نشریه علمی (فصلنامه) پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی شماره ۱۰۴
سال سی‌ام، زمستان ۱۴۰۱، صفحه ۳۵۳ - ۳۰۵

تأثیر نامتقارن متغیرهای کلان اقتصادی بر نرخ نکول بانکی طی دوره‌های نکول بالا و پایین

احسان زنگنه
دکتری اقتصاد از دانشگاه سیستان و بلوچستان (نویسنده مسئول)
ehsan64z@yahoo.com
غلامرضا زمانیان
دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه سیستان و بلوچستان
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

طی دهه‌های اخیر نرخ بالای تورم یکی از دغدغه‌های اقتصاد ایران بوده و یکی از ریشه‌های اصلی بروز تورم، ناترازی بانک‌ها بوده است. سطح مطالبات غیرجاری بانک‌ها به دلیل شرایط رکود اقتصادی، تسهیلات تکلیفی و عدم تخصیص بهینه تسهیلات رو به افزایش بوده و لذا ترازنامه بانک‌ها را ناتراز کرده است. از این رو بررسی عوامل اقتصادی اثرگذار بر نرخ نکول بانکی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. در این پژوهش عوامل اقتصادی اثرگذار بر نکول بانکی شناسایی شده و اثرات نامتقارن آن‌ها بر نرخ نکول بانکی با استفاده از رویکرد غیرخطی به روش مارکوف سوئیچینگ طی دوره فصلی ۱۳۷۹ تا ۱۳۹۹ مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است. نتایج این پژوهش حاکی از اثرگذاری نامتقارن متغیرهای کلان اقتصادی بر نرخ نکول بانکی طی دوران نکول بالا و پایین است. نرخ رشد اقتصادی در دو رژیم نکول متوسط و بالا اثری منفی بر نرخ نکول داشته اما در دوران نکول پایین اثری مثبت بر نرخ نکول داشته، افزایش نرخ تورم در دوران نکول پایین و بالا منجر به کاهش مطالبات غیرجاری شده اما نرخ تورم در دوره نکول متوسط اثری معنادار بر نرخ نکول نمی‌گذارد. نرخ ارز تنها در دوران نکول متوسط و نکول بالا اثری معنادار بر نرخ نکول دارند و در دوران نکول پایین اثری معنادار ندارد. نرخ بیکاری در دوران نکول پایین اثری مثبت بر نرخ نکول اما در دوران نکول بالا، اثری منفی داشته، نرخ رشد تسهیلات در دوران نکول پایین اثری منفی بر نرخ نکول اما در دوران نکول متوسط و بالا اثری مثبت دارد. قیمت جهانی نفت تنها در دوران نکول پایین اثری منفی و معنادار بر نرخ نکول دارد اما در دوران نکول متوسط و بالا، قیمت جهانی نفت اثری معنادار بر نرخ نکول ندارد. نرخ سود تسهیلات بانکی تنها در دوران نکول بالا اثری منفی و معنادار بر نرخ نکول داشته است.

طبقه‌بندی JEL: E32 ,E37.
واژگان کلیدی: اثرات نامتقارن، متغیرهای کلان اقتصادی، نرخ نکول، مدل ویلسون، مدل مارکوف سوئیچینگ.

تاریخ دریافت: ۲۶ / ۹ / ۱۴۰۱ تاریخ پذیرش: ۲۰ / ۱۱ / ۱۴۰۱

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]
[DOI: 10.52547/qjerp.30.104.305]

۱. مقدمه

تسهیلات اعطایی بیشترین قلم دارایی شبکه بانکی کشور را تشکیل می‌دهند که بزرگترین منبع ریسک اعتباری نیز است. در واقع ریسک اعتباری که به مفهوم احتمال عدم بازپرداخت تسهیلات است، از جمله مهم‌ترین ریسک‌های پیش روی بانک‌های کشور است که بنا به دلایل مختلف، از جمله فقدان استانداردهای مربوط به اعتبارات، مدیریت ضعیف سبد تسهیلات و عدم توجه به تغییرات اقتصادی، با آن رو به رو می‌شود. علی رغم اهمیت مدیریت این ریسک، همچنان شاهد وجود ریسک اعتباری بالا برای بانک‌های کشور هستیم. بنابراین ضروری است بانک‌ها روش‌های مناسبی برای اندازه‌گیری ریسک اعتباری در نظر بگیرند و به روش‌های استاندارد آن را مدیریت نموده و سرمایه لازم برای پوشش آن را در نظر بگیرند (احمدیان، ۱۳۹۶).

شواهد و داده‌ها طی دو دهه اخیر حاکی از آن است که در بازار متشکل پولی کشور بر اساس آمار بانک مرکزی، بیشترین مقدار مطالبات غیرجاری در فصل زمستان سال ۱۳۸۸ با نرخ ۲۱/۶۹درصد بوده است. این در حالی است که در کشورهای توسعه یافته نرخ مطالبات غیرجاری یا نرخ نکول اعتباری عمدتاً زیر ۵ درصد است، لذا این نگرانی به وجود می‌آید که در آینده بحران بانکی شدیدی رخ دهد و بی ثباتی‌هایی برای اقتصاد ایران بوجود آورد.

دغدغه و مساله اصلی پژوهش این است که افزایش ریسک نکول در نظام بانکی اولا سبب می‌شود که بانک‌ها از عهده ایفای تعهدات خود نسبت به سپرده‌گذاران برنیایند و ثانیاً به دلیل عدم بازگشت تسهیلات اعطایی، بانک‌ها قادر به اعطای تسهیلات جدید نخواهند بود و منابع مالی موردنیاز خود را باید از بازار بین بانکی و یا به صورت اضافه برداشت از بانک مرکزی تأمین کنند. از این رو با افزایش تسهیلات بانکی و گسترش نقدینگی در اقتصاد، ریسک اعتباری یا نکول بانکی افزایش می‌یابد. گسترش نقدینگی گاها برای تأمین کسری بودجه دولت به صورت مالیات

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.104.305]

تورمی[1] بر جامعه تحمیل می‌شود و بر بانک‌ها تسهیلات تکلیفی بار می‌کند. نکول اعتباری بالا که نهایتاً منجر به اضافه برداشت از بانک مرکزی توسط بانک‌های ناسالم در نظام بانکی خواهد گردید، موفقیت اجرای طرح جدید بانک مرکزی در اقتصاد ایران موسوم به عملیات بازار باز[2] را که در ۲۷ فروردین ماه سال ۱۳۹۸ به تصویب شورای پول و اعتبار رسیده است، نیز تحت تأثیر قرار خواهد داد. چراکه هدف سیاست‌گذار پولی از اجرای عملیات بازار باز، کنترل نرخ بهره بین بانکی کوتاه مدت در یک کریدور هدف و کنترل نرخ‌های سود در بازار پول و نهایتاً کنترل نرخ تورم است، بنابراین عدم کنترل نکول اعتباری و عدم شناسایی عوامل اثرگذار بر نرخ نکول، طرح جدید بانک مرکزی را در جهت کنترل نرخ تورم با چالش جدی مواجه خواهد کرد.

از این رو بازار متشکل پولی بایستی به دنبال کنترل سطح ریسک اعتباری باشد و عوامل اثرگذار بر این نوع ریسک را شناسایی کند و جهت پیش بینی میزان ریسک اعتباری در اثر تغییر در هر یک از عوامل اثرگذار بر آن، به مطالعه دقیق در این ارتباط بپردازد. عوامل متعددی بر مطالبات غیرجاری یا نرخ نکول اعتباری مؤثر هستند که این پژوهش به بررسی عوامل کلان اقتصادی اثرگذار می‌پردازد. ادبیات نظری و تجربی به طور گسترده به بررسی اثرات خطی و متقارن عوامل کلان اقتصادی بر نرخ نکول یا سطح مطالبات غیرجاری پرداخته‌اند اما بر طبق شواهد آماری و تجربی از آن‌جایی که اثرگذاری نامتقارن و غیرخطی عوامل کلان اقتصادی بر نرخ نکول اعتباری دور از انتظار نیست لذا این پژوهش با یک رویکرد غیرخطی به بررسی اثرات نامتقارن عوامل کلان بر نرخ نکول پرداخته است. در بین مطالعات داخلی، مطالعات معدودی از قبیل عبدالشاه و مشیری(۱۳۹۶)، رودری و همکاران(۱۳۹۹) با رویکرد نامتقارن به بررسی اثرات عوامل کلان اقتصادی بر نرخ نکول پرداخته‌اند، اما این دو مطالعه در تحلیل خود وضعیت چرخه‌های اعتباری و تجاری را مدنظر قرار نداده‌اند. نوآوری پژوهش حاضر در این است که به بررسی اثرات نامتقارن متغیرهای اقتصادی بر نرخ نکول بانکی طی چرخه‌های نکول اعتباری یا دوران نکول بالا و پایین در قالب روش مارکوف سوئیچینگ می‌پردازد.

---

1. Seigniorage
2. Open Market Operation

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.104.305]

در این پژوهش ابتدا مبانی نظری و پشینه تحقیق مورد بررسی قرار گرفته و سپس به بررسی روش تحقیق و برآورد نتایج مدل‌های خطی و غیرخطی پرداخته شده است.

۲. مبانی نظری

ریسک اعتباری زمانی اتفاق می‌افتد که وام گیرنده در یک قرارداد بدهی در بازپرداخت کامل یا بخشی از بدهی نکول کند یا تاخیر داشته باشد. اندرسون[1](۲۰۱۳) ریسک اعتباری را این‌گونه تعریف می‌کند: احتمالی که یک قرارداد قانونی و قابل اجرا بی‌ارزش شود (یا حداقل ارزش آن به میزان قابل توجهی کاهش یابد) زیرا طرف مقابل نکول می‌کند و از کار می‌افتد. به گفته ساندرز و کورنت[2] (۲۰۱۱)، این ریسک وجود دارد که جریان‌های نقدی وعده داده شده از وام‌ها و اوراق بهادار نگهداری شده توسط موسسات مالی به طور کامل پرداخت نشود. بنابراین، ریسک اعتباری به دلیل قصور توسط ناشران بدهی و طرف مقابل در معاملات مشتقه ظاهر می‌شود(زامر و همکاران[3]، ۲۰۱۸).

ریسک اعتباری یا نکول اعتباری احتمال تغییر در ارزش دارایی‌های بانک به دلیل تغییرات پیش‌بینی نشده در کیفیت اعتباری مشتری یا بدهکاران است و دارای دو منشأ است: ریسک نکول و ریسک تغییر شرایط اعتباری مشتری. بنابراین این ریسک زمانی رخ می‌دهد که طرف قرارداد قادر به پرداخت بدهی خود نباشد یا حداقل آن‌ها را به موقع پرداخت نکند. دلایل زیادی برای نکول وجود دارد. در اغلب موارد طرف بدهکار، در یک موقعیت مالی بد، مثلاً ورشکستگی قرار دارد. اما در برخی موارد هم ممکن است عمداً تعهدات خود را انجام ندهد، مثلاً به واسطه یک اختلاف حقوقی یا تقلب در قرارداد باشد. بنابراین زیان اعتباری زمانی رخ می‌دهد که بانک با توجه به تعهد یک قرض گیرنده معتبر سرمایه‌گذاری کند، اما پروفایل ریسک یا رتبه اعتباری آن قرض گیرنده دچار افت زیادی شود. لذا در این شرایط حتی در صورت تسویه، قیمت نقد کردن

1. Anderson
2. Saunders and Cornett
3. Zamore S. et al.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.104.305]

بدهی در بازار، کمتر از فراهم کردن بدهی توسط بانک است و این امر موجب زیان خالص برای بانک می‌شود (مجتهد و حسن زاده، ۱۳۸۴).

منشأ ریسک اعتباری را می‌توان در تلفیقی از سه ریسک مشاهده کرد که به ترتیب عبارتند از: ریسک نکول[1] یا امکان عدم بازپرداخت دیون توسط قرض گیرنده، ریسک بازیافت[2] یا امکان این که در هنگام نکول، مبلغ بازیافت شده کمتر از مبلغ بدهی باشد و ریسک مواجهه[3] یا ریسک میزان خطری پذیری سرمایه (سپهردوست و برجیسیان، ۱۳۹۳).

عوامل اثرگذار بر نرخ نکول و به شیوه اثرگذاری آن‌ها بر مطالبات غیرجاری در مبانی نظری به شرح زیر تبیین شده است:

۱-۲. نرخ رشد اقتصادی

بررسی رابطه بین ریسک اعتباری و عوامل اقتصادی کلان به مطالعات کینگ و پلوسر[4](۱۹۸۴)، برنانکه و گرتلر[5](۱۹۸۹) و برنانکه، گرتلر و گیلچریست[6](۱۹۹۸) برمی‌گردد. این مطالعات همراه با مقالات اخیر شواهدی از ارتباط منفی بین شرایط اقتصاد کلان و مطالبات غیرجاری[7] را ارائه می‌دهند. این یافته‌ها نشان می‌دهد که در دوره‌های رشد اقتصادی مثبت، درآمد وام گیرندگان افزایش می‌یابد و بنابراین توانایی بازپرداخت وام‌های خود را دارند. برعکس، وقتی رشد اقتصادی کاهش می‌یابد، با افزایش بیکاری و کاهش درآمد قابل تصرف، مطالبات غیرجاری افزایش می‌یابد و در نتیجه وام گیرندگان در بازپرداخت بدهی‌های خود با مشکل روبرو می‌شوند (سالاس و سائورینا (۲۰۰۲)، راجان و دال(۲۰۰۳)، جیمنز و ساورینا(۲۰۰۵)، پسران و همکاران(۲۰۰۶)، کوآگلیاریلو(۲۰۰۷)، بک(۲۰۱۳) و کلین[8](۲۰۱۳)).

---

1. Default risk
2. Recovery risk
3. Exposure risk
4. King and Plosser
5. Bernanke and Gertler
6. Bernanke, Gertler and Gilchrist
7. Non-Performing Loans (NPL)
8. Salas and Saurina 2002; Rajan and Dahl 2003; Jimenez and Saurina 2005; Pesaran et al. 2006 Quagliariello2007; Beck et al. 2013a, b; Klein 2013

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.104.305]

شرایط اقتصاد کلان یک ارتباط بین سیکل‌های تجاری و عملکرد بانکی بوجود می‌آورد، به طوری که تغییرات در شرایط کلان اقتصادی به طور مستقیم بر توان بدهکار برای بازپرداخت بدهی تأثیر می‌گذارد. برای مثال رشد GDP اغلب یک ارتباط منفی با مطالبات غیرجاری دارد که نمایانگر ویژگی ضدسیکلی مطالبات غیرجاری است. این ارتباط منفی در مطالعات اسپینوزا(۲۰۱۰)، لاو(۲۰۱۳)، کلین(۲۰۱۳)، بیک(۲۰۱۵)، انکوسو(۲۰۱۱) و اسکاریکا[1](۲۰۱۴) مشهود است. دوران رکود اقتصادی همراه با مطالبات غیرجاری بالاتر است، همچنین بیکاری افزایش می‌یابد و قرض گیرندگان با مشکلات بیشتری برای بازپرداخت بدهی مواجه می‌شوند. بر اساس مدل مصرف چرخه زندگی(آندو و مودیگلیانی[2]، ۱۹۶۳) و تئوری چرخه‌های تجاری هایک،[3] افزایش رشد اقتصادی تأثیری منفی و معنادار بر حجم مطالبات معوق دارد، زیرا رشد و رونق اقتصادی سبب افزایش توان بازپرداخت بدهی عاملان اقتصادی می‌شود (کواگلیارلو، ۲۰۰۷).

۲-۲. نرخ تورم

تورم یک عامل کلیدی تعیین‌کننده اقتصاد کلان برای مطالبات غیرجاری است. برخی مطالعات تلاش کردند تا وجود اثر علیت بین تورم و ریسک اعتباری بانک‌ها را شناسایی کنند، اما اتفاق نظری حاصل نشد (آموکاوا-منسا و دیگران، ۲۰۱۷؛ گوش، ۲۰۱۵؛ گولاتی و دیگران، ۲۰۱۹؛ انکوسا، ۲۰۱۱؛ یوس[4]، ۲۰۱۷). یک رشته از ادبیات استدلال می‌کند که تورم بالاتر، سطح مطالبات غیرجاری را افزایش می‌دهد. به عنوان مثال، در تحقیقی که در اروپا انجام شد، رینالدی و سانچیس-آرلانو[5] (۲۰۰۶) دریافتند که تورم بالاتر ارزش واقعی درآمد وام گیرندگان را از بین می‌برد که بر توانایی آنها برای بازپرداخت بدهی‌شان تأثیر منفی می‌گذارد (گوش، ۲۰۱۵). کلاین (۲۰۱۳) یافته‌های فوق را از طریق مطالعه‌ای که در کشورهای $CESEE$ بین سال‌های ۱۹۹۸ و ۲۰۱۱ انجام شد تأیید می‌کند. او شواهدی را ارائه می‌دهد

1. Espinoza, Love, Klein, Beak, Nkusu, Skarica
2. Ando and Modgliani
3. Hayek
4. Amuakwa-Mensah et al.; Ghosh; Gulati et al.; Nkusu; Us.
5. Rinaldi and Sanchis-Arellano

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.104.305]

که در شرایط تورمی، وام گیرندگان برای پرداخت بدهی‌های خود به ویژه در مورد وام‌های با بهره متغیر با چالش بیشتری مواجه هستند(کلین، ۲۰۱۳).

در مقابل، یک رشته متضاد از ادبیات رابطه منفی بین تورم و مطالبات غیرجاری را گزارش می‌دهند(ماکری[1] و همکاران، ۲۰۱۴؛ انکوسو، ۲۰۱۱). این مطالعات ادعا می‌کنند که تورم بالاتر ارزش بدهی‌های معوق را کاهش می‌دهد که ظرفیت بازپرداخت خانوارها و شرکت‌ها را بهبود می‌بخشد (انکوسو، ۲۰۱۱). در همین راستا، خمراج و پاشا[2](۲۰۰۹) بخش بانکداری گویانا را مورد بررسی قرار دادند و ارتباط منفی بین تورم و مطالبات غیرجاری را آشکار ساختند. یافته‌های آن‌ها توسط افزایش دستمزد نیروی کار به عنوان عامل افزایش تورم توضیح داده شد که امکان پایداری بازپرداخت‌ها را فراهم می‌کند. علاوه بر این، شواهد اخیر از بخش بانکداری هند تأیید می‌کند که در دوره‌های تورم، ریسک نکول بانک کاهش می‌یابد (گولاتی و همکاران، ۲۰۱۹).

سایر پژوهشگران نتایج مبهم در رابطه با تأثیر تورم بر کیفیت وام بانک‌ها گزارش می‌دهند. کازارکا[3](۲۰۱۹) استدلال می‌کند که تأثیر تورم از یک منطقه به منطقه دیگر متفاوت است. آنها ادعا می‌کنند که تورم بالاتر منجر به کاهش مطالبات غیرجاری در کشورهای نوظهور می‌شود، در حالی که افزایش تورم باعث افزایش مطالبات غیرجاری در کشورهای پیشرفته می‌شود. این یافته‌ها توسط سایر محققان به چالش کشیده شد و استدلال می‌کردند که تورم تأثیر قابل توجهی بر مطالبات غیرجاری‌ها ندارد. به عنوان مثال، تاناسکویک و جاندریک[4](۲۰۱۵) بانک‌های فعال در کشورهای $CESEE$ را بین دوره ۲۰۰۶-۲۰۱۳ مورد بررسی قرار داد. آن‌ها عدم وجود رابطه معنادار بین تورم و مطالبات غیرجاری را بیان می‌کنند. این یافته توسط پریک و کونجاسک[5](۲۰۱۷) تأیید شد که عوامل تعیین کننده NPL را در کشورهای منتخب اتحادیه اروپا در دوره ۱۹۹۹-۲۰۱۳

1. Makri et al.
2. Khemraj and Pasha
3. Kuzucu
4. Tanaskovic and Jandric
5. Peric and Konjusak

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.104.305]

بررسی کردند. این گونه نتایج متضاد، این رشته از ادبیات را مبهم می‌سازد و نیاز به بررسی‌های بیشتر و عمیق‌تر دارد (نایلی و لاریچی، ۲۰۲۰).

بنابراین اثر تورم بالاتر روی مطالبات غیرجاری ممکن است مثبت یا منفی باشد: اگر دستمزدها چسبنده باقی بمانند، تورم بالاتر توان بازپرداخت بدهکاران را کاهش و به طور بالقوه میزان مطالبات غیرجاری را افزایش می‌دهد. در غیراین‌صورت، بدهی واقعی تمایل به کاهش با تورم بالاتر دارد و در نتیجه سطح مطالبات غیرجاری کاهش می‌یابد. این ارتباط دووجهی در مطالعه کلین(۲۰۱۳) تاکید شده است. با این حال، تأثیر تورم بر کیفیت دارایی‌های بانک مبهم است. تورم بالاتر باعث از بین رفتن ارزش واقعی بدهی معوق می‌شود و در نتیجه بازپرداخت بدهی را آسان می‌کند. از طرف دیگر، تورم می‌تواند درآمد واقعی را کاهش دهد(وقتی قیمت‌ها چسبنده باشد) و باعث افزایش نرخ بهره توسط مقام پولی شود (انکوسو، ۲۰۱۱).

۳-۲. نرخ بیکاری

شاخه بزرگی از ادبیات از نرخ بیکاری استفاده می‌کنند تا بتواند وضعیت اقتصادی کشور را منعکس کند و بدتر شدن کیفیت وام بانک‌ها را توجیه کنند (دیمیتریوس و همکاران، ۲۰۱۶؛ کلاین، ۲۰۱۳؛ لوزیس و همکاران[1]، ۲۰۱۲). این مطالعات تصریح می‌کنند که نرخ بیکاری به عملکرد اقتصاد آسیب می‌زند و منجر به افزایش مطالبات غیرجاری می‌شود. لارنس[2](۱۹۹۵) این رابطه مثبت را به ارتباط قوی بین سطوح درآمد و نرخ‌های نکول مرتبط دانست. وی ادعا می‌کند که وام‌گیرندگان با درآمد پایین با ریسک بیکاری بالاتری روبرو هستند، بنابراین با مشکلات بیشتری برای پرداخت بدهی‌های خود مواجه می‌شوند. علاوه بر این، در حالت تعادل، بانک‌ها تمایل دارند نرخ‌های بهره بالاتری را به مشتریان کم‌درآمد تحمیل کنند چرا که به دلیل نامشخص بودن وضعیت درآمدشان، ریسک‌پذیر محسوب می‌شوند. بنابراین، توانایی بازپرداخت آنها را بدتر

1. Dimitrios et al.; Klein; Louzis et al.
2. Lawrence

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.104.305]

می‌کند(لارنس، ۱۹۹۵). کلین (۲۰۱۳) و انکوسو[1](۲۰۱۱) در مطالعات شان این ارتباط مثبت بین بیکاری و مطالبات غیرجاری را تأیید می‌کنند(نایلی و لاریچی، ۲۰۲۰).

۴-۲- نرخ ارز

از نظر تئوری، اگر نرخ یک ارز کاهش یابد، ارزش خود را در مقایسه با یک یا چند ارز مرجع خارجی از دست می‌دهد. در واقع، حرکت پیش‌بینی نشده ارزها می‌تواند منبع مهمی از ریسک و عدم اطمینان باشد. ادبیات بانکداری با در نظر گرفتن این که بانک‌ها بسیار در معرض نوسانات نرخ ارز هستند تلاش کرده است تا تأثیر نرخ ارز را بر ریسک اعتباری بانک‌ها بررسی کند. با این حال، این رابطه همچنان مبهم است (نایلی و لاریچی، ۲۰۲۰).

بک و همکاران(۲۰۱۵) بر تأثیر معنادار و منفی کاهش ارزش پول ملی بر کیفیت وام بانک‌ها تأکید کردند. این مطالعه نشان می‌دهد که اثر کاهش ارزش در کشورهایی با عدم تطابق ارزی بسیار مهم‌تر می‌شود (بک و همکاران، ۲۰۱۵). علاوه بر این، استدلال می‌شود که بانک‌های مستقر در کشورهایی که سهم بالایی از بدهی‌های بخش خصوصی آن‌ها با ارز خارجی است، شوک‌های مطالبات غیرجاری بیشتری را متحمل می‌شوند (بک و همکاران، ۲۰۱۵؛ اسپینوزا و پراساد، ۲۰۱۰). آن‌ها این رابطه را با اثر منفی به اصطلاح کانال ترازنامه توضیح می‌دهند، به طوری که وام‌گیرندگان بدون پوشش بیمه با بدهی غالب به ارز خارجی، هزینه‌های بیشتری متحمل می‌شوند که در نتیجه، شانس عدم بازپرداخت را افزایش می‌دهد. بنابراین، سیاستگذاران و مقامات دولتی باید از اهمیت ذخایر ارزی در جلوگیری از این شوک‌های اقتصادی در صورت وقوع هر گونه افت نرخ ارز آگاه باشند (بک و همکاران، ۲۰۱۳).

از طرفی، محققان دیگر ادعا می‌کنند که یک رابطه مثبت بین نرخ ارز واقعی و مطالبات غیرجاری وجود دارد (کلین، ۲۰۱۳). به عنوان مثال، کلین(۲۰۱۳) شانزده کشور $CESEE$ را بین سال‌های ۱۹۹۸ و ۲۰۱۱ بررسی کرد. او دریافت که در کشورهایی با حجم صادرات بالا و عدم تطابق ارزی ناچیز، کاهش ارزش ارز سطح NPL را کاهش می‌دهد. او از یافته‌های خود با استفاده

1. Klein, N. ,2013 and Nkusu, M.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.104.305]

از مفهوم «کانال رقابت‌پذیری» حمایت می‌کند. این دیدگاه نشان می‌دهد که کاهش ارزش پول محلی، فعالیت‌های صادراتی را تقویت می‌کند که وضعیت مالی شرکت‌ها را بهبود می‌بخشد و ظرفیت پرداخت آن‌ها را افزایش می‌دهد (کلین، ۲۰۱۳).

۵-۲. نرخ بهره

ادبیات قبلی شواهد قانع‌کننده‌ای ارائه می‌دهد مبنی بر اینکه نرخ‌های بهره بالا بر نرخ وام‌دهی بانک‌ها تأثیر می‌گذارد و منجر به افزایش سطح مطالبات غیرجاری می‌شود. این عامل تعیین‌کننده سیاست محور برای اولین بار توسط سینکی و گرینوالت[1](۱۹۹۱) مورد بررسی قرار گرفت که از نمونه‌ای از بانک‌های تجاری بزرگ در ایالات متحده طی سال های۱۹۸۴ تا ۱۹۸۷ استفاده کردند. یافته‌های آن‌ها نشان می‌دهد که افزایش نرخ بهره منجر به زیان بیشتر وام می‌شود. به طور مشابه، برگ و بوی[2](۲۰۰۷) تحقیقی را در نروژ انجام دادند و دریافتند که افزایش وام‌های بد به شدت با افزایش نرخ بهره توضیح داده می‌شود. علاوه بر این، اسپینوزا و پراساد(۲۰۱۰) بخش بانکداری در کشورهای شورای همکاری خلیج فارس (GCC) را مورد بررسی قرار دادند و ادعا کردند که افزایش نرخ بهره منجر به نرخ وام بالاتری می‌شود که به دلیل پرداخت سود بالا، ظرفیت بازپرداخت وام‌گیرندگان را مختل می‌کند. چندین مطالعه نقش افزایش نرخ بهره را در بدتر شدن ظرفیت بازپرداخت وام گیرندگان تأیید می‌کنند (بک و همکاران، ۲۰۱۵؛ گوش، ۲۰۱۵؛ یو اس، ۲۰۱۷). با این حال، مطالعات دیگر اشاره می‌کنند که تنها در صورتی که بانک از رژیم نرخ شناور پیروی کند، نرخ‌های بهره بالا بر کیفیت وام تأثیر می‌گذارند (میسای و جوینی[3]، ۲۰۱۳). در واقع، وام‌های با نرخ ثابت از نوسانات نرخ بهره مصون هستند. بنابراین، ظرفیت وام‌گیرندگان برای انجام تعهدات بدهی خود دست نخورده باقی می‌ماند (نایلی و لاریچی، ۲۰۲۰).

---

1. Sinkey and Greenawalt
2. Berge and Boye
3. Messai & Jouini

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.104.305]

کلین(۲۰۱۳)، بیک(۲۰۱۳) و لاو(۲۰۱۳) در مطالعات شان در ارتباط با اثرگذاری نرخ بهره بر سطح مطالبات غیرجاری اشاره می‌کنند که تغییر در نرخ‌های بهره یا نرخ‌های سیاستی به طور مستقیم بر توان وام‌دهی وام گیرنده اثر می‌گذارد، اگر سهم وام‌های با نرخ بهره متغیر قابل توجه باشد.

۶-۲. بدهی دولت

بدهی دولتی به دلیل تأثیرات گسترده آن بر اقتصاد، علاقه محققین را احیا کرده است. اهمیت آن به طور قابل توجهی پس از بحران بدهی دولتی اروپا در سال ۲۰۰۹ به وجود آمد. رینهارت و روگوف(۲۰۱۱) برای روشن کردن ارتباط بین بدهی عمومی و رکود بخش بانکی، ۲۹۰ بحران بانکی و ۲۰۹ نکول دولتی را در ۷۰ کشور پیشرفته و نوظهور بین سال‌های ۱۸۰۰ و ۲۰۰۹ بررسی کردند. آن‌ها یک پیوند قوی بین این دو رویداد اقتصادی را آشکار کردند، با این استدلال که بحران‌های بانکی اغلب توسط بحران‌های بدهی دولتی سیگنال‌دهی می‌شوند (رینهارت و روگاف، ۲۰۱۱). تا به امروز، یک مکتب وجود دارد که شواهد قانع کننده‌ای در مورد ارتباط مثبت بین بدهی عمومی و مطالبات غیرجاری ارائه می‌کند. در واقع، بدهی عمومی بالاتر ممکن است منجر به افزایش مالیات شود که بر وضعیت مالی افراد و شرکت‌ها تأثیر می‌گذارد(پروتی[1]، ۱۹۹۶). بدتر از آن، هزینه‌های عمومی را کاهش می‌دهد که منجر به کاهش هزینه‌ها و دستمزدهای اجتماعی می‌شود (پروتی، ۱۹۹۶). این ممکن است به دلیل تأثیر منفی بر درآمد خانوار منجر به وام‌های بد بیشتر شود که به نوبه خود بازپرداخت بدهی را به تاخیر می‌اندازد. علاوه بر آن، شواهد فراوانی وجود دارد مبنی بر اینکه بدهی عمومی باعث بدتر شدن مالیه عمومی می‌شود، که به طور منفی بر اعتبار بانک‌های ملی با گذاشتن «سقف حاکمیتی»[2] روی توان پرداخت بدهی‌شان تأثیر می‌گذارد (رینهارت و روگاف، ۲۰۱۱). در نتیجه، بانک‌ها با مشکلات نقدینگی بالاتر مواجه می‌شوند و برای تأمین مالی بازار به سختی تحت فشار قرار می‌گیرند. در این زمینه، بانک‌ها ملزم به کاهش وام‌دهی خود هستند که در نتیجه، ظرفیت وام گیرندگان برای تأمین مالی مجدد بدهی‌های خود را از بین

1. Perotti
2. Sovereign Ceiling

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.104.305]

می‌برد (رینهارت و روگاف، ۲۰۱۱). متعاقباً، محققان به شدت تحت تأثیر قرار گرفتند تا این رابطه را تأیید یا رد کنند - که در نگاه اول به نظر نمی‌رسد مستقیماً با ریسک اعتباری بانک‌ها مرتبط باشد. لوزیس و همکاران(۲۰۱۲) این ایده را که مدعی است افزایش کسری مالی منجر به مطالبات غیرجاری بالاتر می‌شود، در «فرضیه بدهی دولتی»[1] فرموله کردند. چندین مطالعه برای آزمایش اعتبار این فرضیه انجام شد. با استفاده از مدل‌های پانل پویا، این نویسندگان این فرضیه را در مطالعه‌ای که در ۹ بانک بزرگ یونان بین سال‌های ۲۰۰۴ و ۲۰۰۹ انجام شد، آزمایش و تأیید کردند. در همین راستا، مکری و همکاران (۲۰۱۴) بانک‌های ۱۶کشور اروپایی را بین سال‌های ۲۰۰۰ و ۲۰۰۸ آزمون کردند. نتایج آن‌ها از «فرضیه بدهی دولتی» حمایت می‌کند و نشان می‌دهد که مشکلات کسری بدهی منجر به مطالبات غیرجاری بالاتر می‌شود. به همین ترتیب، گوش(۲۰۱۵) این رابطه را در بزرگترین بانک‌های تجاری و پس انداز در ۵۰ ایالت آمریکا بین سال‌های ۱۹۸۴ تا ۲۰۱۳ بررسی کرد. او تأیید کرد هنگامی که دولت بدهی عمومی کاهش می‌یابد، کیفیت وام بانک‌ها بهبود می‌یابد، که این فرضیه بدهی دولتی را تأیید می‌کند (نایلی و لاریچی، ۲۰۲۰).

۷-۲. قیمت نفت

در کشورهای صادرکننده نفت، افزایش قیمت نفت منجر به افزایش تقاضای داخلی می‌شود و از سوی دیگر با توجه به بانک محور بودن تأمین مالی در کشور، افزایش سطح تقاضای داخلی می‌تواند اطمینان بیشتری برای شبکه بانکی در راستای اعطای تسهیلات ایجاد نماید. در سمت عرضه اقتصاد نیز ظرفیت بخش مولد اقتصاد به دنبال بالا رفتن قیمت نفت افزایش می‌یابد و خود تقویت سرمایه‌گذاری‌های جدید را به دنبال دارد. در چنین وضعیتی، بانک‌ها و مؤسسات تأمین مالی سود مناسبی را کسب می‌کنند و پایداری و ثبات مالی بیشتری را به دنبال خواهد داشت. درواقع در زمان افزایش قیمت نفت، رشد اقتصادی مثبت در کوتاه‌مدت ایجاد می‌گردد و به واسطه

1. Sovereign debt hypothesis

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.104.305]

آن توان بازپرداخت تسهیلات دریافتی نیز افزایش می‌یابد و توان وام‌دهی شبکه بانکی نیز افزایش می‌یابد. اما چنانچه در این کشورها دولت از طریق مداخله در ضمانت سپرده‌ها، تزریق سرمایه و ایجاد برابری قدرت خرید، می‌تواند تأثیر مثبت افزایش قیمت نفت بر ایجاد ثبات مالی و کاهش مطالبات غیرجاری را مختل سازد (افشاری و همکاران،۱۳۹۳).

در کشورهای صادرکننده نفت، عمده چرخه‌های تجاری در اقتصاد به واسطه نوسانات در قیمت نفت ایجاد می‌شود. نوسانات قیمت نفت در کنار دخالت دولت و بانک مرکزی در اقتصاد می‌توانند تحریک سودآوری شرکت‌ها و کلیه دریافت‌کنندگان تسهیلات را منجر شود و به دنبال آن می‌تواند بر رفتار وام‌دهی بانک‌ها و همچنین وصول مطالبات آنها مؤثر واقع شود. به طورکلی نوسانات قیمت نفت در کشورهای صادرکننده نفت همچون ایران، با تحت تأثیر قرار دادن تولید ناخالص داخلی، تقاضای تسهیلات و همچنین بازپرداخت آن را توسط خانوارها و بنگاه‌ها تحت تأثیر قرار داده و از همین منظر درآمد شبکه بانکی نیز دستخوش تغییر خواهد شد که برآیند آن تحت تأثیر قرار گرفتن مطالبات شبکه بانکی است (نظریان و همکاران،۱۳۹۶).

بنابراین افزایش قیمت جهانی نفت از طرفی درآمدی برای کشورهای صادرکننده نفت می‌باشد و در اثر رشد تولید ناخالص داخلی، در این کشورها انتظار می‌رود افزایش قیمت جهانی نفت منجر به کاهش مطالبات غیرجاری شود. از طرفی افزایش قیمت جهانی نفت منجر به افزایش هزینه‌ها برای بنگاه‌ها شده و سبب کاهش حاشیه سود آن‌ها و نهایتاً می‌تواند منجر به افزایش سطح مطالبات معوق در اقتصاد شود.

۸-۲. گسترش اعتبار

گسترش سریع اعتبار یکی از مهم‌ترین دلایل وام‌های مشکل دار تلقی می‌شود. در طول رونق اقتصادی، بسیاری از بانک‌ها درگیر رقابت شدیدی برای کسب سهم بیشتر بازار در وام‌ها هستند و در نتیجه نرخ‌های رشد اعتباری بالایی دارند. ساده‌ترین راه برای به دست آوردن سهم بیشتر بازار، وام دادن به وام‌گیرندگان با کیفیت پایین‌تر است (فرناندو دی لیس و دیگران[1]، ۲۰۰۰).

1. De Lis S. et. al.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.104.305]

پس از تحولات مالی جهانی ۲۰۰۷–۲۰۰۸، پیوندهایی بین بحران بدهی دولت و بحران‌های بانکی شناسایی شده است. رینهارت و روگوف[1](۲۰۱۰) اظهار داشتند که شواهد تجربی کافی وجود دارد که نشان می‌دهد در بیشتر مواقع بحران‌های بانکی پیش‌تر از بحران‌های بدهی دولت یا همزمان با بحران بدهی دولت اتفاق می‌افتند. آن‌ها خاطرنشان کردند: «یک زنجیره علی از بحران بدهی دولت به بحران بانکی نمی‌تواند به راحتی کنار گذاشته شود» (رینهارت و روگوف، ۲۰۱۰).

۳. پیشینه تحقیق

فالانسا و همکاران[2](۲۰۲۱) بیان کردند که ارتباط بین مطالبات غیرجاری و شاخص‌های اقتصاد کلان در مطالعات بسیاری با استفاده از متدولوژی‌های متفاوت مورد تحلیل و بررسی قرارگرفته‌اند. این ارتباطات لزوماً در طی زمان تغییر می‌کنند، زیرا ارتباط بین شاخص‌های وام بانکی و متغیرهای اقتصاد کلان در طی دوره‌های خاص یا مطابق با رویدادهای مهم اقتصادی می‌تواند قوی‌تر باشد. آن‌ها به طور کلی‌تر استدلال کردند که روابط مختلف در طول زمان نیز می‌تواند در دو مرحله (رکود و رونق) چرخه تجاری تغییر کند و یک شاخص همبستگی محاسبه‌شده برای تمام بازه‌های زمانی می‌تواند گمراه‌کننده باشد. در عمل، تغییرپذیری در شرایط اقتصادی و مالی نشان می‌دهد که رابطه بین مطالبات غیرجاری و متغیرهای کلان اقتصادی می‌تواند متغیر باشد و مدل‌هایی که روابط ثابت بین مطالبات غیرجاری و عوامل اقتصادی تعیین‌کننده آن‌ها را اتخاذ می‌کنند، می‌تواند گمراه‌کننده باشند. فالانسا و همکاران بیان کردند که هیچ مطالعه‌ای فرض همبستگی ثابت بین این متغیرها را در طول زمان به چالش نکشیده است. آن‌ها رویکردی تجربی با استفاده از مدل همبستگی شرطی پویا[3] طی دوره ۱۹۸۵ تا ۲۰۱۹، پیشنهاد شده توسط انگل[4](۲۰۰۲) و مدل همبستگی خودرگرسیونی غیرخطی[5] پیشنهاد شده توسط باونز و اترانو[6](۲۰۲۰)، با پارامترهای ثابت

1. Reinhart & Rogoff
2. Fallanca Mariagrazia, Antonio Fabio Forgione, and Edoardo Otranto
3. Dynamic Conditional Correlation (DCC) model
4. Engle
5. NonLinear AutoRegressive Correlation (NLARC) model
6. Bauwens and Otranto

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.104.305]

و متغیر طی زمان ارائه کرده‌اند. استدلال آن‌ها در ارتباط با نتایج متفاوت مطالعات مختلف در اثرگذاری عوامل کلان بر نرخ نکول، چنین است که ضرایب همبستگی این روابط، به طور کلی طی بازه‌های زمانی مشخص استخراج شده‌اند. آن‌ها یافتند که این همبستگی اغلب در این دوره بجز دوره‌های بحران اقتصادی، به خصوص در بحران ۱۹۹۰ و بحران وام رهنی مسکن اخیر، قابل اغماض بوده است.

نایلی و لاریچی[1](۲۰۲۰) با مطالعه ۶۹ مقاله منتشر شده طی سال‌های ۱۹۸۷ تا ۲۰۱۹ در ۴۰ژورنال، نظریه‌های اصلی‌ای را مورد بحث قرار می‌دهند که بحث در مورد مطالبات غیرجاری و عوامل تعیین‌کننده خاص بانک، اقتصاد کلان و مرتبط با صنعت را شکل داده‌اند. هدف این مقاله ارائه یک بررسی گسترده و جدید از ادبیات عوامل تعیین‌کننده مطالبات غیرجاری است که گامی را به سوی درک جامع‌تری از این موارد ارائه می‌کند. این مطالعه مکاتب فکری کلیدی و مجموعه گسترده‌ای از نظریه‌ها را نشان می‌دهد که عوامل تعیین‌کننده مطالبات غیرجاری را شکل داده است، که به توسعه این زمینه تحقیقاتی کمک می‌کند و یافته‌های مرتبط را برای محققان و دانشگاهیان ارائه می‌کند. آن‌ها در این مطالعه مبسوط و تفصیلی به این نتیجه دست یافتند که مطالبات غیرجاری برای نشانه‌گذاری آغاز بحران‌های بانکی استفاده می‌شوند (رینهارت و روگوف، ۲۰۱۱؛ صمد[2]، ۲۰۱۲). علاوه بر این، برای سیاست‌گذاران و رگلاتورها، طراحی سیاست‌های اعتباری فراوان و فرار از تهدید قریب‌الوقوع مطالبات غیرجاری بدون درک عمیق و دقیق علل آن‌ها، دشوار است (گوش، ۲۰۱۵). در نتیجه، این امر شناسایی آسیب‌پذیری‌های بخش بانکی را بهبود می‌بخشد و رگولاتورها را وادار به اتخاذ مقررات احتیاطی تعدیل‌شده می‌کند.

کورتاراس[3] و همکاران (۲۰۲۰) تحلیل متارگرسیون بیزینی[4] را در مورد تأثیر رشد تولید ناخالص داخلی بر مطالبات غیرجاری انجام دادند، با این استدلال که گرچه ادبیات تجربی به طور مداوم تأثیر منفی شدید رشد تولید ناخالص داخلی را بر مطالبات غیرجاری نشان می‌دهد، تأثیر

1. Naili Maryem and Lahrichi Younes
2. Samad
3. Chortareas
4. Bayesian meta-regression analysis

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.104.305]

دقیق عملکرد رشد اقتصادی بر کیفیت اعتباری متفاوت است و تابع چندین شرایط است. با استفاده از تخمین‌های ۵۶ مطالعه و به‌کارگیری تحلیل متارگرسیون بیزی، الگوهای سیستماتیک ناهمگونی در تخمین‌ها کشف شد. با توجه به شواهد مطالعه، فرم تصریح و همچنین ویژگی‌های مرتبط به نوع داده‌ها و دوره نمونه عواملی هستند که به طور سیستماتیک بر نتایج برآورد شده تأثیر می‌گذارند.

مانز[1](۲۰۱۹) مروری بر ادبیات سیستماتیک ۴۴ مطالعه در مورد عوامل تعیین‌کننده وام‌های غیرجاری (NPL)، منتشر شده طی دوره ۱۹۸۷ تا ۲۰۱۷ در ۳۰ مجله برای اهدف سیاستگذاری و تحقیقاتی داشته است. تحقیقات علمی در مورد عوامل تعیین کننده مطالبات غیرجاری به جای در نظر گرفتن تنها یک متغیر، مجموعه‌ای از عوامل را مورد توجه قرار می‌دهند. مطالعات تجربی متمرکز بر عوامل سیستماتیک مطالبات غیرجاری عمدتا به چرخه‌های تجاری اشاره دارند، با این فرض که روندهای آن بر توانایی وام گیرندگان برای بازپرداخت وام تأثیر می‌گذارد.

در مقاله لوزیس[2] و همکاران، (۲۰۱۲) از روش داده‌های پانل پویا طی دوره ۲۰۰۳ تا ۲۰۰۹ برای بررسی عوامل تعیین‌کننده وام‌های غیرجاری در بخش بانکی یونان، به طور جداگانه برای هر گروه وام (وام‌های مصرفی، وام‌های تجاری و وام‌های مسکن) استفاده شده است. این مطالعه با این فرضیه ایجاد می‌شود که متغیرهای کلان اقتصادی و ویژه بانکی بر کیفیت وام تأثیر دارند و این تأثیرات بین دسته‌های مختلف وام متفاوت است. نتایج نشان می‌دهد، برای همه دسته‌های وام، نکول بانکی در سیستم بانکی یونان را می‌توان به طور عمده توسط متغیرهای اقتصاد کلان(تولید ناخالص داخلی، بیکاری، نرخ بهره، بدهی عمومی) و کیفیت مدیریت توضیح داد.

وازکوئز[3] و همکاران (۲۰۱۲) مدلی برای انجام آزمون استرس کلان جهت ریسک اعتباری در بخش بانکی برزیل طی دوره ۲۰۰۰ تا ۲۰۰۹ براساس تجزیه و تحلیل سناریو ارائه کرده‌اند. آن‌ها یک مجموعه داده در سطح بانک را به کار گرفته‌اند که سبد تسهیلات بانکی را به ۲۱ دسته تقسیم‌بندی می‌کند و وام‌های خانوار و شرکت‌ها را پوشش می‌دهد. نتایج، وجود یک رفتار موافق

1. Manz
2. Louzis et al.
3. Vazquez et al.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.104.305]

سیکلی قوی کیفیت اعتبار را تأیید می‌کند و یک رابطه منفی قوی بین تبدیل لجستیکی وام‌های غیرجاری و رشد تولید ناخالص داخلی، با واکنش تاخیری تا فصل سوم، نشان می‌دهد. همچنین نتایج نشان می‌دهد که رفتار موافق سیکلی کیفیت وام در انواع اعتبار متفاوت است. این در ادبیات بدیع است و حاکی از آن است که بانک‌هایی که در معرض خطر بیشتری نسبت به انواع اعتبارات موافق سیکلی و بخش‌های اقتصادی قرار دارند، در دوره رکود اقتصادی، دچار وخیم‌تر شدن کیفیت پرتفوی‌های اعتباری خود می‌شوند.

حالات مختلف چرخه تجاری (رکود یا رونق) نیز به طور نامتقارن بر مطالبات غیرجاری تأثیر می‌گذارند. از این نقطه نظر، کوگالیاریلو[1](۲۰۰۷) تأکید کرده است که رکود اقتصادی کیفیت وام را بیش از بهبود ناشی از مراحل رونق بدتر می‌کند. کوگالیاریلو (۲۰۰۷) تحقیق جامعی در مورد مسئله ماهیت سیکلی احتمالی رفتار بانک‌ها با استفاده از پانل بزرگی از بانک‌های ایتالیایی در بازه زمانی ۱۹۸۵ تا ۲۰۰۲ ارائه کرده است. این مقاله با تخمین مدل‌های ایستا و پویا، بررسی می‌کند که آیا ضوابط زیان وام[2] و وام‌های غیرجاری یک الگوی سیکلی را نشان می‌دهند. نتایج اقتصادسنجی تأیید می‌کند که چرخه تجاری بر ضوابط زیان وام بانک‌ها و بدهی‌های بد جدید تأثیر می‌گذارد. تأثیر شرایط رکود اقتصادی قابل توجه و طولانی مدت است.

عبدالشاه و مشیری (۱۳۹۶) آزمون استرس احتمالات نکول در صنعت بانکداری ایران با استفاده از رویکرد پرتفوی اعتباری طی دوره ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۵ را انجام داده‌اند. روش این مطالعه بر اساس سیستمی از معادلات و شبیه‌سازی است. نتایج حاصل از شبیه‌سازی حاکی از آن است که شوک نرخ بیکاری مخرب‌ترین عامل برای نرخ‌های نکول و سپس شوک نرخ ارز و شوک رشد تولید ناخالص بوده‌اند. شوک نرخ تورم، کم اثرترین شوک است. با مقایسه اثرات در چندک‌های مختلف توزیع، مشاهده می‌شود که تمامی شوک‌ها در دنباله پایین نسبت به دنباله بالا، اثر بیشتری به جا گذاشته‌اند. همچنین نتایج نشان می‌دهد اثرات شوک‌ها در دوره دوم افزایش یافته اما در دوره‌های بعدی روند کاهشی داشته است.

---

1. Quagliariello
2. loan loss provisions

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.104.305]

رودری و همکاران (۱۳۹۹) در مطاله خود به بررسی تأثیر نامتقارن رشد نرخ ارز بر مطالبات غیرجاری شبکه بانکی در دو حالت با لحاظ شرایط تحریم و بدون لحاظ تحریم در دوره زمانی ۱۳۹۷:۳ – ۱۳۹۰:۱ به صورت ماهانه پرداخته‌اند. بدین منظور از رویکرد خود رگرسیون با وقفه‌های توزیعی غیرخطی استفاده شده است. در قالب این رویکرد می‌توان نشان داد که رشد نرخ ارز در شرایط وجود تحریم و بدون تحریم در کوتاه مدت و بلندمدت مطالبات معوق شبکه بانکی را چگونه متأثر می‌سازد. نتایج پژوهش نشان می‌دهد در کوتاه‌مدت، نرخ ارز در شرایط تحریم دارای تأثیر نامتقارن بر مطالبات غیرجاری شبکه بانکی می‌باشد و تکانه مثبت نرخ ارز نسبت به تکانه منفی دارای تأثیر مثبت و معنادار قوی‌تری می‌باشد. در شرایط بدون وجود تحریم، تکانه مثبت نرخ ارز تأثیر منفی و معنادار و تکانه منفی تأثیر مثبت و معنادار دارد. همچنین تورم و مالیات غیرمستقیم دارای تأثیر مثبت و معنادار و مالیات غیرمستقیم تأثیر منفی و معنادار دارد.

در بین مطالعات داخلی، مطالعات معدودی از قبیل عبدالشاه و مشیری(۱۳۹۶)، رودری و همکاران(۱۳۹۹) با رویکرد نامتقارن به بررسی اثرات عوامل کلان اقتصادی بر نرخ نکول پرداخته‌اند، اما این دو مطالعه در تحلیل خود وضعیت چرخه‌های اعتباری و تجاری را مدنظر قرار نداده‌اند. نوآوری و تمایز این پژوهش با مطالعات فوق در به‌کارگیری رویکردهای مارکوف سوئیچینگ در تبیین ارتباط نامتقارن عوامل اقتصادی و نرخ نکول بانکی، توأما طی چرخه‌های تجاری، اعتباری و نکول اعتباری است.

۴. روش تحقیق

در این مقاله ابتدا مدل خطی ویلسون معرفی و مورد مطالعه قرار می‌گیرد تا عوامل مؤثر بر نرخ نکول بانکی از گذر این مطالعه شناسایی شوند و سپس به بررسی رفتار غیرخطی مطالبات غیرجاری در قالب مدل مارکوف سوئیچینگ پرداخته می‌شود. از این حیث در ابتدا مدل خطی تخمین زده می‌شود 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.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.104.305]

از آن‌جایی که مدل‌های خطی قادر به محاسبه عدم تقارن سیکل‌های تجاری و اعتباری نیستند، از این رو به مدل‌های غیرخطی روی آورده شده است تا بتوان مرحله‌های رونق و رکود را از هم تشخیص داد و همچنین بتوان ارتباطات مختلف بین این سیکل‌ها را به دست آورد(سیمپسون و اسبرن[1]، ۲۰۰۱). این پژوهش با استفاده از روش مارکوف- سوئیچینگ(MS) به تفسیر رویکرد غیرخطی خود می‌پردازد، مدل مارکوف سوئیچینگ به عنوان مدل نغییر رژیم نیز شناخته می‌شود و یکی از مشهورترین مدل‌های سری زمانی غیرخطی است. در مدل‌های تغییر رژیم مارکوف، سرعت انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر در مقایسه با سایر روش‌های غیرخطی از قبیل مدل‌های خودرگرسیون آستانه‌ای و شبکه عصبی بیشتر می‌باشد و مزیت روش مارکوف سوئیچینگ در انعطاف‌پذیری آن است، بدین صورت که در این روش امکان وجود یک تغییر دائمی یا چندین تغییر موقت وجود داشته و این تغییرات می‌توانند به دفعات برای مدت کوتاهی اتفاق بیفتند. در عین حال این مدل به صورت درون‌زا زمان‌های دقیق تغییرات رژیم و شکست‌های ساختاری را تعیین می‌کند (فلاحی، ۱۳۹۳).

۱-۴. مدل‌سازی احتمالات نکول

رخدادی که در آن یک بدهکار قادر نیست تعهدات پرداخت خود را به طور کامل انجام دهد به عنوان نکول معرفی می‌شود. رخداد نکول برای بدهکار i در دوره زمانی t تصادفی است و با استفاده از متغیر شاخص y_{it} مدل‌سازی می‌شود یعنی:

$$y_{it}=\begin{cases}1 & \text{بدهکار } i \text{ در زمان } t \text{ نکول کند}\\ 0 & \text{در غیر این صورت}\end{cases} \qquad (i=1.\dots.N;t=1.\dots.T) \qquad (۱)$$

فرض می‌شود رخداد نکول قابل مشاهده است.

علاوه بر این، متغیر غیرقابل مشاهده پیوسته r_{it} معرفی شده است، که می‌تواند به عنوان بازده لگاریتمی دارایی یک بدهکار تفسیر شده باشد. برای ارتباط بین r_{it} و رخداد نکول y_{it}، یک مدل

1. Simpson and Osborn

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]
[DOI: 10.52547/qjerp.30.104.305]

ارزش آستانه‌ای فرض شده است. نکول، با ریزش بازده دارایی بدهکار به زیر یک آستانه c_{it} معادل می‌باشد. یعنی

$$r_{it} \leq c_{it} \Leftrightarrow y_{it} = 1 \qquad (i = 1. \ldots . N; t = 1. \ldots . T) \qquad (۲)$$

ضمناً فرض دیگری وجود دارد که هیچ نکولی در دوره زمانی قبلی رخ نداده است. بنابراین، احتمال نکول شرطی فرض می کند که بدهکار تا شروع دوره زمانی جاری نکول نمی کند.

$$\lambda_{it} = P(y_{it} = 1) = P(r_{it} \leq c_{it}) \qquad (۳)$$

همچنین نرخ نامطلوب زمان-گسسته نامیده می‌شود.

همچنین یک مدل پانل خطی مطرح می کنیم که حاوی ریسک‌های آماری، اقتصاد کلان و بنیادی وقفه‌دار و یک اثر تصادفی سیستماتیک است. این مدل می‌تواند به صورت زیر نوشته شود:

$$r_{it} = \beta_0 + \hat{\beta} x_{it-1} + \acute{\gamma} z_{t-1} + b f_t + \bar{\omega} u_{it} \qquad (i = 1. \ldots . N; t = 1. \ldots . T) \qquad (۴)$$

x_{it-1} بردار عوامل وقفه دار ریسک ویژه بدهکار مانند بازده روی سهام صورت مالی سال گذشته بدهکار یا تعداد شاغلین دوسال قبل می‌باشد. z_{t-1} بردار عوامل ریسک سیستماتیک مثل نرخ بیکاری سال قبل یا نرخ بازار پول دو سال قبل می‌باشد. عوامل ریسک وقفه‌دار در نقطه زمانی که این پیش بینی در آن مفروض است، شناخته شده‌اند. زیرنویس $t-1$ وقفه‌های زمانی یک یا بیش از یک دوره زمانی می‌باشند.

به علاوه، یک عامل سیستماتیک f_t که اجزای ریسک سیستماتیک را توضیح می‌دهد، توسط مدل بدست نمی‌آید. فرض می‌شود که f_t یک توزیع نرمال استاندارد را دنبال می کند.

بردارهای پارامتر عبارتند از β_0، γ، β و b هستند. توجه داشته باشید که نشانه‌ها به ریسک یک بخش خاص مانند صنعت برمی‌گردند. فرض می‌شود که بدهکاران در بین یک بخش با توجه به

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.104.305]

عوامل ریسک مرتبط و اکسپوژور[1] عامل، همگن هستند. پارامترها و عوامل ریسک اجازه می‌دهند بین بخش‌های ریسک مانند صنایع تفاوت وجود داشته باشد.

در عمل، درک ریسک و شاخص نکول y_{it} قابل مشاهده هستند در حالی که بازده‌های دارایی مدل پنهان قابل مشاهده نیستند. ارتباط بین عوامل ریسک و احتمال نکول توسط مدل آستانه‌ای توصیف شده است. به فرض این که نکول پیش از زمان t اتفاق نیافتاده است، برای احتمال شرطی نکول با توجه به اثر تصادفی f_t (و با توجه به مقادیر عوامل قابل‌مشاهده تا دوره زمانی $t-1$)، مقدار یک به دست می‌آید.

$$\lambda\left(x_{it-1}.z_{t-1}.f_t\right) = P\left(y_{it}=1\middle|x_{it-1}.z_{t-1}.f_t\right) = P\left(r_{it}\le c_{it}\middle|x_{it-1}.z_{t-1}.f_t\right) = P\left(u_{it}\le \frac{c_{it}-\beta_0-\acute{\beta}x_{it-1}-\acute{\gamma}z_{t-1}-bf_t}{\bar{\omega}}\middle| x_{it-1}.z_{t-1}.f_t\right) = F\left(\tilde{\beta}_0+\tilde{\beta}'x_{it-1}+\tilde{\gamma}'z_{t-1}+\tilde{b}f_t\right) \quad (۵)$$

به طوری که $\tilde{\beta}_{0.it}=\frac{c_{it}-\beta_0}{\bar{\omega}}.\tilde{\beta}=-\frac{\beta}{\bar{\omega}}.\tilde{\gamma}=-\frac{\gamma}{\bar{\omega}}.\tilde{b}=-\frac{b}{\bar{\omega}}$ و $F(0)$ تابع توزیع جملات خطا u_{it} است. از آن‌جایی که آستانه c_{it} نمی‌تواند قابل مشاهده باشد، ما عرض از مبدا را به $\tilde{\beta}_0$ محدود می‌کنیم.

فروض متفاوت درباره تابع توزیع خطا $F(0)$ منجر به مدل‌های متفاوت برای احتمال نکول می‌شود. در تحلیل تجربی ما تابع توزیع لجستیک(مدل لوجیت) را استفاده می‌کنیم که منجر به رابطه زیر می‌شود.

$$\lambda\left(x_{it-1}.z_{t-1}.f_t\right) = \frac{\exp\left(\tilde{\beta}_0+\tilde{\beta}'x_{it-1}+\tilde{\gamma}'z_{t-1}+\tilde{b}f_t\right)}{1+\exp\left(\tilde{\beta}_0+\tilde{\beta}'x_{it-1}+\tilde{\gamma}'z_{t-1}+\tilde{b}f_t\right)} \quad (۶)$$

به طوری که تابع توزیع استاندارد نرمال $\Phi(0)$ (مدل پروبیت) به صورت زیر است.

$$\lambda\left(x_{it-1}.z_{t-1}.f_t\right) = \Phi\left(\tilde{\beta}_0+\tilde{\beta}'x_{it-1}+\tilde{\gamma}'z_{t-1}+\tilde{b}f_t\right) \quad (۷)$$

1. Exposures

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.104.305]

توجه داشته باشید که مدل پروبیت توسط کمیته بازل برای نظارت بانکداری در رویکرد رتبه‌بندی محور داخلی[1] (IRB) به منظور محاسبه سرمایه قانونی، فرض شده است.

از آن‌جایی که ما مقدار f_t را موقع پیش‌بینی نمی‌دانیم، مجبور به محاسبه احتمال غیرشرطی(انتظاری) نکول به صورت زیر هستیم:

$$\lambda(x_{it-1}.\, z_{t-1}) = \int_{-\infty}^{\infty} F(\widetilde{\beta_0} + \tilde{\beta}' x_{it-1} + \tilde{\gamma}' z_{t-1} + \tilde{b} f_t)\varphi(f_t) df_t \qquad (۸)$$

به طوری که $\varphi(f_t) = \frac{1}{\sqrt{2\,\pi)}} \exp(-0.5 f_t^2)$ تابع توزیع نرمال استاندارد است.

پارامترهای $\widetilde{\beta_0}$، $\tilde{\beta}$، $\tilde{\gamma}$ و $\tilde{b}$ توسط ماکزیمم‌سازی مقدار موردانتظار لایکلیهود[2] $L(\widetilde{\beta_0}.\tilde{\beta}.\tilde{\gamma}.\tilde{b})$ با توجه به توزیع اثرات تصادفی f_t طی همه بدهکاران و دوره‌های مجموعه داده‌ها، تخمین زده می‌شود.

$$E\left[L(\widetilde{\beta_0}.\tilde{\beta}.\tilde{\gamma}.\tilde{b})\right] = \prod_{t=1}^{T} \int_{-\infty}^{\infty} [\prod_{i=1}^{I} [F(\widetilde{\beta_0} + \tilde{\beta}' x_{it-1} + \tilde{\gamma}' z_{t-1} + \tilde{b} f_t)^{y_{it}} \left(1 - F(\widetilde{\beta_0} + \tilde{\beta}' x_{it-1} + \tilde{\gamma}' z_{t-1} + \tilde{b} f_t)\right)^{(1-y_{it})}] \varphi(f_t)\,] df_t \qquad (۹)$$

این معادله حاوی T انتگرال است که می‌تواند به طور تقریبی با استفاده از روش تطبیقی گاس- هرمیت- مربع[3] حل شود (پینهرو و باتس(۱۹۹۵) یا راب- هسکه، اسکروندال و پیکلس(۲۰۰۲)[4]). آن از تئوری عمومی تخمین ماکزیمم لایکلیهود پیروی می‌کند (زنگنه و همکاران، ۱۳۹۸).

۲-۴. معرفی مدل خطی ریسک اعتباری ویلسون

الگوی CPV به این صورت است که احتمال نکول به کمک یک تابع لاجیت الگوسازی شده که در آن متغیر مستقل یک شاخص ویژه مربوط به یک کشور یا یک بخش در آن کشور است که خود، وابسته به جریان متغیرهای کلان اقتصادی و وقفه‌های این متغیرهاست. الگوی لاجیت در

1. Internal-Rating-Based approach
2. Likelihood
3. Gauss- Hermite – quadrature
4. Pinheiro and Bates (1995) or Rabe-Hesketh & Skrondal and Pickles (2002)

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.104.305]

مواردی استفاده می‌شود که متغیر وابسته از نوع متغیرهای کیفی باشد. متغیر وابسته در این موارد به صورت انتخاب دوگانه ظاهر می‌شود. تابع لاجیت الگو به شکل زیر است:

$$p_{j.t} = \frac{1}{1+e^{-Y_{j.t}}} \qquad (۱۰)$$

به نحوی که $p_{j.t}$ احتمال نکول در دوره t و بخش یا صنعت j بوده که مقادیر ۰ و ۱ را به خود اختصاص می‌دهد، $Y_{j.t}$ ارزش یک شاخص از بخش موردنظر در اقتصاد است که وضعیت آن بخش در اقتصاد را نشان می‌دهد و به عامل‌های مختلفی وابسته است. شاخص‌های کلان اقتصادی، وضعیت کلان اقتصادی را در هر بخش به وسیله الگوی چند عاملی زیر تعیین می‌کند.

$$Y_{j.t} = \beta_{j.0} + \beta_{j.1}X_{j.1.t} + \cdots + \beta_{j.m}X_{j.m.t} + \upsilon_{j.t} \qquad (۱۱)$$

به نحوی که $Y_{j.t}$ شاخص نشان دهنده وضعیت اقتصادی در دوره t برای کشور، بخش یا گروه j ام است. $X_{j.i.t}$ متغیرهای کلان اقتصادی در بخش j ام است(می تواند صنایع یا کشورهای مختلف را نیز شامل شود).

$\beta_j = (\beta_{j.0}.\beta_{j.1}.\ldots.\beta_{j.m})$ بردار ضریب تخمین زده شده برای بخش j ام، و $X_{j.t} = (X_{j.1.t}.X_{j.2.t}.\ldots.X_{j.m.t})$ بردار متغیرهای کلان مربوط به بخش j ام در دوره t است. $\upsilon_{j.t}$ جزء خطا یا جزء ریسک عدم تنوع است- ریسکی که به دلیل متنوع نکردن سبد دارایی به وجود می‌آید – که فرض می‌شود مستقل از $X_{j.t}$ بوده و دارای توزیع نرمال است.

$$\upsilon_{j.t} \approx N(0.\delta_j)\ .\ \upsilon_t \approx N(0.\Sigma_v) \qquad (۱۲)$$

ویلسون در الگوی CPV به دلیل خاصیت متغیرهای کلان اقتصادی – که حالتی پویا داشته و آثار آن‌ها اغلب با وقفه در دوره‌های بعدی ظاهر می‌شود – آن‌ها را با استفاده از یک الگوی خودرگرسیونی با دو وقفه بیان کرده و به صورت زیر می‌آورد:

$$X_{j.i.t} = \gamma_{j.i.0} + \gamma_{j.i.1}X_{j.i.t-1} + \gamma_{j.i.2}X_{j.i.t-2} + e_{j.i.t} \qquad (۱۳)$$

به نحوی که در آن، $X_{j.i.t}$ ارزش متغیر کلان اقتصادی i ام برای بخش j ام و در دوره t، $X_{j.i.t-1}.X_{j.i.t-2}$ ارزش وقفه‌های متغیرهای کلان، $\gamma_j = (\gamma_{j.i.0}.\gamma_{j.i.1}.\gamma_{j.i.2})$ بردار ضرایب تخمین

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.104.305]

زده شده برای متغیرهای کلان اقتصادی و $e_{j.i.t}$ جزء اخلال در این الگو است که فرض می‌شود نرمال است.

$$e_{j.i.t} \approx N\left(0.\Sigma_{e_{j.i.t}}\right).\ e_t \approx N(0.\Sigma_e) \qquad (۱۴)$$

به طور خلاصه، الگوی احتمال نکول را می‌توان به وسیله سیستم معادلات زیر بیان کرد:

$$\begin{cases} p_{j.t} = \frac{1}{1+e^{-Y_{j.t}}} \\ Y_{j.t} = \beta_{j.0} + \beta_{j.1}X_{j.1.t} + \cdots + \beta_{j.m}X_{j.m.t} + \upsilon_{j.t} \\ X_{j.i.t} = \gamma_{j.i.0} + \gamma_{j.i.1}X_{j.i.t-1} + \gamma_{j.i.2}X_{j.i.t-2} + e_{j.i.t} \end{cases} \qquad (۱۵)$$

که بردار E_t عبارت است از:

$$E_t = \begin{bmatrix} \upsilon_t \\ e_t \end{bmatrix} \approx N(0.\Sigma) \qquad (۱۶)$$

به نحوی که

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \Sigma_{\upsilon} & \Sigma_{\upsilon.e} \\ \Sigma_{e.\upsilon} & \Sigma_e \end{bmatrix} \qquad (۱۷)$$

ماتریس Σ در واقع ماتریس واریانس – کواریانس اجزای خطا در سیستم معادلات است. مقادیر روی قطر اصلی، واریانس اجزای خطای مربوط به معادلات و سایر اجزای ماتریس، مقادیر کوواریانس دو به دوی اجزای خطا را نشان می‌دهد (حیدری و همکاران، ۱۳۹۰).

به دلیل استفاده از متغیر نرخ نکول (نسبت مطالبات غیرجاری به کل مطالبات)[1] به جای احتمال نکول و با توجه به اینکه نرخ نکول عددی بین ۰ و ۱ است، متغیر وابسته دیگر حالت دوگانه ندارد. بنابراین در تخمین الگو نمی‌توان از روش مربوط به رگرسیون لاجیت استفاده کرد. در نتیجه برای تخمین الگو می‌بایست تابع غیرخطی لاجیت، با استفاده از تبدیل لاجستیک به تابع خطی تبدیل شود. بعد از تبدیل تابع لاجیت به تابع خطی به راحتی می‌توان الگو را با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی(OLS) تخمین زد.

1. Non-Performing Loans (NPL) to Gross Loans

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.104.305]

در ادامه نحوه تبدیل تابع غیرخطی لاجیت به تابع خطی بیان می‌شود.

$$p_i = E(Y = 1|X_i) = \frac{1}{1+e^{-(\beta_0+\beta_1 X_1+\cdots+\beta_k X_k)}} \quad (۱۸)$$

e پایه لگاریتم طبیعی است. رابطه 18 برای راحتی، به صورت زیر بازنویسی می‌شود:

$$p_i = \frac{1}{1+e^{-Y_i}} \quad (۱۹)$$

به طوری که $Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \cdots + \beta_k X_k$ است.

معادله ۱۹ بیانگر آن چیزی است که تحت عنوان تابع توزیع تجمعی لاجستیک معروف شده است. در این الگو Y_i بین $-\infty$ و $+\infty$ تغییر می‌کند و p_i به طور غیرخطی به Y_i (یعنی X_i) مربوط است. در این الگو p_i نه فقط بر حسب X_i بلکه بر حسب β_iها نیز غیرخطی است. این امر به معنای آن است که روش حداقل مربعات معمولی برای تخمین پارامترهای الگو ویلسون قابل استفاده نیست. لیکن به راحتی می‌توان اثبات کرد که بر خلاف ظاهر قضیه می‌توان رابطه ۱۸ را به صورت رابطه خطی بر حسب پارامترها تبدیل کرد. برای اثبات این بحث داریم:

$$1 - p_i = \frac{e^{-Y_i}}{1+e^{-Y_i}} \quad (۲۰)$$

بنابراین داریم:

$$\frac{p_i}{1-p_i} = \frac{1+e^{Y_i}}{1+e^{-Y_i}} = e^{Y_i} \quad (۲۱)$$

حال به طور ساده $\frac{p_i}{1-p_i}$ نسبت احتمال حادثه موردنظر بر جایگزین آن است.

با لگاریتم طبیعی گرفتن، نتیجه زیر بدست می‌آید:

$$L_i = \ln(\frac{p_i}{1-p_i}) = Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \cdots + \beta_k X_k \quad (۲۲)$$

یعنی L_i که لگاریتم نسبت برتری یا مزیت است، نه فقط بر حسب X_i بلکه برحسب پارامترها نیز خطی است. در بالا L_i به لاجیت معروف است (زنگنه و همکاران، ۱۳۹۸).

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.104.305]

در مواردی که نمی‌توان p_i را به صورت ۰ و ۱ نوشت، می‌توان از فراوانی نسبی استفاده کرد. به عبارت دیگر می‌توان نوشت: $\widehat{p_i} = \frac{n_i}{N_i}$ و در الگو به جای $\widehat{p_i}$، p_i قرار می‌دهیم، بنابراین خواهیم داشت:

$$\widehat{L_i} = \ln(\frac{\widehat{p_i}}{1-\widehat{p_i}}) = Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \cdots + \beta_k X_k + U_i \qquad (۲۳)$$

۳-۴. مدل غیرخطی

ایده اصلی متغیرهای اثرگذار بر نرخ نکول بانکی، از مدل ریسک اعتباری ویلسون گرفته شد. از این رو ابتدا مدل ویلسون مورد مطالعه و برآورد قرار گرفته است و سپس با استفاده از متغیرهای اثرگذار بر نرخ نکول بانکی در مدل ویلسون در ادامه به بررسی غیرخطی عوامل اقتصادی بر نرخ نکول پرداخته می‌شود. در این پژوهش با استفاده از رویکرد مارکوف سوئیچینگ با روش انتقال ثابت به بررسی اثرات نامتقارن متغیرهای کلان بر نکول بانکی پرداخته می‌شود.

سیکل‌های تجاری و اعتباری دارای خصوصیات عدم تقارنی چرخشی هستند که به وسیله آن اقتصاد به صورت مختلف در طی مرحله‌های رکود و رونق رفتار می‌کند. مدل‌های خطی قادر به محاسبه عدم تقارن سیکل‌های تجاری و اعتباری نیستند از این رو، اخیراً به مدل‌های غیرخطی روی آورده تا بتوان مرحله‌های رونق و رکود را از هم تشخیص داد و همچنین بتوان ارتباطات مختلف بین این سیکل‌های تجاری و اعتباری را به دست آورد (سیمپسون واسبرن[1]، ۲۰۰۱).

اغلب متغیرهای اقتصادی در طی زمان به دلایل گوناگون همانند جنگ، تغییر سیاست‌ها، بحران‌های اقتصادی و طبیعی و دیگر موارد دچار تغییر وضعیت و یا تغییر رژیم می‌شوند. برای لحاظ نمودن این تغییر وضعیت‌ها در فرآیند مدل‌سازی اقتصادی روش‌های متنوعی ارائه شده است که از جمله آن‌ها می‌توان به موارد زیر اشاره کرد. می‌توان برای هر رژیم(دوره زمانی بین هر تغییر وضعیت) یک مدل جداگانه برآورد نمود یا این که با استفاده از متغیرهای مجازی، یک مدل برای کل دوره مورد بررسی برآورد کرده و سپس با استفاده از این متغیرهای مجازی نسبت به استنتاج

1. Simpson and Osborn

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.104.305]

در مورد هر رژیم پرداخت. منتها مشکلی که در استفاده از این روش‌ها موجود است این است که تاریخ دقیق این تغییر رژیم (بروز شکست‌های ساختاری) در اکثر موارد معلوم نیست. در عین حال حتی اگر تاریخ دقیق این شکست‌ها مثلاً به دلیل تغییر در سیاست‌های اقتصادی و ارزی در زمان مشخص، معلوم باشد نمی‌توان مطمئن بود که تأثیر این تغییرات نیز در همان زمان اتفاق افتاده باشد. با این وجود، این مدل‌ها دارای سه ضعف هستند. اول، اینکه تاریخ دقیق جهش بایستی مشخص باشد تا بتوان از متغیر مجازی استفاده کرد، ولی در بیشتر موارد این اطلاعات در دسترس نیست. دوم، امکان پیش بینی رفتار y_t با استفاده از این مدل وجود ندارد. سوم، این که باید s_t یک متغیر قطعی تلقی شده و کاملا قابل پیش‌بینی باشد، که فرض واقع بینانه‌ای نیست. لذا برای این که چنین مشکلی حل شده و فرآیند ایجاد داده‌ها[1] تکمیل گردد، بهتر است برای s_t شرط احتمال وضع شود. در مدل مارکوف سوئیچینگ، مکانیسم انتقال توسط متغیر وضعیت غیر قابل مشاهده s_t کنترل می‌شود (فلاحی و رودریگز[2]،۲۰۰۷).

تمام این موارد باعث می‌شوند تا نیاز به استفاده از مدل‌هایی که توان لحاظ نمودن موارد فوق را داشته و ضرایب متفاوت برای متغیرها در رژیم‌های مختلف را برآورد می‌کنند، احساس شود. از جمله مدل‌هایی که برای حل این مشکلات ارائه و بسط داده شده است می‌توان به مدل‌های تغییر رژیم مارکوف اشاره نمود. ایده اصلی این روش این است که پارامترهای مدل VAR به متغیر رژیم(s_t) بستگی دارند، در عین حال s_t قابل مشاهده نبوده و فقط می‌توان احتمال مربوط به آن را به دست آورد.

مزیت روش مارکوف سوئیچینگ در انعطاف‌پذیری آن است که در این روش امکان وجود یک تغییر دائمی یا چندین تغییر موقت وجود داشته و این تغییرات می‌توانند به دفعات و برای مدت کوتاهی اتفاق بیفتند. در عین حال این مدل به صورت درون زا زمان‌های دقیق تغییرات و شکست‌های ساختاری را تعیین می‌کند. قابلیت‌های مارکوف سوئیچینگ در تبیین رفتار متغیرهای

1. Data Generating Process
2. Fallahi & Rodriguez

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]
[DOI: 10.52547/qjerp.30.104.305]

اقتصادی، که بیشتر تغییر وضعیت(رژیم) می‌دهند، سبب استفاده روزافزون این مدل‌ها در اقتصاد شده است (فلاحی و هاشمی،۱۳۸۹).

برای مطالعه رفتار پویای متغیرهای اقتصادی و مالی از مدل‌های گوناگون سری زمانی استفاده می‌شود. گرچه از میان مدل‌های سری زمانی، مدل‌های خطی دارای شهرت بیشتری هستند و در بساری از موارد موفق عمل نموده‌اند، اما در توضیح رفتارهای غیرخطی ناتوان هستند. در دو دهه اخیر شاهد رشد سریع مدل‌های سری زمانی غیرخطی بوده‌ایم. از جمله مدل‌های غیرخطی می‌توان به مدل‌های خودرگرسیون آستانه‌ای[1](TAR)، مدل‌های خودرگرسیون آستانه‌ای ملایم[2]$(STAR)$ و مدل‌های مارکوف- سوئیچینگ(MS) اشاره کرد. مدل مارکوف- سوئیچینگ به مدل تغییر رژیم نیز شناخته می‌شود و یکی از مشهورترین مدل‌های سری زمانی غیرخطی است. این مدل از چندین مدل برای توضیح رفتار متغییرها در رژیم‌های مختلف استفاده می‌کند. علت اینکه از واژه تغییر رژیم استفاده می‌شود این است که یک متغیر سیاستی ممکن است در دوره‌ای از زمان دارای یک رفتار و فرآیند باشد و در دوره‌ای دیگر رفتار دیگری از خود نشان دهد. لذا چنانچه در بررسی فرآیند متغیر مورد نظر، این موضوع نادیده گرفته شود، نتایج تورش داری به دست خواهد آمد (ابراهیمی و همکاران۱۳۹۵). برخلاف دیگر روش‌های غیرخطی، همانند شبکه عصبی (ANN)[3] و روش خودرگرسیونی انتقال ملایم یا رگرسیون آستانه‌ای$(STAR)$ که در آن‌ها انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر به صورت تدریجی[4] انجام می‌پذیرد، در مدل مارکوف سوئیچینگ انتقال به سرعت[5] انجام می‌گیرد. همچنین در بررسی روابط بین متغیرهای اقتصادی، روش خودرگرسیون برداری(VAR) یکی از روش‌های متداول و رایج است، اما یکی از معایب این روش این است که فرض می‌کند تمام متغیرهای در نظر گرفته شده در مدل پایا هستند و برای متغیرهای ناپایا قابل استفاده نیست (ممی پور و جعفری، ۱۳۹۶).

---

1. Threshold Autoregressive Model
2. Smooth Threshold Autoregressive Model
3. Artifical Neural Network
4. Gradual Switching
5. Sudden Switching

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.104.305]

۵. داده‌ها

داده‌های این مطالعه از سایت مرکز آمار ایران، بانک اطلاعات و سری‌های زمانی بانک مرکزی و بانک جهانی به صورت فصلی طی سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۹۹ گردآوری شده‌اند. همچنین از آن‌جایی که تمامی داده‌های مورداستفاده در این پژوهش به صورت فصلی هستند لذا داده‌ها با استفاده از روش TRAMO/SEATS که توسط گومز و مراول[1](۱۹۹۷) ارائه شده، تعدیل فصلی شده‌اند. برای این منظور از نرم افزار تخصصی Eviews9 استفاده شده است.

متغیرهای این پژوهش عبارتند از نرخ نکول (P_t)، تبدیل لوجستیکی نرخ نکول(LP_t)، نرخ رشد اقتصادی (GDP_t)، نرخ تورم (i_t)، نرخ نرخ رشد ارز غیررسمی (X_t)، نرخ بیکاری (UNE_t)، نرخ رشد تسهیلات بانکی (DL_t)، کسری بودجه دولت (DB_t)، قیمت نفت (Oil_t) و نرخ سود تسهیلات بانکی (R_t).

نرخ نکول به صورت تقسیم مطالبات غیرجاری بر کل مطالبات، نرخ رشد اقتصادی به صورت رشد تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت نسبت به فصل مشابه سال قبل، نرخ تورم به صورت رشد شاخص قیمت مصرف کننده به فصل مشابه، نرخ رشد ارز غیررسمی به صورت رشد نرخ ارز بازار غیررسمی نسبت به فصل مشابه، نرخ بیکاری به صورت نسبت جمعیت بیکار به کل جمعیت فعال کشور، قیمت جهانی نفت به دلار، نرخ سود تسهیلات بانکی به صورت نرخ سود اسمی تسهیلات در شبکه بانکی کشور و کسری بودجه به صورت رشد کسری بودجه دولت نسبت به فصل مشابه محاسبه گردیدند.

1 . Gomez abd Maravall

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.104.305]

جدول ۱. آمار توصیفی داده ها

	P_t	GDP_t	i_t	X_t	UNE_t	DL_t	DB_t	Oil_t	R_t
میانگین	۱۱/۶۱	۳/۹۳	۱۷/۱۳	۲۱/۷۰	۱۱/۷۱	۷/۱۳	۳۵/۰۳	۶۷/۱۰	۱۵/۳۵
میانه	۱۱/۰۵	۶/۶۹	۱۵/۲۶	۴/۵۱	۱۱/۶۵	۹/۶۲	-۱۵/۲۸	۶۱/۷۲	۱۵/۷۵
ماکزیمم	۲۰/۹۰	۲۸/۸۴	۴۳/۰۰	۲۲۶/۳۰	۱۴/۳۴	۱۸/۸۶	۴۹۵۳/۵۶	۱۲۱/۲۰	۲۰/۶۰
مینیمم	۵/۵۹	-۱۷/۸۵	۷/۴۷	-۱۵/۲۶	۹/۶۰	-۱۶/۱۰	-۲۸۱۶/۷۶	۱۹/۴۰	۱۱/۸۰
انحراف معیار	۴/۲۸	۹/۶۳	۸/۶۵	۴۵/۱۲	۱/۱۳	۹/۴۸	۷۶۶/۰۵	۲۹/۷۶	۲/۴۵
چولگی	۰/۲۶	-۰/۴۳	۱/۴۱	۲/۵۴	۰/۴۴	-۰/۹۱	۳/۰۳	۰/۲۸	۰/۲۹
کشیدگی	۲/۰۵	۲/۷۷	۴/۵۴	۹/۱۹	۲/۶۸	۲/۸۹	۲۷/۴۲	۱/۹۳	۲/۵۳

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۱-۵. مانایی داده‌ها

پس از بررسی مانایی داده‌ها به روش دیکی- فولر تعمیم یافته طبق جدول(۲) مشخص شد که متغیرهای نرخ نکول، نرخ بیکاری، نرخ ارز، کسری بودجه دولت، قیمت نفت و نرخ سود تسهیلات همگی نامانا هستند که با یکبار تفاضل‌گیری($I(1)$) مانا می‌شوند اما متغیرهای نرخ رشد اقتصادی، نرخ تورم و رشد اعتبارات به بخش غیردولتی مانا هستند. بنابراین هیچ متغیری دارای انباشتگی از درجه ۲ نیست.

جدول۲. بررسی مانایی متغیرهای اقتصادی

متغیر	آماره آزمون ADF	$Prob$	مانایی
نرخ نکول(P_t)	-۱/۵۱۳	۰/۵۲۱۳	$I(1)$
نرخ رشد اقتصادی(GDP_t)	-۳/۷۸۳	۰/۰۲۲۶	$I(0)$
نرخ تورم(i_t)	-۲/۹۲۱	۰/۰۴۷۵	$I(0)$
نرخ رشد ارز(X_t)	-۱/۷۱۸	۰/۴۱۸۲	$I(1)$
نرخ بیکاری(UNE_t)	-۲/۳۶۲	۰/۱۵۵۶	$I(1)$
نرخ رشد واقعی تسهیلات(DL_t)	-۳/۸۹۴	۰/۰۰۳۳	$I(0)$
کسری بودجه دولت(DB_t)	-۰/۵۰۹۸	۰/۸۸۲۲	$I(1)$
قیمت نفت(Oil_t)	-۲/۳۴۴۶	۰/۱۶۰۸	$I(1)$
نرخ سود تسهیلات بانکی(R_t)	-۱/۸۲۱۵	۰/۳۶۷۸	$I(1)$

منبع: یافته‌های پژوهش

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.104.305]

برای برآورد مدل‌های سری زمانی نیاز به متغیرهای مانا است که برخی از متغیرهای مورد استفاده در پژوهش، طبق جدول۲ مانا نیستند لذا از آن‌جایی که برای تفسیر نتایج نیاز به سطح متغیرها است از این رو به بررسی همجمعی متغیرها در سطح پرداخته می‌شود، درصورتی که همجمعی حاصل شود آن گاه بدون بیم از بروز رگرسیون کاذب می‌توان از متغیرها در سطح استفاده کرد. در ادامه برای بررسی همجمعی متغیرهای مورداستفاده در مدل به روش آزمون کرانه‌ها عمل می‌شود.

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 دیگری بر این اساس است که همگی نامانا هستند که با یک بار تفاضل گیری 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 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).

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.104.305]

جدول ۳. نتایج آزمون کرانه ها

$K=8$ $N=71$	1%		5%		10%	
$F=3.987$	$I(0)$	$I(1)$	$I(0)$	$I(1)$	$I(0)$	$I(1)$
	۲/۹۱	۴/۱۹	۲/۴۹۵۸	۳/۷۸۲۴	۲/۱۳۷۲	۳/۳۲۲۶

مأخذ: یافته‌های پژوهش

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 هستند.

۶. نتایج برآورد مدل

۱-۶. رویکرد خطی(مدل ویلسون)

مدل ویسلون به صورت دستگاه معادلات زیر تعریف می‌شود:

$$\begin{cases} p_{j.t}=\frac{1}{1+e^{-Y_{j.t}}} \\ LP_i=\ln(\frac{p_i}{1-p_i})=Y_i \\ Y_{j.t}=\beta_{j.0}+\beta_{j.1}X_{j.1.t}+\cdots+\beta_{j.m}X_{j.m.t}+\upsilon_{j.t} \\ X_{j.i.t}=\gamma_{j.i.0}+\gamma_{j.i.1}X_{j.i.t-1}+\gamma_{j.i.2}X_{j.i.t-2}+e_{j.i.t} \end{cases} \quad (۲۴)$$

یا

$$LP_t=\ln(\frac{p_t}{1-p_t})=Y_t=\beta_1+\beta_2 GDP_t+\beta_3 i_t+\beta_4 X_t+\beta_5 UNE_t+\beta_6 \mathrm{DL}_t+\beta_7 DB_t+\beta_8 Oil_t+\beta_9 R_t \quad (۲۵)$$

$$GDP_t=\beta_{10}+\beta_{11}GDP_{t-1}+\beta_{12}GDP_{t-2} \quad (۲۶)$$

$$i_t=\beta_{13}+\beta_{14}i_{t-1}+\beta_{15}i_{t-2} \quad (۲۷)$$

$$X_t=\beta_{16}+\beta_{17}X_{t-1}+\beta_{18}X_{t-2} \quad (۲۸)$$

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.104.305]

$$UNE_t = \beta_{19} + \beta_{20} UNE_{t-1} + \beta_{21} UNE_{t-2} \quad (۲۹)$$

$$DL_t = \beta_{22} + \beta_{23} DL_{t-1} + \beta_{24} DL_{t-2} \quad (۳۰)$$

$$DB_t = \beta_{25} + \beta_{26} DB_{t-1} + \beta_{27} DB_{t-2} \quad (۳۱)$$

$$Oil_t = \beta_{28} + \beta_{29} Oil_{t-1} + \beta_{30} Oil_{t-2} \quad (۳۲)$$

$$R_t = \beta_{31} + \beta_{32} R_{t-1} + \beta_{33} R_{t-2} \quad (۳۳)$$

برای تخمین دستگاه معادلات خطی در رویکرد CPV به پیروی از مطالعه گروندکی[1] و همکاران(۲۰۱۹) به روش رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط عمل نموده چرا که بین اجزای اخلال معادلات فوق همبستگی وجود دارد از این رو نمی‌توان معادلات را به صورت تکی تخمین زد و باید دستگاه معادلات به صورت سیستمی برآورد گردد.

نتایج حاصل از تخمین الگو به روش رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط به شرح زیر است:

تعداد وقفه‌های مورد نظر متغیرهای مستقل در این پژوهش به پیروی از مطالعه ویلسون(۱۹۹۷) و ضریب تعیین مدل‌های متفاوت، دو وقفه برای هر یک از متغیرهای توضیحی درنظر گرفته شده است.

جدول ۴. نتایج تخمین الگوی ویلسون به روش رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط(SUR)

نام متغیر	متغیر	ضرایب	$Prob$
عرض از مبدأ معادله ۱۶	β_1	-۰/۰۲۲۷	۰/۸۵۲۸
نرخ رشد اقتصادی	GDP_t	-۰/۰۰۲۲	۰/۰۲۴۵
نرخ تورم	i_t	-۰/۰۰۲۸	۰/۰۱۳۸
نرخ رشد ارز	X_t	-۰/۰۰۰۰۱۷	۰/۹۲۶۳
نرخ بیکاری	UNE_t	-۰/۰۰۴۷	۰/۴۰۵۲
نرخ رشد تسهیلات بانکی	DL_t	-۰/۰۰۳۵	۰/۰۰۳۱
کسری بودجه دولت	DB_t	-۷۸/۳	۰/۴۶۹۹
قیمت نفت	Oil_t	۰/۰۰۱۲۹	۰/۰۰۰۳

1. Grundke PeterT, Pliszka Kamil and Tuchscherer Michael

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.104.305]

نام متغیر	متغیر	ضرایب	***Prob***
نرخ سود تسهیلات بانکی	R_t	-۰/۰۱۱۷	۰/۰۰۰۰
وقفه اول تبدیل لجستیکی نرخ نکول	LP_{t-1}	۱/۰۵۱۰	۰/۰۰۰۰
وقفه دوم تبدیل لجستیکی نرخ نکول	LP_{t-2}	-۰/۱۸۵۱	۰/۰۵۹۳
عرض از مبدأ معادله ۲۶	β_{10}	۱/۰۰۳۴	۰/۱۴۵۸
وقفه اول نرخ رشد اقتصادی	GDP_{t-1}	۰/۸۸۹۶	۰/۰۰۰۰
وقفه دوم نرخ رشد اقتصادی	GDP_{t-2}	-۰/۱۷۲۰	۰/۰۷۲۴
عرض از مبدأ معادله ۲۷	β_{13}	۰/۸۳۱۷	۰/۰۰۰۱
وقفه اول نرخ تورم	i_{t-1}	۱/۵۱۱۶	۰/۰۰۰۰
وقفه دوم نرخ تورم	i_{t-2}	-۰/۶۵۸۲	۰/۰۰۰۰
عرض از مبدأ معادله ۲۸	β_{16}	۶/۵۲۸۴	۰/۰۱۱۵
وقفه اول نرخ ارز	X_{t-1}	۱/۱۶۵۲	۰/۰۰۰۰
وقفه دوم نرخ ارز	X_{t-2}	-۰/۴۲۹۳	۰/۰۰۰۰
عرض از مبدأ معادله ۲۹	β_{19}	۱/۰۶۹۱	۰/۰۷۸۱
وقفه اول نرخ بیکاری	UNE_{t-1}	۰/۴۱۱۴	۰/۰۰۰۰
وقفه دوم نرخ بیکاری	UNE_{t-2}	۰/۱۹۰۷	۰/۰۶۷۷
عرض از مبدأ معادله ۳۰	β_{22}	۵/۹۰۶۸	۰/۰۰۰۰
وقفه اول رشد تسهیلات	DL_{t-1}	۱/۳۱۰۳	۰/۰۰۰۰
وقفه دوم رشد تسهیلات	DL_{t-2}	-۰/۵۴۰۴	۰/۰۰۰۰
عرض از مبدأ معادله ۳۱	β_{25}	۳۰۴۳۲/۹۶	۰/۰۰۰۱
وقفه اول کسری بودجه دولت	DB_{t-1}	-۰/۳۰۲۵	۰/۰۰۳۰
وقفه دوم کسری بودجه دولت	DB_{t-2}	۰/۳۰۹۰	۰/۰۰۲۵
عرض از مبدأ معادله ۳۲	β_{28}	۳/۱۸۴۵	۰/۲۱۵۵
وقفه اول قیمت نفت	Oil_{t-1}	۱/۱۱۱۲	۰/۰۰۰۰
وقفه دوم قیمت نفت	Oil_{t-2}	۰/۱۵۶۲	۰/۱۰۹۸
عرض از مبدأ معادله ۳۳	β_{31}	۱/۱۸۰۸	۰/۰۵۱۹
وقفه اول نرخ سود تسهیلات بانکی	R_{t-1}	۰/۹۴۲۵	۰/۰۰۰۰
وقفه دوم نرخ سود تسهیلات بانکی	R_{t-2}	-۰/۰۱۹۴	۰/۸۴۹۹
دوربین واتسون $D.W$	۲/۲۳۵۰		
ضریب تعیین R^2	۰/۹۸۷۶		

منبع: یافته‌های پژوهش

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.104.305]

از آن‌جایی که متغیر وابسته در تخمین فوق تبدیل لجستیکی نرخ نکول است از این رو برای تعیین مقدار و جهت اثرگذاری متغیرهای کلان اقتصادی بر نرخ نکول باید به صورت زیر عمل کرد.

از آن‌جایی که $Y_t = \ln(\frac{p_t}{1-p_t})$ است و داریم $\frac{\partial Y_t}{\partial P_t} = \frac{\partial \ln(\frac{p_t}{1-p_t})}{\partial P_t} = \frac{1}{P(1-P)}$ و $\frac{\partial Y_t}{\partial X_t} = \frac{\partial \ln(\frac{p_t}{1-p_t})}{\partial X_t} = \beta_i$ پس می‌توان نتیجه گرفت که:

$$\frac{\partial P_t}{\partial X_t} = -\frac{\frac{\partial Y_t}{\partial X_t}}{\frac{\partial Y_t}{\partial P_t}} = \frac{\beta_i}{\frac{1}{P(1-P)}} \quad (۳۴)$$

برای بررسی اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر نرخ نکول باید معادله ۳۴ مورد استفاده قرار گیرد چراکه در تخمین مدل SUR متغیر وابسته متغیر تبدیل لاجستیکی نرخ نکول است و نمی‌توان با استفاده از تفسیر ضرایب جدول۴ به بررسی اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر نرخ نکول پرداخت. معادله ۳۴ بیانگر این است که با توجه به این که مقدار نرخ نکول در هر دوره عددی کمتر از یک است لذا اثرگذاری متغیرهای کلان اقتصادی بر نرخ نکول با علامت ضرایب مدل SUR هم جهت است و مقدار این اثرگذاری به اندازه $\frac{\beta_i}{\frac{1}{P(1-P)}}$ است.

از این رو با توجه به نتایج تخمین مدل خطی ویلسون به روش SUR به شرح جدول۴ و رابطه۳۴ متغیرهای نرخ رشد اقتصادی، نرخ تورم، نرخ رشد تسهیلات، نرخ سود تسهیلات بانکی و قیمت جهانی نفت اثری معنادار بر نرخ نکول در بخش غیر دولتی اقتصاد ایران دارند. بدین معنا که نرخ نکول با افزایش متغیرهای نرخ رشد اقتصادی، نرخ تورم، نرخ رشد تسهیلات بانکی و نرخ سود تسهیلات کاهش و با افزایش قیمت جهانی نفت، مطالبات غیرجاری در شبکه پولی کشور افزایش خواهد یافت. همچنین متغیرهای نرخ ارز، نرخ بیکاری و کسری بودجه دولت اثری بر نرخ مطالبات غیرجاری نداشته است.

نتایج حاصل از آزمون وجود همبستگی بیان می‌کند که فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود همبستگی همزمان با مقدار ۵۰/۹۶ و احتمال صفر درصد رد و فرضیه وجود آن پذیرفته می‌شود. همچنین آزمون واریانس ناهمسانی نشان می‌دهد که فرضیه صفر مبنی بر همسانی واریانس با مقدار ۶۷۱/۴۱ و احتمال صفر درصد و فرض صفر مبنی بر برابری ضرایب توسط آزمون والد با مقدار

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]
[DOI: 10.52547/qjerp.30.104.305]

۳۹۸۲/۰۱۷ و احتمال صفر درصد در تمام سطوح معناداری رد شده است. درنتیجه استفاده از روش رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط منجر به افزایش کارایی نسبت به روش OLS خواهد شد.

۲-۶. رویکرد غیرخطی

با استفاده از آزمون BDS[1]، غیرخطی بودن سری زمانی نرخ نکول اعتباری 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 نکول در بخش غیردولتی از الگوهای غیرخطی استفاده کرد چراکه تخمین الگو به روش خطی می‌تواند ضرایب و میزان اثرگذاری متغیرها را بر نرخ نکول اعتباری 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 سیاست گذاری را در صورت انتخاب الگوهای خطی به وضوح آشکار سازد.

جدول۵. آزمون غیرخطی بودن نرخ نکول

آماره آزمون BDS	انحراف معیار جزء خطا	آماره Z	$Prob$
۰/۱۶۵۶۳۴	۰/۰۰۶۰۴۱	۲۷/۴۱۸۶۳	۰/۰۰۰۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۱-۲-۶. بررسی رفتار سیکلی مطالبات غیرجاری به روش احتمالات انتقال ثابت(FTP)

مدل‌های متفاوت ۲ و ۳ رژیمه با تعداد وقفه‌های مختلف در متغیر نرخ نکول(P) و سایر متغیرهای مستقل را در قالب مدل مارکوف سوئیچینگ با احتمالات انتقال ثابت برآورد کرده و سپس براساس کوچکترین مقدار آماره آکائیک(ACI) مدل منتخب برگزیده می‌شود پس از بررسی مدل‌های مختلف با رژیم‌ها و وقفه‌های متفاوت مدل$\mathrm{MSIAH}(3)-\mathrm{AR}(2)$ به عنوان مدل بهینه انتخاب شد. از آن‌جایی که در تمامی مدل‌های برآورد شده، متغیر کسری بودجه دولت اثری

1. Brock Dechert Scheinkman test

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.104.305]

معنادار بر نرخ نکول ندارد، لذا این متغیر را از مدل حذف کرده که سبب شد نتایج برآورد مدل هم به لحاظ معنی‌داری ضرایب وضعیت بهتری پیدا کند و هم آماره آکائیک که معیار انتخاب مدل بهینه است، کمترین مقدار ممکن را داشته باشد.

جدول ۶. نتایج مدل منتخب نرخ نکول بانکی $MSIAH(3) - AR(2)$ با احتمال انتقال ثابت

		رژیم ۰		رژیم ۱		رژیم ۲	
متغیرها		ضریب	$Prob$	ضریب	$Prob$	ضریب	$Prob$
C	عرض از مبدا	-۱/۵۵۴۲	۰/۲۱۸	۴/۹۳۵۵	۰/۰۹۹	۱۶/۵۱۶۸	۰/۰۰۰
P_{t-1}	نرخ نکول دوره قبل	۱/۲۴۹۴	۰/۰۰۰	۰/۲۲۶۷	۰/۱۴۸	۰/۷۲۷۹	۰/۰۰۰
p_{t-2}	نرخ نکول دو دوره قبل	-۰/۳۱۰۶	۰/۰۰۲	۰/۲۹۳۷	۰/۱۴۳	۰/۱۴۱۶	۰/۰۰۰
GDP_t	نرخ رشد اقتصادی	۰/۰۵۹۶	۰/۰۰۴	-۰/۰۳۱۱	۰/۰۰۹	-۰/۰۷۵۴	۰/۰۰۰
i_t	نرخ تورم	-۰/۰۵۶۸	۰/۰۰۳	۰/۰۰۲۰۲	۰/۹۴۵	-۰/۲۰۲۲	۰/۰۰۰
DX_t	نرخ رشد ارز	۰/۰۰۲۵۶	۰/۱۳۱	-۰/۳۰۹۳	۰/۰۰۰	-۰/۰۰۶۵۴	۰/۰۰۰
UNE_t	نرخ بیکاری	۰/۲۵۶۲	۰/۰۲۰	-۰/۱۱۸۸	۰/۱۵۸	-۰/۵۲۱۳	۰/۰۰۰
DL_t	نرخ رشد تسهیلات بانکی	-۰/۰۳۷۵	۰/۰۰۴	۰/۰۶۴۱	۰/۰۰۲	۰/۰۲۱۷	۰/۰۰۰
Oil_t	قیمت جهانی نفت	-۰/۰۱۸۴	۰/۰۲۶	۰/۰۰۵۷۴	۰/۴۷۵	۰/۰۰۰۴۷	۰/۶۵۰
R_t	نرخ سود تسهیلات	-۰/۰۴۱۸	۰/۱۰۸	-۰/۰۶۲۲	۰/۶۴۵	-۰/۴۹۹۴	۰/۰۰۰
ضرایب مشترک در دو رژیم		ضریب		$Prob$			
GDP_{t-1}	نرخ رشد اقتصادی دوره قبل	-۰/۰۵۱۸		۰/۰۰۰			
i_{t-1}	نرخ تورم دروه قبل	۰/۰۴۳۲		۰/۰۰۰			
DX_{t-1}	نرخ رشد ارز دروه قبل	۰/۰۰۳۰		۰/۰۰۱			
UNE_{t-1}	نرخ بیکاری دروه قبل	-۰/۱۹۷۵		۰/۰۰۰			
DL_{t-1}	رشد تسهیلات دروه قبل	۰/۰۵۵۴		۰/۰۰۰			
Oil_{t-1}	قیمت جهانی نفت دروه قبل	۰/۰۳۵۴		۰/۰۰۰			
R_{t-1}	نرخ سود تسهیلات دروه قبل	۰/۰۶۲۷		۰/۰۰۱			
انحراف معیار		۰/۲۱۰۱۹۸		۰/۱۵۷۷۵۳		۰/۰۲۰۷۳۰	
$AIC\ criterion$		۰/۱۷۷۱۹۷۷۰۸					
$log-likelihood$		۳۶/۷۰۹۴۸۱۴					
$LR\ linearity\ test$		۱۷۳/۱۰		[۰/۰۰۰]			

مأخذ: یافته‌های پژوهش

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.104.305]

با توجه به مقدار آماره آزمون LR (۱۷۳/۱۰) در جدول۶، از آن‌جایی که فرض صفر مبنی بر خطی بودن الگوی فوق رد می‌شود، لذا غیرخطی بودن الگوی فوق و اثرگذاری نامتقارن متغیرهای اقتصادی بر نرخ نکول بانکی در غیاب متغیر کسری بودجه دولت(DB) مورد تأیید قرار می‌گیرد. این مدل دارای سه رژیم است که رژیم صفر بیانگر دوران نکول پایین و رژیم یک، دوران نکول متوسط و رژیم دو معرف دوران نکول بالا است. نرخ رشد اقتصادی در دو رژیم نکول متوسط و بالا اثری منفی بر نرخ نکول داشته است که همسو با تئوری و نتایج برآورد مدل ویلسون در بالا است اما در دوران نکول پایین اثری مثبت بر نرخ نکول می‌گذارد که این اثر نامتقارن رشد اقتصادی بر نرخ نکول بانکی طی دوران نکول پایین می‌تواند ناشی از بروز خوش بینی مفرط جامعه نسبت به شرایط آتی طی دوران نکول پایین و بهبود رشد اقتصادی باشد، چراکه در این شرایط پرداخت اعتبارات به متقاضیان کم کیفیت‌تر افزایش خواهد یافت (فرهی کیا و همکاران،۱۳۹۹) که منجر به افزایش نرخ نکول اعتباری در نظام بانکی خواهد شد. لذا سیاست‌گذار بایستی این عدم تقارن در اثر نرخ رشد اقتصادی بر نرخ نکول طی سیکل‌های متفاوت نکول اعتباری را مدنظر قرار دهد. اثر نرخ تورم بر نرخ نکول طبق ادبیات تئوریک دارای اثری مبهم و دوگانه است. در این قسمت افزایش نرخ تورم در دوران نکول پایین و بالا منجر به کاهش مطالبات غیرجاری شده است که همسو با نتایج تئوریک و نتایج برآورد مدل ویلسون است اما نرخ تورم در دوره سیکلی نکول متوسط اثری معنادار بر نرخ نکول نمی‌گذارد که اثر مبهم نرخ تورم بر نکول بانکی را طبق ادبیات تئوریک تأیید می‌کند، این موضوع حاکی از اثرگذاری نامتقارن نرخ تورم بر نرخ نکول است. از آن جایی نرخ ارز طبق ادبیات نظری اثری مبهم و دوگانه بسته به شرایط بر نرخ نکول دارد و نرخ ارز بر نرخ نکول بانکی طبق کانال ترازنامه اثری مثبت و طبق کانال رقابت اثری منفی دارد، در این پژوهش نیز نرخ ارز تنها در دوران نکول متوسط و نکول بالا اثری معنادار بر نرخ نکول دارند و در دوران نکول پایین اثری معنادار ندارد. در دوران نکول متوسط نرخ ارز اثری منفی و در دوران نکول بالا نرخ ارز اثری مثبت بر نرخ نکول دارد که حاکی از اثرگذاری نامتقارن نرخ ارز بر نرخ نکول طبق ادبیات تئوریک است. نرخ بیکاری در دوران

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.104.305]

نکول پایین اثری مثبت بر نرخ نکول داشته که همسو با تئوری و نتایج مدل ویلسون است اما در دوران نکول بالا اثری منفی و خلاف انتظار تئوری بر نرخ نکول داشته است که ممکن است منعکس کننده ویژگی‌های مختلف چرخه‌های تجاری، اعتباری و نکول اعتباری در ایران باشد مانند یافته‌هایی که استهر و اسکولا(۲۰۲۰) در مطالعه خود از عوامل مؤثر بر مطالبات غیرجاری در اروپای شرقی به دست آورده‌اند. در دوران نکول متوسط اثری معنادار بر نرخ نکول ندارد که حاکی از اثرگذاری نامتقارن نرخ بیکاری بر نرخ نکول بانکی است. نرخ رشد تسهیلات در دوران نکول پایین مانند نتایج برآورد مدل ویلسون اما خلاف تئوری اثری منفی بر نرخ نکول دارد اما در دوران نکول متوسط و بالا اثری مثبت بر نرخ نکول دارد که نشان از اثر نامتقارن نرخ رشد تسهیلات بانکی بر نرخ نکول دارد. قیمت جهانی نفت تنها در دوران نکول پایین اثری منفی و معنادار بر نرخ نکول دارد که با نتایج تئوریک همسو و با نتایج برآورد مدل ویلسون غیرهمسو است اما در دوران نکول متوسط و بالا، قیمت جهانی نفت اثری معنادار بر نرخ نکول ندارد، این بحث نشانگر اثرگذاری نامتقارن قیمت نفت بر نرخ نکول است. نرخ سود تسهیلات بانکی تنها در دوران نکول بالا اثری منفی و معنادار بر نرخ نکول داشته است که همسو با نتایج برآورد مدل ویلسون اما خلاف جهت تئوری است و در دوران نکول متوسط و پایین اثری معنادار بر نرخ نکول نداشته است. بنابراین نامتقارن بودن اثر نرخ سود تسهیلات بر نرخ نکول نیز مشهود است.

نرخ سود تسهیلات بانکی در مدل خطی ویلسون اثری مثبت و معنادار بر نرخ نکول داشته و در روش انتقال ثابت نرخ سود تسهیلات تنها در دوران نکول بالا اثری منفی بر نرخ نکول دارد. اثر منفی نرخ سود تسهیلات بر نرخ نکول بانکی خلاف تئوری است چراکه مطالعات اسپینوزا(۲۰۱۳)، کلین(۲۰۱۳)، بک و دیگران(۲۰۱۳)، گوش (۲۰۱۵) و یو اس(۲۰۱۷) ارتباط مثبت بین سود تسهیلات و نرخ نکول بانکی را کشف کرده‌اند. دستوری بودن نرخ سود تسهیلات بانکی در اقتصاد ایران می‌تواند دلیلی بر این نتیجه خلاف تئوری‌های اقتصاد بازار باشد.

در بررسی اثرگذاری متغیرهای مستقل مذکور بر نرخ نکول بانکی همان طور که مشاهده شد اثرگذاری این متغیرها طی چرخه‌های نکول اعتباری به صورت نامتقارن است و لذا مدل‌های خطی همچون مدل ویلسون نمی‌تواند گویای شیوه اثرگذاری صحیح متغیرهای مذکور بر نکول اعتباری

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.104.305]

باشد و در سیاست‌گذاری بایستی این اثرگذاری نامتقارن مورد توجه قرار گیرد در غیر این صورت آثار اجرایی سیاست‌های اقتصادی، هدف سیاست‌گذار را تأمین نخواهد کرد. برای مثال طبق مدل خطی ویلسون تغییرات نرخ ارز و نرخ بیکاری بر نرخ نکول اثری معنادار نداشته‌اند در حالی که مطالعه اثرات این متغیرها طی چرخه‌های نکول اعتباری در قالب مدل مارکوف سوئیچینگ، حاکی از اثرگذاری نامتقارن نرخ ارز و بیکاری بر نکول بانکی است.

جدول ۷. ماتریس احتمال انتقال رژیم

	رژیم۰	رژیم۱	رژیم۲
رژیم ۰	۰/۸۱۵۸۲	۰/۰۴۳۴۸۳	۰/۲۴۲۹۴
رژیم۱	۰/۰۰۰۰	۰/۹۵۶۵۲	۰/۰۰۰۰
رژیم۲	۰/۱۸۴۱۸	۰/۰۰۰۰	۰/۷۵۷۰۶

مأخذ: یافته‌های پژوهش

احتمال ماندگاری در رژیم نکول متوسط ۹۶ درصد و احتمال انتقال از این رژیم به دوران نکول پایین و بالا صفر است. همچنین به احتمال صفر درصد در صورتی که اقتصاد در دوران نکول بالا باشد به دوران نکول متوسط انتقال می‌یابد در حالی که احتمال ماندن در رژیم نکول پایین ۸۲ درصد می‌باشد. احتمال ماندگاری در رژیم نکول بالا ۷۶ درصد است و احتمال انتقال از رژیم نکول بالا به رژیم نکول پایین ۱۸ درصد است.

جدول ۸. ویژگی‌های رژیم ها

	تعداد مشاهدات قرارگرفته در هر رژیم	احتمال قرار گرفتن در رژیم‌ها	میانگین دوره قرار گرفتن در رژیم‌ها
رژیم ۰	۲۹	٪ ۴۰/۸۵	۵/۸
رژیم۱	۲۲	٪ ۳۰/۹۹	۲۲
رژیم۲	۲۰	٪ ۲۸/۱۷	۵

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول(۸) بیانگر آن است که از ۸۰ فصل مورد بررسی ۲۹ فصل(۴۰/۸۵ درصد) آن مربوط به رژیم نکول پایین، ۲۲ فصل (۳۰/۹۹درصد) آن مربوط به رژیم نکول متوسط و ۲۰ فصل

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.104.305]

(۲۸/۱۷درصد) آن در رژیم نکول بالا است. همچنین اقتصاد به طور متوسط ۵/۸ فصل در دوره ۱۳۷۹:۱ تا ۱۳۹۹:۴ در رژیم نکول پایین بوده و ۲۲ فصل در دوره نکول متوسط و ۵ فصل به طور متوسط در دوران نکول بالا قرار داشته است.

در نهایت دوران سیکلی نرخ نکول بانکی به بخش غیردولتی استخراج گردید و جدول زیر بیانگر نحوه قرار گرفتن هر فصل از دوره موردمطالعه در هر یک از رژیم‌های سه گانه است.

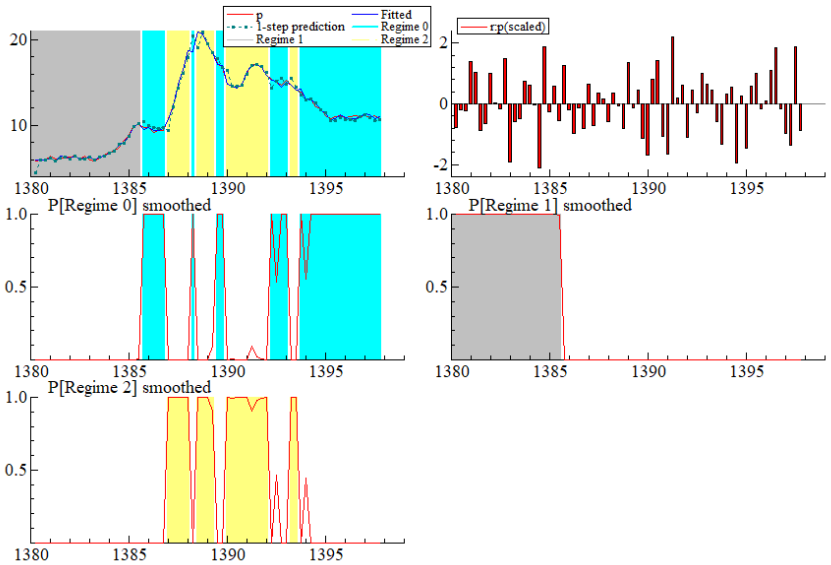
جدول ۹. استخراج دوران نکول بالا، پایین و متوسط با احتمال انتقال ثابت

تعداد فصل در هر رژیم	رژیم صفر
۵	۱۳۸۵(۴) - ۱۳۸۶(۴)
۱	۱۳۸۸(۲) - ۱۳۸۸(۲)
۲	۱۳۸۹(۳) - ۱۳۸۹(۴)
۴	۱۳۹۲(۲) - ۱۳۹۳(۱)
۱۷	۱۳۹۳(۴) - ۱۳۹۷(۴)
تعداد فصل در هر رژیم	رژیم یک
۲۲	۱۳۸۰(۲) - ۱۳۸۵(۳)
تعداد فصل در هر رژیم	رژیم دو
۵	۱۳۸۷(۱) - ۱۳۸۸(۱)
٤	۱۳۸۸(۳) - ۱۳۸۹(۲)
۹	۱۳۹۰(۱) – ۱۳۹۲(۱)
۲	۱۳۹۳(۲) - ۱۳۹۳(۳)

مأخذ: یافته‌های پژوهش

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.104.305]



شکل ۱. شاخص احتمالات فیلتر شده برای نمایش سیکل‌های نکول اعتباری در اقتصاد ایران در دوره ۱۳۷۹:۱ تا ۱۳۹۹:۴

در شکل (۱) دوران نکول بالا و پایین به نمایش کشیده شده است.

۷. نتیجه گیری

در این پژوهش به شناسایی و بررسی شیوه اثرگذاری عوامل اثرگذار بر نرخ نکول بانکی در قالب دو رویکرد خطی و غیرخطی پرداخته شد که برای این مهم از مدل‌های خطی ویلسون و غیرخطی مارکوف سوئیچینگ استفاده شد.

در روش انتقال ثابت، نرخ رشد اقتصادی در دو رژیم نکول متوسط و بالا اثری منفی بر نرخ نکول داشته است که همسو با نتایج تئوریک اسپینوزا(۲۰۱۰)، لاو(۲۰۱۳)، کلین(۲۰۱۳) و بیک(۲۰۱۵) و نتایج برآورد مدل ویلسون است اما در دوران نکول پایین در جهتی مخالف با تئوری اثری مثبت بر نرخ نکول می‌گذارد. از این رو افزایش رشد اقتصادی در کشور منجر به کاهش نرخ نکول در شبکه پولی خواهد شد، اما نه در تمام رژیم‌های اقتصادی بلکه تصمیم‌گیری

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.104.305]

و سیاست‌گذاری بر مبنای نرخ رشد اقتصادی برای کاهش مطالبات معوق در کشور صرفا در دوران نکول بالا مثمرثمر خواهد بود.

در رویکرد غیرخطی، افزایش نرخ تورم در دوران نکول پایین و بالا منجر به کاهش مطالبات غیرجاری شده است که همسو با نتایج تئوریک انکوسو(۲۰۱۱)، بک و همکاران(۲۰۱۵) و گوش(۲۰۱۷) و نتایج برآورد مدل ویلسون می‌باشد اما نرخ تورم در دوره سیکلی نکول متوسط اثری معنادار بر نرخ نکول نمی‌گذارد که حاکی از اثرگذاری نامتقارن نرخ تورم بر نرخ نکول است.

در روش احتمالات انتقال ثابت در دوران نکول متوسط نرخ ارز اثری منفی و در دوران نکول بالا نرخ ارز اثری مثبت بر نرخ نکول دارد که حاکی از اثرگذاری نامتقارن نرخ ارز بر نرخ نکول است. اثر دوگانه نرخ ارز بر نرخ نکول در ادبیات نظری مشهود است، در مطالعات انکوسو(۲۰۱۱)، (کلین(۲۰۱۳) و بیک(۲۰۱۵) ارتباط منفی و در مطالعات اسپینوزا و پراساد(۲۰۱۰)، و بک و همکاران(۲۰۱۵) اثر مثبت به چشم می‌خورد.

در رویکرد غیرخطی، نرخ بیکاری در دوران نکول پایین اثری مثبت بر نرخ نکول داشته که همسو با نتایج تئوریک انکوسو(۲۰۱۱) و کلین(۲۰۱۳) و نتایج مدل ویلسون است اما در دوران نکول بالا اثری منفی و خلاف انتظار تئوری بر نرخ نکول داشته و در دوران نکول متوسط اثری معنادار بر نرخ نکول ندارد که حاکی از اثرگذاری نامتقارن نرخ بیکاری بر نرخ نکول بانکی است. از بین متغیرهای مورد مطالعه در این پژوهش، نرخ بیکاری بیشترین اثر را بر نرخ نکول بانکی در رژیم‌های متفاوت داشته است. بنابراین سیاست‌گذار بایستی توجه ویژه‌ای به موضوع بیکاری در کشور داشته باشد چرا که در صورت افزایش نرخ بیکاری، سطح مطالبات غیرجاری در سیستم بانکی افزایش خواهد یافت و در نتیجه این موضوع منجر به ناترازی و انجماد دارایی‌های بانک‌ها شده و در نهایت سبب بروز تورم در نظام اقتصادی خواهد شد.

افزایش نرخ رشد تسهیلات بانکی در مدل خطی ویلسون منجر به کاهش مطالبات غیرجاری شده است و در مدل مارکوف سوئیچینگ با احتمال انتقال ثابت رشد تسهیلات بانکی در دوران نکول پایین اثری منفی و در دوران نکول متوسط و بالا اثری مثبت بر نرخ نکول داشته‌اند. در

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.104.305]

ادبیات تجربی از قبیل مطالعات فرناندو دی لیس و همکاران(۲۰۱۸) ارتباط بین رشد تسهیلات و نرخ نکول بانکی مثبت ارزیابی شده‌اند.

طبق مدل خطی ویلسون، افزایش قیمت نفت منجر به افزایش سطح مطالبات می‌شود که خلاف انتظار تئوری است، اما در رویکرد غیرخطی قیمت جهانی نفت، اثری منفی و معنادار بر نکول اعتباری طی دوران نکول پایین می‌گذارد که همسو با نتایج تئوریک حیدری و همکاران(۱۳۹۰) است.

نرخ سود تسهیلات بانکی در مدل خطی ویلسون اثری مثبت و معنادار بر نرخ نکول داشته و در روش انتقال ثابت نرخ سود تسهیلات تنها در دوران نکول بالا اثری منفی بر نرخ نکول دارد. اثر منفی نرخ سود تسهیلات بر نرخ نکول بانکی خلاف تئوری است چراکه مطالعات اسپینوزا(۲۰۱۳)، کلین(۲۰۱۳)، بک و دیگران(۲۰۱۳)، گوش (۲۰۱۵) ارتباط مثبت بین سود تسهیلات و نرخ نکول بانکی را کشف کرده‌اند. دستوری بودن نرخ سود تسهیلات بانکی در اقتصاد ایران می‌تواند دلیلی بر این نتیجه خلاف تئوری‌های اقتصاد بازار باشد. از آن‌جایی که نرخ بهره یا سود تسهیلات بانکی در این پژوهش اثرات دوگانه و مبهمی بر سطح مطالبات غیرجاری بانک‌ها دارد، 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.

بر طبق مدل خطی ویلسون اثرات متغیرهای کلان اقتصادی بر نرخ نکول در تمامی شرایط یکسان و یا به عبارتی متقارن هستند اما نتایج حاصل از برآورد مدل غیرخطی مارکوف سوئیچینگ در دوران متفاوت اعتباری بیانگر اثرات نامتقارن متغیرهای اقتصاد کلان بر نرخ نکول در اقتصاد ایران است لذا در صورتی که سیاست‌گذار برای پیش‌بینی اثرات سیاست‌های کلان اقتصادی خود بر نرخ نکول یا میزان مطالبات غیرجاری بانک‌ها از مدل‌های خطی استفاده نماید به احتمال زیاد خطای بالایی در پیش‌بینی خواهد داشت چون همان‌طور که در این پژوهش بیان شد متغیرهای کلان اقتصادی بر سطح مطالبات غیرجاری و میزان ریسک اعتباری بانک‌ها به طور نامتقارن و غیرخطی اثرگذارند پس نتایج مورد نظر سیاست‌گذار در صورتی که از مدل‌های ریسک اعتباری

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.104.305]

خطی برای پیش‌بینی نتایج حاصل از سیاست‌گذاری‌های کلان استفاده نماید، تأمین نخواهد شد لذا به سیاست گذار توصیه می‌گردد که از مدل‌های غیرخطی که در این پژوهش به آن‌ها اشاره گردید جهت سیاست‌گذاری استفاده نماید تا درک بهتر و صحیح‌تری نسبت به آثار اجرایی سیاست‌های پولی خود داشته باشد.

منابع

احمدیان اعظم (۱۳۹۶). «آسیب پذیری رشد اقتصادی از بحران مدیریت ریسک اعتباری در شبکه بانکی کشور»، *مطالعات مالی و بانکداری اسلامی*، سال سوم، شماره ۶ و ۷.

افشاری، زهرا؛ شیرین بخش، شمس‌اله و سمانه روانگرد (۱۳۹۳)، اثر تغییرات قیمت نفت بر سوددهی بانک، فصلنامه سیاستگذاری پیشرفت اقتصادی، سال۲، شماره۳.

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

حیدری مهدی، واعظ محمد و امیری هادی (۱۳۹۰). تأثیر چرخه‌های تجاری بر نرخ نکول تسهیلات بانکی ایران طی دوره ۱۳۷۹-۱۳۸۸ و تعیین سبد بهینه تسهیلات بانکی برای کل نظام بانکداری، فصلنامه پول و اقتصاد، شماره ۷، بهار ۱۳۹۰.

رودری، سهیل؛ همایونی‌فر، مسعود و مصطفی سلیمی‌فر (۱۳۹۹). «بررسی تأثیر نامتقارن نرخ ارز بر مطالبات غیرجاری شبکه بانکی در شرایط تحریم»، *فصلنامه مطالعات راهبردی بسیج*، سال بیست سوم، شماره ۸.

زنگنه، احسان؛ زمانیان، غلامرضا؛ شهیکی، محمدنبی و علی چشمی (۱۳۹۸). «تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی در سیکل‌های نکول اعتباری در بازار متشکل پولی کشور»، *فصلنامه پژوهش‌های پولی - بانکی*، سال دوازدهم، شماره ۴۱.

سپهردوست، حمید و عادل برجیسیان (۱۳۹۳). «برآورد احتمال نکول تسهیلات پرداختی بانک با استفاده از رگرسیون لاجیت»، *فصلنامه علمی – پژوهشی برنامه ریزی و بودجه*، سال نوزدهم، شماره ۱.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.104.305]

عبدالشاه فاطمه و مشیری سعید (۱۳۹۶). «برآورد توزیع زیان اعتباری صنعت بانکداری ایران با استفاده از آزمون استرس»، *تحقیقات اقتصادی*، دوره ۵۲، شماره ۴ .

عبدالشاه، فاطمه و سعید مشیری (۱۳۹۶). «آزمون استرس احتمالات نکول صنعت بانکداری ایران با رویکرد پرتفوی اعتباری»، *فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی*، سال هفدهم، شماره۶۶.

فرهی‌کیا، مهران؛ یارمحمدی، مسعود؛ حسنی، حسین و علی شادرخ (۱۳۹۹). «تأثیر پذیری مطالبات غیرجاری از رشد اقتصادی در ایران با رویکردهای تحلیل مجموعه مقادیر تکین و رگرسیون ناپارامتری»، *فصلنامه علمی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال یازدهم، شماره ۴۴.

فلاحی، فیروز؛ پورعبادالهان کویچ، محسن؛ بهبودی، داوود و فخری سادات محسنی زنوزی (۱۳۹۲). «بررسی اثرات نامتقارن شوک‌های درآمد نفتی بر تولید در اقتصاد ایران با استفاده از مدل مارکوف سوئیچینگ»، *فصلنامه اقتصاد انرژی ایران*، سال دوم، شماره ۷، تابستان ۱۳۹۲.

مجتهد، احمد و علی حسن‌زاده (۱۳۸۴). *پول و بانکداری و نهادهای مالی*، تهران: پژوهشکده پول و بانکی – بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.

ممی‌پور، 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، تابستان۹۶.

نظریان، رافیک؛ محرابیان، آزاده و براژنگ مرادی (۱۳۹۶). «بررسی اثر چرخه‌های اقتصادی بر عملکرد بانک‌ها در ایران مطالعه موردی بانک ملی ایران(۱۳۶۸-۱۳۹۳)». *فصلنامه اقتصاد مالی*، سال ۱۱، شماره ۴۰.

Amuakwa-Mensah F., Marbuah G. and D. Ani-Asamoah Marbuah (2017). "Re-examining the determinants of Non-performingloans in Ghana's banking industry: Role of the 2007–2009financial crisis". *Journal of African Business*, No.18, pp.357–379.

Anderson Edward J. (2013). *Business Risk Management: Models and Analysis*. Hoboken Wiley

Bauwens Luc and Edoardo Otranto. (2020). "Nonlinearities and regimes in conditional correlations with different dynamics". *Journal of Econometrics* 217. pp.496–522.

Beck R., Jakubik P. and A. Piloiu (2015). Key Determinants of Non-Performing Loans: New Evidence from a Global Sample.

Beck R., Jakubik P. and A. Piloiu (2013a). Non-Performing Loans: What Matters in Addition to the Economic Cycle? ECB Working Paper Series, 1515.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.104.305]

Berge T. and K. Boye (2007). "An analysis of banks' problem loans". *Economic Bulletin*, No. 78, pp. 65–76.
Bernanke B. and M. Gertler (1989). "Agency Costs, Net Worth, and Business Fluctuations". *Te American Economic Review*. 79(1), pp. 14–31.
Bernanke B., Gertler M. and S. Gilchrist (1998). Te Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework. NBER Working Paper No. 6455.
Bibow J. (2005). "Some Reflections on Keynes Finace Motive for the Demand for Money", *Cambridge Journal of Economics*, 19(5). pp. 647-66.
Chortareas Georgios, Georgios Magkonis and Kalliopi-Maria Zekente. (2020). "Credit risk and the business cycle: What do we know?", *International Review of Financial Analysis* , No. 67, pp. 101421.
De Lis Santiago Fernández, Pagés Jorge Martínez and Saurina Jesús (2000). "Credit Growth, Problem Loans and Credit Risk Provisioning in Spain". Working Papers 0018, Banco de España.
Dimitrios A., Helen L. and T. Mike (2016). "Determinants of non-performing loans: Evidence from Euro-area countries". *FinanceResearch Letters*, No. 18, pp. 116–119.
Espinoza R. and A. Prasad (2010). Nonperforming loans in the GCC banking system and their macroeconomic efects. In: IMF working paper WP/10/224, International Monetary Fund, 2010
Espinoza R. and A. Prasad (2010). "Nonperforming Loans in the GCC Banking System and their Macroeconomic Effects". *International Monetary Fund*.
Fallanca, Mariagrazia, Antonio Fabio Forgione, and Edoardo Otranto. (2021). "Do the Determinants of Non-Performing Loans Have a Different Effect over Time? A Conditional Correlation Approach". *Journal of Risk and Financial Management* ,14(21).
Ghosh A. (2017). "Sector-specifc analysis of non-performing loans in the US banking system and their macroeconomic impact". *J Econ Bus*, No. 93, pp. 29–45.
Ghosh Amit. (2015). "Banking-industry specific and regional economic determinants of non-performing loans: Evidence from us states". *Journal of Financial Stability*, No. 20, pp. 93–104.
Gulati R., Goswami A. and S. Kumar (2019). "What drives credit riskin the Indian banking industry? An empirical investigation". *Economic Systems*, No. 43, pp. 42–62.
Jakubik R. and P.A. Piloiu (2015). "Key determinants of non-performing loans: new evidence from a global sample". Open Econ Rev, No. 26, pp. 525–550. https://doi.org/10.1007/s11079-015-9358-8
Jiménez G. and J. Saurina (2006). "Credit cycles, credit risk, and prudential regulation". Int J Cent Bank 2:65–98
Khemraj T. and S. Pasha (2009). "The determinants of non-performing loans: An econometric case study of Guyana". Ger-many. MPRA Paper No. 53128.
King R.G., Plosser C.I. (1984). "Money, Credit, and Prices in a Real Business Cycle". *American Economic Review*, No. 74, pp. 363–380.
Klein N. (2013). "Non-performing Loans in CESEE: Determinants and Impact on Macroeconomic Performance". IMF Working Paper, pp. 01-27
Kuzucu N. and S. Kuzucu (2019). "What drives Non-performingloans? Evidence from emerging and advanced economies dur-ing pre- and post-global financial crisis". *Emerging MarketsFinance and Trade*, No. 55, pp. 1694–1708.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]
[DOI: 10.52547/qjerp.30.104.305]

Lawrence E. C. (1995). "Consumer default and the life cycle model". *Journal of Money, Credit, and Banking*, No. 27, pp. 939–954.

Louzis D.P., Vouldis A.T. and V.L. Metaxas (2012). "Macroeconomic and BankSpecific Determinants of Non-performing Loans in Greece: A Comparative Study of Mortgage, Business and Consumer Loan Portfolios". *Journal of Banking & Finance*, 36(4), pp. 1012-1027.

Love I. and R.T. Ariss (2013). "Macro-Financial Linkages in Egypt: A Panel Analysis of Economic Shocks and Loan Portfolio Quality", *IMF Working paper*, WPIEA2013271. Simons Dietske and Rolwes Ferdinand, Macroeconomic Default Modeling and Stress Testing, international journal of central banking.

Makri V., Tsagkanos A. and A. Bellas (2014). "Determinants of non-performing loans: The case of Eurozone". *Panoeconomicus*, No. 61, pp. 193–206.

Manz Florian (2019). "Determinants of non-performing loans: What do we know? A systematic review and avenues for future research". *Management Review Quarterly*, *Springer*, 69(4), pp. 351-389.

Messai S. and F. Jouini (2013). "Micro and macro determinants non-performing loans.International". *Journal of Economics and Financial*, Issues,3, pp. 852–860.

Naili Maryem and Lahrichi Younes (2020). "he determinants of banks' credit risk: Reviewof the literature and future research agenda", *International Journal of Finance & Economics*, 27(1), pp. 334-360.

Nkusu M. (2011). Non-performing Loans and Macrofinancial Vulnerabilities in Advanced Economies. IMF WP/11/161.

Peric B.S. and N. Konjusak (2017). "How did rapid credit growthcause non-performing loans in the CEE countries?". *The SouthEast European Journal of Economics and Business*, No.12, pp. 73–84.

Perotti R. (1996). "Fiscal consolidation in Europe: composition mat-ters". *The American Economic Review*, No. 86, pp. 105–110.

Pesaran H., Schuermann T., Treutler M. and S. Weiner (2006). "Macroeconomic Dynamics and Credit Risk: A Global Perspective". *Journal of Money, Credit and Banking*, 38(5), pp. 1211–1261.

Quagliariello M. (2007). "Banks' riskiness over the business cycle: A panel analysis on Italian intermediaries". *Applied Financial Economics*, No. 17, pp. 119–138.

Rajan R. and S.C. Dahl (2003). "Non-performing Loans and Terms of Credit of Public Sector Banks in India: An Empirical Assesment". *Reserve Bank of India*. Occasional Papers 24(3).

Reinhart C. and K. Rogoff (2004). "The modern history of exchange rate arrangements: a reinterpretation". *Quarterly Journal of Economics*, 119(1), pp.1-48.

Rinaldi L. and A. Sanchis-Arellano (2006). "Household debt sustain-ability: What explains household non-performing loans?". *Anempirical analysis*, ECB Working Paper, No. 570.

Salas V. and J. Saurina (2002). "Credit risk in two institutional regimes: Spanish commercial and savings banks". *J Financ Serv Res* , No. 22, pp. 203–224. https://doi.org/10.1023/a:1019781109676

Samad, A. (2012). "Credit risk determinants of bank failure: Evi-dence from US bank failure". *International Business Research*, No. 5, pp. 10–15.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.104.305]

Saunders A. and M. Marcia Cornett. (2011). Financial Institutions Management: A Risk Management Approach. 7 ed. New York: McGraw Hill.

Simpson P.W., Osborn D.R. and M. Sensier (2001). "Modelling businesscycle movements in the UK economy". *Economica*, No. 68, pp. 243-267.

Sinkey J.F. and M.B. Greenawalt (1991). "Loan-loss experience andrisk-taking behavior at large commercial banks". *Journal ofFinancial Services Research*, No.5, pp. 43–59.

Skarica B. (2014). "Determinants of Non-Performing Loans in Central and Eastern European Countries". *Financial Theory and Practice*, 38(1), pp. 37-59.

Staehr Karsten and Lenno Uusküla. (2020). "Macroeconomic and macro-financial factors as leading indicators of non-performing loans". *Journal of Economic Studies*.

Tanaskovic S. and M. Jandric (2015). "Macroeconomic and institu-tional determinants of non-performing loans". *Journal of CentralBanking Theory and Practice*, No. 4, pp. 47–62.

Us V. (2017). "Dynamics of non-performing loans in the Turkishbanking sector by an ownership breakdown: The impact of theglobal crisis". *Finance Research Letters*, No. 20, pp. 109–117.

Vazquez F., Tabak B. and M. Souto (2011). "A macro stress test model of credit risk for the Brazilian banking sector". *Journal of Financial Stability*, 8(2), pp. 69-83.

Wilson Thomas C. (1997). portfolio credit risk (II), risk magazine, octombrie, pp. 56-61.

Wilson Thomas C. (1997). Portfolio credit risk(I), risk magazin, septemberie, pp.111-117.

Zamore Stephen, Ohene Djan Kwame, Alon Ilan, Hobdari Bersant (2018). Credit risk research: Review and agenda, Emerging Markets Finance and Trade Volume 54, 2018 - Issue 4.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.104.305]