فصلنامه پژوهش‌های پولی_بانکی
سال سیزدهم، شماره ۴۵، پاییز ۱۳۹۹
صفحات ۴۸۵_۵۲۴

تعیین مقدار بهینهٔ تمرکز بازار برای حداکثرسازی ثبات صنعت بانکداری

حسن رضایی [*]
محمدرضا لطفعلی‌پور [†]
محمدعلی فلاحی [‡]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۰۳/۲۲ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۰۹/۱۶

چکیده

ثبات بانکی در سال‌های اخیر به ویژه پس از بحران مالی سال‌های ۲۰۰۹_۲۰۰۸، بیش‌ازپیش در سیاست‌گذاری‌ها مورد توجه قرارگرفته است. علی‌رغم اینکه رقابت به‌عنوان پیش‌شرطی برای بهره‌وری، نوآوری فنّاورانه، توسعهٔ نهادی، و فراگیری مالی مطرح می‌شود، تأثیر رقابت بانکی در ثبات مالی همچنان مورد بحث است. در این مقاله، مقدار بهینهٔ رقابت و تمرکز بازار برای حداکثرسازی ثبات صنعت بانکداری موردمطالعه قرار می‌گیرد. برای آزمون و تخمین رابطه بین متغیرها از آمار ۱۷۰ کشور برای سال‌های ۲۰۱۷_۱۹۹۵ به‌صورت ترکیبی در قالب مدل پانل دیتای پویا به روش گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی دومرحله‌ای استفاده شده است. رابطه‌ای U شکل وارون بین تمرکز و ثبات به‌دست آمد. تا سطح آستانهٔ ۰/۱۸ برای شاخص لرنر، با افزایش تمرکز، ثبات افزایش می‌یابد. تمرکز بیشتر از آن احتمالاً باعث تشدید رفتار فردی بانک‌ها خواهد شد و می‌تواند برای ثبات صنعت بانکداری مضر باشد. اما لحاظ کیفیت نهادی باعث می‌شود تا رابطه بین تمرکز و ثبات به‌صورت U شود و بعد از نقطهٔ آستانهٔ متغیر تعاملی کیفیت نهادی و قدرت بازار، افزایش قدرت بازار باعث افزایش ثبات شود.

واژه‌های کلیدی: ساختار بازار، ثبات بانکی، آزادی اقتصادی، گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی دومرحله‌ای
طبقه‌بندی JEL: G20، G21، G23، G28

[*] دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه فردوسی مشهد؛ h.rezaeiii@yahoo.com
[†] استاد گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه فردوسی مشهد (نویسندهٔ مسئول)؛ Lotfalipour@um.ac.ir
[‡] استاد گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه فردوسی مشهد؛falahi@um.ac.ir

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.45.5.8]

۱ مقدمه

عملکرد اقتصادی کشورها تحت تأثیر عملکرد نظام بانکی قرار دارد. این امر خصوصاً در کشورهای درحال‌توسعه که در آن‌ها صنعت بانکداری به‌عنوان کانال اصلی در فرآیندهای انتقال سیاست پولی عمل می‌کند، از اهمیت حیاتی برخوردار است.

نظام بانکی باثبات و با عملکرد مناسب می‌تواند با ارائهٔ روش‌های گوناگون به کاهش ریسک سرمایه‌گذاری کمک کند و علاوه بر تأمین مالی کوتاه‌مدت بنگاه‌ها، عهده‌دار تأمین مالی بلندمدت هم باشد. بی‌ثباتی نظام بانکی در مقیاس وسیع، نگرانی‌های زیادی را ایجاد می‌کند، به‌نحوی‌که می‌تواند عملکرد خود نظام بانکی را به مخاطره اندازد و از طریق کاهش اعتماد به نهادهای مالی، باعث کاهش و یا خروج پس‌انداز در مقیاس زیاد و در نهایت منجر به کاهش ثبات بانک‌ها و ورشکستگی آن‌ها شود. همچنین بی‌ثباتی بانکی جریان اعتباری به‌سمت خانوارها و شرکت‌ها را دچار مشکل می‌کند و احتمال ورشکستگی بنگاه‌های بخش حقیقی را افزایش می‌دهد.

وقوع بحران‌های مالی متعدد در اقتصادهای بالغ و درحال‌ظهور در سه دههٔ گذشته و موفق نبودن مقررات نظارتی در ایجاد نظم و انضباط در نظام بانکی، باعث ایجاد نگرانی میان سیاست‌گذاران و دانشگاهیان در ارتباط با تأثیر بعدی ساختار درثبات مالی در نظام بانکی شده است و این فرض ادبیات سازمان صنعتی[1] که رقابت در بازارها تمایل به کاهش قیمت‌ها و افزایش بهره‌وری دارد، ممکن است برای بخش بانکداری گمراه‌کننده باشد، زیرا رقابت شدید میان بانک‌ها می‌تواند منجر به افزایش بی‌ثباتی و بحران مالی برای بانک‌ها شود.

در زمینهٔ تأثیرگذاری ساختار بازار در ثبات صنعت بانکداری دو دیدگاه سنتی رقیب وجود دارد که تحت عنوان تمرکز ـ ثبات و تمرکز ـ شکنندگی است. طبق دیدگاه سنتی تمرکز ـ ثبات یا رقابت ـ شکنندگی که تا چند سال پیش دیدگاه مرسوم در این حوزه محسوب می‌شد، افزایش تمرکز باعث افزایش ثبات بانک‌ها می‌شود. متعاقب آن، دیدگاه جدیدی از ادبیات موضوع تحت عنوان تمرکز ـ شکنندگی مطرح می‌کند که تمرکز بیشتر می‌تواند منجر به بی‌ثباتی بانک‌ها شود.

جدیدترین ادبیات در مورد رقابت و تمرکز بخش بانکداری و ثبات مالی بر اهمیت رابطهٔ U شکل بین هر دو شاخص تأکید دارد. طبق این دیدگاه، مارتینز–می‌یرا و رپوللو[2] (۲۰۱۰)

---

[1] Industrial organization literature

[2] Martinez-Miera and Repullo

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.45.5.8]

مطرح می‌کنند که هم دیدگاه تمرکز ـ شکنندگی و هم دیدگاه تمرکز ـ ثبات می‌توانند هم‌زمان وجود داشته باشند و رابطه بین تمرکز و ثبات مالی غیرخطی یا به شکل U وارون است. لذا درک میزان تأثیرگذاری رقابت و تمرکز در بخش بانکداری در رفتار ریسک‌پذیری بانک‌ها و درنتیجه ثبات بخش بانکداری از اهمیت کلیدی در تنظیم مقررات و سیاست‌های رقابتی برخوردار است. کیفیت نهادی نیز با ایجاد قوانین و مقررات مطلوب و از میان برداشتن محدودیت‌ها، می‌تواند نقشی مهم در بسترسازی کارکرد مناسب نهادها، بازارها، و عملکرد بانک‌ها داشته باشد. آزادی اقتصادی[1] به‌عنوان جایگزینی برای کیفیت نهادی استفاده شده است. آزادی اقتصادی شاخصی در رابطه با میزان محدودیت‌ها و کنترل‌ها در بخش مالی محسوب می‌شود.

ازاین‌رو، هدف اصلی این مقاله تعیین مقدار بهینهٔ رقابت و تمرکز بازار برای حداکثرسازی ثبات صنعت بانکداری و آثار تعدیلی کیفیت نهادی است. از معتبرترین مطالعاتی که در این خصوص پژوهش کرده‌اند می‌توان به راکشیت و همکاران[2] (۲۰۲۰)، ژانبولاتووا و همکاران[3] (۲۰۱۸)، فو[4] (۲۰۱۴)، کوئستاس و همکاران[5] (۲۰۱۹)، کاسمن و همکاران[6] (۲۰۱۵)، کپرارو و همکاران[7] (۲۰۱۵)، لیو و همکاران[8] (۲۰۱۳)، یوانیتان[9] (۲۰۱۹)، آمیدو و همکاران[10] (۲۰۱۳) دیالو[11] (۲۰۱۵)، هاکن و همکاران[12] (۲۰۲۰)، و هوک و همکاران[13] (۲۰۱۸) اشاره کرد.

وجه تمایز این تحقیق با سایر تحقیقات انجام‌گرفته در این خصوص این است که اول، به‌جای تجزیه‌وتحلیل سادهٔ مبادله بین رقابت و ثبات مالی به روش خطی، با پیروی از

---

[1] economic freedom
[2] Rakshit et al.
[3] Zhanbolatova et al.
[4] Fu et al.
[5] Cuestas et al.
[6] Kasman et al.
[7] Capraru et al.
[8] Liu et al.
[9] Yuanitan, N.
[10] Amidu et al.
[11] Diallo
[12] Hakkon et al.
[13] Hook et al.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.45.5.8]

پیش‌بینی‌های نظری اخیر، وجود رابطهٔ U شکل بین تمرکز و ثبات بانکی را به‌طور رسمی با تست U شکل توسعه‌یافته توسط لیند و مهلوم[1] (۲۰۱۰) آزمایش می‌کنیم که انعطاف‌پذیری بیشتری نسبت به رابطهٔ خطی فراهم می‌کند و به ما اجازه می‌دهد تا مقدار بهینهٔ تمرکز و رقابت را شناسایی کنیم. همچنین فاصلهٔ اطمینان برای نقطهٔ بهینه می‌دهد. این فاصلهٔ اطمینان می‌تواند برای سیاست‌گذاری بسیار مفید باشد، زیرا به مقامات نظارتی اجازه می‌دهد تا با توجه به وجود رابطهٔ U شکل، اثر ورود مؤسسات مالی جدید و یا ادغام را در ثبات ارزیابی کنند. دوم، این پژوهش به ارزیابی تأثیر تعدیلی کیفیت نهادی در رابطهٔ تمرکز ـ ثبات پرداخته است و نقش اصلاح‌کنندهٔ کیفیت نهادی بررسی شده است. سوم، حوزهٔ تحقیقاتی این مطالعه اکثر کشورها را دربرمی‌گیرد که دارای تأثیر مالی جهانی هستند.

این مقاله پس از مقدمه‌ای که آمد، در شش بخش کلی سازمان دهی شده است. در بخش دوم ، مبانی نظری؛ در بخش سوم، پیشینهٔ تحقیق؛ در بخش چهارم ، داده‌ها و روش‌شناسی تحقیق؛ در بخش پنجم، الگوی تحقیق تشریح شده است و در دو بخش پایانی نیز نتایج برآورد مدل پژوهش و پیشنهادهای کاربردی ارائه شده است.

۲ مبانی نظری

مدل‌های نظری که رابطه بین ساختار و ثبات را موردبحث قرار می‌دهند عبارت‌اند از:

۲ . ۱ دیدگاه تمرکز ـ شکنندگی

رویکرد تمرکز ـ شکنندگی عمدتاً متکی به چهار فرضیه مختلف است: مشکل تشدید مخاطره‌های اخلاقی (کژمنشی[2])، انتقال ریسک[3] (افزایش نرخ بهره)، ناکارآمدی‌های متنوع‌سازی ریسک، و پیچیدگی فرایندها و سازمان. طبق فرضیهٔ اول، نظام‌های بانکداری متمرکز عموماً بانک کمتری دارند و سیاست‌گذاران زمانی که تنها تعداد اندکی بانک وجود دارد، نگرانی بیشتری در مورد ورشکستگی بانک‌ها دارند. بر اساس این فرضیات، بانک‌ها در سیستم‌های متمرکز تمایل به دریافت یارانه‌های بیشتر از دولت‌ها از طریق سیاست‌گذاری‌های

[1] Lind & Mehlum
[2] Moral hazard
[3] Risk shifting

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.45.5.8]

«عدم ورشکستگی به‌دلیل خیلی بزرگ بودن[1]» یا «عدم ورشکستگی به دلیل خیلی مهم بودن[2]» دارند (نومان و همکاران[3]، ۲۰۱۷).

این سیاست‌گذاری‌های ضمنی انگیزه‌های ریسک‌پذیری را افزایش می‌دهد، مشکل مخاطره‌های اخلاقی را تشدید می‌کند، و ازاین‌رو ثبات نظام بانکی را کاهش می‌دهد (آریس[4]، ۲۰۱۰). درنتیجه، رقابت بیشتر می‌تواند مشکل «عدم شکست به دلیل خیلی بزرگ بودن» را حل کند. طبق فرضیهٔ انتقال ریسک بوید و نیکولو[5] (۲۰۰۵)، استدلال شده است که افزایش نرخ بهرهٔ وام بانک‌ها – یکی از ویژگی‌های بازارهای متمرکزتر که در آن مؤسسات مالی تمایل دارند تا به‌صورت انحصارگر عمل کنند – شرکت‌ها را وادار می‌سازد تا سرمایه‌گذاری‌های پرریسکی را به‌منظور افزایش توان بازپرداخت وام‌ها انجام دهند. به‌عبارت‌دیگر با توجه به رابطهٔ مثبت میان بازدهی و ریسک، در شرایط بالا بودن نرخ سود تسهیلات، تنها پروژه‌های با ریسک بالا مشمول دریافت تسهیلات خواهند شد و بانک را با مشکل انتخاب نامساعد مواجه خواهد کرد و این امر در مراحل بعد می‌تواند منجر به افزایش مطالبات غیرجاری و بدتر شدن وضعیت ترازنامه بانک‌ها شود.

طبق فرضیهٔ سوم، بازارهای متمرکزتر دچار ناکارایی بیشتر در متنوع‌سازی ریسک هستند، زیرا افزایش اندازهٔ بانک‌ها معمولاً به کاهش بهره‌وری اداری، کنترل داخلی کم‌اثر، و افزایش ریسک‌های عملیاتی ناشی از شکست نظارت منجر می‌شود. علاوه‌براین، قدرت بازاری بیشتر می‌تواند منجر به رانت‌های اقتصادی و عدم توجه به کارایی مدیریت دارایی‌ها و بدهی‌ها شده و لذا ریسک‌های اعتباری و عملیاتی بیشتری را در پی دارد (میرزایی و همکاران[6]، ۲۰۱۳).

در نهایت در بحث پیچیدگی فرایندها و سازمان ارتباط منفی بین اندازهٔ بانک با میزان شفافیت وجود دارد، زیرا اندازهٔ بزرگ‌تر بانک را قادر می‌سازد تا عملیات خود را در بازارهای متعدد جغرافیایی با استفاده از ابزارهای مالی پیچیده گسترش دهد. نظارت بر ساختار یک بانک پیچیده نسبت‌به بانک‌های کوچک‌تر، بسیار سخت‌تر است.

---

[1] Too Big-To-Fail

[2] Too-Important-To-Fail

[3] Noman et al.

[4] Ariss, R. T.

[5] Boyd et al.

[6] Mirzaei et al.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.45.5.8]

۲.۲ دیدگاه تمرکز ـ ثبات

مطالعاتی که از رویکرد تمرکز ـ ثبات پشتیبانی می‌کنند متکی به فرضیات زیر هستند: توانایی بیشتر بانک‌های بزرگ برای مقاومت در برابر تکانهٔ نقدینگی و بی‌ثباتی اقتصاد کلان، تنوع سبد دارایی، ارزش مجوز[1]، افزایش توانایی برای سهمیه‌بندی اعتبار، بالا بردن کنترل و نظارت، و بازار بین‌بانکی. طبق فرضیهٔ نخست و طبق فرضیهٔ SCP، بانک‌های بزرگ‌تر در بازارهای متمرکزتر و با قدرت بازاری بیشتر، سود و درنتیجه سپر سرمایه[2] بالاتری خواهند داشت و از توانایی بیشتری برای مقاومت در برابر تکانهٔ نقدینگی و بی‌ثباتی اقتصاد کلان برخوردار هستند و درنتیجه باعث ارتقاء ثبات، کارایی، و سودآوری صنعت می‌شوند (میرزایی و همکاران، ۲۰۱۳).

طبق فرضیهٔ تنوع سبد دارایی، نظام‌های بانکی متمرکزتر دارای بانک‌های بزرگ‌تری هستند که به آن‌ها اجازه می‌دهد تا سبد دارایی متنوع‌تری داشته باشند. افزایش تنوع فعالیت‌ها منجر به کاهش ریسک، کاهش احتمال ورشکستگی، و درنتیجه افزایش احتمال ثبات می‌شود (بک، ۲۰۰۸).

طبق فرضیهٔ ارزش مجوز، سطح بالای رقابت منجر به تضعیف قدرت بازار، کاهش حاشیه سود، و درنتیجه کاهش ارزش مجوز بانک‌ها می‌شود؛ اما با افزایش قدرت بازاری بانک‌ها، ارزش مجوزشان نیز افزایش می‌یابد. ارزش مجوز ارزشی است که تا وقتی بانک فعالیت می‌کند معتبر است. ارزش مجوز اساساً به‌معنای منافع حاصل از عملیات آینده بانک است که عاید صاحبان آن بنگاه می‌شود؛ بنابراین، ارزش مجوز معرف هزینهٔ فرصت ورشکست شدن بانک نیز است و توانایی بانک را برای ادامهٔ فعالیت در آینده نشان می‌دهد. بانک‌های دارای قدرت بازاری بیشتر از مزیت بیشتر و درنتیجه از ارزش مجوز بیشتری برخوردارند. این قبیل بانک‌ها، به‌دلیل آنکه هزینهٔ فرصت ورشکستگی بسیار بالا خواهد بود، از دکترین «عدم ورشکستگی به دلیل بیش‌ازحد بزرگ بودن» تبعیت می‌کنند.

طبق فرضیهٔ افزایش توانایی برای سهمیه‌بندی اعتبار، بوت و تاکور[3] (۲۰۰۰) عنوان کرده‌اند که بانک‌های بزرگ تمایل دارند تا خود را بهتر با روند سهمیه‌بندی اعتبار مطابقت دهند؛ اولاً، ازآنجایی‌که وام‌های تحت مدیریت این بانک‌ها از نظر حجم کمتر اما از حیث کیفیت بالاترند، آن‌ها می‌توانند به‌طوری قابل‌توجه نرخ بازگشت سرمایهٔ[4] خود را افزایش

---

[1] Charter Value
[2] Capital Buffer
[3] Boot and Thakor
[4] Return on Investment

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.45.5.8]

دهند؛ دوماً، این بانک‌ها دارای بسترهای فنّاورانه بزرگ‌تری هستند و بنابراین، به‌طورکلی از مزیت نسبی در ارائهٔ سرویس‌های نظارت بر وام‌دهی بهره می‌برند. علاوه‌براین، ازآنجایی‌که چنین بانک‌هایی معمولاً به فعالیت‌های برون‌مرزی دسترسی دارند، لذا می‌توانند به‌لحاظ جغرافیایی ریسک سرمایه‌گذاری‌های خود را تنوع بخشند و درنتیجه وضعیت و قدرت مالی خود را بهبود دهند (میون و وایل[1]، ۲۰۰۵).

فرضیهٔ دیگری که از دیدگاه تمرکز ـ ثبات حمایت می‌کند این است که کنترل سیستم مالی متمرکز با تنها چند بانک بسیار بزرگ، راحت‌تر از سیستمی با تمرکز کمتر اما تعداد زیادی بانک کوچک است و ناظران آسان‌تر می‌توانند ثبات کلی نظام بانکی را پایش کنند و درنتیجه بهبود دهند (بک، ۲۰۰۸). بدین معنی که از دیدگاه قانونی، نظارت بر این نوع مؤسسات مالی مؤثرتر و کنترل ریسک سرایت[2] آسان‌تر است (آلن و گیل[3]، ۲۰۰۴).

طبق فرضیهٔ بازار بین‌بانکی، آلن و گیل (۲۰۰۴) احتمال سرایت[4] را منبع دیگری برای شکنندگی مالی می‌دانند. بدین‌صورت که تکانهٔ کوچک ابتدا تنها یک منطقه یا بخش را تحت تأثیر قرار می‌دهد، اما پس‌ازآن، از بانکی به بانک دیگر در سرتاسر سیستم گسترش می‌یابد و کل اقتصاد را تحت تأثیر قرار می‌دهد. آن‌ها توضیح می‌دهند زمانی که رقابت کامل وجود دارد، هر بانک کوچک و پذیرندهٔ قیمت است. هر بانکی فرض می‌کند که اقداماتش هیچ تأثیری در تعادل ندارد؛ بنابراین، هیچ بانکی انگیزه‌ای برای فراهم کردن نقدینگی برای بانک مشکل‌دار ندارد. سائز و شای[5] (۲۰۰۴) ادعا کرده‌اند که اگر تعداد بانک‌ها محدود باشد، ممکن است برای اقدام استراتژیک و فراهم کردن نقدینگی برای بانکی که دچار مشکل شده است، انگیزه داشته باشند.

۳. ۲ دیدگاه بی‌طرفانه مارتینز ـ میرا و رپوللو

طبق دیدگاه مارتینز–میرا و رپوللو (۲۰۱۰) در عمل ممکن است دو اثر جداگانه وجود داشته باشد. یکی اثر تغییر ریسک[6] است که توسط بوید و دی نیکولو[7] (۲۰۰۵) عنوان‌شده به شرطی

---

[1] Méon and Weill
[2] Risk of Contagion
[3] Allen and Gale
[4] Possibility of Contagion
[5] Saez & Shi
[6] Risk-shifting effect
[7] Boyd and De Nicoló

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.45.5.8]

که یک همبستگی منفی بین رقابت و نرخ بهره وام وجود داشته باشد، ریسک نکول وام‌ها با افزایش رقابت کاهش می‌یابد. اثر دوم اثر حاشیه‌ای[1] است که نشان می‌دهد رقابت بانکی بیشتر، باعث کاهش پرداخت‌های بهره‌ای می‌شود و سپر سرمایه را در برابر ضرر تضعیف می‌کند و باعث کاهش ثبات می‌شود. با توجه به تئوری مذکور، در بازارهای متمرکزتر، اثر تغییر ریسک برتری دارد؛ بنابراین، تأثیر کلی افزایش تمرکز برای ثبات مالی منفی است، درحالی‌که در بازارهای رقابتی، اثر حاشیه‌ای براثرِ تغییر ریسک غلبه می‌کند و ادغام بانک‌ها ثبات را افزایش می‌دهد. طبق این دیدگاه، رابطهٔ تمرکز-شکنندگی و تمرکز-ثبات با توجه به سطح تمرکز و رقابت می‌تواند هم‌زمان وجود داشته باشد.

۳ پیشینهٔ تحقیق

۳. ۱ خلاصهٔ برخی از مطالعات داخلی

پورعبادالهان کویچ و همکاران (۱۳۹۷) تأثیر متغیرهای اقتصاد خرد و کلان بر شکنندگی نظام بانکی ایران طی دورهٔ زمانی ۱۳۸۱:۱ـ ۱۳۹۳:۱ را در چهارچوب مدل مارکوف سوئیچینگ بررسی کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که متغیرهای اقتصاد خرد مانند پایین بودن کفایت سرمایه، پایین بودن کیفیت دارایی‌ها، و پایین بودن نقدینگی بانک‌ها در کنار متغیرهای اقتصاد کلان همچون کاهش رشد تولید ناخالص داخلی واقعی، تورم بالا، و افزایش کسری بودجه دولت از عوامل مهم شکنندگی نظام بانکی ایران است.

پوستینچی، مجتبی و همکاران (۱۳۹۵) با استفاده از مدل داده‌های تابلویی برای ۱۸ بانک فعال در صنعت بانکداری ایران در دورهٔ ۱۳۸۴ـ ۱۳۹۰ تأثیر رقابت در صنعت بانکداری در ثبات بانک‌ها را بررسی کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد میان رقابت (تمرکز) و ثبات بانک‌ها ارتباطی منفی (مثبت) و معنادار وجود دارد. از میان سایر متغیرها نیز دارایی بانک‌ها قوی‌ترین اثر (مثبت) معنادار را در ثبات برجای می‌گذارد.

جنتی مشکانی، ابوالفضل و همکاران (۱۳۹۵) در مطالعه‌ای تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی در ریسک و ثبات مالی میان ۱۸ بانک تجاری کشور طی سال‌های ۱۳۸۴ـ ۱۳۹۳ را موردبررسی قرار داده‌اند. نتایج مطالعه نشان می‌دهد نرخ رشد اقتصادی و تورم ثبات بانکی را افزایش می‌دهد، اما افزایش نرخ ارز کسری بودجه دولت و درآمدهای نفتی ثبات بانکی را کاهش می‌دهد. رشد اقتصادی ریسک اعتباری را کاهش اما ریسک نقدینگی را افزایش می‌دهد. تأثیر

[1] margin effect

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.45.5.8]

تورم در ریسک اعتباری مثبت و در ریسک نقدینگی منفی است. کسری بودجه نیز در ریسک نقدینگی اثر معناداری ندارد، اما ریسک اعتباری را کاهش می‌دهد.

جهانگرد، اسفندیار و همکاران (۱۳۹۶) در مطالعه‌ای اثر متغیرهای کلان اقتصادی در ثبات بانک‌ها را با استفاده از داده‌های ۱۷ بانک در طول دورهٔ ۱۳۸۶ــ ۱۳۹۱ بررسی کرده‌اند. نتایج حاکی از آن است که در دورهٔ موردبررسی، نرخ تورم و رشد تولید ناخالص داخلی تأثیر منفی در شاخص ثبات بانک‌ها دارد. نرخ بهره و تمرکز دارای تأثیر مثبت است.

خوشبخت، آمنه (۱۳۹۷) در پژوهشی عملکرد شبکهٔ بانکی را در قالب شاخص ثبات با ترکیب شاخص‌های سلامت و مقاومت شبکهٔ بانکی طی دورهٔ ۱۳۸۷ــ۱۳۹۴ ارزیابی و تحلیل کرده‌اند. بر اساس نتایج این مطالعه، متوسط روند ثبات شبکهٔ بانکی از سال ۱۳۸۹ نزولی شده است و میانگین سالانهٔ شاخص طی دورهٔ ۱۳۹۱ــ۱۳۹۴ در مقایسه با دورهٔ ۱۳۸۷ــ ۱۳۹۰ در سطح پایین‌تری قرار دارد که حاکی از کاهش ثبات شبکهٔ بانکی در این دوره بوده است.

ذالبگی دارستانی، حسام (۱۳۹۳) عوامل مؤثر در ثبات در شبکهٔ بانکی ایران را بررسی کرده‌اند. با توجه به نتایج به‌دست‌آمده، میزان وام‌دهی در کشور و مطالبات معوق در ثبات بانکی تأثیر منفی دارد. نسبت بازدهی سرمایه به‌عنوان متغیر سودآوری در ثبات بانکی تأثیر مثبت دارد.

ذوالفقاری، مهدی و همکاران (۱۳۹۸) تأثیر سرمایهٔ اجتماعی در ثبات بانکی در ایران را بررسی کرده‌اند. برای این منظور، از داده‌های آماری ۱۸ بانک دولتی و خصوصی طی سال‌های ۱۳۹۵-۱۳۸۵ از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی[1] استفاده و شاخص سرمایهٔ اجتماعی بر حسب نسبت چک‌های برگشتی به کل چک‌های مبادله‌شده، در نظر گرفته شده است. یافته‌های تحقیق بیانگر تأثیر مثبت و معنی‌دار سرمایهٔ اجتماعی در ثبات نظام بانکی کشور است. همچنین متغیرهای نسبت سرمایه به دارایی و سرانهٔ تولید ناخالص داخلی تأثیر مستقیم و معنی‌دار و تسهیلات غیرجاری تأثیر منفی در بهبود ثبات بانکی دارد.

رستم زاده، پرویز و همکاران (۱۳۹۷) رابطهٔ افزایش سهم بانک‌های خصوصی، ثبات نظام بانکی در ایران، و میزان اثربخشی کیفیت نهادی در رابطه بین این دو را مطالعه کرده‌اند. برای برآورد الگو از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته و رگرسیون انتقال ملایم ترکیبی از داده‌های ترکیبی نامتوازن استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که با افزایش سهم بانک‌های خصوصی در نظام بانکی، ثبات بانکی کاهش می‌یابد و افزایش کیفیت نهادی می‌تواند این رابطه را بهبود ببخشد. همچنین نتایج با استفاده از روش انتقال ملایم ترکیبی نشان می‌دهد که کیفیت نهادی مقدار آستانه‌ای برای تأثیر در رابطه بین این دو دارد.

---

[1] System/generalized method of moments, SYS/GMM

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.45.5.8]

سید حسین‌زاده یزدی، مجتبی و همکاران (۱۳۹۹) در مطالعه‌ای ابتدا با استفاده از داده‌های ایران طی سال‌های ۱۳۶۹ـ۱۳۹۵، شاخص ترکیبی ثبات مالی ذیل چهار بُعد «نهادهای سپرده‌پذیر»، «اقتصاد کلان»، «بخش خارجی»، و «کیفیت نهادی» برای ایران ساخته‌اند. پس از ساخت شاخص ترکیبی، با استفاده از روش تحلیل حساسیت مؤثرترین نماگرها در «نوسانات» و «مقدار متوسط» شاخص ترکیبی ثبات مالی شناسایی شده است. نتایج نشان می‌دهد که از بین ۴۸ نماگر موجود، «نسبت کسری بودجهٔ دولت به تولید ناخالص داخلی» که یکی از شاخص‌های اصلی «سلامت مالی دولت» در بُعد «کیفیت نهادی» است، در مجموع بیشترین اثر منفی را در «نوسانات» و «مقدار متوسط» شاخص ترکیبی ثبات مالی داشته است؛ بنابراین جهت ارتقاء ثبات مالی در ایران، باید بیشترین تمرکز را بر کنترل «نسبت کسری بودجهٔ دولت به تولید ناخالص داخلی» قرار داد.

شاهچرا، مهشید و همکاران (۱۳۹۲) با استفاده از داده‌های پانل ۱۷ بانک دولتی و خصوصی ایران برای سال‌های ۱۳۸۰ـ۱۳۸۷ و با استفاده از مدل گشتاورهای تعمیم‌یافته و شاخص‌های هرفیندال، ۳ بنگاه برتر، و آنتروپی برای ساختار و شاخص Z برای ثبات، به این نتیجه رسیدند که تمرکز تأثیر مستقیم در ثبات مالی دارد.

شاهچرا، مهشید و همکاران (۱۳۹۶) تأثیرات مستقیم و غیرمستقیم تمرکز در شکنندگی بانکی را در مورد شبکهٔ بانکی ایران مطالعه کرده‌اند. مطابق با نتایج به‌دست‌آمده، با در نظر گرفتن شاخص هرفیندال‌ـ هریشمن که برای اندازه‌گیری تمرکز بانکی لحاظ شده است، نتیجه‌گیری شده که فرضیهٔ تمرکزـ شکنندگی در شبکهٔ بانکی کشور برقرار است و مسئلهٔ شکنندگی بانک‌های بزرگ مطرح می‌شود.

شایگانی، بیتا و همکاران (۱۳۹۰) با استفاده از داده‌های پانل ۱۹ بانک ایران طی سال‌های ۱۳۸۷-۱۳۸۰ برای مطالعهٔ عوامل مؤثر در ثبات بانک‌ها از متغیرهای مالی و کلان و شاخص Z در قالب مدل رگرسیون چندمتغیره استفاده کرده‌اند. مهم‌ترین نتیجهٔ مطالعه نشان می‌دهد که افزایش نسبت وام به دارایی منجر به کاهش ثبات و رشد اقتصادی منجر به افزایش ثبات می‌شود.

مشیری و همکاران (۱۳۹۲) با استفاده از داده‌های سال‌های ۱۳۵۲ـ۱۳۸۷ نظام بانکی ایران و با کمک مدل‌های لاجیت و احتمالات وقوع بحران و شاخص‌های نرخ سود حقیقی، نرخ تورم، نسبت اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی به GDP، رشد اقتصادی، تغییرات نرخ ارز اسمی، نرخ رشد نقدینگی، نرخ رشد حقیقی اعتبارات، به‌عنوان متغیرهای مستقل و متغیر وابسته بحران بانکی (شاخص فشار بازار پول)، به این نتیجه رسیدند که تورم و مجذور آن،

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.45.5.8]

نرخ سود حقیقی، نسبت اعتبارات اعطایی بانک به بخش خصوصی به GDP با احتمال وقوع بحران بانکی رابطه‌ای معنی‌دار دارد.

نظریان، رافیک و همکاران (۱۳۹۵) در مطالعه‌ای ارتباط ثبات مالی و عوامل کلان اقتصادی و تمرکز بانکی در نظام بانکداری ایران برای سال‌های ۱۳۸۵ـ۱۳۹۳ را بررسی کرده‌اند. نتایج حاصل از پژوهش مؤید تأثیر معنادار متغیرهای تمرکز بانکی، نرخ تورم، نرخ رشد تولید ناخالص داخلی و نرخ سود تسهیلات و سهم بازار تسهیلات در نسبت مطالبات معوق و درنتیجه ثبات مالی بانک‌هاست.

۲.۳ خلاصهٔ برخی از مطالعات خارجی

آمیدو و همکاران (۲۰۱۳) در مطالعه‌ای رابطه بین ساختار و ثبات را با استفاده از اطلاعات ۹۷۸ بانک در ۵۵ کشور درحال‌توسعه و نوظهور در طی سال‌های ۲۰۰۰ـ۲۰۰۷ با استفاده از مدل حداقل مربعات سه‌مرحله‌ای[1] بررسی کرده‌اند. آن‌ها از شاخص‌های لرنر و هرفیندال برای اندازه‌گیری میزان رقابت و شاخص Z برای متغیر ثبات استفاده کرده‌اند. نتایج مطالعه آن‌ها از دیدگاه رقابت_ ثبات حمایت می‌کند.

دیالو (۲۰۱۵) با استفاده از اطلاعات ۱۴۵ کشور در دورهٔ ۱۹۹۷ـ ۲۰۱۰ و سه شاخص رقابت بانکی، یعنی شاخص بون[2]، شاخص‌های لرنر[3] متعارف، و لرنر تعدیل‌شده و با استفاده از مدل‌های احتمال لوجیت و آنالیز بقا[4] گزارش می‌دهد که رقابت بانکی برای ثبات بانک مضر است و نیز زمان بقای نظام‌های بانکی را کوتاه می‌کند.

راکشیت و همکاران (۲۰۲۰) با استفاده از مدل پانل پویا، اثر افزایش رقابت بانکی در ثبات مالی بانک‌های تجاری هند در طی دورهٔ ۱۹۹۶ـ۲۰۱۶ را بررسی کرده‌اند. نتایج رابطهٔ غیرخطی و وارون U شکل بین رقابت و ثبات در هند را پشتیبانی می‌کند که از نظرهای بی‌طرفانهٔ مارتینز_میرا و ریوللو پشتیبانی می‌کند. لذا هر دو دیدگاه رقابت_ ثبات و رقابت_ شکنندگی می‌توانند در نظام بانکی واحد وجود داشته باشد.

ژانبولاتووا و همکاران (۲۰۱۸) رابطه بین رقابت و ثبات بانک‌ها در انگلستان را برای دورهٔ ۲۰۱۴-۲۰۰۴ بررسی کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که رابطهٔ U شکل بین رقابت و ثبات بانک وجود دارد. نظریه‌های رقابت_شکنندگی و رقابت_ ثبات هر دو با استفاده از معیارهای

---

[1] Three Stage Least Square, 3SLS

[2] Boone

[3] Lerner

[4] survival analysis

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.45.5.8]

مختلف ریسک بانکی و میزان رقابت یا قدرت بازار از حمایت تجربی برخوردار شده است و نتیجه‌گیری کرده‌اند که برای محافظت از بانک در معرض خطرهای مختلف، به سطح متوسطی از رقابت بانکی نیاز است.

فو و همکاران (۲۰۱۴) با استفاده از اطلاعات ۱۴ اقتصاد آسیا-اقیانوسیه برای دورهٔ زمانی ۲۰۱۰-۲۰۰۳ و با استفاده از مدل‌های رگرسیون توبیت نشان می‌دهند که تمرکز بیشتر در بازارهای بانکی آسیا شکنندگی مالی را افزایش می‌دهد و قدرت بازار کمتر نیز منجر به ریسک بانکی می‌شود. به‌بیان‌دیگر، این یافته‌ها دیدگاه بی‌طرفانه‌ای را دربارهٔ رابطهٔ رقابت- ثبات تأیید می‌کنند که نشان می‌دهد نظریه‌های رقابت- ثبات و رقابت- شکنندگی می‌تواند به‌طور هم‌زمان در بازارهای بانکی آسیا-اقیانوسیه صادق باشد.

کوئستاس و همکاران (۲۰۱۹) در مطالعه‌ای به‌طور تجربی، رابطهٔ غیرخطی بالقوه بین رقابت و ریسک نظام بانکی برای یک نمونه از بانک‌های تجاری در منطقهٔ کشورهای بالتیک را در طول بازهٔ زمانی ۲۰۰۰-۲۰۱۴ با روش اقتصادسنجی حداقل مربعات دومرحله‌ای[1] مطالعه کرده‌اند. رقابت با دو شاخص لرنر و سهم بازار و ثبات با شاخص Z اندازه‌گیری شده است. نتایج مطالعه نشان‌دهندهٔ رابطهٔ U شکل وارون بین رقابت و پایداری مالی است.

کاسمن و همکاران (۲۰۱۵) اثر رقابت در ثبات بانک در صنعت بانکداری ترکیه طی دورهٔ زمانی ۲۰۱۲-۲۰۰۱ را با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته و اطلاعات ۲۸ بانک تجاری مطالعه کردند. آن‌ها از شاخص‌های بون، لرنر تعدیل‌شده، هرفیندال و تمرکز ۵ بنگاه برای متغیر رقابت و از شاخص‌های NPL و Z برای متغیر ثبات استفاده کردند. نتایج مطالعه از دیدگاه رقابت- شکنندگی حمایت می‌کند.

کپرارو و همکاران (۲۰۱۵) با استفاده از اطلاعات پانل ۹۲۳ بانک تجاری از ۲۷ کشور اتحادیه اروپا و با استفاده از مدل پانل پویای گشتاورهای تعمیم‌یافته، رابطه بین تمرکز و شکنندگی مالی را در سیستم بانکداری اروپا بین سال‌های ۲۰۰۱-۲۰۰۹ مطالعه کرده‌اند. نتایج مطالعهٔ آن‌ها دیدگاه رقابت- شکنندگی را تأیید می‌کند.

لیو و همکاران (۲۰۱۳) برای بررسی ثبات بانکی از اطلاعات منطقه‌ای ۱۰ کشور اروپایی در طول دورهٔ ۲۰۰۰-۲۰۰۸ و رگرسیون پانل پویا خطی و روش گشتاورهای تعمیم‌یافته استفاده کرده‌اند. شواهدی مبنی بر وجود رابطهٔ U شکل منفی میان رقابت و ثبات بانکی می‌یابند و درنتیجه استدلال مارتینز- میرا و رپوللو (۲۰۱۰) دربارهٔ وجود رابطهٔ U شکل میان رقابت و ریسک ورشکستگی بانک را تأیید می‌کنند.

---

[1] Two Stage Least Square, 2SLS

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.45.5.8]

یوانیتان (۲۰۱۹) در مطالعه‌ای به بررسی رابطه بین رقابت و ثبات با استفاده از داده‌های بانک‌های تجاری اندونزی از سال ۲۰۰۱ـ۲۰۱۵ پرداخته است. نتایج نشان می‌دهد که افزایش رقابت ثبات را کاهش می‌دهد. همچنین رابطه بین قدرت و ثبات بازار منحنی U وارون است و نقطهٔ آستانه در حدود میانگین شاخص لرنر بانک‌های تجاری اندونزی است.

۴ داده‌ها و روش‌شناسی

این مطالعه از نوع تحقیقات کاربردی بوده و به‌لحاظ روش تحقیق از نوع تحلیلی‌ـ توصیفی است. جامعهٔ هدف این مطالعه تمام کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه‌ای است که دارای آمارهای موردنیاز شاخص‌های مدنظر در تحقیق هستند. آمارهای موردنیاز از آخرین داده‌های بانک جهانی، صندوق بین‌المللی پول، مؤسسه اعتبارسنجی هریتیج، و... طی دورهٔ ۱۹۹۵ـ ۲۰۱۷ استخراج خواهد شد.

برای بررسی آثار ساختار بازار در ثبات بانک‌ها از داده‌های پنل از مدل اقتصادسنجی پانل دیتای پویا به روش گشتاورهای تعمیم‌یافته دومرحله‌ای سیستمی[1] استفاده شده است. وقتی با اطلاعات مالی سروکار داریم و متغیر عملکرد بانک با رفتار بانک در گذشته و فاکتورهای داخلی بانک همبستگی دارد، این امر می‌تواند منجر به بروز مسئلهٔ درون‌زایی[2] شود (برگر و مستر[3]، ۱۹۹۷) و تخمین‌های حداقل مربعات معمولی[4] منجر به تخمین های اریب و ناصحیح می‌شود (گرین[5]، ۲۰۰۰). لذا با در نظر گرفتن یک متغیر وابستهٔ باوقفه، چنین رفتارهایی تصحیح می‌شود تا برآوردکننده‌های سازگار و کارا به‌دست آید.

تخمین روش گشتاورهای تعمیم‌یافته روشی بهبودیافته از روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته[6] هاسمن و تیلور (۱۹۸۱) است. تخمین گشتاورهای تعمیم‌یافته می‌تواند متغیرهای مستقل از زمان موجود در داده‌های پنل را که تعداد مشاهدات زیاد (N) و دوره‌های زمانی اندک (T) است، اصلاح کند (چان و همکاران[7]، ۲۰۱۵). روش گشتاورهای تعمیم‌یافته چند تا از محدودیت‌های روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته را برطرف می‌کند. اولاً

---

[1] two-step system of generalized method of moments

[2] endogeneity problem

[3] Berger & Mester

[4] ordinary least squares, OLS

[5] Greene, W. H.

[6] generalized least squares, GLS

[7] Chan. S. G. et al.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.45.5.8]

ممکن است رابطهٔ خطی چندجانبه در روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته وجود داشته باشد، زیرا متغیرهای وابستهٔ باوقفه ممکن است کاملاً برون‌زا نباشد و با جملهٔ خطای خاص همبستگی داشته باشد. دوماً اطلاعات مالی در بیشتر موارد کاملاً گام تصادفی نیست و تحت تأثیر گشتاورهای گذشته خود قرار دارد. لذا باید متغیر وابستهٔ باوقفه در نظر گرفته شود تا رفتار متغیر وابسته در طول زمان مطالعه شود. این کار را می‌توان با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته انجام داد. لذا برای حل مسائل درون‌زایی، ناهمسانی و خودهمبستگی بالقوه روش گشتاورهای تعمیم‌یافته اولویت دارد (دیوتچ و اوکتوم[1]، ۲۰۱۱).

یکی از مشکلات اصلی در ارزیابی عوامل تعیین‌کننده در عملکرد بانک، احتمال درون‌زا بودن ماهیت برخی از عوامل است. برای مثال، بانک‌های دارای سودآوری بیشتر، ممکن است منابع بیشتری برای افزایش سهم خود داشته باشند و ممکن است افزایش پایگاه مشتری برای آن‌ها از طریق تبلیغات مؤثر و درنتیجه افزایش سودآوری آسان‌تر باشد. به همین خاطر، رابطه علّی می‌تواند درجهتِ عکس نیز وجود داشته باشد، به این معنا که افزایش سودآوری بانک می‌تواند منجر به استخدامِ کارکنان بیشتر و درنتیجه کاهش کارایی شود (کاریکا ـ هررو و همکاران[2]، ۲۰۰۹).

به علاوه، نگرانی‌هایی در رابطه با ناهمگنی وجود دارد، زیرا برخی از مشخصات بانک‌ها که بر سودآوری تاثیرگذار است مشاهده نمی‌شود و اندازه‌گیری یا شناسایی آن‌ها در معادله دشوار است. درصورتی‌که تأثیر این مشخصات لحاظ نشود، ممکن است میان برخی از ضرایب متغیرهای توضیحی و همچنین عبارت خطا همبستگی وجود داشته باشد که این ضرایب را منحرف می‌کند (تروجیلو و پونس[3]، ۲۰۱۳).

از مدل پانلی پویا برای رفع درون‌زایی احتمالی برخی از متغیرهای به‌کاررفته در برآوردها و لحاظ تداوم ریسک، سودآوری، و قدرت بازار بانک استفاده می‌شود. این مدل شامل متغیر وابستهٔ باوقفه به‌عنوان جزئی از متغیرهای اصلی و آثار غیرقابل‌مشاهدهٔ خاص هر کشور می‌شود. به همین خاطر، برآوردگرهای استاندارد آثار ثابت یا آثار تصادفی با هم همخوانی نخواهند داشت، زیرا ساختار آن‌ها به‌گونه‌ای است که آثار بانکی جداگانه با متغیر وابستهٔ باوقفه همبستگی دارند. برای رفع این مسائل، آرلانو و باند (۱۹۹۱) از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته برای این مدل‌ها استفاده می‌کنند که بیشتر با نام روش گشتاورهای تعمیم‌یافته تقاضلی شناخته می‌شود. در روش گشتاورهای تعمیم‌یافته تفاضلی، از متغیرهای برون‌زای باوقفه به‌عنوان ابزاری برای متغیر وابستهٔ باوقفه با تفاضل اولیه استفاده می‌شود. بااین‌حال، آرلانو و

[1] Doytch & Uctum
[2] Garcia-Herrero et.al
[3] Trujillo-Ponce

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.45.5.8]

بوور (۱۹۹۵) و بلوندل و باند (۱۹۹۸) نشان داده‌اند که این متغیرهای باوقفه ممکن است اطلاعات چندانی دربارهٔ تفاضل‌های اولیه فراهم نکنند. در این راستا، بلوندل و باند (۱۹۹۸) اثر آرلانو و بوور (۱۹۹۵) را تعمیم دادند و برآوردگر سیستمی را ابداع کردند که از شرایط گشتاوری بیشتری برای سطوح و تفاضل‌های اولیه استفاده می‌کند. برآورگر سیستمی روش گشتاورهای تعمیم‌یافته احتمال بروز خطای یک‌طرفه در نمونه‌های متناهی و همچنین عدم دقت تقریبی ناشی از برآوردگر تفاضلی را کاهش می‌دهد (بلوندل و باند، ۱۹۹۸).

برآوردگرهای خطا و روش گشتاورهای تعمیم‌یافته حالت‌های یک‌مرحله‌ای و دومرحله‌ای دارند. روش گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی دومرحله‌ای از ماندهٔ به‌دست‌آمده از برآوردهای تک‌مرحله‌ای استفاده می‌کند و از لحاظ تقریبی، کارآمدتر از روش تک‌مرحله‌ای است. به همین خاطر، معادله با استفاده از برآوردگر سیستمی روش گشتاورهای تعمیم‌یافته دومرحله‌ای تخمین زده می‌شود. بااین‌حال، سازگاری برآوردگر سیستمی روش گشتاورهای تعمیم‌یافته به دو فرض کلیدی وابسته است: اینکه عبارت خطا دارای خودهمبستگی نباشد و ابزارهای به‌کاررفته معتبر باشد. وجود خودهمبستگی مرتبهٔ اول در ماندهٔ تفاضلی به‌معنای ناسازگاری برآوردها نیست، اما وجود خودهمبستگی مرتبهٔ دوم نشان می‌دهد که برآوردها ناسازگارند. فرضیهٔ عدم خودهمبستگی در عبارت خطا موردآزمون قرار می‌گیرد و نتایج به‌دست‌آمده به‌همراه نتایج اصلی گزارش می‌شود. همچنین از آزمون شناسایی دقیق محدودیت‌های سارگان برای بررسی صحت ابزارها استفاده می‌شود. از آزمون برون‌زایی والد[1] برای تأیید احتمال وجود درون‌زایی استفاده می‌شود (کوکورسه و پلسچیا،[2] ۲۰۱۰). نرم افزار مورداستفاده برای برآورد ضرایب و انجام دادن آزمون‌های تشخیصی Stata16 و Eviews10 است.

۵ الگوی اقتصادسنجی

۱.۵ مدل تعیین عوامل مؤثر در ثبات و متغیرهای تحقیق

علاوه بر ویژگی‌های حاکم بر محیط داخلی بانک (مثل کفایت سرمایه، ریسک اعتباری، نقدینگی، و...)، شرایط محیطی اقتصاد کلان (مثل تورم، رشد اقتصادی، و...)، ساختار بازار، و عوامل نهادی نیز در ثبات صنعت بانکداری تأثیر می‌گذارد. لذا مدل مورداستفاده در این تحقیق به‌صورت زیر است:

---

[1] Wald test of exogeneity

[2] Coccorese & Pellecchia

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.45.5.8]

$$Y_{i,t} = \sum_{j=0}^{J} \beta_j \text{Industry Specific Factors}_{it}^{j} + \sum_{l=0}^{L} \beta_l \text{Macro \& Financial Specific Factors}_{it}^{l} + \sum_{m=0}^{M} \beta_m \text{Economic Freedom}_{it}^{m} + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (۱)$$

$\text{Industry Specific Factors}_{it}^{j}$ عوامل ویژهٔ صنعت بانکداری کشور i در زمان t، $\text{Macro \& Financial Specific Factors}_{it}^{l}$ شاخص‌های کلان و مالی کشور i در زمان t، و $\text{Economic Freedom}_{it}^{m}$ شاخص آزادی اقتصادی کشور i در زمان t است.

با پیروی از مبانی نظری و مطالعات انجام‌شده، نحوهٔ تأثیرگذاری تمرکز و آزادی اقتصادی در ثبات بانکی را با الهام از مطالعات راکشیت و همکاران (۲۰۲۰)، ژانبولاتووا و همکاران (۲۰۱۸)، فو و همکاران (۲۰۱۴)، کوئستاس و همکاران (۲۰۱۹)، کاسمن و همکاران (۲۰۱۵)، کپرارو و همکاران (۲۰۱۵)، لیو و همکاران (۲۰۱۳)، یوانیتان (۲۰۱۹)، آمیدو و همکاران (۲۰۱۳)، دیالو (۲۰۱۵)، هاکن و همکاران (۲۰۲۰)، و هوک و همکاران (۲۰۱۸) بررسی می‌شود.

$$Z_{it} = \alpha Z_{it-1} + \beta_1 lerner_{it} + \beta_2 lerner_{it}^2 + \beta_3 Freedom_{it} + \beta_4 lerner_{it} * Freedom_{it} + \sum_{n=1}^{6} \omega_n X_{it}^{n} + \varepsilon_{it} \quad (۲)$$

$Z_{i,t}$ بیانگر میزان ثبات کلی بانک است و بزرگ‌تر بودن آن نشان‌دهندهٔ ثبات بیشتر بانک مورد نظر است.

متغیر $lerner_{it}$ شاخص قدرت بازار و معرف ساختار بازار بانکداری کشور i درسال t؛ متغیر$Freedom_{it}$ شاخص آزادی اقتصادی کشور i درسال t؛ Lerner*Freedom جملهٔ تعاملی[1] بین تمرکز و متغیر آزادی است. با توجه به یافته‌های مطالعه مارتینز-میرا و ریوللو (۲۰۱۰)، از عبارت درجه دوم لرنر برای لحاظ رابطهٔ غیرخطی احتمالی میان تمرکز و ثبات نظام بانکی استفاده می‌شود.

متغیر X_{it}^{n} بردار متغیرهای کنترلی است. عبارت خطای ε_{it} دارای سه مؤلفه است $\varepsilon_{it} = x_i + \gamma_t + e_{it}$ که عبارت‌اند از آثار غیرقابل‌مشاهدهٔ خاص هر کشور (x_i)، آثار زمانی مشاهده‌نشده (γt)، و خطای تصادفی (e_{it}). این مدل رگرسیونی با جزء خطای دوطرفه است که در آن $e_{it} \sim IIN(0, \sigma_\mu^2)$ و مستقل از $x_i \sim IIN(0, \sigma_\upsilon^2)$ است.

[1] Interaction Term

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.45.5.8]

ثبات مالی (Zscore) به شرایطی اطلاق می‌شودکه سیستم مالی با شرایط بحرانی مواجه نشده باشد. ثبات در سیستم مالی زمانی برقرار خواهد بود و سیستم توانایی جذب آشفتگی و سازمان‌دهی مجدد خود حتی در زمان تکانه‌های خارجی را داشته باشد (جهانگرد و عبدالشاه، ۱۳۹۶). امتیاز Z رایج‌ترین معیار اندازه‌گیری ثبات بانکی در آثار علمی است. امتیاز Z سودآوری، اهرم مالی، و بی‌ثباتی درآمد بانک را در قالب کمیت واحد از ثبات کل جمع می‌کند. این شاخص به‌صورت مجموع بازده دارایی‌ها و نسبت سرمایه (نسبت حقوق صاحبان سهام به کل دارایی) تقسیم بر انحراف استاندارد ساده بازده دارایی‌ها تعریف می‌شود.

$$Z_{i,t} = \frac{ROA_{i,t}+E_{i,t}/\mathrm{TA_{i,t}}}{\sigma_{ROA_{i,j}}} \qquad (۳)$$

دراین فرمول، $Z_{i,t}$ بیانگر میزان ثبات کلی بانک است و بزرگ‌تر بودن آن نشان‌دهندهٔ ثبات بیشتر است، $ROA_{i,t}$ مقدار بازده دارایی‌ها، $E_{i,t}/\mathrm{TA_{i,t}}$ نسبت سرمایه به دارایی کل بانک است که بانک می‌تواند به‌منظور پوشش ریسک از این ذخایر استفاده کند و $\sigma_{ROA_{i,j}}$ انحراف معیار بازدهی به دارایی تعریف می‌شود. امتیاز Z تعداد انحراف معیارهایی را نشان می‌دهد که باید سودآوری به‌اندازهٔ آن از مقدار میانگین کاهش یابد تا کل حقوق صاحبان سهام بانک از بین برود، به‌گونه‌ای که هر چقدر این مقدار بزرگ‌تر باشد، ثبات بانکی بیشتر و پتانسیل ریسک بانک کمتر است. شاخص Z با افزایش میزان سودآوری و سرمایه افزایش و با افزایش نوسانات درآمد کاهش می‌یابد.

قدرت بازار – به‌مانند یوانیتان (۲۰۱۹)، ژانبولاتووا و همکاران (۲۰۱۸)، در این مطالعه از شاخص لرنر به‌منظور اندازه‌گیری قدرت انحصاری که توضیح‌دهندهٔ ساختار این صنعت است، استفاده می‌شود و به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$Lerner_{it} = \left(P_{TA,it} - MC_{TA,it}\right)/P_{TA,it} \qquad (۴)$$

که در آن $\mathrm{P_{TA,it}}$ نشان‌دهندهٔ قیمت کل دارایی‌ها[1] (نسبت درآمد کل[2] به دارایی‌های کل محاسبه می‌شود) و $\mathrm{MC_{TA,it}}$ هزینهٔ نهایی است. متغیرهای موردبررسی در تحقیق به شرح جدول ۱ است.

[1] Total assets

[2] Total revenues

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.45.5.8]

جدول ۱

متغیرهای موردبررسی در تحقیق

متغیرها	نماد	توصیف
متغیر وابسته: ثبات مالی[1]	Z-score	مجموع بازده دارایی‌ها و نسبت سرمایه (نسبت حقوق صاحبان سهام به کل دارایی) تقسیم بر انحراف استاندارد ساده بازده دارایی‌ها
متغیرهای مستقل		
اندازهٔ بانک	size	نسبت سپردهٔ بانک به تولید ناخالص داخلی[2]
آزادی اقتصادی[3]	freedom	شاخص آزادی اقتصادی مؤسسه هریتیج[4]
تنوع	Diversification	نسبت درآمد غیربهره‌ای به درآمد کل
تورم	inflation	شاخص قیمت مصرف‌کننده[5] (100=2010)
توسعهٔ مالی[6]	Fdevelopment	نسبت اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی به GDP
ریسک اعتباری[7]	risk	نسبت مطالبات غیرجاری به تسهیلات
سودآوری (نسبت بازده دارایی‌ها)	ROA[8]	نسبت سود خالص پس از کسر مالیات به مجموع دارایی‌ها
سهم از بازار	Market share	سهم از بازار دارایی‌های پنج بانک برتر
قدرت بازار[9]	Lerner	اختلاف نسبی میان قیمت با هزینهٔ نهایی است.
کارایی	efficiency	نسبت درآمد به هزینه[10]
کفایت سرمایه[11]	car	نسبت سرمایه پایه به کل دارایی‌های موزون به ریسک

[1] financial stability
[2] Bank deposits to GDP (%)
[3] Economic Freedom
[4] Heritage Institute
[5] Consumer price index
[6] Financial development
[7] Credit risk
[8] Return on Assets, ROA
[9] market power
[10] Income to cost ratio (%)
[11] Bank regulatory capital to risk-weighted assets (%)

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.45.5.8]

۲.۵ تعیین مقدار بهینهٔ تمرکز

در ادبیات تجربی روابط U شکل معمولاً توسط عبارت درجهٔ دوم در مدل رگرسیون استاندارد آزمایش می‌شود. اگر ضریب برآوردشده در ارتباط با این عبارت به‌لحاظ آماری معنی‌دار بوده و نقطهٔ اکسترمم تخمین‌زده‌شده در محدودهٔ داده‌ها قرار گیرد، نتیجه‌گیری می‌شود که رابطهٔ U شکل وجود دارد. برای پیدا کردن مقدار آستانهٔ تمرکز و نقطهٔ حداکثر ثبات، با الهام از کار تئوری رپوللو (۲۰۱۰) و کار تجربی هوک و همکاران (۲۰۱۸) و کوئستاس و همکاران (۲۰۱۹) آزمون SLM[1] انجام و فواصل اطمینان از روش فیلر[2] بررسی می‌شود. برای تخمین حالت U شکل در رگرسیون، در رویکرد استاندارد از عبارت درجه دوم یا عبارت وارون در مدل خطی استفاده می‌شود. فرمول‌بندی کلی به‌شکل زیر است:

$$y_i = \alpha + \beta x_i + \gamma f(x_i) + \xi' z_i + \varepsilon_i, i = 1 \dots n \qquad (۵)$$

در اینجا، x متغیر توصیفی اصلی (مثلاً شاخص لرنر) است، درحالی‌که y متغیری است که باید توصیف شود (مثلاً ثبات)، ε عبارت خطا و z بردار متغیرهای کنترل است. تابع معروف f برای فرمول (۵) شکلی منحنی نتیجه می‌دهد که به پارامترهای γ و β بستگی دارد، فرمول‌بندی (۵) می‌تواند U شکل باشد. فرض می‌کنیم f طوری انتخاب شده است که این رابطه حداکثر دارای یک نقطهٔ آستانه باشد. در این حالت، این رابطهٔ U شکل، U وارون (گوژ شکل)[3] یا یکنواخت است. در ادامه بر روی آزمون U شکل[4] تمرکز می‌کنیم.

با در نظر گرفتن فرمول (۵) و این فرض که فقط یک نقطهٔ آستانه وجود دارد، شرط موردنیاز برای U شکل بودن این است که شیب منحنی در آغاز فاصله‌ای قابل‌قبول از مقادیر x به‌صورت $[x_l, x_h]$ منفی و در پایان، فاصله مثبت باشد. انتخاب معمول برای این فاصله در بسیاری از زمینه‌ها طیف داده‌های مشاهده‌شده $[\min(x), \max(x)]$ است. برای اینکه مطمئن شویم حداکثر یک نقطهٔ آستانه در $[x_l, x_h]$ وجود دارد، همان‌طور که در بالا فرض کردیم، f' باید در این فاصله یکنواخت باشد. سپس شکل U توسط شرایط زیر بیان می‌شود

---

[1] Sasabushi-Lind-Mehlum test, SLM

[2] Fieller

[3] Hump-shaped

[4] با تغییر علامت y می‌توان آزمونی برای U وارون تعیین کرد.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.45.5.8]

$$\beta + \gamma f'(x_l) < 0 < \beta + \gamma f'(x_h) \quad (۶)$$

اگر یکی از این نابرابری‌ها نقض شود، آنگاه منحنی U شکل نخواهد بود، بلکه شکل U وارون یا یکنواخت خواهد بود.

برای اینکه بررسی کنیم آیا داده‌ها از شرایط (۶) پشتیبانی می‌کنند یا خیر، باید بررسی کنیم که آیا فرضیهٔ صفر مرکب زیر

$$H_0: \beta + \gamma f'(x_l) \geq 0 \quad and/or \quad \beta + \gamma f'(x_h) \leq 0 \quad (۷)$$

می‌تواند به‌نفع فرضیهٔ مرکب مقابل که در ادامه آمده است، رد شود.

$$\beta + \gamma f'(x_h) > 0 \text{ و } H_1: \beta + \gamma f'(x_l) \leq 0 \quad (۸)$$

و به‌دلیل خطی بودن تصریح مدل (۵) بر حسب β و γ، آزمون (۷) در برابر (۸) صرفاً آزمونی برای محدودیت‌های خطی بر روی β و γ است. مشکل این است که آزمون شامل مجموعه‌ای از محدودیت‌های نابرابری است. ازاین رو، مجموعه (β, γ) کهH_1 را تأیید می‌کند، ناحیه‌ای در R^2 است که بین دو خط $\beta + \gamma f'(x_h) = 0$ و $\beta + \gamma f'(x_l) = 0$ قرار دارد.

۱. ۲. ۵ آزمون

فرض می‌کنیم $\varepsilon_i \sim NID(0, \sigma^2)$ است، آزمون H_0 در عبارت (۷) بر اساس نسبت درست‌نمایی به‌شکل زیر است:

رد H_0 در سطح اطمینان α فقط درصورتی‌که H_0^L یا H_0^H یا هر دو را بتوان در سطح اطمینان α رد کرد.

که در آن H_0^L یا H_0^H فرضیه‌های صفر در دو آزمون استاندارد یک‌طرفه است.

$$H_0^L = \beta + \gamma f'(x_l) \geq 0 \; vs \; H_1^L: \beta + \gamma f'(x_l) < 0 \quad (۹)$$
$$H_0^L = \beta + \gamma f'(x_h) \leq 0 \; vs \; H_1^H: \beta + \gamma f'(x_h) > 0$$

ناحیهٔ رد به‌صورت زیر است:

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.45.5.8]

$$R_\alpha = \left\{ \begin{matrix} (\beta,\gamma): \frac{\beta+\gamma f'(x_l)}{\sqrt{s_{11}+2f'(x_l)s_{12}+f'(x_l)^2 s_{22}}} < -t_\alpha \\ and \quad \frac{\beta+\gamma f'(x_h)}{\sqrt{s_{11}+2f'(x_h)s_{12}+f'(x_h)^2 s_{22}}} > t_\alpha \end{matrix} \right\} \quad (۱۰)$$

که در آن s_{22}،s_{11} وs_{12} واریانس تخمینی β و γ و کوواریانس بین آن‌ها، t_α احتمال دنباله‌ای سطح α از توزیع t با درجات آزادی مناسب است. R_α نیز مخروط محدب در فضای پارامتر است. ساسابوچی (۱۹۸۰) نشان می‌دهد که آزمون بالا آزمون نسبت درست‌نمایی به‌شکل آزمون اتحاد اشتراک است.

دو مشخصهٔ رایج مدل (۵) شکل درجه دو و شکل وارون است که به‌ترتیب در ادامه آمده است:

$$y_i = \alpha + \beta x_i + \gamma x_i^2 + \xi' z_i + \varepsilon_i \quad (۱۱)$$
$$y_i = \alpha + \beta x_i + \gamma x_i^{-1} + \xi' z_i + \varepsilon_i \quad (۱۲)$$

در حالت اول، وجود U نشان‌دهندهٔ $\beta + 2\gamma x_l < 0$ و $\beta + 2\gamma x_h > 0$ است. شکل U در عبارت دوم نشانگر $\beta - \gamma x_l^{-2} < 0$ و $\beta - \gamma x_h^{-2} > 0$ است. در هر دو حالت، آزمون به‌راحتی به‌صورت دو آزمون t معمولی انجام می‌شود.

ناحیهٔ رد شدن R_α را می‌توان طوری تعریف کرد که به‌صورت $f'(x_l)$ و $f'(x_h)$ بیان شود. حل $f'(x_l)$ و $f'(x_h)$ درR_α و قرار دادن نتایج در $(\hat{\beta},\hat{\gamma})$ دو معیار زیر را برای رد کردن به‌دست می‌دهد:

$$f'(x_l) < \hat{\theta}_l \equiv \frac{s_{12}t_\alpha^2 - \hat{\beta}\hat{\gamma} - t_\alpha\sqrt{(s_{12}^2 - s_{22}s_{11})t_\alpha^2 + \hat{\gamma}^2 s_{11} + \hat{\beta}^2 s_{22} - 2s_{12}\hat{\beta}\hat{\gamma}}}{(\hat{\gamma}^2 - s_{22}T_\alpha^2)} \quad (۱۳)$$

$$f'(x_h) > \hat{\theta}_h \equiv \frac{s_{12}t_\alpha^2 - \hat{\beta}\hat{\gamma} + t_\alpha\sqrt{(s_{12}^2 - s_{22}s_{11})t_\alpha^2 + \hat{\gamma}^2 s_{11} + \hat{\beta}^2 s_{22} - 2s_{12}\hat{\beta}\hat{\gamma}}}{(\hat{\gamma}^2 - s_{22}t_\alpha^2)} \quad (۱۴)$$

$\hat{\theta}_l$ و $\hat{\theta}_h$ ریشه‌های همان معادلهٔ درجه دو هستند. این روش برای فرموله کردن معیار، موازی با کار فیلر (۱۹۴۳) است. از کار فیلر مشخص است که چگونه می‌توان فاصلهٔ اطمینان دقیق برای نسبت دو تخمین به‌طور معمول توزیع‌شده ایجاد کرد. نقطهٔ کرانی تقریبی برای معادلهٔ (۵) عبارت است از $f'(\hat{x}^{min}) = -\hat{\beta}/\hat{\gamma}$: به پیروی از فیلر (۱۹۴۳) فاصلهٔ اطمینان $(1-2\alpha)$ برای $-\hat{\beta}/\hat{\gamma}$ –توسط $\left[\hat{\theta}_l, \hat{\theta}_h\right]$ که در معادلهٔ (۱۳) و (۱۴) تعریف شده‌اند، به‌دست می‌آید؛ بنابراین، فاصلهٔ اطمینان $(1-2\alpha)$ برای $\hat{x}^{min}$ برابر است با $[\tilde{x}_l, \tilde{x}_h]$ که

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.45.5.8]

$\hat{\theta}_i f'(\tilde{x}_i)=$ است. برای اجرای آزمون (۷) در برابر (۸) در سطح معناداری α معادل آن است که ببینیم آیا فاصلهٔ اطمینان $(1-2\alpha)$ برای $\hat{x}^{min}$ داخل محدوده داده‌ها قرار دارد یا خیر، $[\tilde{x}_l, \tilde{x}_h] \subset [x_l, x_h]$. برای پیدا کردن فاصلهٔ اطمینان برای $\hat{x}^{min}$ ، می‌توان از روش دلتا نیز استفاده کرد که می‌تواند فقط به‌طور مجانبی صحیح باشد و برای نمونه‌های محدود، ممکن است به‌شدت تورش‌دار باشد. زمانی که از روش دلتا برای آزمون شکل U در سطح α استفاده می‌شود، فاصلهٔ $(1-2\alpha)$ فاصله‌ای مناسب است. استراتژی آزمون را می‌توان به‌راحتی در بسیاری از برآوردهای پیچیده‌تر به‌کار برد.

اول اینکه، می‌توان آن را به‌راحتی به ساختار کلی‌تری مانند $y_i = \alpha + \sum_{j=1}^{H} \beta_j f_j(x) + z_i'\gamma + \varepsilon_i$ تعمیم داد که در آن f_j مجموعه‌ای از توابع مشخص است. آزمون مناسب برای وجود رابطهٔ U شکل وارون بین x و y به شکل زیر است:

$$H_0: \Sigma\beta_j f_j'(x_l) \leq 0 \; and/or \; \Sigma\beta_j f_j'(x_h) \geq 0 \qquad (۱۵)$$

در مقابل

$$H_1: \Sigma\beta_j f_j'(x_l) > 0 \; and \; \Sigma\beta_j f_j'(x_h) < 0 \qquad (۱۶)$$

این آزمون برای مطالعهٔ روابط U شکل در دستهٔ کامل مدل‌های خطی تعمیم‌یافته قابل اعمال است که بیشتر مدل‌های متغیر وابسته محدود را دربرمی‌گیرد. ازآنجایی‌که پارامترهای برآوردشده دارای توزیع مجانبی نرمال توأم است؛ بنابراین، توزیع آزمون به‌طور مجانبی است که در بالا توضیح داده شده است. در این حالت‌ها، فقط به‌صورت مجانبی معتبر است، اما ازآنجایی‌که برآورد پارامترها فقط دارای ویژگی‌های شناخته‌شده در نمونه‌های بزرگ است؛ بنابراین، این مورد عامل محدودکننده محسوب نمی‌شود.

۶ آزمون ریشهٔ واحد پانلی، هم‌انباشتگی پانل، و برآورد مدل

آزمون‌های ریشه واحد داده‌های پانل دارای قدرت بیشتری از آزمون‌های ریشه واحد برای هر مقطع به‌طور جداگانه است (Maddala & Wu ,1999). آزمون‌های ریشه واحد زیادی

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.45.5.8]

مطرح شده است، مانند مادالا و وو (۱۹۹۹)، چو (۲۰۰۱)[1]، لوین، لین و چو[2] (۲۰۰۲)؛ آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته[3]؛ آزمون ایم و پسران[4]. فیلیپس پرون[5]، برتونگ[6]، و هادری[7].

این آزمون‌ها عموماً بر مبنای فرایندهای خودرگرسیون مرتبهٔ اول ((AR(1)) به شرح زیر است:

$$y_{it} = \mu_i + \tau_i t + \rho_i y_{it} + \varepsilon_{it} \qquad (۱۶)$$

که در آن $t = 1, \dots, T$ تعداد دوره‌ها و $i = 1, \dots, N$ تعداد مقاطع ، τ_i روند فردی، μ_i اثر ثابت ویژهٔ هر مقطع ، ρ_i ضریب خودرگرسیون، و ε_{it} جزء خطاست. اگر $\rho_{i=1}$ باشد، y_{it} دارای ریشه واحد است. آزمون‌های ریشه واحد به‌طورکلی برحسب اینکه ρ_i ثابت یا متغیر باشد به دو گروه طبقه‌بندی می‌شود. آزمون‌هایی که فرض می‌کنند پارامتر اتورگرسیون بین مقاطع ثابت است (یعنی $\rho_i = \rho$)؛ لوین و دیگران (۲۰۰۲)، برتونگ و هادری از این فرض استفاده می‌کنند. درحالی‌که آزمون‌های مادالاو و وو (۱۹۹۹)، چو (۲۰۰۱)، ایم و دیگران (۲۰۰۳)، دیکی فولر تعمیم‌یافته، و فیلیپس پرون فرض می‌کنند که ρ_i بین مقاطع متغیر است. فرضیهٔ صفر هر دو گروه از آزمون‌های ریشه واحد پانلی یکسان است و آن اینکه یک ریشه واحد در همهٔ سری‌ها وجود دارد. فرضیهٔ مقابل بر حسب اینکه آیا فرض می‌شود ρ_i ثابت است یا متغیر، متفاوت است. برای آزمون‌هایی که فرض می‌کنند ρ_i ثابت است، فرضیهٔ مقابل، پایائی همهٔ سری‌هاست و به‌صورت زیر بیان می‌شود:

$$H_0: \rho_i = 0 \quad \text{for all } i \qquad , \quad H_a: \rho_i = \rho < 0 \quad for\ all\ i$$

برای گروه دیگر آزمون‌ها که فرض می‌کنند ρ_i بین مقاطع متفاوت است، فرضیهٔ مقابل این است که در تعدادی (نه لزوماً در همه) سری‌ها ریشه‌های واحد وجود دارد.

---

[1] Choi I.

[2] Levin , Lin and Chui

[3] Augmented Dickey Fuller Test, ADF

[4] Im, Pesaran test, IPT

[5] Philips Pron test, PP

[6] Breitung test, BRE

[7] Hadri, K.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.45.5.8]

$$H_0: \rho_i = 0 \quad \text{for all } i \qquad H_a: \rho_i < 0 \quad \text{for all i}$$

آزمون‌های لوین و دیگران فرض می‌کند که ضریب خودرگرسیون یکسان است، اما با در نظر گرفتن آثار ثابت و روندهای زمانی خاص هر مقطع، ناهمگنی را در نظر می‌گیرند و از آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته برای هر مقطع استفاده می‌کند. در آزمون ایم و دیگران (۲۰۰۳)، آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته برای هر مقطع به‌صورت انفرادی محاسبه می‌شود و میانگین آماره‌های آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته، مقاطع آمارهٔ آزمون t معمولی را می‌دهد.

در همهٔ آزمون‌های فوق غیر از آزمون هادری فرضیهٔ صفر مبنی بر ناایستایی است و در آزمون هادری فرضیهٔ صفر مبنی بر ایستایی است. نتایج حاصل از تخمین‌های ریشه واحد در جدول ۲ آمده است.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.45.5.8]

جدول ۲

آزمون ریشه واحد متغیرهای مدل (در سطح)

آزمون‌ها / متغیرها	Levin, Lin and Chu		Im, Pesaran and Shin		ADF-Fisher		PP-fisher	
	آماره	احتمال پذیرش فرضیهٔ صفر	آماره	احتمال پذیرش فرضیهٔ صفر	آماره	احتمال پذیرش فرضیهٔ صفر	آماره	احتمال پذیرش فرضیهٔ صفر
car	-۶	۰/۰۰	-۲	۰/۰۳	۳۱۷	۰/۰۰	۳۵۲	۰/۰۰
diversification	-۲۶	۰/۰۰	-۲۱	۰/۰۰	۱,۰۳۴	۰/۰۰	۱۰۶۰	۰/۰۰
efficiency	-۱۴	۰/۰۰	-۱۵	۰/۰۰	۸۰۶	۰/۰۰	۸۵۵	۰/۰۰
fdevelopment	-۸	۰/۰۰	-۶	۰/۰۰	۹۸۰	۰/۰۰	۶۳۷	۰/۰۰
freedom	-۲	۰/۰۳	-۱	۰/۲۵	۴۰۰	۰/۰۱	۴۱۶	۰/۰۰
inflation	-۹۳	۰/۰۰	-۴۸	۰/۰۰	۴,۹۰۸	۰/۰۰	۴۴۴۵	۰/۰۰
lerner	-۱۹	۰/۰۰	-۱۱	۰/۰۰	۵۳۱	۰/۰۰	۵۴۲	۰/۰۰
Lerner*freedom	-۱۸	۰/۰۰	-۱۰	۰/۰۰	۴۷۹	۰/۰۰	۴۹۵	۰/۰۰
risk	-۱۶	۰/۰۰	-۶	۰/۰۰	۳۵۳	۰/۰۰	۴۶۷	۰/۰۰
roa	-۲۱	۰/۰۰	-۲۰	۰/۰۰	۱,۰۸۶	۰/۰۰	۱۱۱۱	۰/۰۰
size	-۱۳	۰/۰۰	-۶	۰/۰۰	۱,۰۲۶	۰/۰۰	۷۸۳	۰/۰۰
Lerner^۲	-۱۶۴	۰/۰۰	-۲۶	۰/۰۰	۵۴۶	۰/۰۰	۵۷۴	۰/۰۰
Lerner^۲*freedom	-۱۶۷	۰/۰۰	-۲۳	۰/۰۰	۴۸۱	۰/۰۰	۵۰۴/۸	۰/۰۰
zscore	-۱۴	۰/۰۰	-۱۲	۰/۰۰	۸۸۸	۰/۰۰	۸۱۷	۰/۰۰
Market share	-۵	۰/۰۰	-۲	۰/۰۰	۳۵۶	۰/۰۰	۳۵۹	۰/۰۰

منبع : محاسبات تحقیق

مطابق جدول ۲، نتایج آزمون‌های مختلف نشان‌دهندهٔ وجود نداشتن ریشه واحد در سطح اطمینان ۹۹ درصد برای مقادیر متغیرها در سطح است.

مفهوم هم‌انباشتگی تداعی‌کنندهٔ وجود رابطهٔ تعادلی بلندمدت است که سیستم اقتصادی در طول زمان به‌سمت آن حرکت می‌کند (نوفرستی، ۱۳۸۹). در این مطالعه به‌منظور بررسی

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.45.5.8]

هم‌انباشتگی در مدل‌های مورداستفاده از روش استفاده‌شده توسط کائو[1] (۱۹۹۹) استفاده شده است. معادلهٔ هم‌انباشتگی پانل[2] به‌صورت معادلهٔ (۱۶) است:

$$y_{it} = \gamma_i + k_{it} + \lambda_i x_{it} + \varepsilon_{it} \qquad (۱۶)$$

که در آن γ_i آثار ثابت و λ_i شیب می‌تواند بین مقاطع انفرادی تغییر یابد.

$$\varepsilon_{it} = \psi_i \varepsilon_{it-1} + v_{it} \qquad (۱۷)$$

و ψ_i ضرایب خودرگرسیون اجزاء اخلال ε_{it} معادلهٔ (۱۶) است. فرضیهٔ صفر و مقابل به‌صورت $H_0: \psi_i = 1$ و $H_a: \psi_i < 1$ برای تمام iهاست. این آزمون با استفاده از آمارهٔ آزمون ریشه واحد آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته انجام می‌شود. در این آزمون، فرضیهٔ صفر برابر عدم وجود هم‌انباشتگی و فرضیهٔ مخالف آن وجود هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل است. نتایج آزمون هم‌انباشتگی کائو با استفاده از آمارهٔ آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته در جدول ۳ نشان داده شده است.

جدول ۳

نتایج حاصل از آزمون هم‌انباشتگی کائو

نتیجهٔ آزمون	آمارهٔ ADF	
فرضیهٔ صفر مبنی بر عدم هم‌انباشتگی رد می‌شود.	t-Statistic	۱۳/۲۵
	احتمال پذیرش فرضیهٔ صفر	۰/۰۰۰

منبع : محاسبات تحقیق

با توجه به نتایج حاصل از آزمون هم‌انباشتگی، فرض صفر مبتنی بر عدم وجود بردار هم‌انباشتگی در سطح احتمال ۹۹ درصد رد می‌شود؛ بنابراین، رابطهٔ بلندمدت بین متغیرهای الگو وجود دارد و مشکل رگرسیون کاذب در مدل‌های تخمینی وجود ندارد. لذا مدل تخمین‌زده می‌شود که نتایج آن در جدول ۴ آمده است.

[1] Kao

[2] panel cointegration test

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.45.5.8]

جدول ۴

نتایج تخمین مدل با استفاده از روش آرلانو ـ باور/ بوندل ـ باند دومرحله‌ای

متغیرهای مستقل	ضریب	آمارهٔ آزمون z	سطح احتمال	فاصلهٔ اطمینان ۹۵٪	
عرض از مبدأ	۷/۲۰	۶/۵۹	۰/۰۰۰	۵/۰۶	۹/۳۴
zscore(-1)	۰/۴۸	۷۶/۲۲	۰/۰۰۰	۰/۴۶	۰/۴۹
car	۰/۲۰	۱۶/۱۱	۰/۰۰۰	۰/۱۸	۰/۲۳
diversification	ـ۰/۰۰۸	ـ۲/۰۸	۰/۰۳۸	ـ۰/۰۱۵	ـ۰/۰۰۰۴
fdevelopment	ـ۰/۰۰۸	ـ۴/۳۸	۰/۰۰۰	ـ۰/۰۱۱	ـ۰/۰۰۴
efficiency	۰/۹۹	۳/۹۵	۰/۰۰۰	۰/۵۰	۱/۴۸
inflation	ـ۰/۰۱۳	ـ۶/۴۴	۰/۰۰۰	ـ۰/۰۱۷	ـ۰/۰۰۹
roa	۰/۲۷	۱۲/۳۲	۰/۰۰۰	۰/۲۳	۰/۳۲
risk	ـ۰/۰۶	ـ۸/۰۷	۰/۰۰۰	ـ۰/۰۷۹	ـ۰/۰۴۸
size	۰/۰۷۳	۲۱/۸۷	۰/۰۰۰	۰/۰۶۷	۰/۰۸۰
Market share	۰/۰۳۲	۶/۰۷	۰/۰۰۰	۰/۰۲۲	۰/۰۴۳
lerner	۳/۱۷	۰/۹۳	۰/۳۵	ـ۳/۵۱	۹/۸۵
freedom	ـ۰/۱۶	ـ۸/۰۷	۰/۰۰۰	ـ۰/۰۷۹	ـ۰/۰۴۸
Lerner*freedom	ـ۰/۰۲۹	ـ۰/۵۰	۰/۶۱	ـ۰/۱۴۳	۰/۰۸۵
Lerner^2	ـ۸/۷۰	۴/۰۸	۰/۰۳۳	ـ۱۶/۷	ـ۰/۶۸
Lerner^2*freedom	۰/۱۶	۲/۱۱	۰/۰۳۵	۰/۰۱۱	۰/۳۱۷

منبع : محاسبات تحقیق

در جدول ۵، نتایج آزمون‌های تشخیصی مدل نیز آورده شده است. بر اساس نتیجهٔ آزمون والد که از توزیع کای دو، با درجهٔ آزادی معادل تعداد متغیرهای توضیحی منهای جزء ثابت برخوردار است، فرضیهٔ صفر مبنی بر صفر بودن تمام ضرایب در سطح معناداری ۱ درصد در مدل تخمینی رد شده و درنتیجه اعتبار ضرایب برآوردی متغیرها تأیید می‌شود.

در روش پویای گشتاورهای تعمیم‌یافته از وقفه متغیر وابسته به‌عنوان ابزاری پویا با وقفه‌های مشخص استفاده می‌شود. همچنین به‌منظور رفع همبستگی متغیر وابستهٔ باوقفه و جملهٔ خطا، وقفه متغیرهای توضیحی نیز به‌عنوان ابزار مورداستفاده قرار می‌گیرد (آرلانو و باند، ۱۹۹۱)؛ بنابراین از نظر آرلانو و باند که این روش برآوردی را معرفی کرده‌اند، ابزاری برای روش گشتاورهای تعمیم‌یافته مناسب خواهد بود که همبستگی با جملات خطا نداشته باشد. اگر این شرط برآورده شود، در واقع برآوردهای روش گشتاورهای تعمیم‌یافته سازگار خواهد بود. لذا برای آزمون این موضوع از آمارهٔ پیشنهادشده توسط آرلانو و بوند، بلوندل و بوند، و آرلانو و باور استفاده می‌کنیم. این آزمون که سارگان نام دارد، اعتبار کل ابزارهای

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.45.5.8]

به‌کار رفته را می‌سنجد. در این آزمون فرضیهٔ صفر حاکی از عدم همبستگی ابزارها با اجزاء اخلال است (مهرآرا و رضایی، ۱۳۸۹).

نتیجهٔ آزمون سارگان نیز با توجه به مقدار آماره و سطوح احتمال محاسبه‌شده، فرضیهٔ صفر مبنی بر عدم همبسته بودن اجزاء اخلال با متغیرهای ابزاری را رد نمی‌کند و حاکی از سازگاری تخمین‌زنندهٔ روش گشتاورهای تعمیم‌یافته است؛ بنابراین، نتایج ضرایب برآوردشده از نظر آماری تأییدشده و قابل‌تفسیر است. در ادامه برای بررسی اینکه آیا روش گشتاورهای تعمیم‌یافته برای تخمین مدل و برای حذف آثار ثابت، روش درستی است یا خیر از آزمون خودهمبستگی آرلانو و باند استفاده شده است. شرط آزمون آرلانو و باند این است که اگر از متغیر وابسته تفاضل مرتبه اول بگیریم، باید جملهٔ خطا خودهمبستگی مرتبه اول داشته باشد تا امکان استفاده از تخمین‌زنندهٔ روش گشتاورهای تعمیم‌یافته میسر شود. با توجه به نتایج این آزمون در جدول ۴ همبستگی بین جملات اخلال از مرتبه اول بوده و از مرتبه دوم و بالاتر نیست؛ بنابراین، وقفهٔ بهینهٔ مرتبهٔ جملات اخلال برابر با ۱ بوده و روش گشتاورهای تعمیم‌یافته روشی مناسب برای برآورد مدل تجربی تحقیق و حذف آثار ثابت است.

جدول ۵

نتایج آزمون های تشخیصی والد، سارگان و خودهمبستگی آرلانو و باند

آزمون آماری	مقدار	سطح احتمال
آمارهٔ کای دو آزمون والد	۱۱۶,۰۳۰	۰/۰۰۰
آمارهٔ کای دو آزمون سارگان	۸۴/۳۵	۱/۰۰۰
خودهمبستگی مرتبهٔ اول AR(1)	ـ۴/۲۸	۰/۰۰۰
خودهمبستگی مرتبهٔ دوم AR(2)	ـ۱/۶۴	۰/۱۰

منبع : محاسبات تحقیق

مطابق نتایج جدول ۵، ضریب توان اول قدرت بازار مثبت است. نتیجهٔ حاصل‌شده مطابق با نتایج مطالعات شاهچرا و همکاران (۱۳۹۲)، کاسمن و همکاران (۲۰۱۵)، کپرارو و همکاران (۲۰۱۵)، دیالو (۲۰۱۵)، ترک‌ـآریس (۲۰۱۰) ، و بک و همکاران (۲۰۱۳) است. توان دوم شاخص قدرت بازار دارای علامت منفی است که نشان‌دهندهٔ رابطهٔ غیرخطی و به‌صورت U وارون بین تمرکز و ثبات است. در سطح پایین‌تر تمرکز، قدرت بازار تأثیری مثبت در ثبات خواهد داشت. هرچه تمرکز بیشتر شود، این اثر با شتاب بیشتری کاهش می‌یابد و اثر نهایی قدرت بازار در ثبات در نقطه ماکزیمم (سطح آستانه) صفر می‌شود. پس‌ازآن، اثر نهایی منفی می‌شود و درنتیجه استدلال مارتینز میرا و رپوللو (۲۰۱۰) دربارهٔ وجود رابطهٔ U

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.45.5.8]

وارون میان تمرکز و ثبات را تأیید می‌کند. برای پیدا کردن نقطهٔ آستانهٔ شاخص تمرکز، آزمون SLM و فاصلهٔ اطمینان از روش فیلر انجام و نتیجهٔ آن در جدول ۶ آمده است.

جدول ۶

آزمون SLM برای وجود شکل U وارون و مقدار بهینهٔ تمرکز

H_0: یکنواخت یا U شکل بودن رابطه H_1: شکل U وارون بودن رابطه		
کران بالا	کران پایین	
۱/۵۳	ـ۱/۶۱	دامنه
ـ۲۳/۳۹	۳۱/۱۲	شیب منحنی در دو دامنه
ـ۲/۱۶	۲/۰۲	مقدار t شیب هر دامنه
۰/۰۱۶	۰/۰۲۱	سطح احتمال
آزمون SLM برای وجود شکل U وارون:		
نقطهٔ آستانه : ۰/۱۸	مقدار p : ۰/۰۲۱	مقدار t : ۲/۰۲
فاصلهٔ اطمینان ۹۵٪ برای نقطهٔ آستانه با روش فیلر		[۰/۱۹ ۰/۱۷]

منبع : محاسبات تحقیق

با توجه به جدول فوق، شیب منحنی در کران پایین ۳۱/۱۲ و در کران بالا ۲۳/۳۹ـ است که نشان‌دهندهٔ منحنی U وارون است. مقدار t برای شیب هر دو دامنه معنی‌دار است.

نقطهٔ اکسترمم (آستانه) برای شاخص لرنر که ثبات حداکثر مقدار خود را دارد، برابر با ۰/۱۸ است و آزمون SLM برای وجود شکل U وارون با مقدار t برابر با ۲/۰۲ تأیید می‌شود و فاصلهٔ اطمینان ۹۵ درصد برای نقطهٔ آستانهٔ شاخص لرنر [۰/۱۹ ۰/۱۷] با روش فیلر به‌دست می‌آید.

این بدان معنی است که تمرکز باید در سطح پایینی حفظ شود. تمرکز بسیار پایین یا بسیار بالا هر دو می‌تواند منجر به بی‌ثباتی مالی بیشتر در بخش بانکی شود؛ بنابراین، نتایج از دیدگاه بی‌طرفی میرا و رپوللو حمایت می‌کند و بسته به سطح تمرکز و رقابت هر دو دیدگاه تمرکزـ ثبات و تمرکزـ شکنندگی می‌تواند در نظام بانکی واحد وجود داشته باشد.

با الهام از مطالعهٔ هوک و همکاران (۲۰۱۸) در مورد رابطهٔ غیرخطی بین قدرت بازار و ثبات صنعت بانکداری و اثر کیفیت نهادی بر این رابطه، نوع رابطهٔ غیرخطی بین قدرت بازار و ثبات با توجه به کیفیت نهادی توسط آزمون SLM بررسی شده است. با لحاظ کردن کیفیت نهادی، رابطه بین قدرت بازار و ثبات به‌صورت U می‌شود که نقطهٔ آستانهٔ قدرت بازار در حداقل ثبات از طریق آزمون SLM به شرح ذیل (جدول ۷) به‌دست می‌آید.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.45.5.8]

جدول ۷

آزمون SLM برای وجود شکل U و مقدار بهینهٔ قدرت بازار

H_0: یکنواخت یا U شکل بودن رابطه		H_1: شکل U وارون بودن رابطه
کران بالا	کران پایین	
۷۸/۳۹	۹۵/۲۳-	دامنه
۲۵/۷۲	۳۱/۳۰-	شیب منحنی در دو دامنه
۲/۱۱	۲/۱۰-	مقدار t شیب هر دامنه
۰/۰۱۷۵	۰/۰۱۷۸	سطح احتمال
آزمون SLM برای وجود شکل U وارون		
نقطهٔ آستانه ۰/۰۹	مقدار p ۰/۰۱۷۸	مقدار t ۲/۱۰
فاصلهٔ اطمینان ۹۵٪ برای نقطهٔ آستانه با روش فیلر		[۰/۵۱ ، ۰/۳۳-]

منبع : محاسبات تحقیق

با توجه به جدول فوق، دامنهٔ شاخص تعاملی قدرت بازار و کیفیت نهادی از ۹۵/۲۳- تا ۷۸/۳۹ متغیر بوده و شیب منحنی در کران پایین ۳۱/۳۰- و در کران بالا ۲۵/۷۲ است که نشان‌دهندهٔ منحنی U شکل است. مقدار t برای شیب هر دو دامنه معنی‌دار است. نقطهٔ اکسترمم (آستانه) برای شاخص تعاملی که ثبات حداقل مقدار خود را دارد، برابر با ۰/۰۹ است و آزمون SLM برای وجود شکل U با مقدار t برابر با ۲/۱۰ تأیید می‌شود و فاصلهٔ اطمینان ۹۵ درصد برای نقطهٔ آستانهٔ شاخص تعاملی [۰/۵۱ ، ۰/۳۳-] با روش فیلر به‌دست می‌آید؛ بنابراین، وجود کیفیت نهادی باعث تغییر شکل رابطهٔ قدرت بازار و ثبات‌شده و شاخص تعاملی تا نقطهٔ آستانه‌ای خود باعث کاهش ثبات شده است و پس‌ازآن، افزایش قدرت بازار باعث افزایش ثبات می‌شود.

اثر کفایت سرمایه در ثبات مثبت است. اکثر مطالعات قبلی دربارهٔ سرمایه و ثبات بانک‌ها نیز نشان می‌دهد که بین این دو متغیر رابطهٔ مثبت وجود دارد؛ سرمایهٔ بیشتر به‌معنای پایدارتر بودن آن است. با توجه به چهارچوب مخاطرهای اخلاقی انتظار می‌رود بانک‌هایی با سرمایهٔ پایین‌تر ریسک بالاتری تحمل کنند و به‌دنبال روش‌هایی برای به‌دست آوردن بازدهی‌های با ریسک بالاتر باشند که می‌تواند منجر به ورشکستگی بانک شود. لذا الزامات کفایت سرمایه معیاری برای مهار بانک‌ها به‌منظور اجتناب از ریسک بیش‌ازحد توان سرمایه آن‌هاست.

توسعهٔ مالی (اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی به‌صورت درصدی از GDP) دارای اثر منفی در ثبات است. ممکن است به‌دلیل نبود حکمرانی خوب، اعتبارات پرداختی به بخش خصوصی تأثیرات منفی در رشد اقتصادی و ثبات مالی داشته باشد، زیرا ممکن است

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.45.5.8]

انگیزه‌های فساد و رشوه در اقتصادهایی که فاقد نظام حکمرانی خوب هستند، قابل‌توجه باشد؛ بنابراین، صرف اعطای تسهیلات به بخش خصوصی نمی‌تواند متضمن ثبات باشد، بلکه نحوهٔ مصرف و هزینه‌کرد این منابع است که باعث رشد بخش حقیقی و ثبات مالی خواهد شد.

آزادی اقتصادی دارای اثر منفی در ثبات بانکی بوده است. نظراتی وجود دارد مبنی بر اینکه آزادی اقتصادی زیادازحد، ممکن است به گرایش مؤسسات مالی به روی آوردن به ریسک‌های بزرگ‌تر دامن بزند؛ گرایشی که احتمالاً در بحران‌های اخیر در سطح اروپا و جهان نقش داشته است (چورتاریس و دیگران، ۲۰۱۳). ممکن است آزادی اقتصادی بیشتر (یا محدودیت‌های کمتر در بخش بانکداری) منجر به ایجاد بازارهای بانکی و رقابت بیشتر شود؛ امری که می‌تواند بی‌ثباتی را به‌همراه داشته باشد.

کارایی و سودآوری اثر مثبت در ثبات داشته است. سود آوری و درنتیجه سپر سرمایه بالاتر بانک‌ها باعث خواهد شد تا از توانایی بیشتری برای مقاومت در برابر تکانهٔ نقدینگی و بی‌ثباتی اقتصاد کلان برخوردار شوند و درنتیجه باعث ارتقاء ثبات صنعت می‌شوند (میرزایی و همکاران، ۲۰۱۳).

سهم از بازار و اندازهٔ بانک اثر مثبت اما جزئی در ثبات داشته است. مهم‌ترین مطالعاتی که نتیجه مشابه دارد، می‌توان به مطالعهٔ کارلتی و هارتمن[1] (۲۰۰۲)؛کلاسنس و لیون[2] (۲۰۰۴)؛ بوید و همکاران[3] (۲۰۰۶)؛ اوده و همیشاف[4] (۲۰۰۹)؛ و شائک و همکاران[5] (۲۰۰۹) اشاره کرد.

متغیر تعاملی آزادی اقتصادی و تمرکز بانکی دارای اثر معنی‌داری در ثبات نبوده است.

ریسک اعتباری دارای اثر منفی در ثبات بانک است. ازآنجاکه پرداخت وام یکی از پرریسک‌ترین حوزه‌های فعالیت بانکداری است، انتظار می‌رود که ریسک اعتباری با ثبات بانک رابطهٔ منفی داشته باشد. هرچه ریسک وام‌های بانک بالاتر باشد، احتمال نکول بالاتر و بنابراین ثبات آن پایین‌تر است. مطالعهٔ لیو و همکاران، ۲۰۱۳ نیز دارای نتیجه‌ای مشابه است.

---

[1] Carletti, E., Hartmann, P.

[2] Claessens, S., Laeven, L.

[3] Boyd, J. H. et al.

[4] Uhde, A.and U. Heimeshoff

[5] Schaeck, K. et al.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.45.5.8]

به‌طورکلی انتظار می‌رود که تنوع درآمد ثبات بانکی را افزایش دهد؛ اما مطالعات اخیر نشان می‌دهد که بانک‌های متنوع‌تر نسبت به همتایان کمتر تنوع‌یافتهٔ خود ناپایدارترند. طبق نتیجهٔ این مطالعه نیز تنوع درآمد دارای اثر منفی اما جزئی در ثبات بانکی است که مطابق با نتیجهٔ مطالعه هاکن و همکاران[1] (۲۰۲۰) مبنی بر تأثیر منفی تنوع زیاد بر ثبات است.

تورم دارای اثر منفی در ثبات است که مطابق با تئوری بوده و با نتیجهٔ مطالعهٔ شاهچرا، مهشید و همکاران (۱۳۹۶)، میرباقری هیر، میرناصر و همکاران (۱۳۹۵) و تقوی، مهدی و همکاران (۱۳۹۲) سازگار است.

۷ نتیجه‌گیری و پیشنهادها

اقتصاد مملو از روابط غیرخطی است. از نمونه‌های مشهور روابط غیرخطی می‌توان به «منحنی لافر» (ارتباط نظری بین نرخ مالیات و درآمد مالیات دولت)، «منحنی کوزنتس» (منحنی U وارون میان درآمد و نابرابری، کوزنتس[2]، ۱۹۹۵)، و «منحنی زیست‌محیطی کوزنتس» (منحنی U وارون میان درآمد و آلودگی، سلدن و سونگ، ۱۹۹۴؛ گراسمن و کروگر[3]، ۱۹۹۵) اشاره کرد. همچنین بر اساس نظریهٔ رشد، چنانچه نرخ رشد سرانهٔ سرمایهٔ ابتدا افزایش و سپس همسو با درآمد کاهش یابد، پدیده‌ای موسوم به تلهٔ فقر ظهور خواهد کرد (نلسون[4]، ۱۹۵۶). در سازمان صنعتی مشخص شده است که در سطوح میانی رقابت، نوآوری به بالاترین حد خود می‌رسد (آگیون و همکاران[5]، ۲۰۰۵). یافته‌های علوم سیاسی نشان می‌دهد که در مقایسه با کشورهای دارای حکومت استبدادی و یا دموکراتیک، کشورهای برخوردار از سطح متوسط دموکراسی، بیشتر مستعد جنگ هستند (هگره و همکاران[6]، ۲۰۰۱). برخی استدلال کرده‌اند که رابطهٔ U وارون میان تمرکز چانه‌زنی اتحادیه‌ها و رشد دستمزد برقرار است (کالمفورش و دریفیل[7]، ۱۹۸۸). در مطالعات تجربی، معمولاً روابط U شکل از طریق درج عبارت درجه دو در مدل رگرسیونی استاندارد آزمون می‌شود.

---

[1] Hakkon et al.

[2] Kuznets

[3] Selden and Song; Grossman and Krueger

[4] Nelson

[5] Aghion et al.

[6] Hegre et al.

[7] Calmfors and Driffill

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.45.5.8]

اگر ضریب برآوردی وابسته به عبارت مذکور از نظر آماری معنی‌دار باشد و نقطهٔ اکسترمم برآوردی واقع در محدودهٔ داده‌ها باشد، می‌توان نتیجه گرفت که آن رابطه Uشکل است.

در این مطالعه با الهام از تئوری مارتینز –میرا و رپوللو (۲۰۱۰) و بهره‌گیری از آزمون رابطهٔ Uشکل که لیند و مهلوم (۲۰۱۰) طراحی کرده‌اند، وجود رابطهٔ Uشکل میان تمرکز و ثبات بانکی بررسی شد. نتایج مطالعه، رابطه‌ای U شکل وارون بسیار پایدار و از نظر آماری معنی‌دار بین تمرکز و ثبات نشان می‌دهد.

زمانی که مقدار شاخص لرنر ۰/۱۸ است، ثبات بانکی در نقطهٔ ماکزیمم خود قرار دارد. افزایش تمرکز بانکی تا نقطهٔ آستانه باعث بهبود ثبات می‌شود و بعد از آن به‌دلایلی از قبیل تشدید مخاطره‌های اخلاقی (کژمنشی) و پیچیدگی فرایندها و سازمان می‌تواند برای ثبات صنعت بانکداری مضر باشد.

این بدان معنی است که تمرکز باید در سطح پایینی حفظ شود. تمرکز بسیار پایین یا بسیار بالا هر دو می‌تواند منجر به بی‌ثباتی مالی بیشتر در بخش بانکی شود؛ بنابراین، نتایج از دیدگاه بی‌طرفی میرا و رپوللو حمایت می‌کند و بسته به سطح تمرکز و رقابت هر دو دیدگاه تمرکز– ثبات و تمرکز–شکنندگی می‌تواند در یک نظام بانکی واحد وجود داشته باشند.

وجود کیفیت نهادی باعث تغییرشکل رابطهٔ قدرت بازار و ثبات شد و در سطوح پایین کیفیت نهادی، افزایش قدرت بازار تا نقطهٔ آستانه متغیر تعاملی قدرت بازار و کیفیت نهادی یعنی ۰/۰۹ باعث کاهش ثبات می‌شود، اما پس‌ازآن، افزایش قدرت بازار و کیفیت نهادی باعث افزایش ثبات می‌شود.

با توجه به یافته‌های مقاله، می‌توان پیشنهادهای سیاستی زیر را ارائه کرد:

با توجه به حد آستانهٔ ۰/۱۸ برای شاخص لرنر که مقدار کمی است، نشان می‌دهد که بازار در شرایط رقابتی با ثبات‌تر است و در صورت افزایش تمرکز بازار از این حد آستانه، صنعت بانکداری بی‌ثبات می‌شود. این نتیجه نشان می‌دهد زمانی که رقابت شدید است، سیاست‌گذاران مسئول نظارت و تنظیم مقررات صنعت بانکداری باید تأکید بیشتری بر ادغام داشته باشند، درحالی‌که در بازارهای بانکی متمرکز، حداقل از ادغام بزرگ‌ترین بانک‌ها جلوگیری کنند.

همچنین با استفاده از روش فیلر، فاصلهٔ اطمینان [۰/۱۹ ، ۰/۱۷] برای نقطهٔ بهینه به‌دست آمده است. این فاصلهٔ اطمینان می‌تواند به‌لحاظ سیاست‌گذاری بسیار مفید باشد، زیرا این امکان را به سیاست‌گذاران مسئول نظارت و تنظیم مقررات صنعت بانکداری می‌دهد که بررسی کنند آیا ورود مؤسسات مالی جدید یا ادغام چند مؤسسه با یکدیگر قادر به تشدید بی‌ثباتی نظام مالی خواهد بود یا خیر و باید توجه بیشتری بر ادغام و مالکیت داشته باشند.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.45.5.8]

در محیط نهادی با کیفیت پایین، نظام بانکی متمرکز در ثبات مالی تأثیر منفی می‌گذارد و باید اقدامات سیاسی مناسب درجهت تقویت رقابت انجام شود، اما در محیط نهادی با کیفیت بالا، محیط نهادی باعث تعدیل آثار نامطلوب تمرکز در ثبات می‌شود و باعث می‌شود که افزایش تمرکز منجر به افزایش ثبات شود و این نتیجه، اهمیت محیط نهادی بر کارکرد مناسب بازار بانکداری را نشان می‌دهد و به این معنی است که باید به اصلاح و بهبود مؤلفه‌های محیط نهادی توجهی ویژه شود. با توجه به اینکه کفایت سرمایه دارای اثر مثبت در ثبات است، باید الزامات کفایت سرمایه برای کنترل بانک‌ها به‌منظور اجتناب از ریسک بیش‌ازحد توان سرمایه آن‌ها مدنظر قرار گیرد.

در رابطه با اثر توسعهٔ مالی (اعطای اعتبارات به بخش خصوصی) در ثبات مالی، می‌توان نظام بانکی را بخش یارانه‌ای نظام مالی دانست، زیرا به‌دلیل آسان‌تر بود تجهیز سرمایه، اعم از سرمایه در گردش و سرمایه‌گذاری‌های جدید از طریق نظام بانکی برای بنگاه‌ها نسبت‌به سایر گزینه‌ها نظیر بازار سرمایه یا جذب سرمایه‌گذاری خارجی، در بسیاری موارد طرح‌ها و کسب‌وکارهایی که فاقد توجیه اقتصادی یا بهره‌وری لازم هستند، از کمک و تأمین مالی یارانه‌ای نظام بانکی بهره‌مند می‌شوند و به‌رغم عدم کفایت لازم همچنان به حیات خود ادامه می‌دهد. این موضوع باعث اتلاف منابع، افزایش مطالبات معوق، و بی‌ثباتی نظام مالی می‌شود؛ لذا پیشنهاد می‌شود بر نحوهٔ تخصیص منابع بانکی بین پروژه‌های مختلف نظارت بیشتری صورت گیرد.

قبل از بحران مالی جهانی، سیاست‌گذاران و قانون‌گذاران در بسیاری از کشورها به‌منظور افزایش رقابت‌پذیری در صنعت بانکداری، مقررات در مورد دامنهٔ تنوع بانکی و موانع موجود میان بانک‌ها، شرکت‌ها، و بیمه‌ها را کاهش دادند. با افزایش آزادسازی مالی و نوآوری، بانک‌ها با هدف کاهش اتکای خود به درآمد سنتی سود تسهیلات، دامنهٔ فعالیت خود را به سایر بخش‌های مالی گسترش دادند. اما بحران مالی جهانی اخیر تردیدهایی را در مورد مزایای تنوع ایجاد کرده است. تنوع بانکی زمانی که تنوع پایین است، ثبات مالی بانک را افزایش می‌دهد، اما تنوع زیاد ممکن است بی‌ثباتی مالی را تشدید کند یا هنگامی که رویدادهای خاص مانند بحران‌های مالی رخ می‌دهد، خطر فروپاشی نظام مالی را افزایش دهد. لذا پیشنهاد می‌شود که سیاست‌ها و قوانینی برای تنظیم تنوع بیش‌ازحد عملیات بانکی مدنظر قرار گیرد و بانک‌ها در دوره‌های بحرانی، به‌جای تنوع بخشیدن به فعالیت‌ها و سرمایه‌گذاری‌ها، بر فعالیت اصلی واسطه‌گری خود (سپرده‌پذیری و پرداخت تسهیلات) تمرکز کنند.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.45.5.8]

برای دستیابی به نظام بانکی باثبات، باید ساختار اقتصاد کلان نیز باثبات باشد. با افزایش تورم، از یک‌طرف قدرت خرید کاهش و تقاضای پول مردم افزایش می‌یابد، از طرف دیگر، نرخ بهرهٔ واقعی کاهش یافته یا منفی می‌شود و سپرده‌گذاران به فکر خروج سپردهٔ خود از بانک‌ها خواهند شد. همچنین به‌دلیل اثر مستقیم تورم در ارزش وثیقه، دارایی، و بدهی‌های بانک، ارزیابی ریسک اعتباری مشکل می‌شود. همچنین مدیریت سبد دارایی را با مشکل مواجه می‌سازد و در تخصیص مناسب منابع مالی اثر منفی دارد؛ بنابراین، با افزایش نرخ تورم ثبات و پایداری مالی بانک‌ها کاهش می‌یابد و برای ایجاد ثبات، باید تورم کنترل شود.

منابع و مآخذ

احمدیان، اعظم و همکاران (۱۳۹۳). «شناسایی عوامل مؤثر در احتمال هجوم بانکی»، *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، شمارهٔ ۷۱، صص. ۷۹ـ۱۰۲.

پورعبادالهان کویچ، محسن؛ اصغرپور، حسین؛ فلاحی، فیروز؛ و ستاررستمی، همت (۱۳۹۷). «بررسی تأثیر متغیرهای اقتصاد خرد و کلان در شکنندگی نظام بانکی ایران با استفاده از مدل مارکوف سوئیچینگ»، *فصلنامه علمی- پژوهشی مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، شمارهٔ ۲۷. صص. ۸۳ـ ۱۱۱.

پوستین‌چی، مجتبی؛ تحصیلی، حسن؛ و کریم‌زاده، مصطفی (۱۳۹۵). «تأثیر رقابت در صنعت بانکداری در ثبات بانک‌ها»، *دوفصلنامه اقتصاد پولی، مالی (دانش و توسعه سابق)*، شمارهٔ ۱۱ ، صص. ۱۲۳ـ۱۴۵.

تقوی، مهدی؛ احمدیان، اعظم؛ کیانوند، مهران (۱۳۹۲). «تحلیلی بر تأثیر حاکمیت شرکتی بر ثبات نظام بانکی کشورهای درحال‌توسعه (با تأکید بر شاخص مالکیت بانک‌ها)»، *فصلنامه دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*.

جنتی مشکانی، ابوالفضل؛ اربابیان، شیرین؛ و خجسته، زینب (۱۳۹۵). «تأثیر عوامل کلان اقتصادی در ثبات و ریسک بانکی»، *فصلنامه پژوهش‌های پولی بانکی*، شمارهٔ ۲۹، صص. ۵۱۱ـ۵۸۷.

جهانگرد، اسفندیار و عبدالشاه، فاطمه (۱۳۹۶). «تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی در ثبات بانک‌های ایران». *نشریه علمی- پژوهشی سیاست‌گذاری اقتصادی*. شمارهٔ ۱۸، صص. ۲۰۵ـ۲۲۹.

خوشبخت، آمنه (۱۳۹۷). «ارزیابی ثبات شبکهٔ بانکی ایران»، *فصلنامه روند*، شماره‌های ۸۱ و ۸۲، صص. ۴۳ـ۷۸.

ذالبگی دارستانی، حسام (۱۳۹۳). «عوامل مؤثر در ثبات در شبکهٔ بانکی ایران»، *فصلنامه پژوهش‌های پولی بانکی*. شمارهٔ ۲۰، صص. ۳۰۷ـ۳۲۷.

ذوالفقاری، مهدی و اسدی، زهره (۱۳۹۸). «بررسی اثر سرمایهٔ اجتماعی در ثبات بانکی ایران»، *پژوهش‌های رشد و توسعه پایدار (پژوهش‌های اقتصادی)*، جلد ۱۹، شمارهٔ ۳، صص. ۸۵ـ۱۰۸.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.45.5.8]

رستم‌زاده، پرویز؛ صمدی، علی حسین؛ و یادگار، زینب (۱۳۹۷). «کیفیت نهادی، افزایش سهم بانک‌های خصوصی، و ثبات نظام بانکی در ایران»، *فصلنامه علمی-پژوهشی اقتصاد و الگوسازی*، شمارهٔ ۳۳، صص. ۱۴۳ـ۱۷۱.

سید حسین‌زاده یزدی، مجتبی؛ عرفانی، علیرضا؛ و قائمی اصل، مهدی (۱۳۹۹). «تحلیل حساسیت و رتبه‌بندی عوامل مؤثر در ثبات مالی ایران در چهارچوب ساخت شاخص ترکیبی» *تحقیقات اقتصادی*، شمارهٔ ۱۳۰، صص. ۵۷ـ۸۵.

شاهچرا، مهشید و میرهاشمی نایینی، سیمین السادات (۱۳۹۶). «تأثیرات مستقیم و غیرمستقیم تمرکز در شکنندگی بانکی (موردمطالعه شبکهٔ بانکی ایران)»، *فصلنامه پژوهش‌های پولی بانکی*. سال ۱۰، شمارهٔ ۳۱، صص. ۷۳ـ۹۱.

شاهچرا، مهشید و همکاران (۱۳۹۲). «بررسی ارتباط بین تمرکز و ثبات مالی در نظام بانکداری ایران»، *نخستین کنفرانس ملی توسعه مدیریت پولی و بانکی*.

شایگانی، بیتا، و عبدالهی آرانی، مصعب (۱۳۹۰). «بررسی ثبات در بخش بانکی اقتصاد ایران»، *جستارهای اقتصادی*، شمارهٔ ۱۶، صص. ۱۴۷ـ۱۶۷.

شریف آزاده، محمدرضا و زیاری، رضا (۱۳۹۱). «بررسی آثار دوگانه محیط نهادی بر رشد اقتصادی»، *فصلنامه اقتصاد کاربردی*، سال سوم، شمارهٔ نهم. شمارهٔ ۱۹، صص. ۴۵ـ۶۶.

کمیجانی، اکبر و همکاران (۱۳۹۴). «شناسایی و پیش‌بینی بحران‌های بانکی در ایران»، *فصلنامه مدلسازی اقتصادی*، شمارهٔ ۲۹، صص. ۱ـ۲۳.

محمودی، وحید و همکاران (۱۳۹۳). «اثر مالکیت بانکی در عملکرد مالی شرکت‌های بیمه»، *پژوهشنامهٔ بیمه*، شمارهٔ ۱۱۵، صص. ۲۷ـ۵۰.

مشیری، سعید و همکاران (۱۳۹۲). «شناسایی عوامل مؤثر در بروز بحران بانکی در اقتصاد ایران»، *پژوهشنامه اقتصادی*، دورهٔ ۱۳، شمارهٔ ۴۸، صص. ۱ـ۲۷.

میرباقری هیر، میرناصر؛ ناهیدی امیرخیز، محمدرضا؛ و شکوهی فرد، سیامک (۱۳۹۵). «ارزیابی ثبات مالی و تبیین عوامل مؤثر در ثبات مالی بانک‌های کشور»، *فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی*، ۴(۱۵)، صص. ۲۳ـ۴۲.

نظریان، رافیک؛ گلزاریان‌پور، سیاوش؛ و مرادپور، مسعود (۱۳۹۵). «ارتباط ثبات مالی و تمرکز در نظام بانکداری ایران»، *فصلنامه علمی-پژوهشی اقتصاد و الگوسازی*، شمارهٔ ۲۸، صص. ۱۰۸ـ۱۳۷.

Ariss, R. T. (2010). "On the implications of market power in banking: Evidence from developing countries." *Journal of Banking and Finance*, 34, 765–775.

Beck, T. (2008), "Bank Competition and Financial Stability: Friends or Foes?" *World Bank Policy Research Working Paper*, 4656 .

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.45.5.8]

Beck, T., De Jonghe, O., & Schepens, G. (2013). "Bank competition and stability: cross-country heterogeneity." *Journal of Financial Intermediation*, 22, 218–244.

Benston, George W., William C. Hunter, and Larry D. Wall, (1995). "Motivations for Bank Mergers and Aquisitions: Enhancing the Deposit Insurance Put Option versus Earnings Diversification," *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 27 (3), pp. 777–788.

Berger, A. N., & Mester, L. J. (1997). "Inside the black box: What explains differences in the efficiencies of financial Institutions." *Journal of Banking and Finance*, 21, 895–947.

Berger, A.N., L. Klapper and R. Turk-Ariss (2009). "Bank Competition and Financial Stability." *Journal of Financial Services*. 35, 99–118.

Besanko, D., & Thakor, A. (1993). "Relationship banking, deposit insurance and bank portfolio." In C. Mayer, & X. Vives Eds., *Capital markets and financial intermediation*, pp. 292–318.

Boyd, J. H., & de Nicoló, G. (2005). "The theory of bank risk taking revisited." *Journal of Finance*, 60, 1329–1343.

Boyd, J.H., De Nicoló, G., Jalal, A.M. (2006). "Bank Risk-Taking and Competition Revisited: New Theory and New Evidence". *IMF Working Paper*: 06/297.

Caminal, R., and C. Matutes. (2002) "Market Power and Banking Failures," *International Journal of Industrial Organization*, 20, 1341-1361.

Carletti, E., and Hartmann, P. (2002). "Competition and Stability: What's Special about Banking?" *European Cental Bank Working Paper* No. 146

Cetorelli, N., Hirtle, B., Morgan, D., Peristiani, S., Santos, J., (2007). "Trends in financial market concentration and their implications for market stability." *Federal Reserve Bank of New York Policy Review*, pp. 33–51.

Chan, S. G., Koh E. H., & Zainir F. (2015). "Market structure, institutional framework, and bank efficiency in ASEAN 5." *Journal of Economics and Business.* vol. 82, pp 84-112.

Claessens, S., & Laeven, L. (2004). "What Drives Bank Competition? Some International Evidence." *Journal of Money, Credit, and Banking*, 36(3), 563-584.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.45.5.8]

Cuestas, Juan Carlos & Lucotte, Yannick & Reigl, Nicolas (2019). "Banking sector concentration, competition and financial stability: the case of the Baltic countries." *Post-Communist Economies*, p. 1-35.

Doytch, N., & Uctum, M. (2011). "Does the worldwide shift of FDI from manufacturing to services accelerate economic growth? A GMM estimation study." *Journal of International Money and Finance*, 30, 410–427.

Fang, Y., Hasan, I., & Marton, K. (2014). "Institutional development and bank stability: Evidence from transition countries." *Journal of Banking and Finance*, 39, 160–176.

Greene, W. H. (2000). Econometric analysis 4th ed. Upper Saddle River, NJ: Prentice-Hall.

Hakkon, K & Jonathan A, B. & Doojin, R. (2020). "Financial crisis, bank diversification, and financial stability: OECD countries," *International Review of Economics & Finance, Elsevier*, vol. 65(C), pp. 94-104.

Hook, Law Siong; Lee, Weng Chang; Singh, Nirvikar (2018). "Revisiting the finance-innovation nexus: Evidence from a non-linear approach," *Journal of Innovation & Knowledge* (JIK), ISSN 2444-569X, Elsevier, Amsterdam, Vol. 3, Iss. 3, pp. 143-153.

İskenderoğlu, Ömer & Tomak, Serpil (2013). "Competition and Stability: An Analysis of the Turkish Banking System." *International Journal of Economics and Financial Issues.* Vol. 3, No. 3, pp.752-762

Juan Carlos Cuestas, Yannick Lucotte & Nicolas Reigl (2020). "Banking sector concentration, competition and financial stability: the case of the Baltic countries," *Post-Communist Economies*, 32:2, 215-249.

Kasman, S., Kasman, A. (2015). "Bank competition, concentration and financial stability in the Turkish banking industry." *Economic Systems*, 39, 502–517

Martinez-Miera, D., & Repullo, R. (2010). "Does competition reduce the risk of bank failure?" *Review of Financial Studies*, 23, 3638–3664.

Mirzaei, A., Moore, T., & Liu, G. (2013). "Does market structure matter on banks' profitability and stability? Emerging vs. advancedeconomies." *Journal of Banking and Finance*, 37, 2920–2937.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.45.5.8]

Mirzaei. A (2010). "The Effect of Market Power on Stability and Performance of Islamic andConventional Banks." *Islamic Economic Studies*. Vol. 18. No. 1.pp.45-81

Noman, A.H.M. and Chan, S.G. and Isa, C.R. (2017). "Does competition improve financial stability of the banking sector in ASEAN countries? An empirical analysis." *PLoS ONE*, 12 (5), PP.1-27

Rakshit, B & Bardhan, S. (2020). "Does Bank Competition Enhance or Hinder Financial Stability? Evidence from Indian Banking." *Journal of Central Banking Theory and Practice*, vol. 9(special i), 75-102.

Schaeck, K., & Cihak, M. (2008). "How does competition affect efficiency and soundness in banking? New empirical evidence." *In Working paper* no. 932. European Central Bank.

Schaeck, K., Cihák, M., Wolfe, S. (2009). "Are More Competitive Banking Systems More Stable?" *Working Paper*: 1-43.

Schaeck, K., M. Čihák and S. Wolfe. (2006). "Are More Competitive Banking Systems More Stable?" *IMF Working Paper*, WP/06/143.

Uhde, A., & Heimeshoff, U. (2009). "Consolidation in banking and financial stability in Europe: Empirical evidence." *Journal of Banking and Finance*, 337, 1299–1311.

Vives, X. (2010). "Competition and Stability in Banking." *CESifo Working Paper* No. 3050 `Category 11: Industrial Organization.

Yuanitan, N. (2019). "Does Competition Diminish Indonesia's Banking Stability?" *Forum of International Development Studies*. 49—3.p.1-16

Zhanbolatova, Alau, Sayabek, Ziyadin, Zhumanov, Kairat and Jumabekova, Almagul (2018). "Relationship between bank competition and stability: the case of the UK." *Banks and Bank Systems*, 13(1), 98-114.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.45.5.8]