بررسی مانایی متغیرها از آزمون ریشه واحد نسل دوم CIPS پسران استفاده شده است که به‌طور مشخص امکان وجود وابستگی مقطعی را در ساختار پانل در نظر می‌گیرد. همچنین، به‌منظور احتیاط روش شناختی، متغیر ریسک نقدینگی (LR) نیز (با وجود شواهد نسبتاً ضعیف‌تر در آزمون CD) در همین چارچوب و با آزمون CIPS مورد ارزیابی قرار گرفته است. نتایج این آزمون‌ها در جدول بعدی گزارش شده و در ادامه به تفصیل تفسیر می‌شوند.

جدول (۲): نتایج آزمون وابستگی مقطعی

متغیرها		ROA	LR	CR	ΔDIV	CM	SIZ
آزمون CD پسران	آماره آزمون	۱۱/۳۴	۱/۶۲	۹/۸۵	۵/۶۳	۴/۱۳	۳۴/۲۸
	سطح احتمال	۰/۰۰	۰/۱۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
آزمون LM پروس پاگان	آماره آزمون	۲۸۳/۵۱	۲۲۷/۹۴	۳۱۴/۸۰	۱۲۶/۳۹	۲۲۴/۵۷	۱۱۷۷/۸۱
	سطح احتمال	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
آزمون LM تعدیل شده پسران	آماره آزمون	۱۸/۹۳	۱۴/۰۹	۲۱/۶۵	۵/۲۵	۱۳/۸۰	۹۶/۷۷
	سطح احتمال	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۳ نتایج آزمون ریشه واحد نسل دوم CIPS پسران (۲۰۰۷) را برای متغیرهای به کاررفته در مدل نشان می‌دهد. این آزمون با توجه به وجود وابستگی مقطعی بین واحدها، که در بخش قبل بر اساس آزمون‌های CD و LM تأیید شد، به عنوان رویکرد مناسب‌تری نسبت به آزمون‌های مانایی نسل اول به کار گرفته شده است. در این جدول، آماره آزمون برای هر متغیر در الگوهای دارای عرض از مبدأ با و بدون روند زمانی گزارش شده و تصمیم‌گیری درباره مانایی بر اساس مقایسه با مقادیر بحرانی متناظر در سطوح مختلف خطا انجام شده است.

نتایج آزمون حاکی از آن است که متغیر بازده دارایی‌ها (ROA) در الگوی بدون روند زمانی، در سطح خطای ۱ درصد مانا است؛ به این معنا که فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد برای ROA رد می‌شود و این متغیر در سطح ایستا است. متغیر ریسک نقدینگی (LR) نیز مشابه ROA در الگوی بدون روند زمانی، در سطح ۱ درصد مانا تشخیص داده شده و بنابراین، رفتار آن در طول دوره مورد بررسی حول یک میانگین ثابت نوسان می‌کند و شواهدی از وجود روند تصادفی در آن مشاهده نمی‌شود. برای متغیر ریسک اعتباری (CR)، آزمون CIPS نشان می‌دهد که در الگوی همراه با روند زمانی، آماره آزمون در سطح ۵ درصد معنادار است؛ بنابراین، با لحاظ روند زمانی، فرض ریشه واحد برای CR رد شده و این متغیر نیز در سطح ایستا ارزیابی می‌شود.

در خصوص متغیر تفاضل مرتبه اول تنوع درآمدی (ΔDIV)، نتایج آزمون CIPS نشان می‌دهد که این متغیر در الگوی بدون روند زمانی، در سطح خطای ۱ درصد مانا است؛ این نتیجه مطابق انتظار است، زیرا ΔDIV خود به عنوان تفاضل مرتبه اول یک شاخص سطحی تعریف شده و باید از نظر آماری رفتاری نزدیک به یک فرآیند مانا داشته باشد. متغیر نسبت هزینه‌های اداری به دارایی‌ها (CM) در الگوی همراه با روند زمانی، در سطح ۱ درصد مانا گزارش شده است؛ به بیان دیگر، با لحاظ یک روند قطعی، فرضیه صفر ریشه واحد برای CM رد شده و نوسانات این متغیر در اطراف یک مسیر روند پایدار صورت می‌گیرد. در نهایت، متغیر اندازه بانک (SIZ) در الگوی بدون روند زمانی، در سطح خطای ۱ درصد مانا تشخیص داده شده است؛ یعنی لگاریتم کل دارایی‌ها در دوره مورد مطالعه فاقد ریشه واحد بوده و در سطح خود (با عرض از مبدأ) ایستا است.

برآیند این نتایج نشان می‌دهد که تمامی متغیرهای مورد استفاده در مدل، در ترکیب مناسب «با روند» یا «بدون روند» از دید آزمون CIPS، در سطح ایستا قرار دارند و هیچ‌یک از آن‌ها از نظر مرتبه هم‌جمعی با مشکل ناهمگنی جدی مواجه نیستند. بنابراین، می‌توان مدل PSTR را با استفاده از مقادیر سطحی ROA، LR، CR، CM و SIZ و همچنین تفاضل مرتبه اول تنوع درآمدی (ΔDIV) برآورد کرد، بدون آن‌که نگرانی جدی درباره وجود ریشه واحد و روندهای تصادفی بر نتایج تخمین سایه بیفکند. در ادامه، بر مبنای این پیش‌زمینه، آزمون وجود رابطه غیرخطی و برآورد مدل PSTR ارائه و تفسیر خواهد شد.

جدول (۳): نتایج آزمون CIPS پسران (۲۰۰۷)

متغیرها	ROA	LR	CR	ΔDIV	CM	SIZ
I(0)	-۳/۲۴***	-۳/۱۷***	-۲/۹۴**	-۴/۴۳***	-۳/۲۹***	-۳/۴۱***

نکته: *** و ** و * نشان‌دهنده سطح معناداری آماره‌ها به ترتیب در ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ است.

منبع: یافته‌های پژوهش

برای ارزیابی مناسب بودن چارچوب خطی در تبیین رابطه میان ریسک نقدینگی و سودآوری بانک‌ها و همچنین بررسی لزوم استفاده از یک مدل غیرخطی در جدول ۴، از آزمون‌های خطی بودن پیشنهادی گونزالس و همکاران (۲۰۰۵) در قالب مدل PSTR استفاده شده است. در این آزمون‌ها، فرضیه صفر (H_0) بر خطی بودن رابطه و عدم وجود اثر آستانه‌ای دلالت دارد، به این معنا که ضرایب مربوط به ریسک نقدینگی و سایر متغیرهای کنترلی در میان بانک‌ها و در طول زمان ثابت فرض می‌شوند. در مقابل، فرضیه مقابل (H_1) بیان می‌کند که ضرایب تابعی از یک متغیر آستانه‌ای بوده و با عبور این متغیر از سطوح مشخص، رفتار رابطه میان ریسک نقدینگی و سودآوری تغییر می‌کند.

همان‌گونه که در جدول مشاهده می‌شود، مقادیر آماره‌های آزمون‌های LM^1 ، LMF^2 و LRT^3 همگی نسبتاً بزرگ بوده و سطوح احتمال متناظر با آن‌ها بسیار کوچک و به‌طور عملی نزدیک به صفر گزارش شده است؛ به‌طوری‌که فرضیه صفر خطی بودن در تمامی آزمون‌ها حداقل در سطح خطای ۱ درصد رد می‌شود. این نتایج نشان می‌دهد که استفاده از یک مدل خطی ساده برای توضیح اثر ریسک نقدینگی بر سودآوری، با شواهد تجربی سازگار نیست و رابطه مورد بررسی دارای رفتار غیرخطی و وابسته به رژیم است.

در فرایند انتخاب متغیر آستانه‌ای، چندین متغیر کاندیدا مورد بررسی قرار گرفتند و نتایج آزمون‌های خطی بودن برای هر یک محاسبه شد. در بین این متغیرها، متغیر اندازه بانک (SIZ) که لگاریتم کل دارایی‌ها را نشان می‌دهد، قوی‌ترین شواهد را علیه فرض خطی بودن ارائه کرد و کوچک‌ترین مقادیر احتمال را در آزمون‌های LM ، LMF و LRT به خود اختصاص داد. بر این اساس، SIZ به‌عنوان متغیر آستانه‌ای منتخب در مدل PSTR انتخاب شده است تا امکان بررسی این موضوع فراهم شود که آیا و چگونه اثر ریسک نقدینگی بر سودآوری، در سطوح مختلف اندازه بانک‌ها تغییر می‌کند.

بنابراین، نتایج این جدول به‌طور روشن تأیید می‌کند که رابطه میان ریسک نقدینگی و بازده دارایی‌ها در بانک‌های مورد بررسی از نوع غیرخطی و اندازه‌محور است و توجیه نظری و تجربی لازم برای برآورد

¹ Lagrange Multiplier Test

² F-Version of the Lagrange Multiplier Test

³ Likelihood Ratio Test

یک مدل PSTR با متغیر آستانه‌ای SIZ را فراهم می‌سازد. در گام بعد، با تکیه بر این نتیجه، تعداد توابع آستانه و رژیم‌های رفتاری بهینه تعیین و مدل نهایی PSTR تخمین زده می‌شود.

جدول (۴): آزمون وجود رابطه غیرخطی

آزمون والد (LM)		آزمون فیشر (LMF)		آزمون (LRT)		متغیر آستانه‌ای
آماره آزمون	سطح معناداری	آماره آزمون	سطح معناداری	آماره آزمون	سطح معناداری	۱۲ بانک ایرانی
۱۳/۵۱۶	۰/۰۰۹	۳/۳۴۰	۰/۰۱۱	۱۳/۹۳۳	۰/۰۰۸	

منبع: یافته‌های پژوهش

پس از تأیید وجود رابطه غیرخطی و انتخاب متغیر اندازه بانک (SIZ) به‌عنوان متغیر آستانه‌ای، در گام بعدی لازم است تعداد بهینه توابع آستانه (و به تبع آن، تعداد رژیم‌های رفتاری) در مدل PSTR تعیین شود. برای این منظور، از آزمون «عدم وجود غیرخطی بودن باقی‌مانده» در جدول ۵ استفاده شده است. در این رویکرد، ابتدا مدلی با یک تابع آستانه ($t=1$) برآورد می‌شود و سپس فرضیه‌ی صفر به‌صورت «عدم وجود غیرخطی بودن اضافی» در برابر فرضیه‌ی مقابل مبنی بر «وجود حداقل یک تابع آستانه دیگر ($t \leq 2$)» آزمون می‌گردد. در ادامه، در صورت لزوم، همین منطق برای مقایسه مدل با دو تابع آستانه ($t=2$) در برابر وجود توابع آستانه بیشتر ($t \leq 3$) تکرار می‌شود.

همان‌گونه که در جدول ۵ گزارش شده است، در مرحله نخست، آزمون‌های LM، LMF و LRT برای فرضیه‌ی صفر «کفایت مدل با یک تابع آستانه ($t=1$)» مقادیر آماره نسبتاً بزرگی به همراه سطوح احتمال بسیار کوچک نشان می‌دهند؛ به‌طوری‌که در سطوح متعارف خطا (به‌ویژه ۱ و ۵ درصد) فرضیه‌ی صفر رد می‌شود. این نتیجه بیانگر آن است که یک تابع آستانه برای توصیف کامل غیرخطی بودن موجود در رابطه بین ریسک نقدینگی و سودآوری (بر حسب متغیر آستانه‌ای SIZ) کافی نیست و شواهد معناداری از وجود غیرخطی بودن باقی‌مانده در مدل وجود دارد. بنابراین، لازم است حداقل دو تابع آستانه در مدل لحاظ شود. در مرحله بعد، مدلی با دو تابع آستانه ($t=2$) برآورد و مجدداً آزمون عدم وجود غیرخطی بودن باقی‌مانده اجرا شده است. در این حالت، مقادیر آماره‌های LM، LMF و LRT و سطوح احتمال متناظر آن‌ها نشان می‌دهد که فرضیه‌ی صفر «کفایت مدل با دو تابع آستانه» رد نمی‌شود و شواهد معناداری به نفع وجود توابع

آستانه بیشتر ($r \leq 3$) به دست نمی آید. به بیان دیگر، لحاظ کردن بیش از دو تابع آستانه به بهبود معنادار برآزش مدل منجر نمی شود.

برآیند نتایج جدول ۵ حاکی از آن است که مدل PSTR مورد استفاده در این پژوهش، با دو تابع آستانه و سه رژیم رفتاری متمایز بر حسب اندازه بانک (SIZ) به خوبی غیرخطی بودن موجود در رابطه بین ریسک نقدینگی و بازده دارایی ها را پوشش می دهد و استفاده از توابع آستانه بیشتر توجه تجربی ندارد. در بخش بعد، بر مبنای این ساختار بهینه، ضرایب برآورد شده و الگوی تغییر اثر ریسک نقدینگی بر سودآوری در رژیم های مختلف اندازه بانک ها تفسیر می شود.

جدول (۵): نتایج آزمون عدم وجود غیرخطی بودن

فرضیه H0		آزمون والد (LM)		آزمون فیشر (LMF)		آزمون (LRT)	
r = 1 r = 2	آماره آزمون	سطح معناداری	آماره آزمون	سطح معناداری	آماره آزمون	سطح معناداری	
	۲۳/۰۹۶	۰/۰۰۰	۵/۷۴۹	۰/۰۰۰	۲۴/۳۵۲	۰/۰۰۰	
	۲۴/۴۵۸	۰/۰۰۰	۶/۰۰۸	۰/۰۰۰	۲۵/۸۷۲	۰/۰۰۰	

منبع: یافته های پژوهش

جدول ۶ نتایج برآورد مدل نهایی PSTR با دو تابع آستانه و متغیر آستانه ای اندازه بانک (SIZ) را گزارش می کند. بر اساس دو مقدار آستانه به دست آمده، اندازه بانک ها به سه رژیم رفتاری متمایز تفکیک می شود و بدین ترتیب، اثر متغیرهای توضیحی بر بازده دارایی ها (ROA) در بانک های کوچک، متوسط و بزرگ می تواند به صورت ناهمگن و غیرخطی ظاهر شود. مقادیر بالای پارامترهای شیب نیز نشان می دهد که گذار بین این رژیم ها نسبتاً تند بوده و تغییر رفتار متغیرها عمدتاً در حوالی سطوح مشخصی از اندازه بانک اتفاق می افتد.

نتایج مربوط به ریسک نقدینگی (LR) نشان می دهد که اثر این متغیر بر سودآوری به شدت به اندازه بانک وابسته است. در رژیم بانک های کوچک، ضریب ریسک نقدینگی منفی و معنادار است؛ به این معنا که افزایش نسبت تسهیلات به دارایی ها در این گروه، به جای تقویت سودآوری، فشار بیشتری بر نقدینگی وارد کرده و به کاهش ROA منجر می شود. در رژیم میانی که بانک های با اندازه متوسط را دربر می گیرد، علامت ضریب به طور معناداری مثبت می شود و شدت این اثر مثبت نیز بیشترین مقدار را در میان سه رژیم دارد؛ این نتیجه نشان می دهد که در یک بازه مشخص از اندازه، بانک ها قادرند گسترش فعالیت های اعتباری خود را به شکل کارا به سودآوری تبدیل کنند. اما در رژیم بانک های بزرگ، اثر

ریسک نقدینگی دوباره منفی و معنادار می‌شود؛ یعنی توسعه بیش از حد پرتفوی تسهیلات در بانک‌های خیلی بزرگ، احتمالاً به دلیل پیچیدگی مدیریتی، افت کیفیت اعتباری و افزایش ریسک تمرکز، در نهایت به تضعیف سودآوری منجر می‌گردد. در مجموع، الگوی به دست آمده برای LR، تصویری شبیه یک «منحنی U معکوس» را نشان می‌دهد که در آن، تنها در محدوده اندازه‌های میانی، ریسک‌پذیری بیشتر در حوزه نقدینگی به بهبود عملکرد منجر می‌شود.

در خصوص ریسک اعتباری (CR)، نتایج حاکی از آن است که این متغیر در هر سه رژیم رفتاری، اثر ناخوشایندی بر سودآوری دارد، هرچند شدت این اثر بسته به اندازه بانک متفاوت است. در بانک‌های کوچک، افزایش سهم تسهیلات غیرجاری از کل تسهیلات، با کاهش سودآوری همراه است، اما شدت این اثر نسبتاً محدود است. در رژیم بانک‌های با اندازه متوسط، اثر منفی ریسک اعتباری بر ROA به مراتب قوی‌تر و از نظر آماری بسیار معنادار است؛ به گونه‌ای که می‌توان گفت سودآوری این گروه از بانک‌ها بیشترین حساسیت را نسبت به تغییر در کیفیت پرتفوی تسهیلات دارد. در بانک‌های بزرگ، اگرچه نشانه‌ها حاکی از تضعیف اثر منفی در مقایسه با رژیم میانی است، اما در مجموع، پیام اصلی جدول آن است که بدتر شدن کیفیت اعتباری، در همه سطوح اندازه بانک، عاملی بازدارنده برای سودآوری است و برای بانک‌های با اندازه متوسط، این محدودیت شدیدتر است.

برای تفاضل مرتبه اول تنوع درآمدی (ΔDIV)، ضرایب به گونه‌ای برآورد شده‌اند که علامت اثر در رژیم‌های مختلف بین منفی و مثبت نوسان می‌کند؛ اما هیچ‌یک از این اثرها از نظر آماری به حدی قوی نیست که بتوان نقش تعیین‌کننده‌ای برای تغییرات سالانه تنوع درآمدی در توضیح نوسانات ROA قائل شد. به عبارت دیگر، اگرچه نتایج تا حدی نشان می‌دهد که در برخی سطوح اندازه بانک، افزایش سهم درآمدهای غیربهره‌ای می‌تواند به بهبود سودآوری کمک کند یا برعکس، با کاهش آن همراه باشد، اما این شواهد به لحاظ آماری آن قدر قاطع نیستند که بتوان بر پایه آن‌ها نتیجه‌گیری قوی و پایدار ارائه کرد. از این رو، ΔDIV در این مدل بیشتر به عنوان متغیر کنترلی عمل می‌کند تا یک محرک اصلی سودآوری.

نتایج مربوط به نسبت هزینه‌های اداری به دارایی‌ها (CM) نیز الگوی غیرخطی جالبی را نشان می‌دهد. در پایین‌ترین رژیم اندازه، اثر این متغیر بر سودآوری نسبتاً محدود و از نظر آماری ضعیف است؛ یعنی تغییرات جزئی در هزینه‌های اداری، نقش تعیین‌کننده‌ای در عملکرد بانک‌های کوچک ندارد. در رژیم بانک‌های با اندازه متوسط، ضریب CM مثبت و معنادار می‌شود که می‌تواند حاکی از آن باشد که تا یک سطح مشخص، افزایش هزینه‌های اداری (مثلاً در قالب سرمایه‌گذاری در نیروی انسانی، فناوری اطلاعات

یا شبکه شعب) به ارتقای کارایی عملیاتی و در نهایت بهبود سودآوری کمک می‌کند. در مقابل، در رژیم بانک‌های بزرگ، اثر CM به‌طور معناداری منفی و از نظر قدر مطلق نسبتاً بزرگ است؛ این یافته نشان می‌دهد که در بانک‌های خیلی بزرگ، افزایش بیش از حد هزینه‌های اداری بیشتر بازتابی از ناکارایی، دیوانسالاری و ساختار هزینه‌ای سنگین است که نهایتاً حاشیه سود را کاهش می‌دهد. الگوی مشاهده‌شده برای CM نیز مشابه LR، بر وجود یک محدوده بهینه از نظر اندازه و سطح هزینه‌ها برای تحقق سودآوری پایدار تأکید می‌کند.

برآیند نتایج جدول ۶ نشان می‌دهد که رابطه بین ریسک نقدینگی، ریسک اعتباری، ساختار درآمدی و هزینه‌ای و سودآوری بانک‌ها، به‌شدت اندازه‌محور و غیرخطی است. ریسک نقدینگی تنها برای بانک‌های با اندازه متوسط به‌طور معناداری به سودآوری کمک می‌کند، در حالی که در بانک‌های بسیار کوچک و بسیار بزرگ، به عاملی تضعیف‌کننده تبدیل می‌شود. ریسک اعتباری در تمام سطوح اندازه، اثری منفی بر ROA دارد و مدیریت آن خصوصاً در بانک‌های متوسط اهمیت دوچندان پیدا می‌کند. تنوع درآمدی، حداقل در قالب تغییرات سالانه شاخص ΔDIV ، نقش پررنگی در تعیین سودآوری ندارد، اما ساختار هزینه‌ای بانک‌ها الگویی شبیه LR را نشان می‌دهد؛ به این معنا که سطحی میانی از هزینه‌های اداری می‌تواند پشتیبان کارایی و سودآوری باشد، در حالی که افراط در هزینه‌ها خصوصاً در بانک‌های بزرگ، با کاهش بازده دارایی‌ها همراه است. این نتایج، در مجموع، ضرورت توجه هم‌زمان به ابعاد ریسک، هزینه و اندازه را در طراحی سیاست‌های نظارتی و راهبردهای مدیریت ترازنامه بانک‌ها برجسته می‌سازد.

جدول (۶): نتایج تخمین مدل PSTR

متغیرها	β_0	t-stats	β_1	t-stats	β_2	t-stats
LR	-۰/۰۰۳۱	-۲/۱۶۳۲	۰/۰۶۳۰	۵/۲۳۷۰	-۰/۰۷۹۹	-۵/۴۴۴۶
CR	-۰/۰۳۴۵	-۲/۹۲۶۴	-۰/۲۴۱۷	-۱۸/۵۲۳۷	۰/۲۱۷۵	۱۲/۷۱۳۶
ΔDIV	-۰/۰۶۸۴	-۱/۱۲۹۴	۰/۱۹۶۲	۱/۵۳۱۷	-۰/۱۲۶۱	-۱/۰۹۴۸
CM	۰/۳۱۵۷	۱/۱۵۵۳	۱/۳۴۴۶	۳/۳۶۰۱	-۱/۶۳۰۲	-۳/۶۰۸۸
مقادیر آستانه‌ای (c1 و c2)	۵/۲۶۲۱؛ ۵/۱۴۷۵					
پارامترهای شیب (γ_1) و γ_2	۱۴۵؛ ۱۸۶۸۶					

منبع: یافته‌های پژوهش

به‌طور کلی، الگوی مشاهده‌شده در این پژوهش از نظر وجود یک ناحیه بهینه که در آن ریسک نقدینگی به تقویت سودآوری منجر می‌شود، با یافته‌های حمدی و حکیمی (۲۰۱۹) و وو (۲۰۲۴) هم‌خوان است؛ با این تفاوت که در مطالعات مذکور آستانه بر اساس نسبت‌های نقدینگی (مانند LCR) تعریف شده، در حالی که در اینجا آستانه در بعد اندازه بانک‌ها شناسایی شده است. بنابراین، نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که علاوه بر سطح نقدینگی، ساختار اندازه و مقیاس بانک نیز نقشی کلیدی در تبدیل ریسک نقدینگی به فرصت سودآوری یا تهدید ثبات ایفا می‌کند.

نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی

این پژوهش با هدف بررسی اثر غیرخطی ریسک نقدینگی بر سودآوری بانک‌های ایران، با استفاده از داده‌های ۱۲ بانک پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره ۱۳۸۲ تا ۱۴۰۱ و در چارچوب مدل رگرسیون پانل آستانه‌ای ملایم (PSTR) انجام شد. در الگوی تحقیق، بازده دارایی‌ها (ROA) به‌عنوان شاخص سودآوری بانک‌ها در نظر گرفته شد و ریسک نقدینگی، ریسک اعتباری، تفاضل مرتبه اول تنوع درآمدی، نسبت هزینه‌های اداری به دارایی‌ها و اندازه بانک به‌عنوان متغیرهای توضیحی وارد مدل گردیدند. پس از انجام آزمون وابستگی مقطعی و استفاده از آزمون مانایی نسل دوم CIPS، وجود غیرخطی بودن در رابطه بین ریسک نقدینگی و سودآوری تأیید شد و اندازه بانک (SIZ) به‌عنوان متغیر آستانه‌ای منتخب، مبنای تفکیک بانک‌ها به سه رژیم رفتاری بر اساس دو سطح آستانه‌ای تخمینی قرار گرفت.

یافته‌های تحقیق نشان داد که رابطه ریسک نقدینگی و سودآوری بانک‌ها در ایران به‌طور معناداری غیرخطی و «اندازه‌محور» است. به‌طور مشخص، نتایج مدل PSTR حاکی از آن است که در بانک‌های کوچک، افزایش نسبت تسهیلات به کل دارایی‌ها به کاهش بازده دارایی‌ها منجر می‌شود و ریسک نقدینگی نقش محدودکننده بر سودآوری دارد. در بانک‌های با اندازه متوسط، اثر ریسک نقدینگی مثبت و از نظر آماری قوی است؛ به این معنا که در این بازه از اندازه، توسعه فعالیت‌های اعتباری و افزایش وابستگی به تسهیلات می‌تواند به شکل کارا به سودآوری تبدیل شود. در بانک‌های بزرگ، این رابطه مجدداً منفی و معنادار می‌شود و گسترش بیش از حد پرتفوی تسهیلات، در کنار پیچیدگی مدیریتی و خطر تمرکز، به تضعیف سودآوری می‌انجامد. این الگو در مجموع، وجود یک «بازه بهینه اندازه» را نشان می‌دهد که در آن، ریسک‌پذیری بیشتر در حوزه نقدینگی با بیشترین بازده همراه است و انحراف از آن،

چه به سمت بانک‌های بسیار کوچک و چه بسیار بزرگ، پیامدهای نامطلوبی برای سودآوری به همراه دارد.

در خصوص سایر متغیرها، نتایج نشان داد ریسک اعتباری در هر سه رژیم اندازه اثری منفی بر سودآوری دارد، هرچند شدت این اثر در بانک‌های با اندازه متوسط بیشترین مقدار است. این امر بیانگر آن است که کیفیت پرتفوی تسهیلات و کنترل مطالبات غیرجاری، در همه بانک‌ها اهمیت دارد، اما در بانک‌های متوسط، کوچک‌ترین انحراف در مدیریت ریسک اعتباری می‌تواند آثار شدیدتری بر سودآوری برجای بگذارد. تفاضل مرتبه اول تنوع درآمدی (ΔDIV) اگرچه از نظر علامت در رژیم‌های مختلف نوسان می‌کند، اما از نظر آماری نقش تعیین‌کننده‌ای در توضیح نوسانات ROA ندارد و بیشتر به‌عنوان متغیر کنترلی عمل می‌کند؛ این نتیجه را می‌توان نشانه‌ای از آن دانست که تغییرات سالانه در ترکیب درآمدهای مشاع و غیرمشاع، در افق زمانی مورد بررسی، هنوز به سطحی نرسیده است که بتواند ساختار سودآوری بانک‌ها را به‌طور بنیادی دگرگون سازد. در مقابل، رفتار نسبت هزینه‌های اداری به دارایی‌ها (CM) نیز الگویی غیرخطی مشابه ریسک نقدینگی دارد؛ به‌گونه‌ای که در بانک‌های با اندازه متوسط، افزایش کنترل‌شده هزینه‌های اداری (به‌ویژه در قالب سرمایه‌گذاری در منابع انسانی، فناوری و زیرساخت) می‌تواند به ارتقای کارایی و سودآوری منتهی شود، در حالی که در بانک‌های بزرگ، سنگینی هزینه‌های اداری بیش از حد، بازتاب ناکارایی و دیوانسالاری و عاملی کاهنده برای ROA است.

از منظر سیاست‌گذاری، نتایج این پژوهش چند دلالت مهم برای نهاد ناظر و مدیران بانکی به همراه دارد. نخست آن‌که مدیریت ریسک نقدینگی نمی‌تواند بر مبنای رویکردی یکنواخت و مستقل از اندازه بانک طراحی شود. برای بانک‌های کوچک، سیاست‌های احتیاطی باید بر جلوگیری از انباشت بیش از حد دارایی‌های غیرنقد و تقویت منابع پایدار تأمین مالی متمرکز باشد؛ زیرا این دسته از بانک‌ها در برابر شوک‌های نقدینگی آسیب‌پذیرترند و افزایش ریسک نقدینگی مستقیماً سودآوری آن‌ها را تهدید می‌کند. در بانک‌های با اندازه متوسط، فضای بیشتری برای بهره‌گیری از فرصت‌های سودآور تسهیلاتی وجود دارد و لذا طراحی مقررات انعطاف‌پذیرتر در حوزه نسبت‌های نقدینگی و حمایت از مدیریت فعال ترازنامه می‌تواند به بهبود عملکرد این بانک‌ها کمک کند. در بانک‌های بزرگ، یافته‌ها تأکید می‌کند که استمرار رشد پرتفوی تسهیلات بدون ملاحظات کافی در حوزه کیفیت اعتباری و تنوع منابع، می‌تواند اثر منفی بر سودآوری داشته باشد؛ بنابراین در این گروه، اعمال نظارت کلان‌احتیاطی قوی‌تر، محدودیت‌های تمرکز پرتفوی و تقویت چارچوب‌های مدیریت ریسک یکپارچه ضرورت بیشتری دارد.

به‌طور مشابه، نتایج مربوط به ریسک اعتباری و هزینه‌های اداری بیانگر آن است که سیاست‌های نظارتی باید به‌طور هم‌زمان بر کیفیت دارایی‌ها و کارایی هزینه‌ای تأکید کنند. نهاد ناظر می‌تواند از طریق اعمال الزامات شفافیت بیشتر در گزارش‌دهی مطالبات غیرجاری، تشویق بانک‌ها به افزایش ذخایر زیان و ام متناسب با ریسک پرتفوی و ارتقای استانداردهای اعتبارسنجی، زمینه کاهش ریسک اعتباری را فراهم آورد. در حوزه ساختار هزینه‌ای نیز، توصیه می‌شود مدیران بانکی به جای رویکرد صرفاً انقباضی، به سمت «بازآرایی ترکیب هزینه‌ها» حرکت کنند؛ به این معنا که هزینه‌های مولد کارایی (مانند زیرساخت‌های دیجیتال، آموزش نیروی انسانی و سیستم‌های مدیریت ریسک) تقویت و هزینه‌های غیرمولد و دیوانسالارانه کنترل شود، به‌ویژه در بانک‌های بزرگ که حساسیت سودآوری نسبت به رشد هزینه‌های اداری بیشتر است.

این پژوهش همچنین از منظر توسعه ادبیات، چند نوآوری مهم برای نظام بانکی ایران به همراه دارد. نخست آن که برای اولین بار رابطه ریسک نقدینگی و سودآوری بانک‌ها در ایران در چارچوب مدل PSTR و با در نظر گرفتن ناهمگنی و تغییر رژیم بر حسب اندازه بانک تحلیل شده است. دوم آن که نتایج به‌دست‌آمده، شواهدی ارائه می‌کند که با بخشی از مطالعات خارجی درباره وجود رابطه غیرخطی (و گاهی U معکوس) میان نقدینگی و عملکرد بانکی هم‌راستا است، اما در عین حال، ویژگی‌های ساختاری نظام بانکی ایران، از جمله بانک‌محور بودن تأمین مالی، سطح پایین دارایی‌های نقد و فشارهای مقرراتی و کلان اقتصادی را نیز منعکس می‌کند.

نتیجه اصلی پژوهش حاضر مبنی بر غیرخطی و اندازه‌محور بودن اثر ریسک نقدینگی بر سودآوری، با بخش مهمی از ادبیات تجربی هم‌سو است که نشان می‌دهد رابطه ریسک نقدینگی با عملکرد بانکی لزوماً یکنواخت نیست و در برخی سطوح می‌تواند به شکل غیرخطی (از جمله الگوی U معکوس یا وجود سطح بهینه) ظاهر شود. با این حال، تفاوت کلیدی پژوهش حاضر با برخی مطالعات پیشین در این است که نقطه/نقاط تغییر رژیم برحسب «اندازه بانک» شناسایی شده است؛ به این معنا که نتایج متعارض گزارش شده در مطالعات مختلف (مثبت یا منفی بودن ریسک نقدینگی) می‌تواند ناشی از ناهمگنی اندازه و تفاوت در ساختار ترازنامه بانک‌ها باشد؛ به گونه‌ای که در بانک‌های بسیار کوچک و بسیار بزرگ، اثر غالباً محدودکننده است، اما در بانک‌های با اندازه متوسط امکان تبدیل توسعه اعتبارات به سودآوری بیشتر فراهم می‌شود.

در خصوص متغیرهای کنترلی نیز، منفی بودن اثر ریسک اعتباری بر سودآوری با یافته‌های رایج ادبیات هم‌خوان است و بر نقش کیفیت دارایی‌ها و مدیریت مطالبات غیرجاری در همه بانک‌ها تأکید می‌کند. از سوی دیگر، معنادار نبودن تغییرات تنوع درآمدی در افق سالانه با بخشی از شواهدی سازگار است که نشان می‌دهد تغییرات کوتاه‌مدت ترکیب درآمدها لزوماً به تغییر محسوس در ROA منجر نمی‌شود؛ به‌ویژه در نظام بانکی ایران که هنوز درآمدهای غیرمشاع سهم تعیین‌کننده‌ای در سودآوری ندارند. همچنین، الگوی غیرخطی هزینه‌های اداری در پژوهش حاضر می‌تواند توضیح دهد چرا برخی مطالعات اثر هزینه‌ها را صرفاً منفی گزارش می‌کنند: در بانک‌های متوسط، هزینه‌های «مولد کارایی» ممکن است با بهبود عملکرد همراه شود، اما در بانک‌های بزرگ رشد هزینه‌ها بیشتر بازتاب ناکارایی و دیوانسالاری است و به کاهش سودآوری می‌انجامد.

با وجود این، پژوهش حاضر مانند هر مطالعه تجربی با محدودیت‌هایی روبه‌رو است. تمرکز بر بانک‌های پذیرفته‌شده در بورس و محدودیت دسترسی به داده‌های تفصیلی‌تر در سطح ترازنامه و صورت سود و زیان، دامنه تعمیم نتایج را تا حدی محدود می‌کند. همچنین، در این مطالعه از یک شاخص مشخص برای ریسک نقدینگی (نسبت تسهیلات به دارایی‌ها) و یک شاخص برای سودآوری (ROA) استفاده شده است و اثر شوک‌های کلان اقتصادی، تحولات مقرراتی، و تفاوت در ساختار مالکیت به‌صورت صریح در مدل وارد نشده است. بنابراین، نتایج باید با در نظر گرفتن این قیود تفسیر شود.

بر این اساس، چند مسیر برای تحقیقات آتی پیشنهاد می‌شود. نخست، می‌توان با استفاده از شاخص‌های متنوع‌تر ریسک نقدینگی (نظیر LCR و NSFR یا شکاف سررسیدی دارایی‌ها و بدهی‌ها) و شاخص‌های جایگزین سودآوری (مانند ROE و NIM)، پایداری الگوی غیرخطی به‌دست‌آمده را آزمون کرد. دوم، پیشنهاد می‌شود متغیرهای کلان اقتصادی و نهادی، از جمله رشد تولید ناخالص داخلی، تورم، نرخ سود حقیقی، شوک‌های ارزی و تغییر در مقررات نظارتی در مدل‌های توسعه‌یافته PSTR یا مدل‌های پویا مانند PSTR با وقفه‌های درونی وارد شوند تا نقش محیط کلان در شکل‌گیری نقاط آستانه و رفتار رژیم‌ها بهتر روشن شود. سوم، مقایسه بین بانک‌های پذیرفته‌شده در بورس و بانک‌های غیربورسی یا بین بانک‌های خصوصی و دولتی، می‌تواند به فهم عمیق‌تر ناهمگنی ساختاری نظام بانکی ایران کمک کند. چهارم، انجام مطالعات مقایسه‌ای بین‌المللی به‌ویژه با کشورهایی که نظام بانکی بانک‌محور مشابه ایران دارند و نیز تفکیک دوره‌های قبل و بعد از شوک‌های عمده (مانند تحریم‌ها یا بحران‌های مالی) می‌تواند تصویر دقیق‌تری از پویایی رابطه ریسک نقدینگی و سودآوری در شرایط عادی و بحرانی ارائه دهد. در نهایت،

ترکیب رویکرد PSTR با سایر روش‌های غیرخطی و شبکه‌ای (مانند تحلیل سرایت ریسک بین بانک‌ها) می‌تواند در تحقیقات آینده افق‌های جدیدی برای تحلیل پایداری مالی و طراحی سیاست‌های احتیاطی در نظام بانکی ایران بگشاید.

منابع:

- Acharya, V. V., & Naqvi, H. (2012). The seeds of a crisis: A theory of bank liquidity and risk taking over the business cycle. *Journal of Financial Economics*, 106(2), 349–366. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2012.05.007>
- Al-Muharrami, S., & Matthews, K. (2009). Market power versus efficient-structure in Arab GCC banking. *Applied Financial Economics*, 19, 1487–1496. <https://doi.org/10.1016/j.intfin.2006.07.001>
- Arif, A., & Anees, A. N. (2012). Liquidity risk and performance of banking system. *Journal of Financial Regulation and Compliance*, 20, 182–195. <https://doi.org/10.1016/j.jfs.2021.100906>
- Athanasoglou, P. P.; Brissimis, S. N., & Delis, M. D. (2008). Bank-specific, industry-specific and macroeconomic determinants of bank profitability. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 18, 121–136. <https://doi.org/10.1016/j.intfin.2006.07.001>
- Atiabi, A. S.; Daghighi Asli, A.; Damankeshideh, M.; Hadinejad, M., & Geraiinejad, G. (2024). Explaining the nonlinear relationship between the central bank intervention index and profitability of commercial banks considering credit risk in the national banking network. *Quarterly Journal of Financial Knowledge of Securities Analysis*, 16(59), 140–159. <https://sid.ir/paper/1055200/en>
- Berger, A. N. (1995). The profit-structure relationship in banking: Tests of market-power and efficient-structure hypotheses. *Journal of Money, Credit and Banking*, 27, 404–431. <https://doi.org/10.2307/2077876>
- Berger, A. N., & Bouwman, C. H. (2009). Bank liquidity creation. *The Review of Financial Studies*, 22, 3779–3837. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhn104>
- Bonfim, D., & Kim, M. (2012). Liquidity risk in banking: Is there herding? *European Banking Center Discussion Paper*, 24, 1–31. <https://doi.org/10.2139/ssrn.2163547>
- Bordeleau, É., & Graham, C. (2010). The impact of liquidity on bank profitability. <https://doi.org/10.34989/swp-2010-38>
- Bourke, P. (1989). Concentration and other determinants of bank profitability in Europe, North America and Australia. *Journal of Banking and Finance*, 13(1), 65–79. [https://doi.org/10.1016/0378-4266\(89\)90020-4](https://doi.org/10.1016/0378-4266(89)90020-4)
- Breusch, T. S., & Pagan, A. R. (1979). A simple test for heteroscedasticity and random coefficient variation. *Econometrica*, 47(5), 1287–1294. <https://doi.org/10.2307/1911963>
- Cainelli, G.; Fracasso, A., & Vittucci Marzetti, G. (2015). Spatial agglomeration and productivity in Italy: A panel smooth transition regression approach. *Papers in Regional Science*, 94(S1), S39–S67. <https://doi.org/10.1111/pirs.12103>
- Chen, Y. K.; Shen, C. H., & Kao, L. (2018). Bank liquidity risk and performance. *Review of Pacific Basin Financial Markets and Policies*, 21, 1850007. <https://doi.org/10.1142/S0219091518500078>

De Guevara, J. F., & Maudos, J. (2007). Explanatory factors of market power in the banking system. *The Manchester School*, 75, 275–296. <https://doi.org/10.1111/J.1467-9957.2007.01017.X>

Demirguc-Kunt, A., & Huizinga, H. (1999). Determinants of commercial bank interest margins and profitability: Some international evidence. *World Bank Economic Review*, 13(2), 379–404. <https://doi.org/10.1093/wber/13.2.379>

Demsetz, H. (1973). Industry structure, market rivalry, and public policy. *Journal of Law and Economics*, 16, 1–9. <https://doi.org/10.1086/466752>

Diamond, D. W., & Dybvig, P. H. (1983). Bank runs, deposit insurance, and liquidity. *Journal of Political Economy*, 91, 401–419. <https://doi.org/10.21034/qj.2412>

Dietrich, A., & Wanzenried, G. (2014). The determinants of commercial banking profitability in low-, middle-, and high-income countries. *Quarterly Review of Economics and Finance*, 54, 337–354. <https://doi.org/10.1016/j.qref.2014.03.001>

Djebali, N., & Zaghdoudi, K. (2020). Threshold effects of liquidity risk and credit risk on bank stability in the MENA region. *Journal of Policy Modeling*, 42(5), 1049–1063. <https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2020.01.013>

Ferdowsi, M., & Fetrat, M. H. (2017). The effects of credit risk and liquidity risk on bank performance. *Risk Modeling and Financial Engineering*, 2(1), 22–41. <https://elmnet.ir/doc/2838209-12382>

Flannery, M. J., & Rangan, K. P. (2008). What caused the bank capital build-up of the 1990s? *Review of Finance*, 12, 391–429. <https://doi.org/10.1093/rof/rfm007>

Gatev, E.; Schuermann, T., & Strahan, P. E. (2007). Managing bank liquidity risk: How deposit-loan synergies vary with market conditions. *The Review of Financial Studies*, 22(3), 995–1020. <https://doi.org/10.2139/ssrn.882087>

Golubeva, O.; Duljic, M., & Keminien, R. (2019). The impact of liquidity risk on bank profitability: Empirical evidence from European banks after Basel III. *Journal of Accounting and Management Information Systems*, 18(4), 455–485. <https://doi.org/10.24818/jamis.2019.04001>

González, A.; Teräsvirta, T., & Dick, V. D. (2005). Panel smooth transition regression models. *SSE/EFI Working Paper Series*, Stockholm School of Economics. <https://econpapers.repec.org/paper/hhshastef/0604.htm>

Hamdi, H., & Hakimi, A. (2019). Does liquidity matter on bank profitability? Evidence from a nonlinear framework. *Business and Economics Research Journal*, 10(1), 13–26. <https://doi.org/10.20409/berj.2019.153>

Hansen, B. E. (1999). Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference. *Journal of Econometrics*, 93(2), 345–368. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(99\)00025-1](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(99)00025-1)

- Haris, M.; Yao, H., & Fatima, H. (2024). The impact of liquidity risk and credit risk on bank profitability during COVID-19. *PLOS ONE*, 19(9), e0308356. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0308356>
- Hartlage, A. W. (2012). The Basel III liquidity coverage ratio and financial stability. *Michigan Law Review*, 111(3), 453. <https://repository.law.umich.edu/mlr/vol111/iss3/4>
- Hu, X.; Yao, G., & Zhou, T. (2022). Does ownership structure affect the optimal capital structure? A PSTR model for China. *International Journal of Finance and Economics*, 27(2), 2458–2480. <https://doi.org/10.1002/ijfe.2281>
- Huong, T. T. X.; Nga, T. T. T., & Oanh, T. T. K. (2021). Liquidity risk and bank performance in Southeast Asian countries: A dynamic panel approach. *Quantitative Finance and Economics*, 5(1), 111–133. <https://doi.org/10.3934/QFE.2021006>
- International Monetary Fund. (2006). *Financial soundness indicators: Compilation guide*. Washington, DC. <https://www.imf.org/external/pubs/ft/fsi/guide/2006/>
- Jadah, H. M.; Hasan, M. F., & Al-Husainy, N. H. M. (2021). Dynamic panel data analysis of capital structure determinants: Evidence from Iraqi banks. *Journal of Business Strategy Finance and Management*, 2(1–2), 102–114. <https://doi.org/10.12944/JBSFM.02.01-02.11>
- Kalanidis, D. (2017). The impact of liquidity on bank profitability: Post-crisis evidence from European banks. <https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.4805613>
- Khan, M., & Eggoh, J. (2021). Investigating the direct and indirect linkages between economic development and CO₂ emissions: A PSTR analysis. *Environmental Science and Pollution Research*, 28(8), 10039–10052. <https://doi.org/10.1007/s11356-020-11468-7>
- Khemiri, M. A. (2023). Testing the non-linear relationship between liquidity risk and bank stability in the MENA region. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 13(4), 125–133. <https://doi.org/10.32479/ijefi.14536>
- Molyneux, P., & Thornton, J. (1992). Determinants of European bank profitability: A note. *Journal of Banking and Finance*, 16, 1173–1178. [https://doi.org/10.1016/0378-4266\(92\)90065-8](https://doi.org/10.1016/0378-4266(92)90065-8)
- Morris, S., & Shin, H. S. (2010). Illiquidity component of credit risk. Working paper, Princeton University. <https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2787012>
- Nguyen, M.; Perera, S., & Skully, M. (2017). Bank market power, asset liquidity and funding liquidity: International evidence. *International Review of Financial Analysis*, 54, 23–38. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2017.09.002>
- Olweny, T., & Shipho, T. M. (2011). Effects of banking sectoral factors on the profitability of commercial banks in Kenya. *Economic and Finance Review*, 1, 1–30. [semanticscholar.org/CorpusID:2664147](https://www.semanticscholar.org/CorpusID:2664147)

Osborne, M.; Fuertes, A., & Milne, A. (2012). Capital and profitability in banking: Evidence from US banks. Paper presented at the Emerging Scholars in Banking and Finance Conference, Cass Business School.

Pesaran, M. H. (2007). A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. *Journal of Applied Econometrics*, 22(2), 265–312. <https://doi.org/10.1002/jae.951>

Pesaran, M. H. (2015). Testing weak cross-sectional dependence in large panels. *Econometric Reviews*, 34(6–10), 1089–1117. <https://doi.org/10.1080/07474938.2014.956623>

Pesaran, M. H.; Ullah, A., & Yamagata, T. (2008). A bias-adjusted LM test of error cross-section independence. *The Econometrics Journal*, 11(1), 105–127. <https://doi.org/10.1111/j.1368-423X.2007.00227.x>

Regehr, K., & Sengupta, R. (2016). Has the relationship between bank size and profitability changed? *Economic Review*, 101(2). <https://doi.org/10.2478/jfap-2024-0003>

Said, R. M., & Tumin, M. H. (2011). Performance and financial ratios of commercial banks in Malaysia and China. *International Review of Business Research Papers*, 7(2), 157–169. <https://doi.org/10.2139/SSRN.1663612>

Sedaghat Parast, E.; Golzarianpour, S., & Hajizadeh, V. (2021). Bank liquidity and bank performance: Looking for a nonlinear nexus. *Journal of Money and Economy*, 16(4), 417–446. <https://doi.org/10.52547/jme.16.4.417>

Shahiki Tash, M. N.; Ghalizadeh, F., & Soleimani, F. (2013). Impact of Supportive Policies on Price Deviation in Iranian Manufacturing Industry. *Economic Research Journal*, 21(80), 11–45. <https://doi.org/10.22054/joer.2021.37649.691>

Stiroh, K. J. (2005). Bank risk and revenue diversification: An assessment of using equity returns. Working paper, Federal Reserve Bank of New York.

Tan, Y. (2015). The impacts of risk and competition on bank profitability in China. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 40, 85–110. <https://doi.org/10.1016/j.intfin.2015.09.003>

Tan, Y., & Floros, C. (2012). Bank profitability and GDP growth in China: A note. *Journal of Chinese Economic and Business Studies*, 10(3), 267–372. <https://doi.org/10.1080/14765284.2012.703541>

Trujillo-Ponce, A. (2013). What determines the profitability of banks? Evidence from Spain. *Accounting and Finance*, 53, 561–586. <https://doi.org/10.1111/j.1467-629X.2011.00466.x>

Vu, T. H. (2024). Liquidity coverage ratio and profitability: An inverted U-shaped pattern. *Cogent Economics and Finance*, 12(1), 1–17. <https://doi.org/10.1080/23322039.2024.2426532>