نشریه علمی (فصلنامه) پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی شماره ۱۰۰
سال بیست و نهم، زمستان ۱۴۰۰، صفحه ۴۵۱ - ۴۱۱

تحلیل اثرگذاری نامتقارن عوامل کلان اقتصادی بر تسهیلات بانکی به بخش خصوصی در دوران رونق و بحران اعتباری

احسان زنگنه
دانشجوی دکتری دانشگاه سیستان و بلوچستان
ehsan64z@yahoo.com
غلامرضا زمانیان
دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه سیستان و بلوچستان (نویسنده مسئول)
zamanian@eco.usb.ac.ir
محمدنبی شهیکی
دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه سیستان و بلوچستان
mohammad_tash@eco.usb.ac.ir
علی چشمی
استادیار گروه اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد
a.cheshomi@um.ac.ir

روند تسهیلات بانکی می‌تواند به پیش‌بینی شرایط اقتصادی آینده کمک کند، به طوری که رشد بیش از حد را سریع یا کند. در اقتصاد ایران، عمده منابع مالی موردنیاز بنگاه‌های اقتصادی از طریق اعطای تسهیلات توسط شبکه بانکی تأمین می‌شود، بنابراین برای سیاست‌گذاران بسیار مهم است که عوامل مؤثر در رشد تسهیلات بانکی را بشناسند. لذا مطالعه عوامل مؤثر بر تسهیلات بانکی به بخش خصوصی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. در این مقاله، عوامل مؤثر بر تسهیلات اعطایی بانک‌ها به بخش غیردولتی با داده‌های فصلی در دوره ۱۳۷۹ تا ۱۳۹۹ با رویکرد غیرخطی مارکوف سوئیچینگ به روش احتمال انتقال متغیر بررسی می‌شود. نتایج پژوهش بیان می‌کند که رشد تسهیلات بانکی در دوران رونق اعتباری با افزایش رشد اقتصادی افزوده می‌شود در حالی که در دوران رکود اعتباری بر رشد اقتصادی اثری نمی‌پذیرد. همچنین در دوران بحران اعتباری نرخ تورم و نرخ ارز اثری منفی و نرخ رشد سپرده‌های بانکی و نرخ سود تسهیلات اثری مثبت بر رشد تسهیلات بانکی داشته‌اند. در دوران رونق اعتباری نرخ ارز اثری منفی و نرخ رشد اقتصادی و نرخ رشد سپرده‌های بانکی اثری مثبت بر رشد تسهیلات بانکی داشته‌اند. بنابراین اثرگذاری نامتقارن عوامل اقتصادی بر رشد تسهیلات بانکی مشهود است، از این رو اثرگذاری نامتقارن عوامل کلان اقتصادی طی دوران متفاوت در سیاست‌گذاری مهم جلوه می‌کند و همچنین احتمال انتقال از رژیم رونق به رکود اعتباری، با افزایش رشد اقتصادی فصل قبل افزده شده و با افزایش رشد تسهیلات بانکی در فصل قبل کاسته می‌شود.

طبقه‌بندی JEL: E32, E37
واژگان کلیدی: شبکه بانکی، تسهیلات اعتباری، مارکوف سوئیچینگ، احتمالات انتقال متغیر

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰ / ۷ / ۲ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰ / ۱۲ / ۱۵

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]
[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.411]

۱. مقدمه

بانک‌ها به عنوان واسطه‌های مالی و تسهیل‌کننده نظام پرداخت اعتبار، نقش مهمی برای تأمین مالی در اقتصاد ایران دارند. اصلاحاتی مانند گسترش مالکیت غیردولتی و توسعه بازار بین بانکی و مسائلی مانند مطالبات غیرجاری، بنگاه‌داری بانک‌ها و کنترل دستوری نرخ بهره در سال‌های اخیر بر نظام بانکداری و به ویژه بر سمت مصارف بانکی تأثیر داشته است.

در اقتصاد ایران، عمده منابع مالی موردنیاز بنگاه‌های اقتصادی از طریق اعطای تسهیلات توسط شبکه بانکی تأمین می‌شود. شناسایی عوامل مؤثر بر تسهیلات بانکی به بخش خصوصی به سیاست‌گذار کمک خواهد کرد تا یکی از مراحل خلق نقدینگی را مدیریت کند. در دیدگاه پساکینزی چه بر اثر رشد فعالیت‌های اقتصادی، چه بر اثر فشارهای هزینه‌ای و چه به دلیل وقوع هزینه‌ها پیش از درآمدها، نیاز بنگاه‌ها به اعتبار بانکی افزایش می‌یابد. به طوری که با اعطای اعتبار توسط نظام بانکی و تبدیل آن به منابع برای صاحبان عوامل تولید، سپرده‌های بانکی نیز افزایش یافته و به این ترتیب عرضه پول افزایش یافته و تاحدودی می‌تواند درون‌زا شود (واعظ و قنبری، ۱۳۸۵).

با کاهش نرخ سپرده قانونی به عنوان یک سیاست پولی انبساطی و درنتیجه افزایش میزان تسهیلات دهی بانک‌ها (قدرت خلق پول بانک ها) که در ۲۰ سال اخیر به طور متوسط حدوداً رشد ۲۴درصدی داشته است، ضریب فزاینده پولی افزایش یافته و منجر به رشد نقدینگی و بروز تورم در اقتصاد می‌شود. بنابراین سیاست‌گذار پولی با کنکاش در عوامل مؤثر بر تسهیلات اعطایی بانک‌ها می‌تواند رشد نقدینگی و تورم را مدیریت کند. طبق آمار بانک مرکزی، با بررسی آمار ۲۰ ساله اخیر می‌توان پی به برقرار بودن قاعده مقداری پول در اقتصاد ایران برد. بدین ترتیب که، در ۲۰ سال اخیر که رشد نقدینگی به طور متوسط حدود ۲۲ درصد بوده، به طور متوسط تورمی حدود ۱۹درصد را به مردم تحمیل کرده است. چرا که تولید نتوانسته این حجم نقدینگی را جذب کند و از بروز تورم ناشی از رشد نقدینگی جلوگیری کند و تنها حدود ۴ درصد از رشد نقدینگی، جذب تولید واقعی در اقتصاد شده است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.411]

روند تسهیلات بانکی ما را قادر می‌سازد شرایط اقتصادی آینده را پیش بینی کنیم، جایی که رشد سریع اعتبار می‌تواند در بحران‌های مالی یا اقتصادی بعدی مشارکت کند، در حالی که کاهش قابل توجه اعتبار می‌تواند منجر به رکود در فعالیت‌های اقتصادی شود(آوده، ۲۰۱۷). ادبیات تجربی زیادی وجود دارد که مستلزم آن است که بسیاری از بحران‌های مالی با رشد غیرعادی اعتباری همراه بوده و منجر به توسعه حباب‌های قیمت دارایی شده است (آمادور و همکاران[1]، ۲۰۱۳). رشد تسهیلات داخلی به عنوان یکی از مهم ترین هشدارهای بحران مالی ذکر شده است. بنابراین برای سیاست گذاران بسیار مهم است که عوامل مؤثر در رشد تسهیلات بانکی را بشناسند تا بتوانند از اقتصاد خود محافظت کنند(فرومل و میدیلیک[2]، ۲۰۱۶). برای جلوگیری از بحران‌های مالی ناشی از رشد تسهیلات، تعیین دلایل رشد تسهیلات بانکی مهم است. بنابراین از حیث اهمیت، به مطالعه عوامل مؤثر بر تسهیلات بانکی طی سیکل‌های متفاوت پرداخته می‌شود و سیکل‌های اعتباری استخراج خواهند شد. عوامل متعددی در سطح اقتصاد کلان از قبیل نرخ رشد اقتصادی، نرخ تورم، نرخ ارز، نرخ سود تسهیلات، نرخ سود سپرده‌ها، نرخ رشد حجم سپرده‌ها و مطالبات غیرجاری بر رشد تسهیلات بانکی اثرگذارند. طبق تئوری انتظار می‌رود متغیرهای رشد اقتصادی، نرخ ارز و رشد حجم سپرده‌ها اثری مثبت و متغیرهای نرخ سود تسهیلات و نرخ سود سپرده‌ها اثری منفی بر سطح تسهیلات بانکی و متغیرهای نرخ تورم و مطالبات غیرجاری اثر مبهم بر تسهیلات بانکی داشته باشند. مطالعاتی که عوامل اثرگذار بر تسهیلات بانکی را بررسی کرده‌اند عمدتا با استفاده از مدل‌های خطی، میزان اثرگذاری عوامل مؤثر بر تسهیلات بانکی را تحلیل کرده‌اند در حالی که این متغیرها در شرایط کلان اقتصادی متفاوت می‌تواند اثراتی نامتقارن بر تسهیلات بانکی داشته باشند. از این رو، هدف متمایز این مطالعه بررسی اثرات نامتقارن و غیرخطی عوامل کلان اقتصادی بر تسهیلات بانکی در دوره ۱۳۷۹ تا ۱۳۹۹ با آمار فصلی است تا بلکه بتواند نتایج واقعی‌تری به دست آورد.

در این مقاله، ابتدا برای بررسی رابطه بلندمدت بین عوامل کلان اقتصادی و نرخ رشد تسهیلات بانکی، مدل‌های متعارف خطی به روش $ARDL$ مورد استفاده می‌گیرند و در ادامه به کمک روش

1. Amador et al.
2. Frommel and Midilic

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.411]

مارکوف سوئیچینگ[1] به بررسی این اثرات نامتقارن در بازار متشکل پولی کشور پرداخته می‌شود تا درنهایت کارآمدی دو مدل با یکدیگر مقایسه شوند و نتیجه سیاستی این پژوهش به کمک متولی پولی کشور در امر سیاست‌گذاری آید. بر این اساس در پژوهش حاضر ابتدا مبانی نظری، پیشینه و ادبیات موضوعی بررسی می‌شود و سپس روش تحقیق و جمع آوری داده‌ها آورده شده است و در نهایت مدل و برآورد اثر عوامل مؤثر بر اعطای تسهیلات بانکی و نتایج پژوهش بیان می‌شود.

۲. مبانی نظری

۲-۱. نرخ بهره و عرضه تسهیلات بانکی

نقطه شروع، یک نوع ابتدایی از ترازنامه بانک می‌باشد که در آن بانک هیچ سرمایه فیزیکی در دارایی‌های آن و هیچ حقوق صاحبان سهامی در بدهی‌های آن وجود ندارد. این ترازنامه ساده به صورت زیر تشریح می‌شود(فام[2]، ۲۰۱۵)

بدهی ها	دارایی ها
D: سپرده ها	C: تسهیلات
	R: ذخایر

این ترازنامه می‌تواند به صورت معرفی گردد:

$$C + R = D \qquad (۱)$$

از ترازنامه بالا و در یک چارچوب در حال توسعه برای تحلیل بنگاه بانکی، بالتنسپرگر[3] (۱۹۸۰) تابع هدف بانک به عنوان تابع سود را تشکیل داد:

$$\pi = r_C C - r_D D - l - s - c \qquad (۲)$$

به طوری که r_C نرخ بهره تسهیلات بانکی، r_D بهره پرداخت شده به سپرده‌ها، l هزینه عدم نقدینگی، s هزینه به علت نکول و c هزینه منابع واقعی می‌باشد.

1. Markov switching
2. Pham T. H. H.
3. Baltensperger

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.411]

از معادله ۲ می‌توان تابع عرضه تسهیلات را به صورت زیر تعمیم داد:

$$C = f(\pi, r_C, r_D, D, l, s, c) \quad (۳)$$

حال نوع دیگر ترازنامه بانکی مورد توجه قرار می‌گیرد که در آن بانک تسهیلات، ذخایر و اسناد خزانه در دارایی‌های خود و سپرده‌ها و الزامات سرمایه‌ای در بدهی‌های خود دارد. این ترازنامه به صورت زیر نوشته می‌شود:

بدهی ها	دارایی ها
D: سپرده ها	C: تسهیلات
K: الزامات سرمایه ای	R: ذخایر
	T: اسناد خزانه(دارایی‌های بدون ریسک)

در این مورد، معادله ترازنامه بانک به صورت زیر معرفی می‌شود:

$$C + R + T = D + K \Leftrightarrow C = D + K - R - T \quad (۴)$$

براساس این رویکرد ترازنامه بانکی، عوامل تعیین کننده عرضه تسهیلات عبارت از ذخایر بانکی، اسناد خزانه، سپرده‌های بانکی و الزامات سرمایه‌ای می‌باشد. در کل عرضه تسهیلات اعتباری به طور مثبتی با نرخ بازده تسهیلات ارتباط دارد. با این اوصاف، این ارتباط مثبت نه تنها توسط سایر هزینه‌های ناشی از تصمیم عرضه تسهیلات اعتباری بلکه توسط سایر اجزای ترازنامه از قبیل الزامات سرمایه‌ای بانک هم تحت تأثیر قرار می‌گیرد. حال مهم ترین عوامل تعیین کننده مورد مطالعه قرار می‌گیرند تا نشان داده شود که چطور آن‌ها در این مدل عرضه تسهیلات به کار گرفته شده‌اند.

۱-۱-۲. تحلیل نرخ‌های بازده

یک بانک ممکن است منابع خودش را به صورت تسهیلات یا اوراق دولتی تخصیص دهد. نرخ‌های بازده بانک π عبارتند از:

بازده در عرضه تسهیلات: $r_C - r_D$

بازده در سرمایه‌گذاری در اسناد خزانه: $r_T - r_D$ به فرض این که $r_C > r_T > r_D$

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.411]

فرض می‌شود که γ_1 میزان تخصیص منابع بانکی به صورت تسهیلات و γ_2 میزان تخصیص منابع بانکی به صورت اسناد خزانه می‌باشد با فرض $0 < \gamma_1 + \gamma_2 < 1$، تابع نرخ‌های بازده بانکی به صورت زیر فرض می‌شود:

$$\pi = \gamma_1(r_C - r_D) + \gamma_2(r_T - r_D) = \gamma_1 r_C + \gamma_2 r_T - r_D(\gamma_1 + \gamma_2) \quad (۵)$$

انتظار می‌رود عرضه تسهیلات بانکی C به طور مثبتی با نرخ بازده خودش$(r_C - r_D)$ و به طور منفی با π' که هزینه کنترل ریسک نکول می‌باشد، ارتباط داشته باشد. فرض می‌شود که این روابط خطی هستند و به صورت زیر می‌باشند:

$$C = \sum_{i=1}^{N} \gamma_{1i} (r_C - r_D)_i + \sum_{i=1}^{N} \pi'_i + \varepsilon \quad (۶)$$

به طوری که ε بردار حاوی سایر عوامل تعیین کننده عرضه تسهیلات بانکی می‌باشد.

۲-۱-۲. تحلیل الزامات سرمایه‌ای

نسبت کفایت سرمایه(CR) به صورت نسبت منابع مالی پایه بانک K به دارایی‌های موزون شده به ریسک و اقلام خارج ترازنامه بیان می‌شود.

$$CR = \frac{Total\ own\ Funds(K)}{Risk\ weighted\ assets + Notional\ risk\ weighted\ assets} \geq \alpha \quad (۷)$$

به طوری که دارایی‌های موزون شده به ریسک، دارایی‌های ریسک اعتباری می‌باشند و دارایی‌های موزن شده به ریسک تصوری ریسک عملیاتی و ریسک بازار(R_N) می‌باشد. نسبت موردنیاز سرمایه یا کفایت سرمایه به صورت زیر بازنویسی می‌شود:

$$CR = \frac{K}{w_1 C + w_2 T + R_N} \geq \alpha \quad (۸)$$

به طوری که w_1 وزنی برای تسهیلات ریسک دار و $w_2 = 0$ وزنی برای اوراق دولتی می‌باشد. فرض می‌شود که:

$$0 \leq w_1 C \leq C$$
$$(w_1 C)_{max} = c$$

اگر همه تسهیلات پذیرفته شده تسهیلات ریسک داری باشند آن گاه $(w_1 C)_{max} = c$ می‌باشد. طبق فرمول ۸ برای شاخص بازل بانک حداقل مقدار α موردنیاز است که نسبت بین سرمایه

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.411]

و دارایی‌های موزون به ریسک می‌باشد. علاوه بر این ضریب W_1 در قانون تعیین می‌شود و توسط بانک شناخته می‌شود. بر اساس مطالعه فورفین[1] (۲۰۰۱) فرض می‌شود که سرمایه پایه یک بانک تقریب می‌زند حداقل سطح بیان شده توسط شرایطی که با افزایش هزینه‌ها مواجه می‌شود. یعنی:

$$CR = \alpha \leftrightarrow C = \frac{K}{\alpha w_1} - \frac{R_N}{w_1} \qquad (۹)$$

معادله ۸ به این معناست که عرضه تسهیلات به طور مثبتی با سرمایه پایه بانک ارتباط دارد. به عبارت دیگر، آن یک ارتباط منفی بین تسهیلات بانکی، ریسک‌های بازار و عملیاتی و شاخص بازل را تأیید می‌کند. از معادلات ۲، ۶ و ۹ فرم تجربی خلاصه شده زیر از عرضه تسهیلات بانک به‌دست می‌آید:

$$C = \sum_{i=1}^{N} \gamma_{1i} (r_C - r_D)_i + \sum_{i=1}^{N} \pi'_i + \frac{K}{\alpha w_1} - \frac{R_N}{w_1} - (l + s + c) + \varepsilon \qquad (۱۰)$$

در ادامه پس از بررسی اثر نرخ‌های سود سپرده و تسهیلات بانکی و الزامات سرمایه‌ای بر میزان تسهیلات بانکی به بررسی سایر متغیرهای اثرگذار بر سطح تسهیلات بانکی از قبیل نرخ رشد اقتصادی، نرخ تورم، نرخ ارز، رشد سپرده‌های بانکی و مطالبات غیرجاری پرداخته می‌شود.

۲-۲. تولید ناخالص داخلی و عرضه تسهیلات بانکی

تولید ناخالص داخلی، شاخص عملکرد اقتصادی و نشان دهنده وضعیت اقتصادی کشور است که تغییر در نرخ رشد آن به چرخه‌های تجاری می‌انجامد در رابطه با تأثیر چرخه‌های تجاری (رونق و رکود اقتصادی) بر عرضه تسهیلات بانکی دو نظریه متضاد وجود دارد:

۱. بر اساس نظریه نقدینگی بانک‌ها و شکنندگی مالی، هرگاه اقتصاد از رکود خارج و به دوره رونق وارد شود، واحدهای اقتصادی ازجمله بانک‌ها نسبت به اقتصاد خوش بین شده، میزان سرمایه‌گذاری بلندمدت (تسهیلات بلندمدت) را افزایش داده و دارایی‌های نقد کمتری نگهداری می‌کنند و در دوره رکود، بانک‌ها از اعطای تسهیلات امتناع، حجم نقدینگی آن‌ها افزایش می‌یابد؛ بنابراین انتظار می‌رود که یک رابطه منفی بین عرضه تسهیلات بانکی و چرخه‌های تجاری وجود داشته باشد (نوری، ۱۳۸۸).

1. Furfine

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.411]

۲. بر اساس عقیده تسفای۱(۲۰۱۳) و کوکنلی۲(۲۰۱۳) افزایش نرخ رشد اقتصادی نشان دهنده بهتر شدن شرایط اقتصادی است، بنابراین در شرایط بهبود و رشد اقتصادی، انتظار افزایش نقدینگی بانک‌ها و عرضه تسهیلات بانکی می‌رود، بر همین اساس یک رابطه مثبت میان چرخه‌های تجاری (نرخ رشد تولید ناخالص داخلی) و عرضه تسهیلات بانکی وجود دارد (احمدیان و کیانوند، ۱۳۹۳).

فضای اقتصاد کلان هم برای تصمیم‌گیری وام دهی بانک‌ها مهم است. برای مثال مشاغل در دوره رونق اقتصادی برای بهره‌گیری از رونق اقتصادی، تقاضای وام می‌کنند و به همان اندازه فرصت‌های سرمایه‌گذاری بانک‌ها اوج می‌گیرد. در طرف دیگر، در دوران رکود اقتصادی تقاضا برای تسهیلات بانکی کاهش می‌یابد. این موضوع یک ارتباط همسو با سیکل بین رشد اقتصادی و تسهیلات دهی بانک ایجاد می‌کند (لادیمه و دیگران[3]، ۲۰۱۳). دل آریسیا و مارکوئز[4](۲۰۰۶) یافتند که گسترش تسهیلات تمایل دارد همسو با سیکل باشد یعنی نرخ‌های بالای رشد در GDP تمایل به القای نرخ بالای رشد در تسهیلات بانکی دارند. این، به این دلیل است که در دوره رونق اقتصادی، بانک‌ها معیارهایشان را سست‌تر می‌کنند و به پروژه‌های خوب و بد تسهیلات می‌دهند، سپس در دوران رکود اقتصادی اکثر وام‌ها معوق می‌شوند و منبع تسهیلات خشک می‌شود و حتی پروژه‌های خوب هم سهمیه‌بندی می‌شوند. در ایتالیا وازاکیدیز و ادامپولوس[5] (۲۰۰۹) نشان دادند که رشد اقتصادی اثری مثبت بر توسعه بازار اعتباری داشته است.

۳-۲. نرخ تورم و عرضه تسهیلات بانکی

تورم ازجمله شاخص‌های نشان دهنده بی ثباتی اقتصاد بوده و افزایش آن منجر به افزایش بی ثباتی اقتصاد می‌شود (احمدیان و کیانوند، ۱۳۹۳). نرخ تورم انگیزه بانک‌ها را برای نگهداری میزان نقدینگی تحت تأثیر قرار می‌دهد، چراکه افزایش تورم ارزش واقعی دارایی‌ها) نه فقط وجه نقد،

1. Tesfaye
2. Doriana Cucinlli
3. Jonas Ladime et al.
4. Dell'Ariccia and Marquez
5. Vazakidis and Adamopoulos

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.411]

بلکه نرخ بازده واقعی تمام دارایی‌ها) و همچنین درآمد و سودآوری بانک‌ها را از محل اعطای تسهیلات کاهش می‌دهد.

استابر بر این باور است که افزایش تورم تأثیر منفی بر سرمایه‌گذاری‌ها داشته و در بلندمدت بازارهای مالی را از بین می‌برد تأثیر منفی نوسانات نرخ تورم بر سرمایه‌گذاری ناشی از دشوار بودن اندازه‌گیری نرخ سود واقعی و نرخ بازده داخلی سرمایه‌گذاری‌ها در شرایط افزایش تورم است. به عقیده استابر، با افزایش نوسانات در آینده، هزینه سرمایه‌گذاری افزایش می‌یابد و منجر به کاهش سرمایه‌گذاری‌های جدید خواهد شد همچنین سرمایه گذاران دیگر انگیزه دریافت وام را نخواهند داشت و عرضه تسهیلات بانکی هم کاهش خواهد یافت (میرزایی و همکاران، ۱۳۹۰).

از طرفی دیگر افزایش تورم با تأثیر بر نرخ بازده واقعی دارایی‌ها (ازجمله سپرده‌های بانکی)، سرمایه‌گذاری در بازارهای موازی همچون ارز و ریال را برای برخی جذاب‌تر کرده و گردش پول در آن‌ها زیادتر می‌شود وقوع این دو رویداد یعنی رونق بازارهای جانشین و نرخ تورم بالا باعث می‌شود که رشد سپرده فرار که مشتمل بر مجموع سپرده قرض الحسنه و جاری است در مقایسه با رشد سپرده مدت‌دار که مشتمل بر مجموع سپرده‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت است بیشتر باشد. از آنجا که سپرده‌های مدت‌دار ازجمله منابع پایدار بانک‌ها هستند که می‌توان برای تأمین مالی تسهیلات به کار برد، ادامه روند پایین بودن رشد سپرده مدت‌دار در مقایسه با سپرده فرار باعث کاهش قدرت وام دهی بانک‌ها، کاهش تأمین مالی بخش تولیدی، کاهش تولید و افزایش تورم خواهد شد. درنتیجه افزایش نرخ تورم رابطه منفی با عرضه تسهیلات بانکی خواهد داشت. دیدگاه متضاد دیگری است که نشان دهنده رابطه مثبت بین نرخ تورم با عرضه تسهیلات بانکی خواهد داشت این دیدگاه بدین صورت است که یک رابطه علی بین نرخ تورم و نرخ سود برقرار است زمانی که نرخ سود سپرده‌ها افزایش بیابد مردم ترجیح می‌دهند نقدینگی را در بانک‌ها نگهداری کنند و منابع مردم به سمت بانک‌ها هدایت شده و حجم دارایی‌های نقد بانک افزایش می‌یابد. در این شرایط بانک‌ها تمایل دارند تسهیلات خود را افزایش داده، بنابراین حجم پول در جامعه افزایش می‌یابد که باعث افزایش سطح عمومی قیمت‌ها (افزایش تورم) می‌شود (عبادی امیر، ۱۳۹۷).

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.411]

٤-۲. نرخ ارز و عرضه تسهیلات بانکی

نرخ ارز بازار آزاد یکی از دارایی‌های است که می‌تواند جایگزین مناسبی برای سپرده‌های اشخاص باشد. بنابراین در صورت افزایش نرخ ارز و ثابت بودن نرخ سود پرداختی به سپرده گذاران یا کاهش آن ناشی از افزایش تورم، سپرده گذاران ترجیح می‌دهند در خرید و فروش ارز مشارکت کنند. همان طور که در سال‌های اخیر نیز شاهد بودیم هنگام افزایش نرخ ارز سپرده‌های مدت‌دار از سیستم بانکی خارج و در سبد ارزی سرمایه‌گذاری شده است، بنابراین می‌توان یکی از عوامل اثرگذار بر خروج ناگهانی سپرده مدت‌دار و کاهش عرضه تسهیلات بانکی (کمبود منابع پایدار بانک) را نرخ ارز بازار آزاد فرض کرد. با توجه به اهمیت نرخ ارز در سبد دارایی خانوارهای کشور به عنوان یکی از جایگزین سپرده اثر آن بیش از یک درصد است (عبادی امیر، ۱۳۹۷).

گلداستین و ترنر(۱۹۹۶) معتقدند که افزایش نرخ ارز معمولاً منجر به بروز بحران‌های بانکی می‌شود و دلیل این امر اثر منفی افزایش نرخ ارز بر سودآوری شرکت‌ها و ارزش پول داخلی است که در نتیجه این امر منجر به کاهش قدرت بازپرداخت وام از جانب آن‌ها می‌شود همچنان مشتریانی که بر اساس نرخ گذشته اقدام به گشایش اعتبار اسنادی کردند و مبالغی را به عنوان پیش پرداخت (بر اساس نرخ ارز زمان گشایش) پرداخته و بر اساس همان نرخ اقدام به فعالیت بارزگانی کرده‌اند و با افزایش در نرخ ارز از پرداخت تعهداتشان ناتوان شده که افزایش حجم مطالبات معوق را به دنبال دارد. در نتیجه جریان ورودی وجوه به بانک کاهش می‌یابد و بانک با کاهش نقدینگی و عرضه تسهیلات مواجه می‌شود.

به طور کلی افزایش نرخ ارز و سیاست‌های بی ثبات اقتصادی باعث از بین رفتن نظام بازار و ایجاد بحران‌های مالی می‌شود. ازجمله تبعات بحران‌های مالی، وحشت و هجوم سپرده‌گذاران برای برداشت سپرده هایشان از بانک‌ها است. در این شرایط بانک با کاهش منابع پایدار خود مواجه شده و دیگر قادر به اعطای تسهیلات نخواهد بود (میرزایی و همکاران، ۱۳۹۰).

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.411]

نوسانات نرخ ارز، خصوصاً کاهش ارزش پول ملی در یک کشور سبب می‌شود دارایی‌های بانک‌ها در مقابل بدهی‌های آن‌ها به ارزهای خارجی کمتر ارزیابی شود. لیندگرن و دیگران[1] (۱۹۹۶) یافتند که نوسانات در نرخ ارز دلیل اصلی عملکرد ضعیف قرض گیرندگان بانک‌هاست که در نهایت بر سودآوری بانک‌ها اثر می‌گذارد. این وضعیت در اقتصادهای در حال توسعه که در معرض تجارت خارجی قرار گرفته اند، مسلم‌تر است. تغییر بیش از حد نرخ ارز باعث تضعیف رشد اقتصادی و مالی در یک کشور می‌شود و مهمترین عامل بحران‌های بانکی در بسیاری از کشورها به نظر می‌رسد (لیندگرن و دیگران، ۱۹۹۶). در کشورهای در حال توسعه و اقتصاد باز، انتظار می‌رود که کاهش نرخ ارز بر رفتار وام دهی بانکی تأثیر منفی بگذارد.

۲-۵. حجم نقدینگی و عرضه تسهیلات بانکی

حجم نقدینگی که مشتمل از حجم پول و شبه پول است. حجم پول که خود شامل سکه‌ها، اسکناس‌ها و مسکوکات موجود در دست مردم و همچناین سپرده‌های دیداری (جاری) است. مطابق بررسی‌های انجام شده آهنگ رشد بین حجم نقدینگی و عرضه تسهیلات در یک سمت است. چراکه افزایش حجم نقدینگی منجر به افزایش دارایی در شبکه بانکی شده و درنتیجه قدرت عرضه اعتبار از سوی شبکه بانکی افزایش می‌یابد و بانک‌ها در آن صورت به عرضه اعتبار روی می‌آورند (عبادی امیر، ۱۳۹۷).

۲-۶. حجم سپرده‌های بانکی و عرضه تسهیلات بانکی

انتظار این است که رابطه‌ای مستقیم و مناسب بین سپرده‌های موجود در بانک‌ها و تسهیلات داده شده توسط بانک‌ها وجود داشته باشد؛ یعنی با روند افزایش سپرده‌ها در بانک‌ها، میزان تسهیلات داده شده توسط بانک‌ها هم افزایش پیدا کند.

اسپرد نرخ بهره بانکی همچنین بر رفتار وام دهی بانک‌ها اثر گذار بوده است. سیاست پولی از طریق نرخ اولیه (نرخ بانک مرکزی) یک مکانیزم انتقال بر نرخ‌های بهره در بازار مالی دارد (بوریو

1. Lindgren et al.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.411]

و فریتز[1]، ۱۹۹۵). نرخ‌های تسهیلات بانکی اغلب سختگیرانه تلقی می‌شوند به دلیل این که آن‌ها همزمان با بازارها حرکت نمی کنند. توضیحات زیادی برای چسبندگی در نرخ‌های تسهیلات بانکی ارائه شده‌اند. در مورد تسهیلات، این چسبندگی در نتیجه سهمیه بندی اعتبار به وام گیرندگان بدهکار به دلیل این واقعیت است که مشکلات اطلاعات نامتقارن وجود دارد (بلیندر و استیگلیز[2]، ۱۹۸۳). در واقع، بازارهای مالی کامل نیستند. در شرایط انتخاب نامطلوب و مسائل مربوط به مخاطرات اخلاقی، بانک‌ها بیشتر احتمال دارد سهمیه بندی اعتبار را انتخاب کنند تا اینکه نرخ‌های تسهیلات را تعدیل کنند در شرایطی که یک تعدیل رو به بالای نرخ‌های بهره توسط بانک مرکزی وجود داشته است. همچنین ممکن است وقتی بانک‌های بزرگ سهم زیادی از بازار را در اختیار بگیرند، تأثیر سیاست پولی سفت و سخت بر وام‌های بانکی حداقل باشد. به هر حال برگر و اودل[3](۱۹۹۲) نتوانستند حمایتی سفت و سختی برای سهمیه بندی تسهیلات به عنوان دلیلی برای چسبندگی نرخ تسهیلات پیدا کنند.

۲-۷. مطالبات غیرجاری و عرضه تسهیلات بانکی

یکی از اثرات اولیه و مهم رشد مطالبات غیرجاری بانک‌ها، کاهش توان وام دهی و سودآوری نظام بانکی است. منابع اعطای وام از دو منشأ وصولی‌ها و سپرده‌های جدید فراهم می‌شود. انباشت مطالبات غیرجاری و کاهش وصولی‌ها منجر به تخریب دارایی‌های بانک‌ها، کاهش سودآوری، کاهش قدرت وام دهی و تضعیف استحکام و سلامت بانک‌ها می‌شود (نیلی و محمودزاده، ۱۳۹۳).

۳. پیشینه تحقیق

مطالعات مختلفی در مورد نظام بانکی و نقد بانک‌ها در اقتصاد ایران انجام شده است که در هر یک از آن‌ها به برخی از وجوه موضوع پرداخته شده است. با این حال مطالعات اندکی در زمینه ارزیابی

1. Borio and Fritz
2. Blinder and Stiglitz
3. Berger and Udell

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.411]

تأثیر متغیرهای کلان بر تسهیلات بانکی اعطا شده (عرضه تسهیلات) شبکه بانکی در ایران انجام شده است.

در تعدادی از مطالعات سعی شده است شواهد تجربی در مورد عوامل تعیین کننده اعتبار بانکی ارائه شود. این مطالعات در مناطق، دوره‌ها، رویکردهای روش شناختی و یافته‌ها متفاوت هستند. ادبیات مربوط به عوامل تعیین کننده اعتبار بانکی یا از طرف تقاضا یا از طرف عرضه انجام شده است. در نتیجه، برخی از مطالعات (تاکاس[1]، ۲۰۱۰ ؛ اورارت[2]، ۲۰۱۵) نقاط قوت هر یک از این روش‌ها را در توضیح اعتبار بانکی بررسی کردند. علاوه بر این، نقش نرخ بهره و رشد اقتصادی به عنوان عوامل تعیین کننده مهم اعتبار بانکی در ادبیات تأکید شده است (آدلکه و آدومی، ۲۰۱۸).

در تحلیل سمت تقاضا، قایوم[3](۲۰۰۲) تجزیه و تحلیل تک متغیره و تجزیه و تحلیل چند متغیره با استفاده از مکانیسم تصحیح خطا (ECM) برای بررسی تقاضای تسهیلات بانکی توسط بخش تجارت خصوصی در پاکستان طی سال‌های ۱۹۶۰ تا ۲۰۰۰ را انجام داده است. نتایج وی نشان داد که تولید بخش تجارت و همچنین نرخ سود پیش پرداخت‌های بانکی در تعیین تقاضای تسهیلات بانکی مهم است. به همین ترتیب، شارما و گاندر(۲۰۱۲) با استفاده از روش‌های GMM عوامل تعیین کننده اعتبار بانکی را در شش کشور جزیره اقیانوس آرام بررسی کردند. آن‌ها دریافتند که نرخ وام و نرخ تورم تأثیر منفی بر رشد اعتبار دارند در حالی که رشد سپرده، اندازه دارایی و درآمد تأثیر مثبتی بر رشد تسهیلات دارند. علاوه بر این، تان[4](۲۰۱۲) حاشیه سود خالص را به عنوان یک عامل تعیین کننده خاص برای رشد تسهیلات خصوصی در تجزیه و تحلیل رگرسیون پایه برای مورد فیلیپین و آسیا با استفاده از داده‌های سه ماهه از ۲۰۰۲ تا ۲۰۱۰ استفاده کرد. درآمد، نیاز ذخیره و توسعه بخش بانکی تأثیر منفی بر حاشیه سود خالص، در حالی که تورم، توسعه بازار سهام و کسری دولت تأثیر مثبت بر حاشیه سود خالص دارند. وی تحلیل کرد که رشد مصرف محور، افزایش در نرخ فدرال، نسبت دارایی آشفته و حاشیه سود خالص، تسهیلات اعتباری بخش خصوصی را کاهش می‌دهد.

---

1. Takas
2. Everaert
3. Qayyumm
4. Tan

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.411]

در تحلیل سمت عرضه، عمران و نشاط[1](۲۰۱۳) با اتخاذ مدل خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی($ARDL$) در مورد پاکستان، نشان دادند که بدهی‌های مالی، سپرده داخلی، رشد اقتصادی، نرخ ارز و حجم نقدینگی به طور قابل توجهی با تسهیلات بانکی در ارتباط است در حالی که در بلندمدت نرخ تورم و بازار پول تأثیر مهمی بر اعتبار بانکی ندارد. همچنین، نتایج آن‌ها نشان داد که سلامت مالی و نقدینگی از عوامل مهم تعیین کننده وام در کوتاه مدت با سپرده داخلی است که هیچ تأثیری در اعتبار بانکی ندارد. به نظر می‌رسد این یافته‌ها با آصفا[2]، (۲۰۱۴) که عوامل تعیین کننده رشد اعتبار بانکی به بخش خصوصی در اتیوپی را با استفاده از $ARDL$ و ECM بررسی کرده، سازگار است. وی دریافت که سپرده داخلی، بدهی‌های مالی، نرخ واقعی وام، حجم نقدینگی، تولید ناخالص داخلی و نرخ تورم در بلند مدت تأثیر قابل توجهی بر اعتبار بانکی دارند، اگرچه سپرده داخلی و تولید ناخالص داخلی بر تسهیلات بانکی تجاری تأثیر نمی گذارد. در تحلیلی مشابه از ۳۸ اقتصاد نوظهور بازار طی سال‌های ۲۰۰۱-۲۰۱۰، گو و استپانیان، (۲۰۱۱) دریافتند که استقراض خارجی، سپرده داخلی و رشد اقتصادی مهم ترین عامل تعیین کننده تسهیلات بانکی در قبل و بعد از بحران است.

با توجه به موارد فوق، هر دو عامل عرضه و تقاضا مشخص شده‌اند که نقش مهمی در تعیین تسهیلات بانکی دارند. به عنوان مثال، اورارت و همکاران(۲۰۱۵) با استفاده از چارچوب حداکثر درست‌نمایی، نقش عرضه و تقاضا را در ایجاد چرخه تسهیلات در بین کشورهای اروپای مرکزی، شرقی و جنوب شرقی بررسی کردند. آنها گزارش دادند که عوامل عرضه در توضیح رشد اعتبار در دوران پس از بحران مهم‌تر از بخش تقاضا بودند. در مقابل شیجاکو و کالوسی(۲۰۱۳) تمرکز بر شناسایی و ارزیابی عوامل بلندمدت اعتبار بانکی به بخش خصوصی در آلبانی با استفاده از روش $VECM$ کرده‌اند. تخمین‌ها نشان می‌دهد که مکانیسمی تعدیلی وجود دارد که اعتبار بانکی را به تعادل بازمی گرداند. نتایج دلالت بر این دارد که وام دهی با رشد اقتصادی رابطه مثبت دارد و علاوه بر آن هزینه پایین‌تر وام دهی، استقراض داخلی دولتی را کاهش می‌دهد و اعتبار بانکی با کیفیت تر،

1. Imran and Nishat
2. Assefa

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.411]

انگیزه‌های وام دهی را بیشتر خواهد کرد. یافته‌های قبلی تاکاس(۲۰۱۰) در مورد ۲۱ اقتصاد در حال ظهور بازار از ۱۹۹۵ تا ۲۰۰۹ سازش را از طریق یک چارچوب رگرسیون پانل فراهم می‌کند. وی اظهار داشت که هر دو عامل تقاضا و عرضه در کاهش وام‌های مرزی به این اقتصادها در این دوره مؤثر بوده اند، اما تأثیر عرضه شدیدتر بوده است.

بخش قابل توجهی از ادبیات، عوامل تعیین کننده متفاوتی از تسهیلات بانکی را شناسایی کرده‌اند و نتایج متفاوتی به‌دست آورده‌اند (آوده[1]، ۲۰۱۷). برای مثال با استفاده از یک نمونه کشورهای اروپایی، کازا و دیگران[2](۲۰۰۱) نشان داده‌اند که تسهیلات داخلی بلندمدت به طور مثبت با رشد واقعی GDP ارتباط دارد اما در کوتاه مدت و بلندمدت با نرخ‌های بهره واقعی به طور منفی ارتباط دارد. ایگارت و دیگران[3](۲۰۰۶) عوامل تعیین کننده تسهیلات داخلی به بخش خصوصی را به صورت درصدی از GDP در ۱۱ کشور اروپایی بررسی کرده است. نتایج آن‌ها نشان داد که تسهیلات اعتباری به بخش خصوصی، نرخ‌های بهره اسمی، نرخ تورم و اسپرد بین نرخ‌های سپرده و تسهیلات عوامل اصلی رشد تسهیلات در کشورهای $CEE-5$ می‌باشند، در حالی که GDP سرانه تنها عامل مهم برای کشورهای بالتیک و اروپای جنوب شرقی می‌باشد. کاسینلی[4](۲۰۱۵) ارتباط بین رفتار وام دهی بانک و ریسک اعتباری در ایتالیا را با تمرکز بر اثر NPL و مطالبات معوق بررسی کرد. وی به این نتیجه دست یافت که ریسک اعتباری سال‌های قبل یک اثر منفی بر رفتار وام دهی بانک‌ها دارد. کوتارلی[5](۲۰۰۵) با تمرکز بر داده‌های تابلویی کشورهای درحال توسعه و صنعتی شده نشان دادند که وام دهی بانک‌ها با GDP سرانه و آزادسازی مالی رابطه مثبت دارد و اما با بدهی دولتی رابطه منفی دارد.

الکداگ و هان[6](۲۰۱۲) محرک‌های اصلی رشد تسهیلات در ۱۰ کشور آسیایی نوظهور طی دوره ۱۹۸۹:۱ تا ۲۰۱۰:۴ را تحلیل کرده‌اند. آن‌ها نشان دادند که انعطاف پذیری بیشتر نرخ ارز ثبات

1. Awdeh
2. Calza et al.
3. Égert et al.
4. Cucinelli
5. Cottarelli et al.
6. Elekdag and Han

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.411]

مالی را ارتقا می‌دهد که نقش عوامل خارجی اثرگذار بر پویایی‌های تسهیلات داخلی را کاهش می‌دهد. ماگود و دیگران[1](۲۰۱۲) اثر انعطاف پذیری نرخ ارز روی بازارهای اعتباری در ۲۵ بازار در حال ظهور در آسیا، اروپا و آمریکای لاتین را تحلیل کرده‌اند. آن‌ها یافتند که تسهیلات بانکی در اقتصادی‌های با رژیم‌های نرخ ارز کمتر انعطاف پذیر با سرعت بیشتری رشد می‌کند. گو و استپانیان[2](۲۰۱۱) تغییرات در تسهیلات بانکی ۳۸ اقتصاد بازار در حال ظهور را آزمود. آن‌ها یافتند که رشد سپرده‌های داخلی، بدهی‌های خارجی، رشد اقتصادی قوی‌تر و تورم بالاتر تقاضا برای تسهیلات را افزایش می‌دهد و منجر به رشد تسهیلات بالاتر می‌شود. آن‌ها یافتند که شرایط پولی سست‌تر (داخلی یا خارجی) منتج به تسهیلات بیشتر می‌شود و بخش بانکی سالم نسبت به بخش غیرسالم تمایل دارد تا تسهیلات بیشتری را اعطا کند.

گوزگر[3](۲۰۱۴) عوامل تعیین کننده توسعه تسهیلات داخلی بین ۲۴ اقتصاد بازار درحال ظهور طی دوره ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۱ را آزمود. او یک روش تخمین داده‌های تابلویی استفاده کرد تا اثرات کوتاه مدت و بلندمدت عوامل عرضه خارجی و تقاضای داخلی، تراز خارجی، آزاد سازی تجاری و نااطمینانی جهانی را روی تسهیلات داخلی بررسی کند. نویسنده یافت که سیاست پولی سست‌تر در بازار داخلی، تفاوت‌ها بین نرخ‌های وام دهی داخلی و خارجی و آزادسازی واقعی تجاری به طور مثبت با سطوح تسهیلات داخلی ارتباط دارند. چن و وو[4](۲۰۱۴) رشد تسهیلات بانکی در بازارهای در حال ظهور پیش، طی و بعد از بحران مالی ۲۰۰۸ را آزمود. آن‌ها یافتند که سیاست پولی انبساطی منجر به رشد تسهیلات بالاتر می‌شود و این که بانک‌ها در آمریکای لاتین و آسیا بیشتر روی منابع خرد و رشد تسهیلات بیشتر تأکید دارند. آن‌ها یافتند که بانک‌های بهتر خصوصی شده، بانک‌های با دارایی‌های نقدشونده بیشتر و بانک‌های در کشورهای با مقررات قوی‌تر رشد تسهیلات بالاتری طی بحران داشتند.

1. Magud et al.
2. Guo and Stepanyan
3. Gozgor
4. Chen and Wu

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.411]

الویتان[1](۲۰۱۳) با مطالعه داده‌های تابلویی ۳۳ کشور آفریقایی طی دوره ۱۹۷۰ تا ۲۰۰۶ عواملی را آزمود که رشد تسهیلات را به جلو راندند. وی نشان داد که صادرات واقعی به طور عکس با تسهیلات واقعی بخش خصوصی ارتباط دارد در حالی که ورود سرمایه واقعی و واردات واقعی به طور مثبت با تسهیلات واقعی بخش خصوصی ارتباط دارند.

تان[2](۲۰۱۲) عوامل تعیین کننده رشد اعتبار بخش خصوصی در فیلیپین را تحلیل کرد و یافت که رشد مصرف محور، افزایش در نرخ فدرال، نسبت دارایی پریشان و حاشیه سود خالص، تسهیلات اعتباری بخش خصوصی را کاهش می‌دهد.

تاکر و دیگران[3](۲۰۱۳) اثر متغیرهای اقتصادکلان بر تسهیلات بانکی را در مالزی بین سال‌های ۱۹۹۱ تا ۲۰۱۱ شناسایی می‌کنند. وی نتیجه گرفت که توسعه‌های اقتصادکلان به طور مثبتی به تسهیلات بانکی اثر می‌گذارند.

فام[4](۲۰۱۵) عوامل تعیین کننده تسهیلات بانکی در ۱۴۶ کشور در سطوح متفاوت توسعه اقتصادی طی دوره ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۳ را بررسی کرد و یافت که سلامت نظام بانکی یک نقش مهم در گسترش وام دهی بانک‌ها بازی می‌کند.

اثر مقررات روی تسهیلات بانکی همچنین توسط مطالعات زیادی آزمون شده‌اند. برای مثال، کاری و دیگران[5](۲۰۰۶) اثر بلندمدت و کوتاه مدت نظارت بانکی(پروکسی شده با رتبه‌بندی $CAMEL$) بر وام‌های تجاری و صنعتی، وام‌های مصرفی و وام‌های دارایی واقعی را کمی‌سازی کردند. آن‌ها سری‌های زمانی شان را به دو زیر دوره ۱۹۸۵ تا ۱۹۹۳(دوره بحران اعتباری) و ۱۹۹۴ تا ۲۰۰۴ (دوره رونق پایدار) تقسیم کرده‌اند. برای دوره اول، نویسندگان یافتند که وام دهی تجاری بیشترین حساسیت را به تغییرات در رتبه بندی $CAMEL$ داشتند، در حالی که سایر گروه‌های وام حساسیت کمتری نشان دادند. برای دوره دوم، آن‌ها شواهد کمی یافتند که تغییرات در رتبه‌بندی $CAMEL$ هیچ اثر سیستماتیکی روی رشد وام برای هر یک از گروه‌های وام نداشت. مطالعه حاضر

1. Oluitan
2. Tan
3. Thaker et al.
4. Pham
5. Curry et al.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]
[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.411]

از حیث دیدگاه نامتقارن با مطالعه کاری و دیگران(۲۰۰۶) مشابهت دارد اما نقطه تمایز با این مطالعه در به‌کارگیری رویکرد مارکوف سوئیچینگ جهت مطالعه رفتار نامتقارن متغیرهای اقتصادی بر تسهیلات بانکی می‌باشد. کوپیک و دیگران[1](۲۰۱۵) حساسیت نرخ‌های رشد وام‌های فصلی بانک‌ها (طی دوره ۱۹۹۴ تا ۲۰۱۱) به تنوع در نظارت بانکی را برآورد کردند. آن‌ها یافتند که افزایش در شدت نظارت بانکی طی یک رتبه بندی ضعیف، اثر خیلی معنادار بر رشد وام بانکی دارد. در مقابل، آن‌ها یافتند که تغییرات در سرمایه و موقعیت‌های نقدینگی بانک فقط اثرات جزئی بر رشد وام‌ها دارند. بروسپاید و ادگ[2](۲۰۱۰) آزمون کردند که چطور سرمایه بانک بر گسترش تسهیلات بانکی در آمریکا اثر می‌گذارد. آن‌ها اثرات نسبت‌های سرمایه به دارایی نسبتاً کمی در وام دهی بانکی یافتند. این نویسندگان استدلال می‌کنند که این نتایج با دیدگاه اهرم ثابت مغایرت دارد، که در شکل‌گیری نظرات پیش‌بینی‌کنندگان و سیاست‌گذاران در مورد تأثیر تغییرات سرمایه بانکی بر رشد وام کاملاً تأثیرگذار بوده است.

مطالعات زیادی اثر سیاست پولی بر وام دهی بانکی را تحلیل کرده‌اند. برای مثال، فرینها و روبالو-مارکوئز[3](۲۰۰۱) یک کانال وام دهی بانکی در انتقال سیاست پولی در اقتصاد پرتغال را یافتند. آن‌ها همچنین نشان دادند که این کانال برای بانک‌های کمتر سرمایه داری شده مهم‌تر هستند. متقابلا، آن‌ها یافتند که اندازه و نقدینگی بانک خصوصیات مرتبطی هستند که اهمیت کانال وام دهی را تعیین می‌کنند. هرناندو و مارتینز-پاگ[4](۲۰۰۱) هیچ تفاوتی در واکنش رشد وام‌ها به تغییرات سیاست پولی برای بانک‌های اسپانیایی به لحاظ اندازه یا درجه‌های متفاوت سرمایه‌داری نیافتند. به هر حال نویسندگان شواهدی یافتند که بانک‌های با نقدینگی کمتر ممکن است یک واکنش قوی‌تر از بانک‌های با درجه نقدینگی بیشتر نشان دهند. سرانجام سان و دیگران[5](۲۰۱۰)

1. Kupiec et al.
2. Berrospide and Edge
3. Farinha and Robalo-Marques
4. Hernando and Martinez-Page
5. Sun et al.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.411]

یافتند که نسبت‌های ذخیره لازم و نرخ بهره وام دهی رسمی به طور منفی با وام دهی بانکی در چین ارتباط دارند.

تقوی و لطفی (۱۳۸۵) به بررسی اثر سیاست‌های پولی بر تسهیلات اعطایی به روش داده‌های تابلوی برای دوره زمانی ۱۳۷۴ تا ۱۳۸۲ پرداخته‌اند. در این مطالعه، کارکرد کانال اعتباری و به عبارتی دیگر، تأثیر سیاست‌های پولی بر حجم سپرده‌ها، اعتبارات اعطایی، و نقدینگی بانک‌ها مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج حاصله حاکی از آن است که شاخص سیاست پولی (نرخ سپرده قانونی) تأثیر منفی اما بسیار ناچیزی بر نرخ رشد حجم سپرده بانک‌ها و مانده تسهیلات اعطایی آنها می‌گذارد. بنابراین وجود کانال اعتباری سیاست پولی در ایران تأیید می‌شود، اما از آنجا که این اثر بسیار ناچیز است، عملاً کارایی سیاست پولی و کارکرد کانال اعتباری از اعتبار ساقط می‌شود.

محسنی زنوری و همکارن (۱۳۹۳) در مقاله‌ای به شناسایی عوامل اثرگذار بر تسهیلات اعطایی بانک‌ها تحت شرایط اطلاعات نامتقارن پرداخته‌اند. شاخص‌های انتخاب شده برای ۱۸ بانک ایرانی طی سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۹۰ با استفاده از رهیافت داده‌های تابلویی پویا مبتنی بر روش گشتاورهای تعمیم یافته مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است. نتایج حاکی از آن است که متغیرهای نسبت تسهیلات اعطایی به دارایی‌ها، لگاریتم مطالبات غیرجاری و متغیر نسبت مطالبات غیرجاری به تسهیلات اعطایی به عنوان شاخص‌هایی از اطلاعات نامتقارن تأثیر منفی و معنی‌دار بر سطح تسهیلات اعطایی در نظام پرداخت اعتبار ایران دارند. همچنین حاشیه سود خالص به عنوان جایگزینی برای نرخ بهره تأثیر منفی و البته بدون معنی بر تسهیلات اعطایی دارد.

گلزاریان و همکاران (۱۳۹۷) عوامل مؤثر بر اعطای تسهیلات بانکی را برای ۱۷ بانک ایرانی در سال‌های ۱۳۸۸-۱۳۹۵ با روش داده‌های تابلویی تحلیل کردند. نتایج حاکی از تأثیر منفی نسبت مطالبات غیرجاری، نسبت نقدینگی، متوسط نرخ سود تسهیلات و نرخ ذخایر قانونی بر اعطای تسهیلات بانکی و تأثیر مثبت نسبت سپرده و نرخ رشد اقتصادی است.

عبادی(۱۳۹۷) در مطالعه خود به ارزیابی تأثیر متغیرهای اقتصادی بر عرضه تسهیلات بانکی در شبکه بانکی کشور به روش اقتصادسنجی الگوی خودرگرسیونی با وقفه‌های گسترده(ARDL) برای دوره زمانی ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۴پرداخته است. این مقاله به دنبال پاسخ به سؤالات زیر است: اولاً چه

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.411]

ارتباطی بین حجم نقدینگی و عرضه تسهیلات در شبکه بانکی کشور است و همچنین بین نرخ تورم و دیگر متغیرها با عرضه تسهیلات وجود دارد؟ ثانیاً در چه صورت یا به عبارت دقیق‌تر چگونه می‌توان عرضه تسهیلات را افزایش داد؟ نتایج تحقیق نشان می‌دهد که رابطه مثبت بین حجم نقدینگی، نرخ تورم و عرضه تسهیلات بانکی، رابطه منفی بین نرخ ارز در بازار آزاد و عرضه تسهیلات بانکی وجود دارد و همچنین رابطه مثبت بین حجم سپرده‌ها در شبکه بانکی و عرضه تسهیلات بانکی تأیید می‌شود.

مطالعات موجود به وضوح نتایج غیرقطعی در مورد عوامل تعیین کننده تسهیلات بانکی را نشان داده است، زیرا به نظر می‌رسد این عوامل در کشورها، مناطق و روش‌های متفاوت، متمایز هستند. بنابراین، نیاز به مطالعات بیشتر در مورد عوامل تعیین کننده تسهیلات بانکی وجود دارد. از این رو رساله حاضر به طور متمایز با مطالعات فوق که به صورت متقارن به بررسی عوامل تأثیرگذار بر رشد تسهیلات بانکی پرداخته‌اند، با رویکرد نامتقارن این موضوع را تجزیه و تحلیل کرده است. در پژوهش حاضر سعی شده است که اثرات نامتقارن عوامل تأثیر گذار بر تسهیلات بانکی مورد تحلیل و بررسی قرار گیرد، لذا از رویکرد مارکوف سوئیچینگ استفاده شده است. این رویکرد رژیم محور در مطالعات کمتر به چشم می‌خورد و نقطه تمایز پژوهش حاضر با سایر مطالعات در این حوزه می‌باشد.

مطالعات داخلی و خارجی فوق به بررسی اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر سطح تسهیلات بانکی با رویکرد خطی و متقارن در قالب روش‌های ECM، ARDL، GMM، $VECM$ و روش داده‌های تابلویی پرداخته‌اند و چرخه‌های اعتباری را در تحلیل خود مدنظر قرار نداده اند، به‌جز مطالعه کاری و دیگران (۲۰۰۶) که از لحاظ روش برآورد(N_{ARDL}) با مطالعه حاضر که با روش مارکوف سوئیچینگ برآورد شده است، متفاوت است. از این رو پژوهش حاضر در تمایز با مطالعات فوق، اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر سطح تسهیلات بانکی را با در نظر گرفتن چرخه‌های اعتباری اعم از دوران رکود و رونق اعتباری در قالب یک رویکرد غیرخطی با روش مارکوف سوئیچینگ(MS) مورد تجزیه و تحلیل قرار داده است و حاکی از اثرات نامتقارن عوامل کلان

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.411]

اقتصادی بر سطح تسهیلات بانکی طی دوران رکود و رونق اعتباری می‌باشد که تصمیم‌گیری و سیاستگذاری بر مبنای رویکردهای خطی در مطالعات فوق الذکر را زیر سؤال می‌برد.

٤. مدل و روش تحقیق

برای بررسی اثرات نامتقارن عوامل کلان اقتصادی اثرگذار بر سطح تسهیلات بانکی از مدل مارتین[1] (۲۰۱۱) استفاده می‌شود. مارتین علاوه بر مدل پایه خود، الگویی به عنوان یکی از مدل‌های رشد اعتباری (ΔC_t) معرفی می‌کند که به تصریح دیگری توجه می‌کند که در آن رشد GDP (با یک وقفه) بر میانگین شرطی فرآیند رشد اعتبار اثر می‌گذارد:

$$\Delta C_t = \mu(s_t.\Delta GDP_{t-1}) + \phi\big(\Delta C_{t-1} - \mu(s_{t-1}.\Delta GDP_{t-2})\big) + \epsilon_t \qquad (۱۱)$$

که

$$\mu(s_t.\Delta GDP_{t-1}) = \mu(s_t) + \beta(s_t)\Delta GDP_{t-1})$$

و تصریح ϵ_t بدون تغییر باقی می‌ماند. در واقع، این تصریح دلالت بر یک تعریف جایگزین از سیکل اعتباری دارد که در آن انتقالات سیکلی در روند رشد واقعی اعتبار به‌دست آمده توسط ساختار غیرخطی $MS-AR$، آن‌هایی هستند که به صورت خطی توسط انتقالات در سیکل تجاری که به صورت یک رشد وقفه دار GDP به دست آمده اند، توضیح داده نشده‌اند.

جهت رفع تورش تصریح مدل مارتین، طبق ادبیات نظری، سایر متغیرهای اقتصادی اثرگذار بر نرخ رشد تسهیلات بانکی به بخش خصوصی ($Dloan_t$) به مدل مارتین (۲۰۱۱) در معادله (۱۱) اضافه می‌شود.

$$Dloan_t = \beta_{s_t1} + \beta_{s_t2}GDP_t + \beta_{s_t3}i_t + \beta_{s_t4}ddepo_t + \beta_5 R1_t + \beta_6 R2_t + \beta_7 DX_t + \beta_8 NPL_t \qquad (۱۲)$$

متغیر وابسته این مدل، نرخ رشد فصلی اعتبار واقعی به بخش خصوصی است. برای واقعی کردن از تقسیم متغیر وابسته بر شاخص ضمنی تولید ناخالص داخلی[2] استفاده می‌شود.

1. Martin Rebeca Anguren
2. GDP deflator

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.411]

عوامل مؤثر بر رشد تسهیلات بانکی طبق مبانی نظری عبارتند از نرخ رشد اقتصادی (GDP)، نرخ تورم (i)، نرخ رشد سپرده‌های بانکی $(ddepo)$، نرخ سود سپرده$(R1)$، نرخ سود تسهیلات$(R2)$، نرخ رشد ارز (DX) و مطالبات غیرجاری (NPL).

در ادامه به پیروی از روش مورد استفاده در مطالعه فیلاردو[1](۱۹۹۴) به بررسی رفتار نامتقارن نرخ رشد اقتصادی بر میزان تسهیلات غیردولتی با فرض متغیر بودن احتمالات انتقال پرداخته می‌شود. برای این موضوع از مدل رفع تورش شده مارتین (۲۰۱۱) استفاده می‌شود با این تفاوت که به احتمالات انتقال اجازه داده می‌شود تا درطی زمان متغیر باشند. چرا که هدف، بررسی اثرپذیری احتمال انتقال از متغیرهای کلان اقتصادی است. مدل احتمالات انتقال متغیر می‌تواند تغییرات در احتمال انتقال قبل و بعد از نقاط عطف تشخیص دهد، پایداری زمانی پیچیده‌تری را به‌دست می‌دهد و اجازه می‌دهد دوره موردانتظار در طول زمان متغیر باشد (میساس و رامیرز[2]، ۲۰۰۶).

در این پژوهش به منظور اینکه آزمون کنیم چه متغیرهایی روند سیکل اعتباری را هدایت می‌کنند، احتمال انتقال در طی زمان متغیر[3]فرض می‌شود، در حالی که در مطالعه مارتین (۲۰۱۱) احتمال انتقال در طی زمان ثابت فرض شده است.

روش احتمال انتقال متغیر در طی زمان $(TVTP)$ گسترش یافته روش احتمال انتقال ثابت (FTP) است. این روش اولین بار توسط فیلاردو[4](۱۹۹۴) معرفی شده است. در این مطالعه برای بررسی اثر رشد اقتصادی روی تسهیلات غیردولتی از این رویکرد استفاده می‌شود.

تابع منطقی برای تشخیص احتمالات انتقال متغیر با زمان به صورت زیر است:

$$P_{ijt} = pr[s_t = j | s_{t-1} = i. z_{t-1}] = \frac{\exp(\lambda_{ij0} + z_{t-1}' \lambda_{ij1})}{1 + \exp(\lambda_{ij0} + z_{t-1}' \lambda_{ij1})} \quad (۱۳)$$

که در آن $j = 1. \ldots . M - 1$ و $j = 1. \ldots . M$ است و همچنین داریم:

$$P_{iMt} = pr[s_t = M | s_{t-1} = i. z_{t-1}] = 1 - \sum_{j=1}^{M-1} P_{ijt} \ . \ j = 1. \ldots . M \quad (۱۴)$$

1. Filardo
2. Misas and Ramírez
3. time-varying transition probabilities
4. Filardo

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.411]

که در این معادلات M تعداد رژیم‌ها، s_t متغیر مارکوف مرتبه اول، z_t برداری از متغیرهای اقتصادی است که انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر را توضیح می‌دهند.

بر مبنای فیلاردو(۱۹۹۴)، احتمالات انتقال متغیر با زمان برای دو رژیم به صورت زیر است(خمیری و سامی بن علی[1]، ۲۰۱۳)

$$pr(s_t = 1|s_{t-1} = 1) = \frac{\exp(\lambda_{1.0}+\sum_{j=1}^{n} z_{t-1}^{'}\lambda_{1.j})}{1+\exp(\lambda_{1.0}+\sum_{j=1}^{n} z_{t-1}^{'}\lambda_{1.j})} \quad (۱۵)$$

$$pr(s_t = 1|s_{t-1} = 2) = \frac{\exp(\lambda_{2.0}+\sum_{j=1}^{n} z_{t-1}^{'}\lambda_{2.j})}{1+\exp(\lambda_{2.0}+\sum_{j=1}^{n} z_{t-1}^{'}\lambda_{2.j})} \quad (۱۶)$$

به طوری که $pr(s_t = 1|s_{t-1} = 1)$ احتمال ماندن در رژیم ۱ را نشان می‌دهد و $pr(s_t = 1|s_{t-1} = 2)$ نشانگر احتمال انتقال از رژیم ۲ به رژیم ۱ است.(ممی پور و جعفری، ۱۳۹۶)

در این تحقیق، Z نشانگر نرخ رشد اقتصادی اثرگذار بر نرخ رشد اعتبار به بخش خصوصی از مسیر احتمالات انتقال است.

۵. نتایج برآورد مدل

داده‌های این مطالعه از سایت مرکز آمار، بانک اطلاعات و سری‌های زمانی بانک مرکزی ایران و بانک جهانی به صورت فصلی طی سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۹۹ گردآوری شده‌اند. سال پایه مورداستفاده جهت محاسبه متغیرهای واقعی سال ۱۳۹۵ است. همچنین از آنجایی که تمامی داده‌های مورد استفاده در این مقاله به صورت فصلی است، لذا داده‌ها با استفاده از روش TRAMO/SEATS که توسط گومز و مراول[2](۱۹۹۷) ارائه شده، تعدیل فصلی شده‌اند. برای این منظور از نرم افزار تخصصی Eviews9 استفاده شده است.

1. Khemiri, R., and Sami Ben Ali, M.
2 . Gomez abd Maravall

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.411]

مانایی متغیرها

ابتدا به بررسی مانایی متغیرهای مورد استفاده در این بخش پرداخته می‌شود.

جدول ۱. بررسی مانایی متغیرهای مدل

متغیر		آماره دیکی فولر	$Prob$	مانایی
نرخ رشد تسهیلات واقعی	Dl_t	-۳/۸۹۴	۰/۰۰۳۳	مانا
نرخ رشد اقتصادی	GDP_t	-۳/۷۸۳	۰/۰۲۲۶	مانا
نرخ تورم	i_t	-۳/۵۳۶	۰/۰۴۲۶	مانا
نرخ رشد سپرده‌های بانکی	$ddepo_t$	-۳/۹۳۵	۰/۰۱۵۰	مانا
نرخ سود اسمی سپرده ها	$R1_t$	-۱/۷۵۸	۰/۷۱۵۸	نامانا($I1$)
نرخ سود اسمی تسهیلات	$R2_t$	-۱/۹۵۰	۰/۶۱۹۳	نامانا($I1$)
نرخ رشد ارز	DX_t	-۲/۵۷۹	۰/۲۹۰۶	نامانا($I1$)
مطالبات غیرجاری	NPL_t	۰/۳۸۶۳	۰/۹۹۸۸	نامانا($I1$)

منبع: یافته‌های محقق

تمامی متغیرها به جز متغیر نرخ سود سپرده، نرخ سود تسهیلات، نرخ ارز و مطالبات غیرجاری مانا می‌باشند و متغیرهای نامانا با یک بار تفاضل گیری مانا می‌شوند که می‌توان با یک‌بار تفاضل‌گیری متغیرهای نامانا به متغیرهای مانا دست یافت و مدل را بدون بیم از رگرسیون کاذب تخمین زد. از آن جایی که استفاده از تفاضل مرتبه اول متغیرهای نامانا برای تفسیر نتایج مورد نظر نیستند، لذا می‌توان به بررسی همجمعی متغیرهای مدل پرداخت که اگر متغیرها همجمع بودند آن‌گاه می‌توان از سطح متغیرها برای تخمین مدل استفاده کرد و در نتیجه تفسیر ضرایب مدل بیان اقتصادی خواهند داشت.

برای برآورد مدل خطی از آن جایی که متغیرهای مذکور تعدادی در سطح و مابقی با یک بار تفاضل‌گیری مانا می‌شوند و متغیری نیست که با دوبار تفاضل‌گیری مانا شود، لذا جهت بررسی رابطه بلندمدت بین متغیرها از روش خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی ($ARDL$) استفاده می‌شود.

برای برآورد مدل غیرخطی مارکوف سوئیچینگ نیاز به متغیرهای مانا می‌باشد که برخی از متغیرهای مورد استفاده در پژوهش، طبق جدول۱ مانا نمی باشند، لذا از آن جایی که برای تفسیر نتایج نیاز به سطح

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.411]

متغیرها می‌باشد از این رو به بررسی همجمعی متغیرها در سطح می‌پردازیم که اگر همجمعی حاصل شود آن گاه بدون بیم از بروز رگرسیون کاذب می‌توان از متغیرها در سطح استفاده کرد.

وجود همجمعی بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی، نه تنها به این معناست که یک رابطه بلندمدت تعادلی بین متغیرها وجود دارد، بلکه می‌توان با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی(OLS) برآورد کاملا قابل اتکایی از ضرایب الگو را به دست آورد. معمولاً برای بررسی همجمعی از روش‌های مختلفی از قبیل انگل گرنجر دو مرحله‌ای، روش یوهانسون- جوسیلیوس، روش خودتوضیح برداری با وقفه‌های گسترده($ARDL$) و روش آزمون کرانه‌ها یا روش خودتوضیح برداری غیرمقید[1] استفاده می‌شود (تشکینی، ۱۳۸۴).

آزمون کرانه‌ای باند (UECM) روشی برای مشخص کردن رابطه ی بلندمدت بین یک متغیر وابسته و تعدادی از برآوردکننده‌ها است. این آزمون توسط پسران، شین و اسمیت(۲۰۰۱) برای تعیین رابطه همجمعی بین متغیرها ارائه شده است. این روش نسبت به سایر روش‌های آزمون همگرایی مانند انگل- گرنجر و یوهانسن- جوسیلیوس مزیت هایی دارد. نخست اینکه می‌توان این آزمون را صرف نظر از اینکه متغیرهای مدل کاملاً $I(0)$ یا $I(1)$ یا ترکیبی از هر دو باشند به کار برد. دوم این که برخلاف روش انگل–گرنجر، این روش پویایی‌های کوتاه مدت را در بخش تصحیح خطا وارد نمی‌کند (بنرجی و دیگران،۱۹۹۳) سومین مزیت آن است که این روش را می‌توان با تعداد مشاهدات اندک نیز به کار برد، برخلاف روش‌های همگرایی انگل-گرنجر و یوهانسن-جوسیلیوس که برای نمونه‌های کوچک قابل استفاده نیستند (نارایان[2]،۲۰۰۴) در نهایت این که استفاده از این روش حتی زمانی که متغیرهای توضیحی درون زا هستند، ممکن است (آلام و کوازی، ۲۰۰۹).

روش آزمون همگرایی باند با فرض این که LnY متغیر وابسته و LnX متغیر توضیحی باشد، به منظور تحلیل همگرایی نیازمند تخمین مدل تصحیح خطای غیرمقید($UECM$) زیر است:

$$\Delta LnY_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{L} \alpha_{1i}\, \Delta LnY_{t-i} + \sum_{i=1}^{L} \alpha_{i2}\, \Delta LnX_{t-i} + \alpha_3 LnY_{t-1} + \alpha_4 LnX_{t-1} + \varepsilon_{1t} \qquad (۱۷)$$

1. Unrestricted Error Correction Model
2. Narayan

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.411]

که در آن α_3 و α_4 ضرایب بلندمدت، α_0 عرض از مبدا، Δ عملگر تفاضل، ε_{1t} جمله اخلال و L تعداد وقفه‌های بهینه است که به کمک ضوابطی مانند آکائیک، شوارتز بیزین، حنان کوئین یا $\overline{R^2}$ تعیین می‌شود. همچنین، در این معادله مقادیر ΔLnY و مقادیر با وقفه و جاری ΔLnX، پویایی‌های کوتاه مدت را نشان می‌دهند.

فرآیند آزمون باند برای عدم وجود ارتباط سطحی بین LnY و LnX از طریق صفر قرار دادن ضرایب سطوح با وقفه متغیرهای مذکور در معادلات فوق به دست می‌آید. به عنوان مثال در معادله فوق که Y متغیر وابسته است، فرض صفر مبنی بر عدم وجود همگرایی و فرض مقابل آن به صورت زیر تعریف می‌شوند:

$$H_0: \alpha_3 = \alpha_4 = 0 \text{ و } H_1: \alpha_3 \neq \alpha_4 = 0 \qquad (۱۸)$$

در این روش وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای تحت بررسی به وسیله محاسبه آماره F برای آزمون معناداری سطوح با وقفه متغیرها در فرم تصحیح خطا مورد آزمون قرار می‌گیرد. نکته مهم آن است که توزیع F مذکور غیراستاندارد است. پسران و دیگران (۱۹۹۶) مقادیر بحرانی مناسب را متناظر با تعداد رگرسورها و این که مدل شامل عرض از مبدا و روند است یا نه محاسبه کرده‌اند. آن‌ها دو گروه از مقادیر بحرانی را ارئه کردند: گروه اول، بر این اساس است که تمامی متغیرها مانا هستند و گروه دوم، بر این اساس است که همگی نامانا هستند که با یک بار تفاضل‌گیری مانا می‌شوند و اگر آماره F محاسباتی در خارج از این مرز قرار گیرد، یک تصمیم قطعی بدون توجه به این که متغیرها $I(0)$ یا $I(1)$ باشند، گرفته می‌شود. در این صورت اگر F محاسباتی فراتر از محدوده بالایی قرار بگیرد، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت رد می‌شود و اگر پایین‌تر از محدوده پایینی قرار گیرد، فرضیه صفر پذیرفته می‌شود. اگر F محاسباتی در بین دو محدوده قرار گیرد، نتایج استنباط، غیرقطعی و وابسته به این است که متغیرها $I(0)$ یا $I(1)$ باشند. تحت این شرایط، باید بر روی متغیرها آزمون‌های ریشه واحد انجام گیرد. می‌توان الگوی کوتاه مدت بین متغیرها را با استفاده از مکانیزم تصحیح خطا برآورد نمود. الگوی کوتاه مدت با تفاضل مرتبه اول

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.411]

متغیرها برآورد می‌گردد و برای ارتباط بین الگوی بلندمدت و کوتاه مدت، از جمله خطای الگوی بلندمدت با یک وقفه زمانی استفاده می‌شود (تشکینی،۱۳۸۴).

در این بخش از پژوهش از روش آزمون کرانه‌ها برای بررسی همجمعی متغیرها استفاده می‌شود.

جدول۲. نتایج آزمون کرانه ها

$K=7$ $N=78$	5%		10%	
$F=4.204$	$I(0)$	$I(1)$	$I(0)$	$I(1)$
	2.4868	3.7548	2.131	3.2986

منبع: یافته‌های محقق

K تعداد متغیرهای توضیحی در مدل است و F آماره آزمون مربوط به مدل با عرض از مبدا و بدون متغیر روند، برگرفته از جدول آماره F غیراستاندارد نارایان و اسمیت(۲۰۰۵) است. تعداد وقفه‌های بهینه مدل در آزمون کرانه‌ها با استفاده از معیار شوارتز- بیزین، یک وقفه انتخاب شده است.

با توجه به اینکه مقدار F محاسباتی از مقادیر کرانه بالایی در سطح ۵ درصد بیشتر است، لذا فرض صفر مبنی بر عدم وجود همجمعی بین متغیرها با اطمینان ۹۵ درصد رد می‌شود و متغیرهای مورد استفاده در مدل همجمع می‌باشند.

برای بررسی رابطه خطی بین متغیرها از نرم افزار مایکروفیت با روش ARDL استفاده می‌شود. همچنین جهت بررسی رفتار نامتقارن تسهیلات اعطایی بانک‌ها از رویکرد مارکوف سوئیچینگ استفاده شده که وابسته به زنجیره مارکوف پنهان است. مدل غیرخطی در این مقاله با استفاده از نرم‌افزار تخصصی EViews9 برآورد می‌گردد.

۱-۵. بررسی نتایج مدل خطی

مدل زیر به روش خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی $(ARDL)$ برآورد می‌شود.

$$Dloan_t = \beta_1 + \beta_2 GDP_t + \beta_3 i_t + \beta_4 ddepo_t + \beta_5 R1_t + \beta_6 R2_t + \beta_7 DX_t + \beta_8 NPL_t \quad (۱۹)$$

تخمین ضرایب بلندمدت مدل ۱۹ به شرح جدول زیر است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.411]

جدول ۳. نتایج تخمین اثرات بلندمدت مدل خطی

متغیر		ضریب	*Prob*
C	عرض از مبدا	۶/۰۹۰	۰/۴۵۵
GDP_t	نرخ رشد اقتصادی	۰/۳۸۵	۰/۰۰۸
i_t	نرخ تورم	۰/۳۰۸	۰/۰۴۱
$ddepo_t$	نرخ رشد سپرده‌های بانکی	۰/۷۸۰	۰/۰۰۰
$R1_t$	نرخ سود اسمی سپرده	-۰/۵۳۹	۰/۲۶۵
$R2_t$	نرخ سود اسمی تسهیلات	-۰/۰۹۸	۰/۸۶۰
DX_t	نرخ رشد ارز	-۰/۱۳۵	۰/۰۰۸
NPL_t	مطالبات غیرجاری	۰/۰۰۰۰۰۴۰۶	۰/۰۹۷
$\mathbf{F} = ۴/۵۱۲۳$ (۰.۰۰۰)			
$ECM = -0.$۳۰۹۴ (۰.۰۰۰)			
$log - likelihood$	-۱۸۸/۹۳۴۵		

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به جدول۳ می‌توان گفت که در تخمین مدل خطی با روش ARDL متغیر نرخ رشد اقتصادی، نرخ تورم و نرخ رشد سپرده‌های بانکی اثری مثبت و معنادار بر نرخ رشد تسهیلات در بلندمدت دارند. همچنین نرخ رشد ارز اثری منفی و معنادار بر نرخ رشد واقعی تسهیلات می‌گذارد به این معنا که افزایش در این متغیرها سبب کاهش در رشد اعتبارات بانکی می‌شوند. امّا سایر عوامل اثرگذار بر رشد اعتبارات بانکی از جمله نرخ سود تسهیلات، نرخ سود سپرده‌ها و مطالبات غیرجاری بر رشد تسهیلات بانکی در بلند مدت بدون در نظر گرفتن اثرات سیکلی اثری معنادار نداشته است. نتایج به طور کامل همسو با نتایج تئوریک نیست و بیانگر عدم انطباق نتایج مدل خطی با نتایج تئوریک می‌باشد، لذا بهتر است که از مدل‌های کارآمدتری جهت بررسی عوامل مؤثر بر تسهیلات بانکی استفاده گردد. بنابراین اثبات می‌شود که استفاده از مدل‌های خطی برای سیاست‌گذاری کارآمد نمی باشد و امکان بروز خطا در سیاست‌گذاری می‌باشد..

پارامتر $ECM(-1)$ همان ضریب تصحیح خطاست که سرعت تعدیل را نشان خواهد داد. اگر برابر صفر شود یا به عبارتی معنادار نباشد آنگاه هیچ دلیلی مبنی بر وجود رابطه بلندمدت وجود

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]

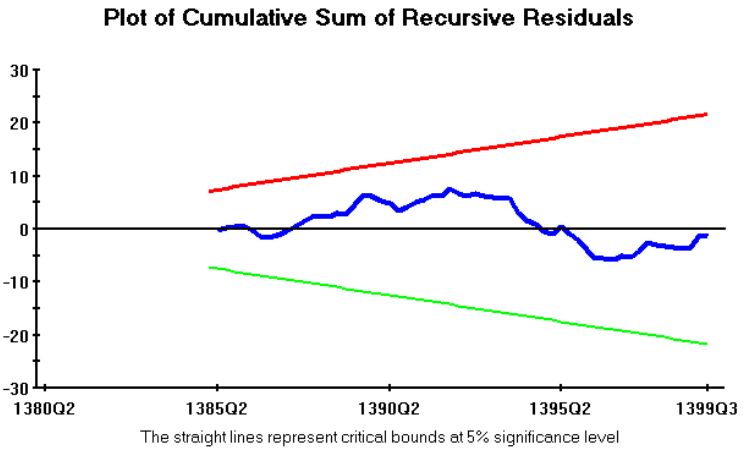
[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.411]

نخواهد داشت. این پارامتر باید بین صفر و منفی یک باشد تا متغیرها به رابطه بلندمدت همگرا شوند (منجذب و دهقانی، ۱۳۹۸).

از آنجایی که در تخمین مدل تصحیح خطا($ECM(-1)$) (۰/۳۰۹۴-) منفی و معنادار است، لذا طی هر دوره زمانی (فصل) خطای عدم تعادل با سرعت ۳۱ درصد تعدیل گردیده و مقدار کوتاه مدت به سمت مقدار تعادلی و بلند مدت خود میل می‌کند.

پسران و همکاران(۱۹۹۷)، استفاده از آزمون ثبات ساختاری ارائه شده توسط برون و همکاران(۱۹۷۵) را پیشنهاد نمودند.

برای این منظور از ترسیم نموداری آماره‌های $CUSUM$ و $CUSUMSQ$ استفاده می‌شود. اگر مقدار این آماره‌ها در بین کران‌های در سطح ۵ درصد قرار داشته باشند، آنگاه فرض صفر آزمون که بیان می‌کند همه متغیرها در رگرسیون برآورد شده با ثبات هستند را نمی توان رد کرد.



شکل ۱. آزمون ثبات ساختاری رگرسیون برآورد شده ($CUSUM$)

با توجه شکل۱ از آن جایی که نمودار ترسیم شده بین دو کران بالا و پایین قرار دارد، لذا رگرسیون برآورد شده در جدول۲ باثبات است.

سپس به بررسی رفتار غیرخطی متغیر وابسته یعنی نرخ رشد تسهیلات واقعی پرداخته می‌شود چراکه در ادامه مقاله به تفسیر نتایج مدل غیرخطی رشد تسهیلات پرداخته خواهد شد، لذا باید وجود رفتار

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]
[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.411]

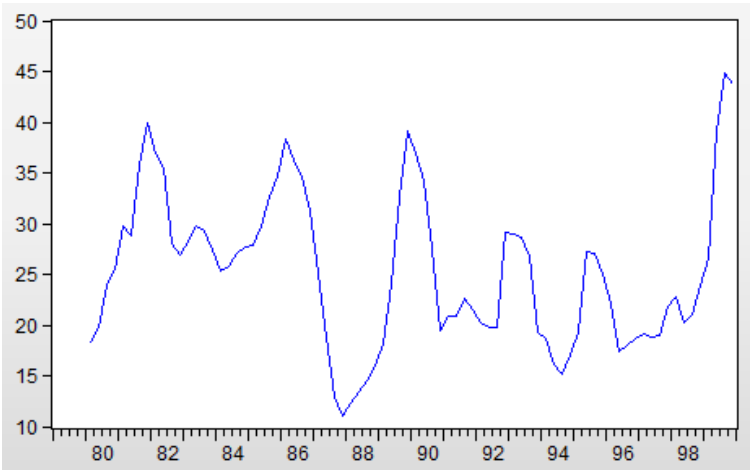
غیرخطی و نامتقارن در این متغیر آزمون گردد. از این رو با استفاده از آزمون BDS[1]، غیرخطی بودن سری زمانی نرخ رشد تسهیلات واقعی در بخش غیردولتی را تحت تحلیل و بررسی قرار داده و در نتیجه با توجه به جدول۴ فرض صفر مبنی بر خطی بودن الگو رد می‌شود و غیرخطی بودن سری زمانی مذکور به اثبات می‌رسد. از این رو بایستی برای تفسیر نتایج اثرگذاری عوامل مؤثر بر نرخ رشد تسهیلات بانکی در بخش غیردولتی از الگوهای غیرخطی استفاده کرد چراکه تخمین الگو به روش خطی می‌تواند ضرایب و میزان اثرگذاری متغیرها را بر نرخ رشد تسهیلات نادرست ارزیابی نماید. از این حیث در ابتدا مدل خطی تخمین زده شد که نتایج و ضرایب آن الگو با مدل غیرخطی مورد مقایسه قرار گیرد و اشتباهات سیاست‌گذاری را در صورت انتخاب الگوهای خطی به وضوح آشکار سازد.

جدول ۴. آزمون غیرخطی بودن متغیر نرخ رشد تسهیلات واقعی

آماره آزمون BDS	انحراف معیار جزء خطا	آماره Z	$Prob$
۰/۱۰۹۰۷۸	۰/۰۰۶۸۸۱	۱۵/۸۵۳۱۲	۰/۰۰۰۰

منبع: یافته‌های محقق

همچنین شکل زیر نشان دهنده متغیر نرخ رشد تسهیلات بانکی در دوره مورد مطالعه است که به وضوح رفتار غیرخطی آن نمایان است.



شکل ۲. روند نرخ رشد تسهیلات واقعی در بخش غیردولتی طی دوره ۱۳۷۹:۱ تا ۱۳۹۶:۴

1. Brock Dechert Scheinkman test

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.411]

حال پس از حصول اطمینان از وجود رفتار غیرخطی در متغیر نرخ رشد تسهیلات واقعی در بخش غیردولتی به مطالعه رفتار غیرخطی آن با استفاده از رویکرد مارکوف سوئیچینگ در نرم افزار تخصصی $EViews9$ جهت بررسی اثر گذاری متغیرهای کلان اقتصادی بر رشد تسهیلات بانکی در بخش غیردولتی طی سیکل‌های مذکور پرداخته می‌شود.

۲-۵. برآورد مدل غیرخطی

در این قسمت به دلیل عدم انطباق صحیح نتایج مدل خطی با نتایج تئوریک به بررسی عوامل مؤثر بر وضعیت مطالبات یا تسهیلات بانکی به بخش خصوصی طی چند رژیم اعتباری متفاوت (دوره رشد اعتباری بالا یا دوره رونق اعتباری و دروه رشد اعتباری پایین یا دوره بحران اعتباری) در اقتصاد ایران در دوره ۱۳۷۹ تا ۱۳۹۹ پرداخته می‌شود. مدل خطی به این دلیل برآورد گردید تا در ادامه با استخراج مقدار لگاریتم حداکثر درست‌نمایی آن مدل و مدل غیرخطی به بررسی رفتار غیرخطی مدل تسهیلات بانکی طبق جدول ۶ با استفاده از آزمون LR پرداخته شود. سپس دوره‌های رشد پایین اعتبار بانکی به بخش خصوصی یا دوران بحران اعتباری با استفاده از گراف احتمالات فیلترشده رژیم[1]، برگرفته از مدل مارکوف سوئیچینگ استخراج می‌شود. چرا که این دوره‌ها با دوران بحران مالی همزمان هستند لذا دستیابی به دوران بحران اعتباری[2] برای پیش‌بینی دوره‌های بحران مالی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است.

در ادامه مدل مارتین (۲۰۱۱) با احتمال انتقال متغیر برای بررسی اثرات نامتقارن متغیرهای کلان اقتصادی بر رشد تسهیلات بانکی به‌کار برده می‌شود.

طبق مطالعه دیه بولد[3]و همکاران(۱۹۹۹) برای مقایسه دو مدل انتقال ثابت و انتقال متغیر باید از آزمون نسبت درست‌نمایی(LR)[4]استفاده کرد. مدل انتقال ثابت، مدل غیرمقید و مدل با احتمال متغیر، مدل مقید در نظر گرفته می‌شود. از آنجایی که احتمال آماره آزمون کمتر از ۵ درصد شد لذا فرض صفر مبنی بر انتخاب مدل احتمال ثابت رد می‌شود و مدل احتمال متغیر انتخاب می‌شود. همچنین مدل احتمالات متغیر

1. Filtered Regime Probabilities Graph
2. Credit Crisis
3. Diebold et al.
4. Likelihood Ratio test

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.411]

نسبت به دو مدل مارتین و بسط داده شده آن توسعه یافته‌تر و حاوی مفروضات بیشتری است و علامت ضرایب آن با تئوری همسوتر بوده و مقدار آماره آکائیک در آن کمتر است.

جدول ۵. نتایج مدل منتخب $\mathrm{MSIAH}(2)-\mathrm{AR}(1)$ با احتمال انتقال متغیر

		رژیم ۱		رژیم۲	
متغیر		ضریب	$Prob$	ضریب	$Prob$
عرض از مبدا	C	-۱/۶۵۸	۰/۴۸۵۸	۱/۲۰۱	۰/۶۷۴۵
نرخ رشد اقتصادی	GDP_t	-۰/۰۳۸	۰/۲۰۰۶	۰/۰۷۵	۰/۰۸۴۳
نرخ تورم	i_t	-۰/۳۴۳	۰/۰۰۰۰	-۰/۱۱۶	۰/۱۳۵۲
نرخ رشد ارز	DX_t	-۰/۰۴۹	۰/۰۰۰۰	-۰/۰۶۶	۰/۰۰۰۰
نرخ رشد سپرده‌های بانکی	$ddepo_t$	۰/۶۰۶	۰/۰۰۰۰	۰/۴۶۱	۰/۰۰۰۰
نرخ سود اسمی سپرده	$R1_t$	۰/۱۳۷	۰/۵۹۵۸	-۰/۲۶۶	۰/۴۵۰۷
نرخ سود اسمی تسهیلات	$R2_t$	۰/۹۴۶	۰/۰۳۳۶	۰/۶۳۳	۰/۱۵۴۱
مطالبات غیرجاری	NPL_t	۷/۷۷ء-۸	۰/۹۷۳۳	۳/۰۵ء-۶	۰/۲۰۱۳
لگاریتم انحراف معیار		-۱/۶۹۹		۰/۵۶۱۶	
ضرایب مشترک در دو رژیم		ضریب		$\boldsymbol{Prob}$	
نرخ رشد تسهیلات دوره قبل	DL_{t-1}	۰/۷۸۵۲		۰/۰۰۰۰	
نرخ رشد اقتصادی دوره قبل	GDP_{t-1}	-۰/۱۳۰۰		۰/۰۰۰۰	
نرخ تورم دوره قبل	i_{t-1}	-۰/۱۲۵۲		۰/۰۱۲۵	
نرخ رشد ارز دوره قبل	DX_{t-1}	۰/۰۳۳۴		۰/۰۰۰۰	
نرخ رشد سپرده‌های دوره قبل	$ddepo_{t-1}$	-۰/۲۳۵۰		۰/۰۰۰۰	
نرخ سود اسمی سپرده دوره قبل	$R1_{t-1}$	-۰/۰۳۳۲		۰/۹۰۶۹	
نرخ سود اسمی تسهیلات دوره قبل	$R2_{t-1}$	-۰/۵۰۵۴		۰/۲۱۳۳	
مطالبات غیرجاری دوره قبل	NPL_{t-1}	-۱/۸۰ء-۶		۰/۴۵۱۲	
$AIC\ criterion$		۴/۰۸۶۰۶۸			
$log-likelihood$		-۱۲۹/۳۵۶۶			
ضرایب متغیرهای کلان اقتصادی در ماتریس احتمالات انتقال					
		ضریب		$\boldsymbol{Prob}$	
احتمال ماندن در رژیم یک	$DL(-1)$	-۰/۳۱۳۱		۰/۱۲۵۲	
	$GDP(-1)$	۰/۱۸۷۰		۰/۳۴۱۵	
احتمال انتقال از رژیم دو به یک	$DL(-1)$	-۰/۷۱۸۶		۰/۰۲۳۳	
	$GDP(-1)$	۰/۵۰۴۱		۰/۰۳۵۱	

منبع: یافته‌های محقق

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.411]

با توجه به مقدار لگاریتم حداکثر درست‌نمایی[1] در دو مدل خطی و غیرخطی، به محاسبه آماره آزمون نسبت درست‌نمایی(LR) پرداخته شد و در نتیجه غیرخطی بودن مدل نرخ رشد تسهیلات بانکی طبق آزمون LR مورد تأیید قرارگرفت چرا که احتمال آماره آزمون کمتر از ۵ درصد بود و فرض صفر مبنی بر خطی بودن مدل رد شد.

جدول ۶. مقدار آماره آزمون نسبت درست‌نمایی(LR)

آماره آزمون LR	$Prob$
۱۲/۶۵۶۸	۰/۰۰۰۰

منبع: یافته‌های محقق

مدل منتخب، پس از بررسی تصریح‌های مختلف اعم از مدل‌های با تعداد وقفه‌ها و رژیم‌های متفاوت و مدل هایی که همگی متغیرها یا تعدادی از متغیرها در آن‌ها چرخشی و وابسته به رژیم بودند، براساس معیار کمترین مقدار آماره آکائیک انتخاب شد. جدول۵ نشانگر نتایج تخمین مدل منتخب $\mathrm{MSIAH}(2)-\mathrm{AR}(1)$ با احتمال انتقال متغیر است. این تصریح بیانگر یک مدل اتورگرسیو مرتبه اول می‌باشد که اجزای عرض از مبدأ، تمامی ضرایب خودرگرسیونی و ناهمسانی واریانس آن وابسته به دو رژیم رکود و رونق هستند. از آن جایی که عرض از مبدأ در رژیم۲ بزرگ‌تر از رژیم۱ می‌باشد، می‌توان گفت که رژیم یک، رژیم رشد پایین تسهیلات بانکی یا رژیم رکود اعتباری و رژیم دو، رژیم رشد بالای تسهیلات بانکی یا رژیم رونق اعتباری می‌باشد. پس از آزمون معناداری تمامی حالت‌های ممکن تنها متغیرهایی که توانستند بر احتمال انتقال اثر بگذارند نرخ رشد اقتصادی و رشد تسهیلات در دوره قبل بودند، بدین صورت که افزایش رشد اقتصادی در دوره قبل، احتمال انتقال از رژیم رونق به رکود اعتباری را افزایش داده و افزایش رشد تسهیلات بانکی در دوره قبل نیز احتمال انتقال از دوران رونق به رکود اعتباری را کاهش می‌دهد در حالی که نرخ رشداقتصادی و رشد تسهیلات دوره قبل هیچ تأثیری بر احتمال ماندن در دوران رکود ندارند و در نتیجه احتمال ماندن در دوران رکودی به طور برون زا تعیین می‌شود. به عبارت دیگر سیکل‌های اعتباری در اقتصاد ایران تحت تأثیر و همسو با تغییرات رشد اقتصادی بوده است.

1. Log-Likelihood

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.411]

از آن جایی که مقدار انحراف معیار در جدول۵ بیانگر پراکندگی داده‌ها می‌باشد، بنابراین در دوران رکود اعتباری(رژیم یک)، میزان رشد تسهیلات بانکی دارای نوسان و پراکندگی بیشتری نسبت به دوران رونق اعتباری می‌باشد. رشد تسهیلات بانکی در دوران رونق اعتباری با افزایش رشد اقتصادی افزوده می‌شود در حالی که در دوران رکود اعتباری رشد تسهیلات بانکی از رشد اقتصادی اثری نمی‌پذیرد. همچنین در دوران بحران اعتباری نرخ تورم و نرخ ارز اثری منفی و نرخ رشد سپرده‌های بانکی و نرخ سود تسهیلات اثری مثبت بر رشد تسهیلات بانکی داشته‌اند. در دوران رونق اعتباری نرخ ارز اثری منفی و نرخ رشد اقتصادی و نرخ رشد سپرده‌های بانکی اثری مثبت بر رشد تسهیلات بانکی داشته‌اند. نرخ سود سپرده‌ها و مطالبات غیرجاری در دوره مورد مطالعه در اقتصاد ایران براساس مدل غیرخطی با احتمالات انتقال متغیر اثری معنادار بر نرخ رشد تسهیلات بانکی نداشته است. بنابراین اثرگذاری نامتقارن عوامل اقتصادی بر رشد تسهیلات بانکی بنا به این رویکرد مشهود است از این رو اثر گذاری نامتقارن عوامل کلان اقتصادی طی دوران متفاوت در سیاست‌گذاری مهم جلوه می‌کند و استفاده از مدل‌های خطی پیامدهایی در سیاست‌گذاری خواهد داشت. در مدل تخمینی با احتمال انتقال متغیر، اثرات نرخ رشد اقتصادی و رشد تسهیلات بانکی در دوره قبل بر احتمال انتقال از دوران رونق به رکود اعتباری مشهود است ولی در مدل با احتمال انتقال ثابت، هیچ متغیر کلان اقتصادی احتمال انتقال از رژیمی به رژیم دیگر را تحت تأثیر قرار نمی‌دهد. بدین ترتیب که احتمال انتقال از رژیم رونق به رکود اعتباری، با افزایش رشد اقتصادی فصل قبل افزده شده و با افزایش رشد تسهیلات بانکی در فصل قبل کاسته می‌شود.

جدول ۷. ماتریس احتمال انتقال رژیم

	رژیم۱	رژیم۲
رژیم۱	۰.۲۹۱۶	۰.۷۰۸۳
رژیم۲	۰.۲۶۷۲	۰.۷۳۲۷

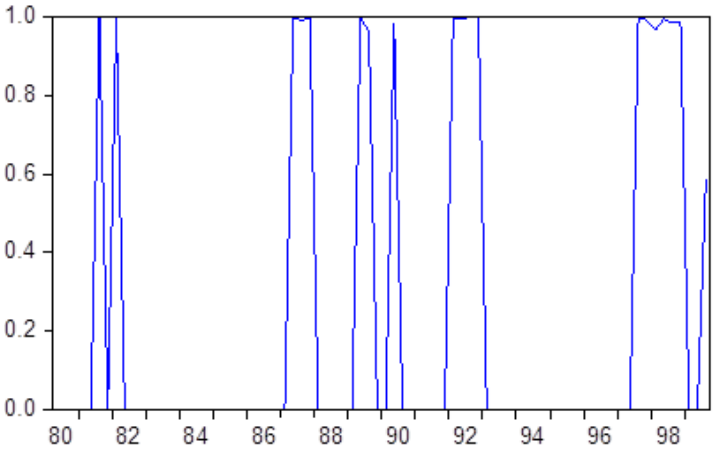
منبع: یافته‌های محقق

جدول۷ بیانگر ماتریس احتمالات انتقال بین رژیم‌ها می‌باشد. بنابر جدول فوق احتمال ماندگاری در دوران بحران اعتباری ۲۹ درصد و در دوران رونق اعتباری ۷۳ درصد می‌باشد. احتمال

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.411]

انتقال از دوران رکودی به دوران رونق ۷۰ درصد می‌باشد. و احتمال انتقال از دوران رونق به دوران رکودی ۲۷ درصد می‌باشد.



شکل ۳. شاخص احتمالات فیلتر شده برای نمایش سیکل‌های اعتباری در اقتصاد ایران در دوره ۱۳۷۹:۱ تا ۱۳۹۶:۴

با استفاده از احتمالات فیلترشده در این مدل، دوران بحران اعتباری که همزمان با دوران بحران مالی است به شرح شکل۳ استخراج می‌شود. در این شکل، دوره‌هایی که طول نمودار در آن کمتر از ۰/۶ است معرف دوران بحران اعتباری است. در شکل۳ سیاست‌های ضدتورمی دولت در سال‌های ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۶ کاملاً مشهود است چرا که دولت با کاهش شدید تسهیلات بانکی به بخش خصوصی و درنتیجه کاهش رشد نقدینگی در آن سال‌ها، نرخ تورم دو رقمی را به محدوده زیر ده درصد رسانید.

٦. نتیجه‌گیری

در این مقاله، در ابتدا مدل خطی برآورد شد و سپس با استفاده از رویکرد غیرخطی مارکوف سوئیچینگ با احتمالات انتقال متغیر به پیروی از مطالعه فیلاردو (۱۹۹۴)، وضعیت سیکل اعتباری یا اثرات نامتقارن عوامل کلان اقتصادی بر نرخ رشد تسهیلات اعطایی بانک‌ها به بخش خصوصی بررسی شد و دوران بحران اعتباری، که همزمان با دوران بحران مالی است، استخراج شد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.411]

رشد اقتصادی تنها در دوران رونق اعتباری اثری مثبت و معنادار بر تسهیلات بانکی دارد که همسو با نتایج تئوریک آواده(۲۰۱۷) و آدلکه و آدومی(۲۰۱۸) می‌باشد و در دوران رکود اعتباری تغییرات رشد اقتصادی بر رشد تسهیلات بانکی اثری نمی‌گذارد.

نتایج حاکی از اثراتی نامتقارن است، به این ترتیب که سیاست‌گذاری پولی بر مبنای نرخ سود تسهیلات بانکی از طریق مکانیزم عملیات بازار باز در دوران رونق اعتباری اثری بر تسهیلات بانکی و در نتیجه مهار نقدینگی و تورم نداشته است، لذا سیاست پولی یک ابزار کم اثر در مدیریت تسهیلات بانکی بوده و در دوران رونق اعتباری بایستی سیاست‌گذار این موضوع را مدنظر قرار دهد. اما سیاست‌گذاری پولی بر مبنای نرخ سود تسهیلات بانکی در دوران بحران اعتباری بر تسهیلات بانکی اثرگذار بوده است. نتایج تئوریک در مورد ارتباط بین نرخ بهره وام و تسهیلات اعطایی مبهم است و به صراحت اثر مثبت یا منفی آن دو در مبانی نظری بیان نشده است، برخی مانند کینزین‌ها معتقد به سرکوب مالی و اثر منفی می‌باشند و برخی ساختارگرایان از قبیل مک کینون و شاو معتقد به ارتباط مثبت می‌باشند.

با توجه به نتایج برآورد مدل غیرخطی سود سپرده و مطالبات غیرجاری بر رشد تسهیلات بانکی تأثیر معناداری ندارند. در دوران بحران اعتباری، نرخ تورم و نرخ ارز اثری منفی بر اعطای تسهیلات بانکی داشته است و در دوران رونق اعتباری تسهیلات بانکی اعطاشده اثری معنادار از نرخ تورم فوق نمی پذیرد اما نرخ ارز اثری منفی بر تسهیلات بانکی دارد. طبق مطالعه ایمرانا و نشاط (۲۰۱۳) نرخ تورم بر تسهیلات بانکی اثری نمی‌گذارد.

نرخ رشد سپرده‌های بانکی در دوران رونق و رکود اعتباری در اقتصاد ایران اثری مثبت و معنادار بر نرخ رشد تسهیلات بانکی داشته است که همسو با نتایج تئوریک ایوانوویک(۲۰۱۶) و آواده(۲۰۱۷) می‌باشد.

بنابراین، با توجه به اثبات رفتار غیرخطی سری زمانی متغیر نرخ رشد تسهیلات بانکی در ایران در دوره مورد مطالعه با به‌کارگیری آزمون BDS و همچنین همسو بودن با تئوری، اثرگذاری نامتقارن

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.411]

عوامل کلان اقتصادی طی دوره رونق اعتباری و دوره بحران اعتباری در سیاست‌گذاری مهم جلوه می‌کند و استفاده از مدل‌های خطی پیامدهای نامطلوبی را در سیاست‌گذاری در پی خواهد داشت.

با عنایت به مطالب فوق پیشنهادات ذیل ارائه می‌گردد:

- افزایش رشد اقتصادی در کشور منجر به افزایش رشد تسهیلات بانکی در شبکه پولی خواهد شد اما نه در تمام رژیم‌های اقتصادی بلکه تصمیم‌گیری و سیاست‌گذاری بر مبنای نرخ رشد اقتصادی جهت افزایش رشد تسهیلات در کشور صرفاً در دوران رکود اعتباری مثمرثمر خواهد بود. بنابراین تصمیم‌گیری صرفاً بر اساس مدل‌های خطی و متقارن نتیجه مطلوبی برای سیاست‌گذار را در پی نخواهد داشت.
- به سیاست‌گذار توصیه می‌گردد که از مدل غیرخطی که در این مقاله به آن‌ها اشاره گردید جهت سیاست‌گذاری استفاده نماید تا درک بهتر و صحیح تری نسبت به آثار اجرایی سیاست‌های اقتصادی خود داشته باشد. استفاده از مدل‌های خطی پیامدهای نامطلوبی را در سیاست‌گذاری در پی خواهد داشت و استفاده از مدل‌های نامتقارن و غیرخطی برای سیاست‌گذار اقتصادی کارآمدترخواهند بود.
- نرخ بهره یا سود تسهیلات بانکی در این رساله اثرات دوگانه و مبهمی بر سطح تسهیلات بانکی داشته است، بنابراین پیشنهاد می‌گردد سیاست‌گذار به سمت آزادسازی نرخ بهره پیش رود تا بسان اقتصادهای آزاد، پتانسیل استفاده از نرخ بهره به عنوان ابزار سیاستی را داشته باشد.
- در بین متغیرهای مورد مطالعه در این مطالعه تورم بیشترین اثر را بر رشد تسهیلات واقعی داشته است، لذا کنترل تورم بایستی از اهداف اصلی سیاست‌گذار پولی برای گسترش سطح تسهیلات واقعی بانک‌ها باشد.
- سیاست‌گذاری پولی بر مبنای نرخ سود تسهیلات بانکی از طریق مکانیزم عملیات بازار باز در دوران رونق اعتباری اثری بر تسهیلات بانکی و در نتیجه مهار نقدینگی و تورم نداشته است، لذا سیاست پولی یک ابزار کم اثر در مدیریت تسهیلات بانکی بوده و در دوران رونق اعتباری بایستی سیاست‌گذار این موضوع را مدنظر قرار دهد. اما سیاست‌گذاری پولی بر مبنای نرخ سود تسهیلات بانکی در دوران بحران اعتباری بر تسهیلات بانکی اثرگذار بوده است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.411]

منابع

احمدیان، اعظم و مهران کیانوند (۱۳۹۳). "شناسایی عوامل مؤثر بر احتمال هجوم بانکی"، *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، دوره ۲۲، شماره ۷۱.

تشکینی (۱۳۸۴)، *اقتصادسنجی کاربردی به کمک مایکروفیت*. تهران: موسسه فرهنگی هنری دیباگران.

عبادی امیر(۱۳۹۷). "ارزیابی تأثیر متغیرهای کلان بر عرضه تسهیلات در شبکه بانکی کشور"، *فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی*، سال ششم، شماره۲۴.

تقوی مهدی و علی‌اصغر لطفی (۱۳۸۵). "بررسی اثرات سیاست پولی بر حجم سپرده‌ها،تسهیلات اعطایی و نقدینگی نظام بانکی کشور طی سال های(۱۳۸۲-۱۳۷۴)"، *پژوهشنامه اقتصادی*، دوره ۶، شماره ۱.

گلزاریان، سیاوش؛ گلمرادی، حسن و محمدمهدی اسماعیلی تزنگی (۱۳۹۷). "عوامل مؤثر بر اعطای تسهیلات بانک‌های تجاری ایران با تأکید بر مطالبات غیرجاری"، *فصلنامه پژوهش‌های برنامه و توسعه*، دوره1، شماره ۱.

محسنی زنوری، سید جمال‌الدین؛ رضایی، ابراهیم و رضا محمدپور (۱۳۹۳). *عوامل مؤثر بر تسهیلات اعطایی شبکه بانکی ایران با تأکید بر اطلاعات نامتقارن*، مجموعه مقالات بیست و چهارمین همایش سالانه سیاست‌های پولی و ارزی

ممی پور سیاب و صغری جعفری (۱۳۹۶). "عوامل مؤثر بر فشار بازار ارز در ایران: در چارچوب الگوی مارکوف سوئچینگ با احتمال انتقال متغیر"، *تحقیقات اقتصادی*، دوره ۵۲، شماره ۲.

منجذب محمدرضا و لیلا دهقانی (۱۳۹۸). "برآورد ظرفیت بیمه عمر در ایران با رویکرد پانل $ARDL$"، *فصلنامه تحقیقات مدل سازی اقتصادی*، شماره ۳۷.

میرزائی، حسین؛ فلیحی، نعمت و محمدرضا مشهدیان ملکی (۱۳۹۰). "بررسی نااطمینانی متغیرهای کلان اقتصادی (نرخ ارز، تورم) بر روی ریسک اعتباری مشتریان حقوقی بانک تجارت"، *پژوهشنامه اقتصادی*، دوره ۶، شماره ۱۸.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.411]

نوری، پیمان؛ قادری، امید و محبوبه مدنی اصفهانی (۱۳۸۸). *بررسی نقش بحران‌های مالی بر شاخص‌های کلیدی بانک‌ها*. اصفهان: انتشارات دانشگاه اصفهان.

نیلی فرهاد و امینه محمودزاده (۱۳۹۳). "مطالبات غیرجاری یا دارایی‌های مسموم بانک‌ها"، *پژوهشکده پولی و بانکی*، MBRI -PP-93025 .

واعظ محمد و عبداله قنبری (۱۳۸۵). *نقش نظام بانکی در ایجاد یا کنترل تورم با تأکید بر اثر تسهیلات و تسهیلات سیستم بانکی*، مجموعه مقالات نوزدهمین همایش بانکداری اسلامی، صص۳۲۷-۳۰۹.

Alam M.I. and R.M. Quazi (2003). "Determinant of Capital Flight: An Econometric Case Study of Bangladesh". *International Review of Applied Economics*, Vol. 17, pp. 85-103.

Awdeh Ali (2017). "The Determinants of Credit Growth in Lebanon", *International Business Research*. Vol. 10, No. 2.

Banerjee A., Dolado J., Galbraith J.W. and D.F. Hendry (1993). *Co-Integration, Error Correction, and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data*. Oxford University Press: Oxford.

Baltensperger E. (1980). "Alternative approaches to the theory of the banking firm", *Journal of Monetary Economics*, 6 January, pp 1-37.

Berger A.N. and G.F. Udell (1992), "Some Evidence on the Empirical Significance of Credit Rationing". *The Journal of Political Economy*, Vol. 100, No. 5, pp.1047-1077.

Bernanke ben S. (1993), Credit in the macroeconomy, FRBNY Quarterly Review /Spring 1992-93.

Berrospide J. and R. Edge (2010). *The Effects of Bank Capital on Lending: What Do We Know, and What Does it Mean?* Finance and Economics Discussion Series, Divisions of Research & Statistics and Monetary Affairs, Federal Reserve Board, Washington, D.C.

Blinder A.S. and J.E. Stiglitz (1983), "Money, Credit Constraints, and Economic Activity". *American Economic Review Papers and Proceedings*, Vol. 73 (May), pp.297-302.

Borio E. and W. Fritz (1995), "The Response of Short-term Bank Lending Rates to Policy Rates: A Crosscountry Perspective", BIS Working Paper No. 27.

Calza A., Gartner C. and J. Sousa (2001). *Modelling the demand for loans to the private sector in the euro area*. ECB Working Paper No. 55, European Central Bank.

Chen G. and Y. Wu (2014). Bank Ownership and Credit Growth in Emerging Markets During and After the 2008– 09 Financial Crisis—A Cross-Regional Comparison. IMF Working Paper WP/14/171, International Monetary Fund, Washington D.C. https://doi.org/10.5089/9781484390993.001

Cottarelli C., Dell Ariccia G. and I. Vladkova-Hollar (2005). Early Birds, Late Risers, and Sleeping Beauties: Bank Credit Growth to the Private Sector in Central and

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.411]

Eastern Europe and the Balkans. Journal of Banking and Finance, 29(1), 83-104. http://dx.doi.org/10.1016/j.jbankfin.2004.06.017.

Cucinelli D. (2015). The Impact of Non-performing Loans on Bank Lending Behavior: Evidence from the Italian Banking Sector. Eurasian Journal of Business and Economics, 8, 59-71. https:/doi.org/10.17015/ejbe.2015.016.04.

Curry T., Fissel G. and C.D. Ramirez (2006). "The Effect of Bank Supervision on Loan Growth". FDIC Centerfor Financial Research Working Paper No. 2006-12. Federal Deposit Insurance Corporation, Washington D.C. https://doi.org/10.2139/ssrn.942299

Dell'Ariccia G. and R. Marquez (2006), "Lending Booms and Lending Standards", *Journal of Finance*, Vol.61, No. 5, pp. 2511–46.

Égert B., Backé P. and T. Zumer (2006). Credit growth in Central and Eastern Europe: New (over)shooting stars? ECB Working Paper No. 687, European Central Bank.

Elekdag S. and F. Han (2012). "What Drives Credit Growth in Emerging Asia?". *Journal of Asian Economics*, No. 38, pp. 1-13. Available at: http://dx.doi.org/10.1016/j.asieco.2015.03.001.

Farinha L. and M.C. Robalo (2001). *The bank lending channel of monetary policy: Identification and estimation using Portuguese micro bank data*. ECB Working Paper No. 102, European Central Bank.

Filardo A. J. (1994). "Business-cycle phases and their transitional dynamics". *Journal of Business & Economic Statistics*, 12 (3), pp. 299–308.

Gomez and Maravall (1997). Programs TRAMO and SEATS: instructions for the user, Beta Version

Gozgor, G. (2014). Determinants of domestic credit levels in emerging markets: The role of external factors.Emerging Markets Review, No. 18, pp. 1-18. available at: https:/doi.org/10.1016/j.ememar.2013.11.003

Guo K. and V. Stepanyan (2011) "Determinants of Bank Credit in Emerging Market Economies" IMF Working Paper WP/11/51

Imran K. and M. Nishatm (2013). Determinants of Bank Credit in Pakistan: A Supply Side Approach. Economic Modeling, No. 35.

Khemiri R. and M. Sami Ben Ali (2013). Exchange rate pass-through and inflation dynamics in Tunisia: A Markov-Switching Approach. Economics: The Open-Assessment E-Journal, 7(43), pp. 1-30.

Kupiec P., Yan L. and C. Rosenfeld (2015). Does bank supervision impact bank loan growth? AEI Economic Policy Working Paper 2015-07, the American Enterprise Institute. http://dx.doi.org/10.1016/j.jfs.2016.11.006.

Hernando I. and J. Martinez-Pages (2001). Is there a bank lending channel of monetary policy in Spain? ECB Working Paper No. 99, European Central Bank.

Ladime Jonas, Emmanuel Sarpong-Kumankoma, Kofi A. Osei (2013), Determinants of Bank Lending Behaviour in Ghana, Journal of Economics and Sustainable Development, Vol.4, No.17.

Lindgren C-J., Gillian G. and I.S. Matthew (1996). "Bank Soundness and Macroeconomic Policy". *International Monetary Fund*, Washington.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.411]

Magud N., Reinhart C. and E. Vesperoni (2012). Capital Inflows, Exchange Rate Flexibility, and Credit Booms. IMF Working Paper WP/12/41, International Monetary Fund, Washington D.C. https:/doi.org/10.5089/9781463936426.001

Misas Martha & Ramírez María Teresa (2006). "Colombian Economic growth under Markov switching regimes with endogenous transition probabilities". *Borradores de Economia* 425, Banco de la Republica de Colombia.

Narayan P. K. (2005), "The Saving and Investment Nexus for China: Evidence from Cointegration Tests", *Applied Economics*, Vol. 37, PP. 1979-1990.

Narayan P.K. and R. Smyth (2005). *Electricity Consumption, Employment and Real Income in Australia Evidences from Multivariate Granger Causality Tests*. Energy Policy, Article in Press.

Oluitan R. O. (2013). "Determinants of Credit Growth in Africa". *Greener Journal of Business and Management Studies*, 3(8), pp. 343-350.

Pesaran M. H. (1997). "The Role of Economic Theory in Modelling the Long-run", *Economic Journal*, vol. 107, pp. 91-178.

Pesaran M.H., Shin Y. and R.I. Smith (2001), "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships", *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 16, PP. 289-326.

Pham T.H.H. (2015). Determinants of Bank Lending. HAL Id: hal-01158241. Available at: https://hal.archives-ouvertes.fr/hal-01158241.

Sun S., Gan C. and B. Hu (2010). "Bank lending channel in China's monetary policy transmission mechanism: a VECM approach". *Investment Management and Financial Innovations*, No. 7, pp. 59-71.

Tan T. B. P. (2012), "Determinants of Credit Growth and Interest Margins in the Philippines and Asia", *IMF Working Paper*, No. 12/123.

Thaker H.M.T., Ee T.S., Sin C.F. and W.H. Man (2013). "The macroeconomic determinants of bank credit in Malaysia: An analysis via the error correction model (ECM)". *Skyline Business Journal*, 9(1), pp. 1-9.

Vazakidis A. and A. Adamopoulos (2009), "Credit Market Development and Economic Growth", *American Journal of Economics and Business Administration*, 1(1), pp.34-40.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.100.411]