فصلنامهٔ پژوهش‌های پولی_ بانکی
سال دوازدهم، شماره ۴۱، پاییز ۱۳۹۸
صفحات ۴۴۳_۴۸۴

تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی در سیکل‌های نکول اعتباری در بازار متشکل پولی کشور

احسان زنگنه [*]
محمدنبی شهیکی [‡]
غلامرضا زمانیان [†]
علی چشمی [§]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۰۱/۰۲ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۰۳/۱۳

چکیده

عمده‌ترین چالشی که نظام بانکی کشور با آن مواجه است، نکول اعتباری یا احتمال نکول تسهیلات‌گیرندگان از انجام تعهدات خود در قبال نظام بانکی می باشد که به‌عنوان ریسک اعتباری از آن یاد می‌شود؛ ازاین‌رو بایستی جهت کنترل ریسک اعتباری، عوامل اثرگذار براین نوع ریسک شناسایی شوند. عوامل متعددی بر نکول اعتباری در بخش غیردولتی مؤثرند که این مطالعه به بررسی اثرات نامتقارن عوامل کلان اقتصادی با استفاده از روش‌های مارکوف_ سوئیچینگ و ARDL در دورهٔ فصلی ۱۳۷۹ تا ۱۳۹۶ بر سطح نکول اعتباری می پردازد. نتایج پژوهش حاکی از آن است که نرخ تورم، نرخ ارز، نرخ بیکاری، و نرخ رشد اعتبارات در مدل خطی ویلسون اثری منفی در نرخ نکول دارد و نرخ رشد اقتصادی اثری معنادار در نرخ نکول نمی‌گذارد. بر اساس مدل غیرخطی، در دوران رکود اقتصادی افزایش نرخ رشد اقتصادی، نرخ تورم، و نرخ بیکاری سبب کاهش نرخ نکول اعتباری شده و افزایش نرخ ارز و نرخ رشد اعتبارات بر نرخ نکول می‌افزاید، درحالی‌که طی دوران تورمی، نرخ رشد اقتصادی و نرخ تورم اثری معنادار در نرخ نکول ندارد، همچنین نرخ ارز و نرخ رشد اعتبارات ارتباطی معکوس و نرخ بیکاری ارتباطی مستقیم با نرخ نکول در دوران تورمی دارد.

واژه‌های کلیدی: سیکل اعتباری، ریسک اعتباری، نرخ نکول، زنجیرهٔ مارکوف، مدل مارکوف سوئیچینگ.
طبقه‌بندی JEL: E32، E37

[*] دانشجوی دکتری دانشگاه سیستان و بلوچستان؛ ehsan64z@yahoo.com
[†] دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه سیستان و بلوچستان(نویسنده مسئول)؛ zamanian@eco.usb.ac.ir
[‡] دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه سیستان و بلوچستان؛ mohammad_tash@eco.usb.ac.ir
[§] استادیار گروه اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد؛ a.cheshomi@um.ac.ir

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1398.12.41.6.4]

۱ مقدمه

بانک‌های مرکزی و مؤسسات مالی بسیاری، ازجمله صندوق بین‌المللی پول، بانک جهانی، و بانک تسویهٔ بین‌الملل گزارش‌هایی را در زمینهٔ ثبات مالی منتشر کرده و از حیث اهمیت و ضرورت این مقوله، بخش بزرگی از فعالیت‌های تحقیقاتی خود را به مطالعه در این زمینه اختصاص داده‌اند (میرباقری هیر و همکاران، ۱۳۹۵). در مقابل وضعیت ثبات، شرایط ریسک و نااطمینانی است که بانک‌ها را تحت تأثیر قرار می‌دهد و برای آن‌ها مخاطراتی جزئی یا گسترده وابسته به میزان تاب‌آوری آن بانک در مقابل شوک‌های متفاوت، به‌وجود می‌آورد. بانک‌ها قادر به از بین بردن انواع ریسک‌ها نیستند، اما مدیریت و کنترل آن برای کاهش میزان اثرگذاری ریسک در وضعیت مالی بانک‌ها امکان‌پذیر است. ازاین‌رو، در دهه‌های اخیر با وقوع بحران‌های مالی در سطح جهانی، توجه اکثر سیاست‌گذاران پولی به بررسی و اندازه‌گیری شدت تأثیر انواع ریسک‌ها بر وضعیت مالی بانک‌ها معطوف شده است.

انواع ریسک‌هایی که صنعت بانکداری با آن مواجه است عبارت‌اند از ریسک اعتباری، ریسک نقدینگی، ریسک بازار، و ریسک فعالیت که ریسک اعتباری یا ریسک نکول به‌عنوان اثرگذارترین نوع ریسک در صنعت بانکداری موردتوجه قرار گرفته است. زیرا درصورتی‌که این نوع ریسک افزایش یابد، مؤسسهٔ اعتباری از عهدهٔ ایفای تعهدات خود برنخواهد آمد و اعتماد عمومی به آن مؤسسهٔ اعتباری تنزل خواهد یافت و در شرایط جدی آن منجر به هجوم بانکی خواهد شد. نرخ نکول اعتباری شاخصی برای ریسک اعتباری در نظر گرفته می‌شود که به‌صورت نسبت مطالبات غیرجاری به کل مطالبات بانک‌ها محاسبه می‌شود. میزان مطالبات غیرجاری در بازار متشکل پولی کشور بر اساس آمار بانک مرکزی در سال ۱۳۹۷ حدود ۲۰ درصد افزایش یافته و ۱۱ درصد کل تسهیلات اعطایی است و همچنین بیشترین مقدار نسبت تسهیلات غیرجاری به کل تسهیلات در سال ۱۳۸۸ با نرخ ۱۸/۲ درصد طی دو دههٔ اخیر بوده است. این در حالی است که در کشورهای توسعه‌یافته، نرخ مطالبات غیرجاری یا نرخ نکول اعتباری عمدتاً زیر ۵ درصد است، لذا این نگرانی به‌وجود می‌آید که در آینده بحران بانکی شدیدی رخ دهد و بی‌ثباتی‌هایی برای اقتصاد ایران به‌وجود آورد. لذا سیاست‌گذار پولی در ایران هم باید توصیه‌های کمیتهٔ بازل[1] را برای بانک‌های کشور الزامی کرده تا بانک‌ها در مواقع بروز بحران و شوک به متغیرهای کلان اقتصادی، غافلگیر نشوند و از قبل میزان ذخایر احتیاطی موردنیاز جهت عبور ایمن از بحران را در نظر گرفته باشند.

[1] Basel Committee on Banking Supervision, BCBS

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1398.12.41.6.4]

مشکل عمدهٔ اقتصاد کلان و تورم ساختاری در اقتصاد ایران به مشکلات ترازنامه‌ای بانک‌ها برمی‌گردد. یکی از مشکلات اساسی نظام بانکی در ایران ریسک اعتباری است، به‌دلیل اینکه منابع پولی زیادی در بانک‌های خصوصی و دولتی در قالب اعتبار به متقاضیان تسهیلات ارائه می‌شود و بازگشت این منابع، در تداوم حیات و توسعهٔ بانک‌ها ضرورتی آشکار دارد (احمدی و همکاران، ۱۳۹۴). افزایش احتمال ریسک نکول در نظام بانکی اولاً سبب می‌شود که بانک‌ها از عهدهٔ ایفای تعهدات خود نسبت‌به سپرده‌گذاران برنیایند و ثانیاً به‌دلیل عدم بازگشت تسهیلات اعطایی یا عدم هدم پولی، بانک‌ها قادر به اعطای تسهیلات جدید نخواهند بود و لذا این اعتبارات جدید را بانک‌ها باید از بازار بین‌بانکی و یا به‌صورت اضافه‌برداشت از بانک مرکزی تأمین کنند.

لذا با افزایش اعتبارات بانکی در سطح کلان که گاهاً برای تأمین کسری بودجهٔ دولت به‌صورت مالیات تورمی[1] بر جامعه تحمیل می‌شود و نیز بر بانک‌ها تسهیلات تکلیفی بار می‌کند، ریسک اعتباری یا احتمال نکول افزایش می‌یابد. نکول اعتباری بالا که نهایتاً منجر به اضافه‌برداشت از بانک مرکزی توسط بانک‌های ناسالم در نظام بانکی خواهد شد، موفقیت اجرای طرح جدید بانک مرکزی در اقتصاد ایران موسوم به عملیات بازار باز[2] را که در ۲۷ فروردین‌ماه سال ۱۳۹۸ به تصویب شورای پول و اعتبار رسیده است، نیز تحت تأثیر قرار خواهد داد. چرا که هدف سیاست‌گذار پولی از اجرای عملیات بازار باز کنترل نرخ بهرهٔ بین‌بانکی کوتاه‌مدت در یک کریدور هدف، و کنترل نرخ‌های سود در بازار پول، و نهایتاً کنترل نرخ تورم است، لذا کنترل نکردن نکول اعتباری و شناسایی نکردن عوامل اثرگذار در نرخ نکول، طرح جدید بانک مرکزی را درجهت کنترل نرخ تورم با چالش مواجه خواهد کرد. ازاین‌رو، بررسی عوامل مؤثر در نرخ نکول اعتباری از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است.

هدف این مقاله بررسی عوامل کلان اقتصادی مؤثر در نکول اعتباری در بخش غیردولتی در رژیم‌های متفاوت اقتصادی است. عوامل مؤثر در نرخ نکول اعتباری در مطالعات تجربی عمدتاً به‌صورت خطی بررسی شده است، اما در شرایط و وضعیت‌های مختلف یا رژیم‌های متفاوت، اثرگذاری عوامل کلان اقتصادی بر نرخ نکول طبق ادبیات نظری متفاوت بوده است، لذا پژوهش حاضر علاوه‌بر تحلیل آثار خطی عوامل کلان در نرخ نکول بانکی، به‌دنبال آزمون این فرضیه نیز است که عوامل کلان اقتصادی در نرخ نکول اعتباری به‌صورت غیرخطی و نامتقارن اثرگذارند.

---

[1] seigniorage

[2] open market operation

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1398.12.41.6.4]

بر این اساس در پژوهش حاضر ابتدا مبانی نظری، پیشینه، و ادبیات موضوعی بررسی می‌شود و سپس روش تحقیق و جمع‌آوری داده‌ها آورده شده است و درنهایت مدل و برآورد اثر عوامل مؤثر در اعطای تسهیلات بانکی و نتایج پژوهش بیان می‌شود.

۲ مبانی نظری

در این قسمت به بررسی مطالعات و نظریه‌های متفاوت در حوزهٔ مدل‌های ریسک اعتباری که بیانگر عوامل مؤثر در میزان مطالبات غیرجاری بانک‌ها یا نرخ نکول اعتباری است، پرداخته می‌شود.

در زمینهٔ پدیدهٔ نکول در اقتصاد، نظریه‌های متفاوتی ارائه شده است که می‌توان آن‌ها را به دو دسته تقسیم کرد:

الف ـ دستهٔ اول بیشتر در ارزیابی ریسک اعتباری و رتبه‌بندی مشتریان در بانک‌ها استفاده می‌شود.

این نظریه بر اساس اطلاعات نامتقارن شکل گرفته و بر ویژگی‌های وام‌گیرندگان متمرکز شده است. بیشتر تحقیقاتی که بر اساس این نظریه‌ها انجام شده است، ریسک اعتباری را در سطح خرد و با استفاده از متغیرهایی نظیر نوع فعالیت، سابقهٔ همکاری مشتری با بانک، معدل گردش حساب مشتری، نوع تضمین دارایی‌های مشتری، نسبت‌های مالی، و غیره اندازه‌گیری کرده است. این نظریه‌ها، روش‌هایی ارائه می‌دهند که وام‌دهنده بتواند اطلاعات کافی از وام‌گیرنده دریافت و از پدیدهٔ گزینش نامناسب جلوگیری کند (حیدری و همکاران، ۱۳۹۱).

خصوصیات و ساختار بانک در پرداخت وام و شرایط رقابت در صنعت بانکی نیز به‌عنوان عوامل درونی می‌تواند بر مقدار ریسک اعتباری بانک اثرگذار باشد.

ب ـ دستهٔ دوم نظریه‌هایی هستند که نکول‌ها را ناشی از چرخه‌های تجاری و شرایط کلان اقتصاد می‌دانند.

نظریهٔ اول در دستهٔ دوم که الگوهای زیادی بر اساس آن ایجاد شده است، رویدادهای نکول را ناشی از رویدادهای کمبود نقدینگی و منفی شدن خالص ارزش دارایی‌ها می‌داند. در این نظریه، نکول زمانی اتفاق می‌افتد که وام‌گیرنده با کمبود نقدینگی مواجه می‌شود یا اینکه بنا به دلایل مختلف ازجمله شرایط اقتصادی، دارایی‌های وام‌گیرنده از بدهی‌هایش کمتر می‌شود. کمبود نقدینگی و منفی شدن خالص دارایی‌ها به‌دلیل چرخه‌های تجاری و شوک‌های اقتصاد کلان اتفاق می‌افتد (ویلسون، ۲۰۰۷). ازجمله الگوهایی که بر اساس این نظریه شکل

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1398.12.41.6.4]

گرفته است الگوی مرتون[1]، الگوی سنجش اعتباری، و الگوی کی‌اموی[2] است (حیدری و همکاران، ۱۳۹۱).

نظریهٔ دوم در دستهٔ دوم مربوط به ویلسون[3] (۱۹۹۷) است که به ریسک سیستماتیک سبد دارایی می‌پردازد. ویلسون در این نظریه بیان می‌کند که ریسک سیستماتیک سبد دارایی تا حد زیادی به وضعیت اقتصاد کلان بستگی دارد. مثلاً در زمان رکود اقتصادی، نکول‌های مورد انتظار افزایش می‌یابد و برعکس زمانی که اقتصاد به‌سمت رونق پیش می‌رود، نکول در اقتصاد کاهش می‌یابد. به‌عبارت‌دیگر، چرخه‌های اعتباری دقیقاً از چرخه‌های تجاری پیروی می‌کنند. در این نظریه، ریسک سیستماتیک درواقع بیانگر تأثیر محیط اقتصاد کلان در میزان نکول وام‌های بانک‌های تجاری است. این ریسک خود را به‌طور مشخص به‌صورت چرخه‌های تجاری نشان می‌دهد. وی از متغیرهای رشد تولید ناخالص داخلی و نرخ بیکاری به‌عنوان متغیرهای مهم تعیین‌کننده وضعیت اقتصاد کلان نام می‌برد (ویلسون، ۱۹۹۷).

مطالعات متفاوتی به بررسی آثار متغیرهای کلان اقتصادی در ریسک اعتباری در قالب مدل‌های ساختاری و فرم خلاصه‌شده پرداخته‌اند. مطالعات ویسلون (۱۹۹۷)، مرتون (۱۹۷۴)، و باس[4] (۲۰۰۲) ازجمله پژوهش‌های پایه‌ای و مشهور در این حوزه است که به متغیرهای تولید ناخالص داخلی، نرخ بیکاری، تورم، شاخص سهام، نرخ بهره، و قیمت نفت به‌عنوان مهم‌ترین عوامل کلان اقتصادی تأثیرگذار در نرخ نکول اشاره کرده‌اند.

تئوری‌های ریسک اعتباری با عوامل داخلی و خارجی مطالبات غیرجاری مرتبط است. در ادبیات مالی، سه تئوری اصلی وجود دارد و چشم‌اندازی را فراهم می‌کند که چگونه عوامل کلان اقتصادی در سطح وام‌های غیرعملیاتی در هر نقطه از زمان تأثیر می‌گذارند.

۱.۲ تئوری رجحان نقدینگی

اولین تئوری، تئوری ترجیحات نقدینگی منتسب به جان مینارد کینز[5] است. کینز مشاهده کرد که چنانچه همهٔ عوامل ثابت در نظر گرفته شوند، مردم ترجیح می‌دهند پول نقد (نقدینگی) نگهداری کنند نسبت به نگهداری هر فرم دیگری از دارایی و آن‌ها پاداشی برای سرمایه‌گذاری در دارایی‌های غیرنقد از قبیل اوراق قرضه، سهام، و املاک واقعی تقاضا

[1] Merton
[2] Kealhofer Merton Vasicek model, KMV
[3] Wilson
[4] Boss
[5] John Maynard Keynes

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1398.12.41.6.4]

خواهند کرد. این نظریه همچنان بر این باور است که خسارت تقاضاشده برای جدایی نقدینگی افزایش می‌یابد هنگامی‌که دورهٔ بازگشت نقدینگی افزایش می‌یابد.

تئوری ترجیحات نقدینگی همچنان بر مفاهیم اصلی در اقتصاد و مالی در کاربرد آن روی تئوری تقاضای پول تسلط دارد. با توجه به نظریهٔ کینز، بانک‌های مرکزی نرخ بهره را به‌منظور کنترل قیمت دارایی‌ها از طریق تقاضا برای پول تنظیم می‌کنند. کینز روی سه محرک یا انگیزه تأکید می‌کند که چرا مردم در همهٔ زمان‌ها نگهداری پول نقد را ترجیح خواهند داد: این انگیزه نقدینگی را برای نیازهای معاملاتی، انگیزهٔ احتیاطی، و نیاز به نگهداری پول به‌صورت نقد برای هدف سوداگری یعنی به‌دست آوردن سود از فرصت‌های سودآور، نگه می‌دارد (بیبو[1]، ۲۰۰۵). همبستگی نظریهٔ کینز با عملکرد دارایی‌ها و بدهی‌های بانک تجاری خیلی مهم است. این تئوری توضیح می‌دهد که چرا بانک‌ها برای جبران بدهی‌ها متعهد خواهند بود و همچنین فراهم می‌کند ماهیتی را که چرا بانک‌ها به‌دنبال جبران خسارت برای دارایی‌هایشان خواهند بود. این جبران خسارت، عامل نرخ بهره را توصیف می‌کند که عامل ریسک اثرگذار در ریسک اعتباری در بانک‌های تجاری است؛ بنابراین، بانک‌ها نرخ‌های بهرهٔ بالاتری را اعمال خواهند کرد وقتی‌که احتمال نکول بالاتر از نظر تئوری ترجیحات نقدینگی است (لیژنگا[2] و موتامی[3]، ۲۰۱۶).

۲.۲ تئوری کاهش قیمت

دومی، تئوری کاهش قیمت منتسب به فیشر[4] (۱۹۳۳) است که پیشنهاد می‌دهد زمانی که حباب بدهی می‌ترکد به‌دنبال آن یک‌سری اتفاقات رخ می‌دهد، انحلال بدهی منجر به فروش دشوار و انقباض سپرده‌های پول رایج می‌شود، درحالی‌که تسهیلات بانکی پرداخت می‌شود. این انقباض سپرده‌ها باعث کاهش در سطح قیمت‌ها و منجر به کاهش بیشتر در ارزش خالص تجاری می‌شود، ازاین‌رو، ورشکستگی که منجر به نگرانی‌هایی در زیان برای کاهش در تولید، در تجارت، و در بیکاری نیروی کار می‌شود، پیش‌بینی می‌گردد. این چرخه‌ها منجر به اختلالات پیچیده‌ای در نرخ‌های بهره و کاهش در ارزش پول می‌شود.

---

[1] Bibow

[2] Lishenga Josephat

[3] Muthami Abhigale Muthoni

[4] Fisher

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1398.12.41.6.4]

این اختلالات پیچیده شرح داده‌شده در بالا می‌توانند به‌عنوان نیروی‌های داخلی و خارجی (عوامل خرد و کلان) اثرگذار در وضعیت بدهی بیش‌ازحد بین بدهکاران یا طلبکاران یا هردو که می‌تواند به نکول وام‌ها بینجامد تفسیر شوند (لیژنگا و موتامی، ۲۰۱۶).

۳.۲ فرضیهٔ بی‌ثباتی مالی

فرضیهٔ بی‌ثباتی مالی توسط مینسکی[1] (۱۹۷۴) ارائه شده است و تلاش می‌کند فهم و توضیح از ویژگی‌های بحران مالی را فراهم کند. این فرضیه می‌گوید که در دوران رفاه، زمانی که جریان نقد شرکت فراتر از آنچه برای بازپرداخت بدهی‌ها موردنیاز است افزایش می‌یابد و رضایتی سوداگرانه ایجاد می‌شود و به‌زودی پس‌ازآن بدهی‌ها از آنچه قرض‌گیرندگان می‌توانند از درآمدهایشان پرداخت کنند، بیشتر می‌شود که به‌نوبهٔ خود، بحران مالی ایجاد می‌کند. به‌عنوان نتیجه‌ای از حباب‌های قرض‌گیری سوداگرانه، بانک‌ها و اعتباردهندگان گسترش اعتبار را دشوار می‌کنند، حتی به شرکت‌هایی که می‌توانند از عهدهٔ وام‌ها برآیند و متعاقباً اقتصاد به رکود فرو می‌رود (لیژنگا و موتامی، ۲۰۱۶).

۳ پیشینهٔ تحقیق

شرایط اقتصاد کلان ارتباطی بین سیکل‌های تجاری و عملکرد بانکی به‌وجود می‌آورد، به‌طوری‌که تغییرات در شرایط کلان اقتصادی به‌طور مستقیم در توان بدهکار برای بازپرداخت بدهی تأثیر می‌گذارد. برای مثال رشد تولید ناخالص داخلی[2] اغلب ارتباطی منفی با مطالبات غیرجاری[3] دارد که نمایانگر ویژگی ضدسیکلی مطالبات غیرجاری است. این ارتباط منفی در مطالعات اسپینوزا[4](۲۰۱۰)، لاو[5] (۲۰۱۳)، کلین[6] (۲۰۱۳)، بیک[7](۲۰۱۵)، انکوسو[8](۲۰۱۱)، و اسکاریکا[9] (۲۰۱۴) مشهود است. دوران رکود اقتصادی همراه با مطالبات غیرجاری بالاتر است، همچنین بیکاری افزایش می‌یابد و قرض‌گیرندگان با مشکلات بیشتری برای بازپرداخت

---

[1] Minsky
[2] gross domestic product, GDP
[3] nonperforming loan, NPL
[4] Espinoza
[5] Love
[6] Klein
[7] Beak
[8] Nkusu
[9] Skarica

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1398.12.41.6.4]

بدهی مواجه می‌شوند. برخی مطالعات به‌طور مستقیم، بیکاری را در مدل‌هایشان جایگذاری می‌کنند و همچنین ارتباط مثبت قوی بین بیکاری و مطالبات غیرجاری یافته‌اند. بیکاری بالاتر، توان تسهیلات‌گیرندگان برای بازپرداخت بدهی‌شان را کمتر می‌کند.

کلین (۲۰۱۳) و انکوسو (۲۰۱۱) در مطالعاتشان این ارتباط مثبت را بین بیکاری و مطالبات غیرجاری تأیید می‌کنند. متغیرهای دیگری نیز به‌عنوان عوامل مهم تأثیرگذار در مطالبات غیرجاری مشاهده شده است. 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 به‌طور بالقوه میزان مطالبات غیرجاری را افزایش می‌دهد. درغیر این‌صورت، بدهی واقعی تمایل به کاهش با تورم بالاتر دارد و درنتیجه سطح مطالبات غیرجاری کاهش می‌یابد. این ارتباط دووجهی در مطالعهٔ کلین (۲۰۱۳) تأکید شده است.

کلین (۲۰۱۳)، بیک (۲۰۱۳)، و لاو (۲۰۱۳) در مطالعاتشان در ارتباط با اثرگذاری نرخ بهره در سطح مطالبات غیرجاری اشاره می‌کنند که تغییر در نرخ‌های بهره یا نرخ‌های سیاستی به‌طور مستقیم در توان وام‌دهی وام‌گیرنده اثر می‌گذارد، اگر سهم وام‌های با نرخ بهرهٔ متغیر قابل‌توجه باشد. کلین (۲۰۱۳) و اسپینوزا (۲۰۱۳) اشاره دارند که رشد نرخ اعتبار ریسک اعتباری را افزایش می‌دهد، به‌طوری‌که غالباً با استانداردهای ضمانت وام‌ها مرتبط است و منتج به مطالبات غیرجاری بالاتر می‌شود.

در پژوهش‌های کلین (۲۰۱۳) و بیک (۲۰۱۵) تأکید می‌شود که مانند تورم، کاهش ارزش نرخ ارز ممکن است اثر منفی یا مثبت در مطالبات غیرجاری داشته باشد. بنابراین، کاهش ارزش نرخ ارز در کشوری با رژیم نرخ ارز شناور و مقدار زیادی وام‌دهی به پول خارجی ممکن است اثری منفی در مطالبات غیرجاری داشته باشد. به‌عبارت‌دیگر، کاهش ارزش پول ملی می‌تواند قابلیت بازپرداخت بدهی بنگاه‌های صادرات‌محور را بهبود و نسبت مطالبات غیرجاری را کاهش دهد. اسکاریکا (۲۰۱۴) بیان می‌کند که برخی مدل‌ها بهای مسکن و شاخص بازار سهام را نیز در خود جای می‌دهد که ممکن است مطالبات غیرجاری را از طریق اثر ثروت تحت تأثیر قرار دهد. اثر شاخص بازار سهام و بهای مسکن در مطالبات غیرجاری روشن نیست (بیتون و همکاران[1]، ۲۰۱۶).

بر اساس مطالعهٔ کیپکویچ[2] (۲۰۱۶) در تقسیم‌بندی کلی، مدل‌های ریسک اعتباری به شرح زیر طبقه‌بندی می‌شود:

---

[1] Beaton et al.

[2] Kipkoech

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1398.12.41.6.4]

۱) مدل‌های ساختاری ریسک اعتباری: رویکرد بر پایهٔ بازار (مدل مرتون) و رویکرد بر پایهٔ کلان اقتصادی (مدل ویلسون)؛ و
۲) مدل‌های ریسک اعتباری فرم خلاصه‌شده[1]: مدل‌های در سطح خرد و در سطح پرتفوی (مدل زنجیره مارکوف).

۱.۳ مدل‌های ساختاری

مدل‌های ساختاری به دو گروه رویکرد بر پایهٔ بازار و رویکرد بر پایهٔ کلان اقتصادی تقسیم‌بندی می‌شود. مدل مرتون با رویکرد بر پایهٔ بازار و مدل ویلسون با رویکرد بر پایهٔ کلان اقتصادی طراحی شده است.

۱.۱.۳ مدل‌های بر پایهٔ بازار

یکی از مدل‌های ریسک اعتباری، رویکرد بر پایهٔ بازار معرفی‌شده توسط مرتون در سال ۱۹۷۴ است. مدل ساختاری مرتون با استفاده از اصول قیمت‌گذاری اختیارات معاملات بلک شولز (۱۹۷۴) بنا نهاده شده و سپس توسط شرکت کی‌ام‌وی در اواخر دههٔ ۱۹۸۰ توسعه پیدا کرده است، به همین دلیل در بیشتر مطالعات آن را مدل کی‌ام‌وی – مرتون معرفی می‌کنند. در این چهارچوب فرایند نکول (احتمال نکول) شرکت به‌وسیلهٔ ارزش دارایی‌های شرکت تعیین می‌شود و بنابراین ریسک نکول با تغییر در ارزش دارایی‌های شرکت تعیین می‌شود. در این مدل زمانی نکول اتفاق می‌افتد که ارزش بازار دارایی‌های شرکت کمتر از ارزش بدهی‌ها باشد. نقص مدل مرتون این است که متکی به داده‌های بازاری است که دلالت بر وجود بازارهای دارایی عمیق و نقد دارد که قیمت‌ها و شاخص‌های دیگر را ارائه می‌دهد، بنابراین بنگاه‌های غیرمالی و خانوارها که در بازار بورس نیستند، وارد نمی‌شوند، درحالی‌که بخش بزرگی از پرتفوی بانک‌ها را می‌سازند. همچنین در این مدل فقط از اطلاعات ویژهٔ بنگاه استفاده می‌شود.

۲.۱.۳ مدل‌های بر پایهٔ کلان اقتصادی

یکی از مدل‌های ریسک اعتباری که به‌طور صریح عوامل اقتصاد کلان و نرخ‌های نکول بخشی را به هم ارتباط می‌دهد توسط ویلسون (a۱۹۹۷ و b۱۹۹۷) توسعه یافته است. این مدل با داده‌های کشور اتریش در سطح بخشی توسط باس (۲۰۰۲) نیز به‌کار برده شده است.

[1] reduced form credit risk models

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1398.12.41.6.4]

یافته‌های وی نشان می‌دهد که تولید صنعتی، تورم، شاخص سهام، نرخ بهرهٔ اسمی کوتاه‌مدت، و قیمت نفت مهم‌ترین عوامل تأثیرگذار در نرخ نکول است.

باس (۲۰۰۲) یک مدل حاوی نرخ‌های نکول اقتصاد استرالیا بین سال‌های ۱۹۶۵ تا ۲۰۰۱ را موردمطالعه قرار داد. مدل دیدگاه پرتفوی اعتباری[1] برای تعیین نرخ‌های نکول توسط ۸ متغیر اقتصاد کلان استفاده شده است که از بین ۳۱ متغیر متفاوت انتخاب شده‌اند. شبیه‌سازی زیان اعتباری و آزمون استرس در این مدل مورد تأکید قرار گرفته است و نتیجه‌گیری می‌کند که بانک‌های استرالیا ظرفیت ریسک بالاتر از نسبت‌های موردنیاز دارند.

کیمبرلی و همکاران (۲۰۱۶) عوامل اثرگذار در مطالبات غیرجاری در اتحادیهٔ پولی کارائیب شرقی را ارزیابی کردند و اشاره می‌کنند که وخامت در کیفیت دارایی ممکن است منتج به آثار بازخوردی منفی از سیستم بانکی به اقتصاد شود. این نتیجه بیان می‌کند که وخامت در کیفیت دارایی می‌تواند به‌دلیل هر دوی عوامل ویژهٔ بانک و کلان باشد. بانک‌هایی که قابلیت سودآوری بیشتری دارند و برای وام‌های خانوار و بخش ساختمان در معرض ریسک کمتری قرار دارند، تمایل به کاهش مطالبات غیرجاری دارند. برخی شواهد نشان می‌دهند که بانک‌های وابسته به خارج به‌طور سیستماتیک مطالبات غیرجاری کمتری نسبت به بانک‌های داخلی دارند.

۲.۳ مدل‌های فرم خلاصه‌شده

مدل‌های فرم خلاصه‌شده به دو گروه مدل‌های فرم خلاصه‌شده در سطح خرد و در سطح پرتفوی (مدل زنجیرهٔ مارکوف) تقسیم‌بندی می‌شود.

۱.۲.۳ مدل‌های فرم خلاصه‌شده در سطح خرد

آلتمن[2] (۱۹۶۸) می‌گوید این مدل‌ها نیز به مدل‌های نمره‌دهی اعتباری برمی‌گردد و آن متغیرهای حسابداری را معین می‌کند که قدرت توضیح‌دهندگی آماری برای تفاوت بین نکول‌کنندگان و اشاخصی که نکول نمی‌کنند را دارند. او مدل‌های دوجمله‌ای و خطی را برای رگرس کردن نکول‌ها و تخمین ضرایب به‌کار می‌برد. سپس متقاضیان با توجه به اینکه خوب یا بد، نمره‌دهی می‌شوند.

---

[1] credit portfolio view, CPV

[2] Altman E.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1398.12.41.6.4]

۲.۲.۳ مدل‌های فرم خلاصه‌شده در سطح پرتفوی

جارو[1] (۱۹۹۲) این مدل‌ها را معرفی کرد و این روش با تکنیک ریسک خنثی جارو و پاداش ریسک اعتباری تجزیه‌شده تورنبول[2] و مسئلهٔ مدل‌سازی ریسک اعتباری که چطور احتمال نکول و زیان با فرض نکول را مدل‌سازی کنیم، مرتبط است. مدل‌های فرم خلاصه‌شده می‌توانند از ریسک اعتباری بنگاه به‌دست آیند بنابراین، آن را می‌توان در فرایند تصادفی متفاوت تصریح کرد.

۱.۲.۲.۳ *مدل ریسک اعتباری بر پایه زنجیره مارکوف*[3]

یکی از مدل‌های ریسک اعتباری که به‌صورت مدل‌های فرم خلاصه‌شده است، مدل زنجیرهٔ مارکوف ریسک اعتباری است. زنجیرهٔ مارکوف نمونه‌ای خوب از مدل ریسک اعتباری فرم خلاصه‌شده در سطح پرتفوی است که توسط جارو (۱۹۹۷) معرفی‌شده است. او مدل مارکوف برای ساختار زمانی اسپرد[4] ریسک اعتباری تهیه کرده است. این مدل بر اساس مدل تورنبول و جارو (۱۹۹۵)، با فرایند ورشکستگی به پیروی از زنجیرهٔ مارکوف فضای حالت گسسته در رتبه‌بندی اعتباری است. پارامترهای این فرایند به‌آسانی با استفاده از داده‌های قابل‌مشاهده تخمین زده شده است. این مدل برای قیمت‌گذاری و پوشش ریسک[5] بدهی شرکت با گزینه‌های جذاب، برای قیمت‌گذاری، و هجینگ اوراق قرضهٔ دولتی (خارجی) با توجه به ریسک نکول (مثل اوراق قرضهٔ شهرداری‌ها)، برای قیمت‌گذاری و هجینگ مشتقات اعتباری و برای مدیریت ریسک مفید است. همچنین احتمال ثابت برای تغییرات کیفیت اعتباری تخمین زده‌شده از ماتریس‌های اعتباری تاریخی و نرخ بازیابی[6] ثابت در حالت نکول را فرض می‌کند. نرخ بازیابی به‌معنای نرخ زیان بر وضعیت اعتباری است، اگر یک‌طرف قرارداد نکول کند، و معادل با زیان ناشی از نکول[7] است.

داس[8] و همکاران (۲۰۰۶) در مطالعه‌شان از ریسک نکول نشان دادند که احتمالات ریسک نکول مرتبط در طول زمان تغییر می‌کنند؛ بنابراین، روش واقع‌بینانه‌تر از رفتار زمان متغیر

---

[1] Jarrow
[2] Tutnbull
[3] Markov chain models
[4] Spread
[5] hedging
[6] recovery rate
[7] loss given default, LGD
[8] Das S. R. et al.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1398.12.41.6.4]

ریسک را توضیح می‌دهند، همچنین اشاره می‌کنند که روش تخمین پیچیده است. این مطالعه، مدل آماری را که به‌صراحت به تغییر زمانی سیستماتیک در احتمالات نکول و همبستگی آن‌ها توجه دارد، معرفی می‌کند. داس مدل دورژیمه را برای ریسک اعتباری در اقتصاد با استفاده از رویکرد مارکوف سوئیچینگ تخمین می‌زند که در آن رژیم‌ها (رژیم نکول بالا و رژیم نکول پایین) از زنجیرهٔ مارکوف با ماتریس انتقال تبعیت می‌کنند.

کاک و الکساندر[1] (۲۰۰۸) اشاره کرده‌اند که اسپردهای سوآپ نکول اعتباری[2] که به‌عنوان یکی از شاخص‌های ریسک نکول اعتباری است، رفتاری وابسته به رژیم را نشان می‌دهد. مدل مارکوف سوئیچینگ عوامل تعیین‌کنندهٔ تغییرات در شاخص‌های آی‌ترکس اروپایی[3] نشان می‌دهد که آن‌ها طی دوره‌های آشفتگی بازار سوآپ نکول اعتباری بی‌نهایت به نوسانات سهام حساس است. اما در شرایط عادی بازار، اسپردهای سوآپ نکول اعتباری به بازده‌های سهام نسبت‌به نوسانات سهام حساس‌تر است. نسبت پوشش ریسک سهام[4] سهام، سه یا چهار برابر طی دورهٔ آشفته بزرگ‌تر است و توضیح می‌دهد چرا تحقیقات قبلی با مدل‌های یک‌رژیمه، موقعیت‌های سهامی یافته‌اند و هجی‌ها برای سوآپ نکول بی‌اثر است. تحرکات نرخ بهره در شاخص‌های آی‌ترکسِ بخش مالی اثر نمی‌گذارند و آن‌ها زمانی که اسپردها بیش‌ازحد نوسانی نباشند، تنها یک اثر معنی‌دار روی سایر شاخص‌ها دارد. افزایش نرخ‌های بهره ممکن است احتمال اسپردهای اعتباری در حال ورود به دوره نوسانی را کاهش دهد.

مونتیرو[5] و همکاران (۲۰۰۶) استفاده از فرایند مارکوف نیمه‌زمانی پیوسته غیرهمگن محدود را پیشنهاد دادند تا ماتریس‌های زمان وابسته را مدل‌سازی کنند و تخمین پارامترهای غیرپارامتریک ماتریس‌های زمان وابسته را نشان دهند.

کادام[6] (۲۰۰۸) مدل زمان گسسته را توسط زنجیرهٔ مارکوف زمان پیوسته جارو و همکاران (۱۹۹۷) در مطالعات تجربی‌شان توسعه دادند. مدل‌های مارکوف پنهان مدل آماری است که در آن سیستم مفروض مدل‌سازی شده فرایند مارکوف با حالات غیرقابل‌مشاهده استفاده شده در پیش‌بینی کوانتایل‌های نرخ‌های نکول به‌کار برده شده در مدل‌سازی ریسک اعتباری است.

---

[1] Kaeck A. and Alexander C.
[2] Credit Default Swap, CDS
[3] iTraxx Europe indices
[4] Hedge
[5] Monteiro
[6] Kadam

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1398.12.41.6.4]

عبدالشاه و مشیری (۱۳۹۶) آزمون استرس احتمالات نکول در صنعت بانکداری ایران را با استفاده از رویکرد پرتفوی اعتباری انجام داده‌اند. روش این مطالعه بر اساس سیستمی از معادلات و شبیه‌سازی است. در مرحلهٔ اول، اثر متغیرهای کلان اقتصادی در نرخ‌های نکول برآورد شده و سپس روابط پویای متغیرهای کلان اقتصادی با استفاده از مدل ارزش در معرض خطر [۱] برآورده شده است. با استفاده از معادلات دو مرحلهٔ بالا و ساختار ماتریس واریانس‌ـ کوواریانس باقیمانده‌ها، شبیه‌سازی احتمالات نکول با روش مونت‌ـکارلو در افق زمانی یک‌ساله تحت سناریوی پایه (سناریوی بدون شوک) و سناریوهای استرس اجرا شده است. در انتها مقدار تأثیر شوک‌های مختلف از مقایسهٔ احتمالات نکول تحت سناریوهای استرس مختلف با سناریوی پایه محاسبه شده 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 بوده است. با مقایسهٔ آثار در چندک‌های مختلف توزیع، مشاهده می‌شود که تمام شوک‌ها در دنبالهٔ پایین نسبت‌به دنبالهٔ بالا، اثر بیشتری به‌جا گذاشته است. همچنین نتایج نشان می‌دهد آثار شوک‌ها در دورهٔ دوم افزایش یافته اما در دوره‌های بعدی روند کاهشی داشته است.

۴ روش پژوهش

در این بخش به معرفی دو مدل ریسک اعتباری پرداخته می‌شود که عبارت از مدل خطی ویلسون و مدل غیرخطی بر پایه زنجیره مارکوف می‌باشند که در ادامه مورد تخمین قرار خواهند گرفت.

۱.۴ مدل خطی

۱.۱.۴ مدل‌سازی احتمالات نکول

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

[1] value at risk, VaR

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1398.12.41.6.4]

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

فرض می‌شود رخداد نکول قابلِ‌مشاهده است.

علاوه‌براین، متغیر غیرقابلِ‌مشاهده پیوسته r_{it} معرفی شده است، که می‌تواند به‌عنوان بازده لگاریتمی دارایی بدهکار تفسیر شده باشد. برای ارتباط بین r_{it} و رخداد نکول y_{it}، مدل ارزش آستانه‌ای فرض شده است. نکول با ریزش بازده دارایی بدهکار به زیر آستانهٔ c_{it} معادل است. یعنی

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

ضمناً فرض دیگری وجود دارد که هیچ نکولی در دورهٔ زمانی قبلی رخ نداده است. بنابراین، احتمال نکول شرطی فرض می‌کند که بدهکار تا شروع دورهٔ زمانی جاری نکول نمی‌کند.

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

همچنین نرخ نامطلوب زمان‌ـ گسسته نامیده می‌شود.

همچنین مدل پانل خطی مطرح می‌کنیم که حاوی ریسک‌های آماری، اقتصاد کلان، و بنیادی وقفه‌دار و اثر تصادفی سیستماتیک است. این مدل می‌تواند به‌صورت زیر نوشته شود:

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

x_{it-1} بردار عوامل وقفه‌دار ریسک ویژهٔ بدهکار مانند بازده روی سهام صورت مالی سال گذشته بدهکار یا تعداد شاغلین دو سال قبل است. z_{t-1} بردار عوامل ریسک سیستماتیک مثل نرخ بیکاری سال قبل یا نرخ بازار پول دو سال قبل است. عوامل ریسک وقفه‌دار در نقطهٔ زمانی که این پیش‌بینی در آن مفروض است، شناخته شده است. زیرنویس $t-1$ وقفه‌های زمانی یک یا بیش از یک دورهٔ زمانی است. به‌علاوه، عامل سیستماتیک f_t که اجزای ریسک سیستماتیک را توضیح می‌دهد، توسط مدل به‌دست نمی‌آید. فرض می‌شود که f_t توزیع نرمال استاندارد را دنبال می‌کند. بردارهای پارامتر عبارت‌اند از β_0، β، γ و b. توجه داشته باشید که نشانه‌ها به ریسک بخشی خاص مانند صنعت برمی‌گردد. فرض می‌شود که بدهکاران

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1398.12.41.6.4]

در بین یک بخش با توجه به عوامل ریسک مرتبط و اکسپوژر[1] عامل، همگن هستند. پارامترها و عوامل ریسک اجازه می‌دهد بین بخش‌های ریسک مانند صنایع تفاوت وجود داشته باشد.

در عمل، درک ریسک و شاخص نکول y_{it} قابلِ‌مشاهده است درحالی‌که بازده‌های دارایی مدل پنهان قابلِ‌مشاهده نیست. ارتباط بین عوامل ریسک و احتمال نکول توسط مدل آستانه‌ای توصیف شده است. به فرض اینکه نکول پیش از زمان t اتفاق نیفتاده است، برای احتمال شرطی نکول با توجه به اثر تصادفی f_t (و با توجه به مقادیر عوامل قابلِ‌مشاهده تا دورهٔ زمانی $(t-1)$، مقدار ۱ به‌دست می‌آید.

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

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

فروض متفاوت دربارهٔ 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 رابطهٔ زیر می‌شود:

$$\lambda(x_{it-1}.z_{t-1}.f_t) = \frac{\exp(\widetilde{\beta_0}+\tilde{\beta}'x_{it-1}+\tilde{\gamma}'z_{t-1}+\tilde{b}f_t)}{1+\exp(\widetilde{\beta_0}+\tilde{\beta}'x_{it-1}+\tilde{\gamma}'z_{t-1}+\tilde{b}f_t)} \quad (۶)$$

به‌طوری‌که تابع توزیع استاندارد نرمال $\Phi(0)$ (مدل پروبیت) به‌صورت زیر است:

$$\lambda(x_{it-1}.z_{t-1}.f_t) = \Phi\left(\widetilde{\beta_0}+\tilde{\beta}'x_{it-1}+\tilde{\gamma}'z_{t-1}+\tilde{b}f_t\right) \quad (۷)$$

توجه داشته باشید که مدل پروبیت توسط کمیتهٔ بازل برای نظارت بانکداری در رویکرد رتبه‌بندی محور داخلی[2] به‌منظور محاسبهٔ سرمایهٔ قانونی فرض شده است.

ازآنجایی‌که ما مقدار f_t را موقع پیش‌بینی نمی‌دانیم، مجبور به محاسبهٔ احتمال غیرشرطی (انتظاری) نکول به‌صورت زیر هستیم:

---

[1] exposures

[2] internal-rating-based, IRB

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1398.12.41.6.4]

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

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

پارامترهای $\widetilde{\beta_0}$، $\tilde{\beta}$، $\tilde{\gamma}$ و $\tilde{b}$ توسط ماکزیمم‌سازی مقدار مورد انتظار راست‌نمایی[1] $L(\widetilde{\beta_0}.\tilde{\beta}.\tilde{\gamma}.\tilde{b})$ با توجه به توزیع آثار تصادفی f_t طی همهٔ بدهکاران و دوره‌های مجموعه داده‌ها، تخمین زده می‌شود.

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

این معادله حاوی T انتگرال است که می‌تواند به‌طور تقریبی با استفاده از روش تطبیقی مربع گاس‌ـ‌هرمیت[2] حل شود (پینهرو[3] و باتس[4] (۱۹۹۵) یا راب‌ـ‌هسکه[5]، اسکروندال[6] و پیکلس[7] (۲۰۰۲)). آن از تئوری عمومی تخمین ماکزیمم لایکلیهود پیروی می‌کند (هامرلی و همکاران[8]، ۲۰۰۴).

۲.۱.۴ معرفی مدل خطی ریسک اعتباری ویلسون

ویلسون الگوی خود را برای اندازه‌گیری ریسک سیستماتیک معرفی کرده است، که در آن نرخ‌های نکول بخش‌های مختلف اقتصاد را به متغیرهای کلان اقتصادی مربوط می‌سازد. وی روشی را بیان می‌کند که از طریق آن می‌توان تأثیر عوامل سیستماتیک بر نرخ نکول سبد دارایی را شناسایی و با تصمیم‌گیری مناسب، ترکیب سبد دارایی را به‌گونه‌ای انتخاب کرد که ریسک سیستماتیک کاهش و نرخ نکول سبد دارایی به حداقل برسد. درواقع، ویلسون با استفاده از متغیرهای کلان اقتصادی (شامل تولید ناخالص ملی، نرخ بیکاری، نرخ تورم، نرخ ارز، و غیره) که به عقیدهٔ او عوامل سیستماتیک در اقتصاد هستند، شاخصی را معرفی می‌کند

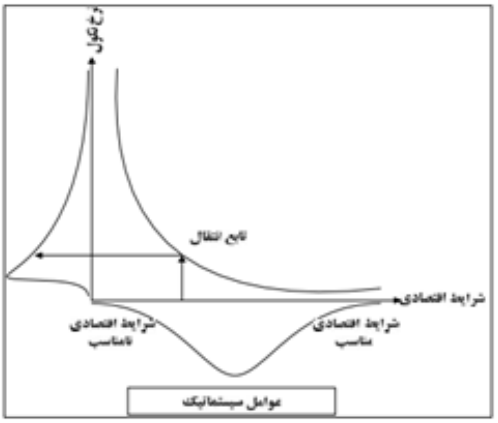
---

[1] likelihood
[2] Gauss- Hermite – quadrature
[3] Pinheiro
[4] Bates
[5] Rabe-Hesketh
[6] Skrondal
[7] Pickles
[8] Hamerle Alfred, Liebig Thilo and Scheule Harald

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1398.12.41.6.4]

که نشان‌دهندهٔ وضعیت اقتصاد (رکود یا رونق اقتصادی) در هر دوره است. سپس احتمال نکول را به این شاخص مرتبط می‌کند.

شکل ۱ مبانی الگوی ویلسون را که به الگوی دیدگاه پرتفوی اعتباری (سی‌پی‌وی) معروف است، نشان می‌دهد. همان‌طور که شکل نشان می‌دهد نرخ نکول به‌وسیلهٔ تابع انتقال به شرایط اقتصادی وابسته است. هرچه از شرایط اقتصادی مناسب به‌سمت شرایط اقتصادی نامناسب پیش می‌رویم، نرخ نکول افزایش می‌یابد و برعکس.



شکل ۱ احتمال نکول بر اساس شرایط اقتصادی در الگوی CPV.

الگوی ویلسون از نوع الگوهای ارزش در معرض خطر بوده و در گروه الگوهای شرطی قرار می‌گیرد. این الگو افزون بر اینکه نکول‌ها را در سطح کلان بررسی می‌کند، دارای ویژگی مهم دیگر نیز هست که آن را از سایر الگوها مجزا می‌کند و آن این است که مدل دیدگاه پرتفوی اعتباری برخلاف سایر الگوها، الگویی چندعاملی است. درواقع این الگو نرخ نکول را به بیش از یک متغیر مربوط می‌کند. مدل دیدگاه پرتفوی اعتباری توسط توماس ویلسون (۱۹۹۷) وابسته به کمپانی مک کینزی ارائه شده است و درواقع، ابزاری است که به‌خوبی قادر است ریسک اعتباری سبد دارایی را با الگوسازی رابطه بین چرخه‌های اقتصادی و ریسک اعتباری اندازه‌گیری کند.

درواقع، مدل دیدگاه پرتفوی اعتباری الگویی چندعاملی است که توزیع شرطی احتمالات نکول برای گروه‌های با درجه‌بندی متفاوت را در صنایع مختلف هرکشور شبیه‌سازی می‌کند. به‌طوری‌که در این شبیه‌سازی، احتمال نکول به متغیرهای اقتصاد کلان مانند نرخ بیکاری،

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1398.12.41.6.4]

نرخ رشد تولید ناخالص داخلی، نرخ بهرهٔ بلندمدت، نرخ‌های ارز خارجی، مخارج دولت، و نرخ پس‌انداز کل مشروط می‌شود. این الگو مبتنی بر مشاهدات تجربی است که به‌خوبی بین احتمال نکول و اقتصاد پیوند برقرار می‌کند. در این الگو بیان می‌شود زمانی که اقتصاد به‌سمت رکود می‌رود، نکول در اقتصاد افزایش می‌یابد. برعکس زمانی که اقتصاد گسترش پیدا کرده و به‌سمت رونق می‌رود، احتمال نکول در اقتصاد کاهش پیدا می‌کند. به‌عبارت‌دیگر، چرخه‌های اعتباری دقیقاً از چرخه‌های تجاری (کسب‌وکار) پیروی می‌کند. با توجه به اینکه وضعیت اقتصادی تا حد زیادی به‌وسیلهٔ متغیرهای اقتصاد کلان تعیین می‌شود، مدل دیدگاه پرتفوی اعتباری روشی را ارائه می‌دهد که بین متغیرهای اقتصاد کلان و احتمال نکول پیوند برقرار کند.

مدل دیدگاه پرتفوی اعتباری به این صورت است که احتمال نکول به کمک تابع لاجیت الگوسازی شده که در آن متغیر مستقل شاخصی 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 مواردی استفاده می‌شود که متغیر وابسته از نوع متغیرهای کیفی باشد. متغیر وابسته در این موارد به‌صورت انتخاب دوگانه ظاهر می‌شود. تابع لاجیت الگو به شکل زیر است:

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

به‌نحوی‌که $p_{j.t}$ احتمال نکول در دورهٔ t و بخش یا صنعت j بوده که مقادیر ۰ و ۱ را به خود اختصاص می‌دهد، $Y_{j.t}$ ارزش شاخصی 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 به‌وسیلهٔ الگوی چندعاملی زیر تعیین می‌کند:

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

به‌نحوی‌که $Y_{j.t}$ ارزش شاخص نشان‌دهندهٔ وضعیت اقتصادی در دورهٔ t برای کشور، بخش یا گروه j ام است. $X_{j.i.t}$ ارزش متغیرهای کلان اقتصادی در بخش j ام است (می‌تواند صنایع یا کشورهای مختلف را نیز شامل شود).

$\beta_j = (\beta_{j.0}.\beta_{j.1}.\ldots.\beta_{j.m})$ بردار ضریب تخمین زده‌شده 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 دورهٔ t است. $\upsilon_{j.t}$

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1398.12.41.6.4]

جزء خطا یا جزء ریسک عدم تنوع است ـ ریسکی که به‌دلیل متنوع نکردن سبد دارایی به‌وجود 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 مدل دیدگاه پرتفوی اعتباری به‌دلیل خاصیت متغیرهای کلان اقتصادی – که حالتی پویا داشته و آثار آن‌ها اغلب با وقفه در دوره‌های بعدی ظاهر می‌شود – آن‌ها را با استفاده از الگوی خودرگرسیونی از درجهٔ دو بیان کرده و به‌صورت زیر می‌آورد:

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

به‌نحوی‌که در آن، $X_{j.i.t}$ ارزش متغیر کلان اقتصادی i ام برای بخش j ام و در دورهٔ 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 زده‌شده برای متغیرهای کلان اقتصادی و $e_{j.i.t}$ جزء اخلال در این الگو است که فرض می‌شود نرمال است.

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

به‌طور خلاصه، الگوی احتمال نکول را می‌توان به‌وسیلهٔ 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:

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

به‌نحوی‌که

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

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

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1398.12.41.6.4]

به‌دلیل استفاده از متغیر نرخ نکول (نسبت مطالبات غیرجاری به کل مطالبات[1]) به‌جای احتمال نکول و با توجه به اینکه نرخ نکول عددی بین ۰ و ۱ است، متغیر وابستهٔ دیگر حالت دوگانه ندارد. بنابراین در تخمین الگو نمی‌توان از روش مربوط به رگرسیون لاجیت استفاده کرد. درنتیجه برای تخمین الگو باید تابع غیرخطی لاجیت، با استفاده از تبدیل لاجستیک به تابع خطی تبدیل شود. بعد از تبدیل تابع لاجیت به تابع خطی به‌راحتی می‌توان الگو را با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی[2] تخمین زد.

در ادامه، نحوهٔ 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. رابطهٔ ۱۸ برای راحتی، به‌صورت زیر بازنویسی می‌شود:

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

به‌طوری‌که $Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \cdots + \beta_k X_k$ است.

معادلهٔ 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 به‌طور غیرخطی به Y_i (یعنی X_i) مربوط است. در این الگو p_i نه‌فقط برحسب X_i بلکه برحسب β_iها نیز غیرخطی است. این امر به‌معنای آن است که روش حداقل مربعات معمولی برای تخمین پارامترهای الگو ویلسون قابل‌استفاده نیست. لیکن به‌راحتی می‌توان اثبات کرد که برخلاف ظاهر قضیه می‌توان رابطهٔ ۱۹ را به‌صورت رابطه خطی برحسب 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 به‌طور ساده $\frac{p_i}{1-p_i}$ نسبت احتمال حادثه موردنظر بر جایگزین آن است.

با لگاریتم طبیعی گرفتن، نتیجه زیر به‌دست می‌آید:

---

[1] non-performing loans to gross loans

[2] ordinary least squares, OLS

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1398.12.41.6.4]

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

یعنی L_i که لگاریتم نسبت برتری یا مزیت است، نه‌فقط برحسب X_i بلکه برحسب پارامترها نیز خطی است. در بالا L_i به لاجیت معروف است.

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

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

۲.۴ مدل غیرخطی

در این پژوهش پس از تخمین مدل خطی ویلسون برای بررسی ارتباط غیرخطی متغیرهای کلان اقتصادی از قبیل نرخ رشد اقتصادی (GDP)، نرخ تورم (i)، نرخ ارز (X)، نرخ بیکاری (UNE) و نرخ رشد اعتبارات به بخش غیردولتی (DL) با نرخ نکول (P) ابتدا از رویکرد مارکوف سوئیچینگ جهت استخراج سیکل‌ها یا چرخه‌های مختلف اعم از سیکل‌های تجاری، سیکل‌های نکول اعتباری، و سیکل‌های اعتباری استفاده می‌شود. سپس چرخه‌های استخراج‌شده به‌صورت متغیرهای مجازی به شرح زیر تعیین می‌شوند:

D_1: متغیر مجازی معرف دوران رکود تجاری است. متغیر مذکور درصورتی‌که دوران رکود GDP باشد برابر با ۱ است و در غیر این صورت برابر با صفر است.

D_2: متغیر مجازی معرف دوران رونق تجاری است. متغیر مذکور درصورتی‌که دوران رونق GDP باشد برابر با ۱ است و در غیر این صورت برابر با صفر است.

D_3: متغیر مجازی معرف دوران رکود اعتباری به‌طور اسمی است. متغیر مذکور درصورتی‌که دوران رکود اعتباری به‌طور اسمی باشد برابر با ۱ است و در غیر این صورت برابر با صفر است.

D_4: متغیر مجازی معرف دوران رونق اعتباری به‌طور اسمی است. متغیر مذکور درصورتی‌که دوران رونق اعتباری به‌طور اسمی باشد برابر با ۱ است و در غیر این صورت برابر با صفر است.

D_5: متغیر مجازی معرف دوران نکول پایین در بخش غیردولتی است. متغیر مذکور درصورتی‌که دوران نکول پایین در بخش غیردولتی باشد برابر با ۱ است و در غیر این صورت برابر با صفر است.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1398.12.41.6.4]

D_6: متغیر مجازی معرف دوران نکول بالا در بخش غیردولتی است. متغیر مذکور درصورتی‌که دوران نکول بالا در بخش غیردولتی باشد برابر با ۱ است و درغیر این‌صورت برابر با صفر است.

پس از استخراج سیکل‌ها با رویکرد مارکوف سوئیچینگ و تولید متغیرهای مجازی سیکل‌های مربوطه به بررسی اثرگذاری متغیرهای کلان اقتصادی بر نرخ نکول در بخش غیردولتی طی سیکل‌های تجاری، اعتباری، و نکول اعتباری پرداخته می‌شود، بدین ترتیب که با ضرب هریک از متغیرهای مجازی در مقدار متغیرهای وابسته و توضیحی مدل ارائه‌شده توسط ویلسون (۱۹۹۷) متغیرهای جدیدی ساخته می‌شوند که اثرگذاری آن متغیرها در نرخ نکول طی سیکل‌های متفاوت را ارزیابی می‌کند.

برای ارزیابی آثار متغیرهای کلان اقتصادی اعم از نرخ رشد اقتصادی، نرخ تورم، تغییرات نرخ ارز، نرخ بیکاری، و نرخ رشد اعتبارات به بخش غیردولتی بر متغیر وابسته نرخ نکول طی سیکل‌های متفاوت، معادلات زیر به روش فاصلهٔ توزیع پس‌رفتی خودکار (ARDL)[1] جهت بررسی ارتباط بلندمدت آن‌ها برآورد می‌شوند. همچنین ازآنجایی‌که برخی از متغیرهای مورداستفاده در مدل ویلسون در سطح مانا نیست و با اولین تفاضل مانا می‌شود، لذا از روش تخمین فاصلهٔ توزیع پس‌رفتی خودکار استفاده شده است. منطق به‌کارگیری متغیرهای کلان اثرگذار در نرخ نکول در این مطالعه با توجه به مبانی نظری و تجربی اشاره‌شده در بالاست.

مدل ۱: جهت بررسی آثار متغیرهای کلان اقتصادی در نرخ نکول بخش غیردولتی طی دوران رکود تجاری

$$PD1 = C(1) + C(2) * GDPD1 + C(3) * iD1 + C(4) * XD1 + C(5) * UNED1 + C(6) * \mathrm{DLD1} \quad (۲۴)$$

مدل ۲: جهت بررسی آثار متغیرهای کلان اقتصادی در نرخ نکول بخش غیردولتی طی دوران رونق تجاری

$$PD2 = C(1) + C(2) * GDPD2 + C(3) * iD2 + C(4) * XD2 + C(5) * UNED2 + C(6) * \mathrm{DLD2} \quad (۲۵)$$

مدل ۳: جهت بررسی آثار متغیرهای کلان اقتصادی در نرخ نکول بخش غیردولتی طی دوران رکود اعتباری به‌طور اسمی

[1] autoregressive distributed lag, ARDL

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1398.12.41.6.4]

$$PD3 = C(1) + C(2) * GDPD3 + C(3) * iD3 + C(4) * XD3 + C(5) * UNED3 + C(6) * \text{DLD3} \quad (۲۶)$$

مدل ۴: جهت بررسی آثار متغیرهای کلان اقتصادی در نرخ نکول بخش غیردولتی طی دوران رونق اعتباری به‌طور اسمی

$$PD4 = C(1) + C(2) * GDPD4 + C(3) * iD4 + C(4) * XD4 + C(5) * UNED4 + C(6) * \text{DLD4} \quad (۲۷)$$

مدل ۵: جهت بررسی آثار متغیرهای کلان اقتصادی در نرخ نکول بخش غیردولتی طی دوران نکول پایین در بخش غیردولتی

$$PD5 = C(1) + C(2) * GDPD5 + C(3) * iD5 + C(4) * XD5 + C(5) * UNED5 + C(6) * \text{DLD5} \quad (۲۸)$$

مدل ۶: جهت بررسی آثار متغیرهای کلان اقتصادی در نرخ نکول بخش غیردولتی طی دوران نکول بالا در بخش غیردولتی

$$PD6 = C(1) + C(2) * GDPD6 + C(3) * iD6 + C(4) * XD6 + C(5) * UNED6 + C(6) * \text{DLD6} \quad (۲۹)$$

۵ داده‌ها

داده‌های این مطالعه از سایت مرکز آمار ایران، بانک اطلاعات، و سری‌های زمانی بانک مرکزی و بانک جهانی به‌صورت فصلی طی سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۹۶ گردآوری شده است. سال پایهٔ مورداستفاده جهت محاسبه متغیرهای واقعی سال ۱۳۹۵ است. همچنین ازآنجایی‌که تمام داده‌های مورداستفاده در این پژوهش به‌صورت فصلی است، لذا داده‌ها با استفاده از روش ترامو/سیتس[1] که توسط گومز[2] و مراول[3] (۱۹۹۷) ارائه شده، تعدیل فصلی شده است. برای این منظور از نرم‌افزار تخصصی ای‌ویوز ۹[4] استفاده شده است.

[1] TRAMO/SEATS
[2] Gomez
[3] Maravall
[4] Eviews 9

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1398.12.41.6.4]

۱.۵ مانایی داده‌ها

بررسی مانا بودن داده‌ها از این حیث بااهمیت جلوه می‌کند که از بروز رگرسیون کاذب و ضرایب تورش‌دار در تخمین مدل جلوگیری می‌کند. پس از بررسی مانایی داده‌ها مشخص شد که متغیرهای نرخ بیکاری، نرخ ارز ،و تبدیل لجستیکی آن ناماناست، اما متغیرهای نرخ رشد اقتصادی، نرخ تورم، و رشد اعتبارات به بخش غیردولتی ماناست.

جدول ۱

بررسی مانایی متغیرهای مدل خطی ویلسون

متغیر	آمارهٔ دیکی فولر	Prob	مانایی
تبدیل لجستیکی نرخ نکول (LP)	-۱/۳۶۵	۰/۵۹۴۴	نامانا
نرخ رشد اقتصادی (GDP)	-۳/۲۱۶	۰/۰۲۳۱	مانا
نرخ تورم (i)	-۳/۱۷۷	۰/۰۲۵۸	مانا
نرخ ارز (X)	۰/۴۹۳	۰/۹۸۵۴	نامانا
نرخ بیکاری (UNE)	-۲/۷۰۰	۰/۰۷۹۰	نامانا
رشد اعتبارات به بخش غیردولتی (DL)	-۲/۸۹۱	۰/۰۵۲۱	مانا

منبع: یافته‌های پژوهش

تمام متغیرهای نامانا $(I(1))$، با یک‌بار تفاضل‌گیری مانا می‌شوند. اما ازآنجایی‌که برای تفسیر نتایج نیاز به سطح متغیرهاست ازاین‌رو، به بررسی هم‌جمعی متغیرها در سطح می‌پردازیم که اگر هم‌جمعی حاصل شود آنگاه بدون بیم از بروز رگرسیون کاذب می‌توان از متغیرها در سطح استفاده کرد. برای بررسی هم‌جمعی متغیرهای مدل ویلسون که عبارت‌اند از متغیر تبدیل لجستیکی نرخ نکول به‌عنوان متغیر وابسته و متغیرهای نرخ رشد اقتصادی، شاخص قیمت‌ها، نرخ ارز غیررسمی، و نرخ بیکاری به‌عنوان متغیرهای توضیحی است، از آزمون هم‌جمعی یوهانسون[1] به شرح جدول ۲ استفاده می‌شود. با توجه به اینکه آزمون اثر[2] سه متغیر هم‌جمعی را پیشنهاد می‌دهد، لذا پی به هم‌جمع شدن متغیرهای مدل ویلسون در بلندمدت برده و درنتیجه می‌توان از این متغیرها برای تفسیر مدل خطی بدون بیم از بروز رگرسیون کاذب استفاده کرد.

[1] Johansen cointegration test

[2] unrestricted cointegration rank test (Trace)

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1398.12.41.6.4]

جدول ۲

آزمون هم جمعی یوهانسون (آزمون اثر)

تعداد متغیرهای همجمعی	مقدارارزش ویژه	مقدار آماره آزمون اثر	سطح بحرانی ۵ درصد	احتمال $(Prob)$
بدون متغیر همجمعی	۰/۴۴۳۱۰۹	۱۳۰/۰۴۱۳	۹۵/۷۵۳۶۶	۰/۰۰۰۰
حداکثر یک متغیر همجمعی	۰/۴۱۲۶۰۷	۹۱/۴۰۵۸۰	۶۹/۸۱۸۸۹	۰/۰۰۰۴
حداکثر دو متغیر همجمعی	۰/۳۶۵۹۸۵	۵۶/۲۸۹۷۹	۴۷/۸۵۶۱۳	۰/۰۰۶۶
حداکثر سه متغیر همجمعی	۰/۲۰۹۳۵۵	۲۶/۲۱۴۷۵	۲۹/۷۹۷۰۷	۰/۱۲۲۴
حداکثر چهار متغیر همجمعی	۰/۱۴۱۱۵۰	۱۰/۷۱۰۹۶	۱۵/۴۹۴۷۱	۰/۲۲۹۹
حداکثر پنج متغیر همجمعی	۰/۰۱۰۰۷۶	۰/۶۶۸۳۵۷	۳/۸۴۱۴۶۶	۰/۴۱۳۶

منبع: یافته‌های پژوهش

۶ نتایج برآورد مدل

مدل ویسلون به صورت دستگاه معادلات زیر تعریف می شود:

$$LP_t = \ln(\frac{p_t}{1-p_t}) = Y_t = \beta_1 + \beta_2 GDP_t + \beta_3 i_t + \beta_4 X_t + \beta_5 UNE_t + \beta_6 \mathrm{DL}_t \quad (۳۰)$$

$$GDP_t = \beta_7 + \beta_8 GDP_{t-1} + \beta_9 GDP_{t-2} \quad (۳۱)$$

$$i_t = \beta_{10} + \beta_{11} i_{t-1} + \beta_{12} i_{t-2} \quad (۳۲)$$

$$X_t = \beta_{13} + \beta_{14} X_{t-1} + \beta_{15} X_{t-2} \quad (۳۳)$$

$$UNE_t = \beta_{16} + \beta_{17} UNE_{t-1} + \beta_{18} UNE_{t-2} \quad (۳۴)$$

$$DL_t = \beta_{19} + \beta_{20} DL_{t-1} + \beta_{21} DL_{t-2} \quad (۳۵)$$

برای تخمین دستگاه معادلات خطی در رویکرد دیدگاه پرتفوی اعتباری به پیروی از مطالعهٔ گروندکی[1] و همکاران (۲۰۱۹) به روش رگرسیون‌های به‌ظاهر نامرتبط عمل کردند چرا که بین اجزای اخلال معادلات فوق همبستگی وجود دارد؛ ازاین‌رو، نمی‌توان معادلات را به‌صورت تکی تخمین زد و باید دستگاه معادلات به‌صورت سیستمی برآورد شود.

تعداد وقفه‌های موردنظر متغیرهای مستقل در این پژوهش به پیروی از مطالعهٔ ویلسون (۱۹۹۷)، دو وقفه برای هر یک از متغیرهای توضیحی در نظرگرفته شده است (جدول ۳).

[1] Grundke Peter T., Pliszka Kamil, and Tuchscherer Michael

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1398.12.41.6.4]

جدول ۳

نتایج تخمین الگوی ویلسون به روش رگرسیون‌های به‌ظاهر نامرتبط ***(SUR)***

متغیرها		ضرایب	***Prob***
عرض از مبدأ معادلهٔ ۳۰	β_1	-۰/۶۶۸۶۹۸	۰/۰۰۴۳
رشد اقتصادی	GDP_t	-۰/۰۰۰۷۸۷	۰/۷۴۴۶
نرخ تورم	i_t	-۰/۰۱۲۸۳۹	۰/۰۰۰۰
نرخ ارز	X_t	-۰/۰۰۰۰۳۵۴	۰/۰۰۰۰
نرخ بیکاری	UNE_t	-۰/۰۶۱۸۱۹	۰/۰۰۰۶
نرخ رشد اعتبارات به بخش غیردولتی	DL_t	-۰/۰۰۵۶۱۶	۰/۰۰۰۰
عرض از مبدأ معادلهٔ ۳۱	β_7	۱/۰۹۱۷۵۲	۰/۱۷۸۲
وقفهٔ اول نرخ رشد اقتصادی	GDP_{t-1}	۰/۸۳۰۷۲۹	۰/۰۰۰۰
وقفهٔ دوم نرخ رشد اقتصادی	GDP_{t-2}	-۰/۰۹۸۳۶۶	۰/۳۹۰۱
عرض از مبدأ معادلهٔ ۳۲	β_{10}	۱/۹۰۰۰۵۸	۰/۰۰۰۲
وقفهٔ اول نرخ تورم	i_{t-1}	۱/۵۶۴۸۶۶	۰/۰۰۰۰
وقفهٔ دوم نرخ تورم	i_{t-2}	-۰/۶۸۱۸۶۹	۰/۰۰۰۰
عرض از مبدأ معادلهٔ ۳۳	β_{13}	۱۴۱/۹۷۳۱	۰/۶۰۷۲
وقفهٔ اول نرخ ارز	X_{t-1}	۱/۳۶۹۰۵۳	۰/۰۰۰۰
وقفهٔ دوم نرخ ارز	X_{t-2}	-۰/۳۵۷۲۰۱	۰/۰۰۰۸
عرض از مبدأ معادلهٔ ۳۴	β_{16}	۱/۵۱۷۶۴۷	۰/۰۲۷۴
وقفهٔ اول نرخ بیکاری	UNE_{t-1}	۰/۶۳۷۰۵۹	۰/۰۰۰۰
وقفهٔ دوم نرخ بیکاری	UNE_{t-2}	۰/۲۳۰۶۳۲	۰/۰۳۵۸
عرض از مبدأ معادلهٔ ۳۵	β_{19}	۳/۹۹۱۸۲۲	۰/۰۱۵۸
وقفهٔ اول نرخ رشد اعتبارات	DL_{t-1}	۱/۳۲۶۲۷۶	۰/۰۰۰۰
وقفهٔ دوم نرخ رشد اعتبارات	DL_{t-2}	-۰/۴۸۵۷۹۲	۰/۰۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

ازآنجایی‌که متغیر وابسته در تخمین فوق تبدیل لجستیکی نرخ نکول است ازاین‌رو، برای تعیین مقدار و جهت اثرگذاری متغیرهای کلان اقتصادی در نرخ نکول باید به‌صورت زیر عمل کرد:

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1398.12.41.6.4]

ازآنجایی‌که $Y_t = \ln(\frac{p_t}{1-p_t})$ 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:

$$\frac{\partial P_t}{\partial X_t} = -\frac{\frac{\partial Y_t}{\partial X_t}}{\frac{\partial Y_t}{\partial P_t}} = \frac{\beta_i}{\frac{1}{P(1-P)}} \quad (۳۶)$$

برای بررسی اثر متغیرهای کلان اقتصادی در نرخ نکول باید معادلهٔ ۳۶ مورداستفاده قرار گیرد چراکه در تخمین مدل رگرسیون‌های به‌ظاهر نامرتبط[1] متغیر وابسته متغیر تبدیل لجستیکی نرخ نکول است و نمی‌توان با استفاده از تفسیر ضرایب جدول ۳ به بررسی اثر متغیرهای کلان اقتصادی در نرخ نکول پرداخت. معادلهٔ ۳۶ بیانگر این است که با توجه به اینکه مقدار نرخ نکول در هر دوره عددی کمتر از ۱ است، لذا اثرگذاری متغیرهای کلان اقتصادی بر نرخ نکول با علامت ضرایب مدل رگرسیون‌های به‌ظاهر نامرتبط هم‌جهت است و مقدار این اثرگذاری به‌اندازهٔ $\frac{\beta_i}{\frac{1}{P(1-P)}}$ است.

ازاین‌رو، با توجه به نتایج تخمین مدل خطی ویلسون به روش رگرسیون‌های به‌ظاهر نامرتبط به شرح جدول ۳، متغیر نرخ رشد اقتصادی اثری معنادار در متغیر وابسته تبدیل لجستیکی نرخ نکول و درنهایت در نرخ نکول در بخش غیردولتی اقتصاد ایران ندارد، درحالی‌که سایر متغیرهای توضیحی اثر منفی و معنادار در نرخ نکول دارد. بدین معنا که با افزایش متغیرهای نرخ تورم، نرخ ارز، نرخ بیکاری، و نرخ رشد اعتبارات به بخش غیردولتی مقدار نرخ نکول کاهش خواهد یافت.

[1] seemingly unrelated regressions, SUR

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1398.12.41.6.4]

جدول ۴

ماتریس کوواریانس اجزای اخلال الگوی ویلسون

	LP_t	GDP_t	i_t	DX_t	UNE_t	DL_t
LP_t	۰/۰۲۵۶					
GDP_t	۰/۰۸۸۳	۳۶/۳۰۷				
i_t	۰/۰۰۴۶	۰/۶۲۵۹	۳/۶۸۲۵			
DX_t	۱۷/۸۹۶	-۴۱۹/۸۴	۹۲۷/۸۳	۱۸۲۹۲۲۷		
UNE_t	۰/۰۱۱۹	-۰/۳۰۲۳	-۰/۲۹۴۱	۸/۰۹۲۸	۰/۳۷۱۵	
DL_t	۰/۳۳۰۴	۹/۵۶۶۱	۲/۱۸۱۴	-۶۶۷/۶۸	-۰/۵۶۳۴	۸۱/۹۱۱

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به جدول ۴ که بیانگر همبستگی بین اجزای اخلال معادلات ویلسون است، لذا استفاده از روش تخمین رگرسیون‌های به‌ظاهر نامرتبط به‌درستی صورت گرفته است.

سپس به بررسی رفتار غیرخطی متغیر نرخ نکول در بخش غیردولتی، متغیر وابسته در مدل ویلسون (۱۹۹۷)، پرداخته می‌شود؛ چرا که در ادامهٔ مقاله به تفسیر نتایج مدل غیرخطی نرخ نکول پرداخته خواهد شد، لذا باید وجود رفتار غیرخطی و نامتقارن در این متغیر آزمون شود. ازاین‌رو، با استفاده از آزمون بروک، دکارت، شانک‌مِن (بی‌دی‌اس)[1] غیرخطی بودن سری زمانی نرخ نکول اعتباری در بخش غیردولتی را تحت تحلیل و بررسی قرار داده و درنتیجه با توجه به جدول ۵ فرض صفر مبنی بر خطی بودن الگو رد می‌شود و غیرخطی بودن سری زمانی مذکور به اثبات می‌رسد. ازاین‌رو، باید برای تفسیر نتایج اثرگذاری عوامل مؤثر در نرخ نکول در بخش غیردولتی از الگوهای غیرخطی استفاده کرد؛ چراکه تخمین الگو به روش خطی می‌تواند ضرایب و میزان اثرگذاری متغیرها را در نرخ نکول اعتباری نادرست ارزیابی کند. از این حیث در ابتدا مدل خطی تخمین زده شد که نتایج و ضرایب آن الگو با مدل غیرخطی موردمقایسه قرار گیرد و اشتباهات سیاست‌گذاری را در صورت انتخاب الگوهای خطی به‌وضوح آشکار سازد.

[1] Brock Dechert Scheinkman test, BDS

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1398.12.41.6.4]

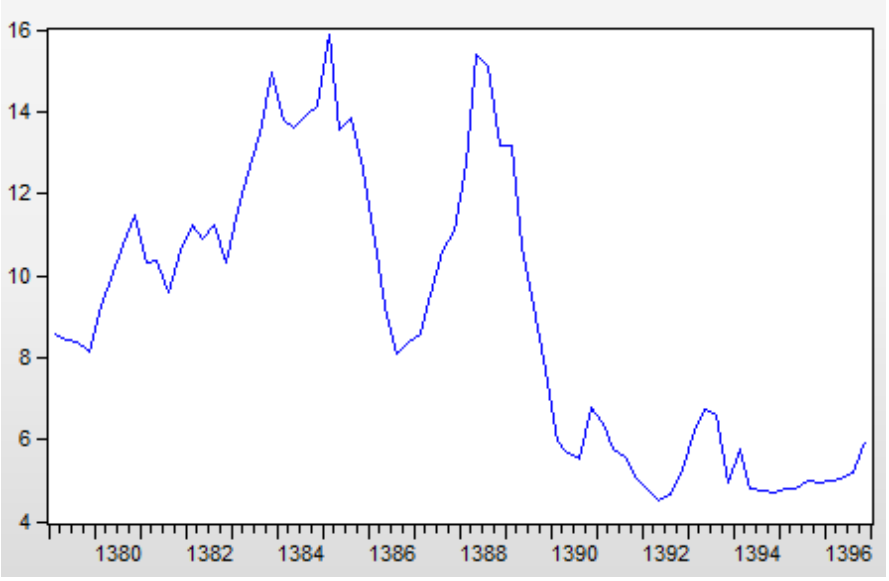
جدول ۵

نتایج مدل منتخب $MSIAH(3)-AR(4)$

Prob	**آمارهٔ *Z***	**انحراف معیار جزء خطا**	**آمارهٔ آزمون *BDS***
۰/۰۰۰۰۰	۲۸/۸۷۳۴۳	۰/۰۰۵۰۱۵	۰/۱۴۴۸۰۸

منبع: یافته‌های پژوهش

همچنین شکل زیر نشان‌دهندهٔ متغیر نرخ نکول در دورهٔ موردمطالعه است که به‌وضوح رفتار غیرخطی آن نمایان است.



شکل ۲. روند نرخ نکول اعتباری در بخش غیردولتی طی دورهٔ ۱۳۷۹:۱ تا ۱۳۹۶:۴

حال پس از حصول اطمینان از وجود رفتار غیرخطی در متغیر نرخ نکول اعتباری در بخش غیردولتی به استخراج سیکل‌های تجاری، اعتباری، و نکول اعتباری با استفاده از رویکرد مارکوف سوئیچینگ در نرم‌افزار تخصصی اوکس‌متریکس ۷[1] برای بررسی اثرگذاری متغیرهای کلان اقتصادی در نرخ نکول در بخش غیردولتی طی سیکل‌های مذکور پرداخته می‌شود.

[1] OxMetrics 7

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1398.12.41.6.4]

برای استخراج چرخه‌های تجاری، مدل‌های متفاوت دو و سه‌رژیمه با تعداد وقفه‌های مختلف در متغیر نرخ رشد اقتصادی (GDP) را برآورد کرده و سپس بر اساس کوچک‌ترین مقدار آمارهٔ آکائیک (ACI) مدل منتخب برگزیده شده است. پس از برآورد مدل‌های متفاوت و بررسی معیارهای آکائیک و حداکثر درستنمایی و معنی‌داری ضرایب مدل، درنهایت مدل $MSIAH(3) - AR(4)$ به‌عنوان مدل منتخب برگزیده می‌شود. یعنی مدل با سه رژیم و چهار وقفه انتخاب می‌شود. نتایج تخمین مدل منتخب به شرح جدول ۶ است.

جدول ۶

نتایج مدل منتخب $MSIAH(3) - AR(4)$

	رژیم صفر		رژیم ۱		رژیم ۲	
متغیر	ضریب	$Prob$	ضریب	$Prob$	ضریب	$Prob$
عرض از مبدأ	۶/۲۰۷۹۴	۰/۰۰۰	ـ۳/۹۳۶۴۹	۰/۰۰۰	۱۳/۰۹۴۰	۰/۰۰۰
$GDP(1)$	۰/۵۰۴۷۱۲	۰/۰۲۳	۰/۶۲۸۵۵۶	۰/۰۰۰	۰/۱۴۵۵۷۴	۰/۲۹۸
$GDP(2)$	ـ۰/۲۱۷۹۷۷	۰/۳۴۳	ـ۰/۲۶۱۱۶۳	۰/۱۳۸	۰/۱۹۶۸۱۹	۰/۱۷۵
$GDP(3)$	ـ۰/۱۵۰۳۳۸	۰/۴۹۳	۰/۱۵۸۹۷۷	۰/۳۲۷	۰/۱۲۲۷۹۳	۰/۳۹۷
$GDP(4)$	۰/۲۳۶۴۶۸	۰/۱۳۱	ـ۰/۴۳۱۱۷۱	۰/۰۰۰	ـ۰/۶۷۰۶۲۵	۰/۰۰۰
انحراف معیار	۳/۴۲۲۲۳		۲/۲۹۳۲۴		۳/۸۲۵۵۶	
$AIC\ criterion$	۶/۲۷۹۹۱۵۰۳					
$log-likelihood$	ـ۱۹۲/۵۱۷۱۱۱					
$LR\ linearity\ test$	۴۷/۶۷۸ [۰/۰۰۰۰]					

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به جدول فوق رژیم صفر بیانگر دوران رشد متوسط اقتصادی، رژیم ۱ بیانگر دوران رکود اقتصادی، و رژیم ۲ دوران رونق اقتصادی است. آمارهٔ آزمون خطی بودن نسبت احتمال[1] به بررسی غیرخطی بودن مدل می‌پردازد که با توجه به مقدار احتمال آنکه صفر است، لذا فرض صفر مبنی بر خطی بودن مدل رد می‌شود و بیانگر غیرخطی بودن مدل است. در ادامه به استخراج ماتریس احتمال انتقال رژیم پرداخته می‌شود.

[1] likelihood ratio, RL linearity test

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1398.12.41.6.4]

جدول ۷

ماتریس احتمال انتقال رژیم

	رژیم صفر	رژیم ۱	رژیم ۲
رژیم صفر	۰/۸۰۳۱۶	۰/۱۷۲۹۰	۰/۰۳۵۳۱۵
رژیم ۱	۰/۱۹۶۸۴	۰/۸۲۷۱۰	۰/۰۰۰۰۰
رژیم ۲	۰/۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰	۰/۹۶۴۶۸

منبع: یافته‌های پژوهش

احتمال ماندگاری در رژیم رشد متوسط اقتصادی ۸۰ درصد و احتمال انتقال از این رژیم به دوران رکود و رونق اقتصادی به‌ترتیب ۱۷ و ۳/۵ درصد است. همچنین به‌احتمال صفر درصد درصورتی‌که اقتصاد در دوران رکودی باشد به دوران رونق و به‌احتمال ۱۹/۶ درصد به رژیم رشد متوسط انتقال می‌یابد، درحالی‌که احتمال ماندن در رژیم رکودی ۸۳ درصد است. احتمال ماندگاری در رژیم رونق اقتصادی ۹۶ درصد باشد و احتمال انتقال از رژیم رونق اقتصادی به دو رژیم دیگر صفر است.

جدول ۸

ویژگی‌های رژیم‌ها

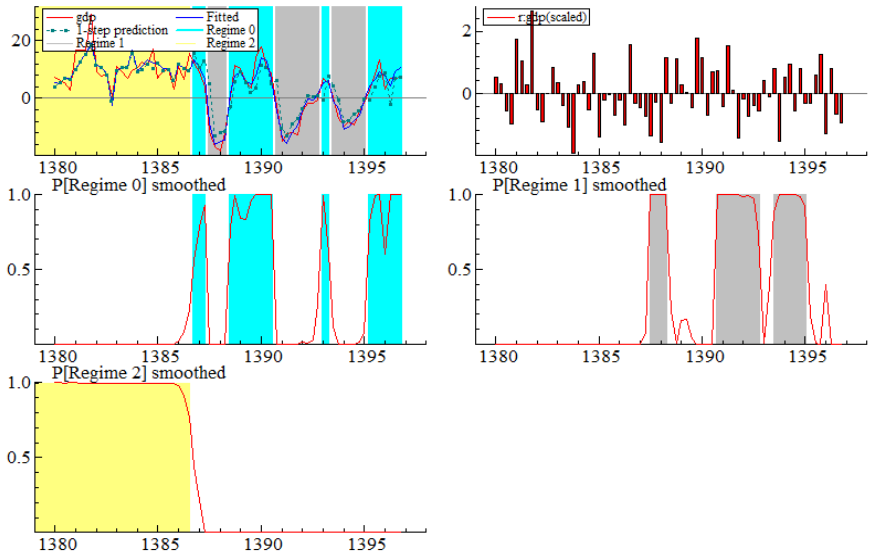
	تعداد مشاهدات قرارگرفته در هر رژیم	احتمال قرارگرفتن در رژیم‌ها	میانگین دورهٔ قرارگرفتن در رژیم‌ها
رژیم صفر	۲۱	٪۳۰/۸۸	۵/۲۵
رژیم ۱	۲۰	٪۲۹/۴۱	۶/۶۷
رژیم ۲	۲۷	٪۳۹/۷۱	۲۷

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۸ بیانگر آن است که از ۶۸ فصل موردبررسی، ۲۷ فصل (۳۹/۷۱ درصد) آن مربوط به رژیم رونق اقتصادی، ۲۰ فصل (۲۹/۴۱ درصد) آن مربوط به رژیم رکودی، و ۲۱ فصل (۳۰/۸۸ درصد) آن در رژیم رشد متوسط است. همچنین اقتصاد به‌طور متوسط ۲۷ فصل در دورهٔ ۱۳۷۹:۱ تا ۱۳۹۶:۴در رژیم رونق اقتصادی بوده و ۶/۶۷ فصل در دورهٔ رکود و ۵/۲۵ فصل به‌طور متوسط در دوران رشد متوسط اقتصادی قرار داشته است. دوران رکود و رونق اقتصادی در اقتصاد ایران در دورهٔ موردمطالعه به شرح شکل ۳ است.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1398.12.41.6.4]



شکل ۳ شاخص احتمالات فیلترشده برای نمایش سیکل‌های تجاری در اقتصاد ایران در دورهٔ ۱۳۷۹:۱ تا ۱۳۹۶:۴

سپس با استفاده از معیار آکائیک بهترین مدل جهت استخراج دوران رکود و رونق اعتباری در دورهٔ ۱۳۷۹:۱ تا ۱۳۹۶:۴ انتخاب می‌شود. دورهٔ رکود اعتباری بیانگر دوران بحران اعتباری در اقتصاد کشور طی دورهٔ موردمطالعه نیز است و مطالعه آن به‌جهت هم‌زمانی این دوره‌ها با دوران بحران مالی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است.

مدل MSIAH(3) – AR(3) به‌عنوان مدل منتخب برگزیده می‌شود چون کمترین مقدار آکائیک را دارا بوده است. نتایج تخمین مدل منتخب مذکور به شرح جدول ۹ است.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1398.12.41.6.4]

جدول ۹

نتایج مدل منتخب $MSIAH(3)-AR(3)$

	رژیم صفر		رژیم ۱		رژیم ۲	
متغیر	ضریب	*Prob*	ضریب	*Prob*	ضریب	*Prob*
عرض از مبدأ	۶/۹۶۶۵۳	۰/۰۰۱	۰/۶۰۰۹۲۱	۰/۰۷۱	۲۴/۴۵۲۴	۰/۰۰۰
$DL(1)$	۱/۸۱۵۶۵	۰/۰۰۰	۰/۹۳۱۲۰۶	۰/۰۰۰	-۰/۰۳۸۶۹۱۴	۰/۷۵۰
$DL(2)$	-۰/۹۱۱۶۰۹	۰/۰۰۱	-۰/۱۳۶۶۳۶	۰/۰۰۰	۴/۰۳۵۷۷	۰/۰۰۰
$DL(3)$	-۰/۱۹۲۹۹۱	۰/۱۷۴	۰/۰۵۴۸۶۹۰	۰/۰۰۹	۳/۴۱۲۹۰	۰/۰۰۰
انحراف معیار	۴/۶۷۵۵۲		۱/۱۷۳۳۸		۰/۷۳۸۸۴۶	
AIC criterion	۵/۶۱۴۷۰۸۵۶					
$log-likelihood$	-۱۶۲/۶۷۰۶۷۴					
LR linearity test	۱۳۷/۲۵ [۰/۰۰۰۰]					

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۹ بیانگر نتایج تخمین مدل منتخب است. مدل منتخب دارای سه رژیم و سه وقفه است که در آن رژیم صفر بیانگر دورهٔ رشد متوسط اعتبارات بانکی، رژیم ۲ نیز دوران رکود اعتبارات به بخش غیردولتی یا دوران بحران اعتباری و رژیم ۳ دورهٔ رونق اعتباری است. با توجه به مقدار انحراف معیار در هر سه رژیم می‌توان گفت که رژیم رشد متوسط یا رژیم صفر دارای پراکندگی بیشتری نسبت به دو رژیم دیگر است. آمارهٔ LR نیز به غیرخطی بدون مدل اشاره دارد.

جدول ۱۰

ماتریس احتمال انتقال رژیم

	رژیم صفر	رژیم ۱	رژیم ۲
رژیم صفر	۰/۸۳۷۳۳	۰/۱۴۶۲۳	۰/۰۰۰۰۰
رژیم ۱	۰/۰۰۰۰۰	۰/۸۵۳۷۷	۱/۰۰۰۰
رژیم ۲	۰/۱۶۲۶۷	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

احتمال ماندگاری در رژیم رشد متوسط ۸۳ درصد، رژیم رکود اعتبارات بانکی ۸۵ درصد، و رژیم رونق اعتبارات صفر درصد است (جدول ۱۰). احتمال انتقال از رژیم رکودی به رژیم رشد متوسط صفر درصد و به رژیم رونق اعتبارات صد درصد است و احتمال انتقال از رژیم

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1398.12.41.6.4]

رونق اعتبارت بانکی به بخش غیردولتی به رژیم رشد متوسط ۱۶ درصد و انتقال به رژیم بحران اعتباری نزدیک به صفر است.

جدول ۱۱
ویژگی‌های رژیم‌ها

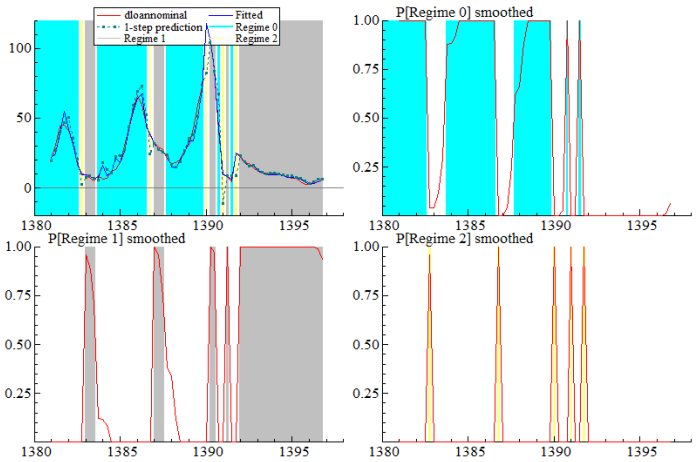
	تعداد مشاهدات قرارگرفته در هر رژیم	احتمال قرارگرفتن در رژیم‌ها	میانگین دورهٔ قرارگرفتن در رژیم‌ها
رژیم صفر	۳۰	٪۴۶/۸۸	۶
رژیم ۱	۲۹	٪۴۵/۳۱	۵/۸
رژیم ۲	۵	٪۷/۸۱	۱

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به جدول ۱۱، تعداد فصولی که اعتبارات بانکی به بخش غیردولتی در دوران رشد متوسط بوده ۳۰ فصل و فصولی که در دوران رکودی بوده است برابر با ۲۹ فصل است و نیز ۵ فصل از دورهٔ ۱۳۷۹:۱ تا ۱۳۹۶:۴ را در دوران رونق به‌سر می‌برده است. به‌طور متوسط اعتبارات بانکی ۶ فصل را در دوران رشد متوسط، ۵/۸ فصل را در دوران رکودی، و ۱ فصل را در دوران رونق بوده است؛ لذا اعتبارات بانکی به بخش غیردولتی عمدتاً در دوران رکودی به‌سر می‌برده‌اند. شکل ۴ رژیم‌های رکود و رونق اعتباری را به نمایش می‌گذارد.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1398.12.41.6.4]



شکل ۴ شاخص احتمالات فیلترشده برای نمایش سیکل‌های اعتباری در اقتصاد ایران در دورهٔ ۱:۱۳۷۹ تا ۴:۱۳۹۶

مدل برگزیده برای استخراج سیکل‌های نکول اعتباری بر اساس معیار آکائیک مدل $MSIH(3) - AR(4)$ است. نتایج تخمین مدل منتخب به شرح زیر است (جدول ۱۲):

جدول ۱۲

نتایج مدل منتخب $MSIH(3) - AR(4)$

	رژیم ۰		رژیم۱		رژیم ۲	
متغیر	ضریب	*Prob*	ضریب	*Prob*	ضریب	*Prob*
عرض از مبدأ	۲/۳۹۴۸۴	۰/۰۰۰	۱/۸۲۴۱۰	۰/۰۰۰	۴/۲۰۷۳۸	۰/۰۰۰
$P(1)$	۰/۷۱۱۲۶۱	۰/۰۰۰	۰/۷۱۱۲۶۱	۰/۰۰۰	۰/۷۱۱۲۶۱	۰/۰۰۰
$P(2)$	۰/۲۲۴۹۶۷	۰/۰۰۰	۰/۲۲۴۹۶۷	۰/۰۰۰	۰/۲۲۴۹۶۷	۰/۰۰۰
$P(3)$	ـ۰/۲۷۴۵۸۷	۰/۰۰۰	ـ۰/۲۷۴۵۸۷	۰/۰۰۰	ـ۰/۲۷۴۵۸۷	۰/۰۰۰
$P(4)$	۰/۰۰۸۲۲۳۰۲	۰/۰۳۸	۰/۰۰۸۲۲۳۰۲	۰/۰۳۸	۰/۰۰۸۲۲۳۰۲	۰/۰۳۸
انحراف معیار	۰/۰۰۹۶۸۵۳۱		۰/۵۱۹۰۲۳		۰/۹۶۳۰۶۵	
AIC criterion	۲/۲۶۶۸۰۲۵۹					
$log - likelihood$	ـ۵۹/۵۳۷۶۸۳					
LR linearity test	۵۴/۹۳۷ [۰/۰۰۰۰]					

منبع: یافته‌های پژوهش

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1398.12.41.6.4]

رژیم صفر بیانگر دوران نکول متوسط، رژیم ۱ دوران نکول پایین، و رژیم ۲ دوران نکول بالا در بخش غیردولتی است. با توجه به انحراف معیار در رژیم‌های مختلف مدل، پی برده می‌شود که رژیم نکول بالا دارای پراکندگی بیشتری نسبت‌به دو رژیم دیگر است و با توجه به آمارهٔ LR غیرخطی بودن مدل منتخب مورد تأیید قرار می‌گیرد.

جدول ۱۳
ماتریس احتمال انتقال رژیم

	رژیم صفر	رژیم ۱	رژیم ۲
رژیم صفر	۰/۴۱۰۶۳	۰/۰۰۰۰۰	۰/۱۱۲۲۸
رژیم ۱	۰/۱۴۸۹۳	۱/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰
رژیم ۲	۰/۴۴۰۴۴	۰/۰۰۰۰۰	۰/۸۸۷۷۲

منبع: یافته‌های پژوهش

ماندگاری در رژیم نکول متوسط ۴۱ درصد، در رژیم نکول پایین ۱۰۰ درصد، و در رژیم نکول بالا ۸۸ درصد است. همچنین احتمال انتقال از دو رژیم نکول متوسط و نکول بالا به رژیم با نکول پایین صفر است و احتمال انتقال از رژیم نکول پایین به رژیم نکول بالا نیز صفر است. احتمال انتقال به رژیم نکول بالا از رژیم نکول متوسط ۱۱ درصد و احتمال انتقال به رژیم نکول متوسط از رژیم نکول بالا ۴۴ درصد است (جدول ۱۳).

جدول ۱۴
ویژگی‌های رژیم‌ها

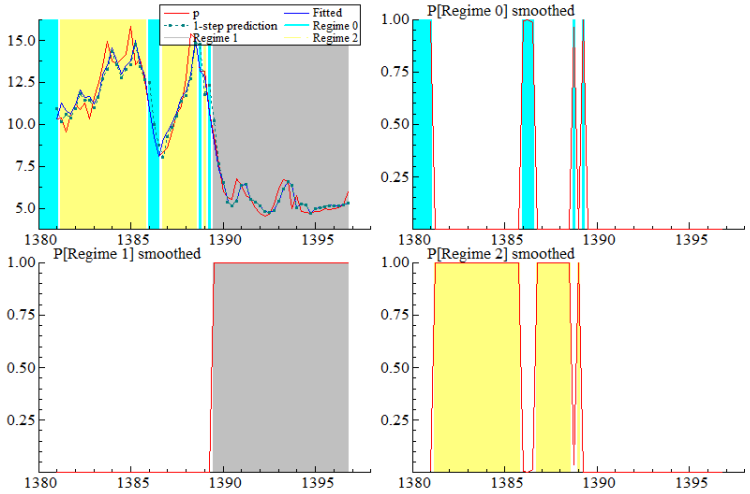
	تعداد مشاهدات قرارگرفته در هر رژیم	احتمال قرارگرفتن در رژیم‌ها	میانگین دورهٔ قرارگرفتن در رژیم‌ها
رژیم صفر	۶	٪۹/۳	۱/۵
رژیم ۱	۳۰	٪۴۶/۸۸	۳۰
رژیم ۲	۲۸	٪۴۳/۷۵	۹/۳۳

منبع: یافته‌های پژوهش

۶ فصل از دورهٔ موردمطالعه در رژیم نکول متوسط، ۳۰ فصل در رژیم نکول پایین، و ۲۸ فصل در رژیم با نکول پایین است. به‌طور متوسط در رژیم متوسط ۱/۵ فصل، در رژیم نکول پایین ۳۰ فصل، و در رژیم نکول بالا ۹/۳۳ فصل ماندگاری وجود داشته است. یعنی در دورهٔ

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1398.12.41.6.4]

موردمطالعه ماندگاری در رژیم نکول پایین بیشتر بوده است (جدول ۱۴). شکل ۵ نشانگر رژیم‌های نکول بالا و نکول پایین است.



شکل ۵ شاخص احتمالات فیلترشده برای نمایش سیکل‌های نکول اعتباری در اقتصاد ایران در دورهٔ ۱۳۷۹:۱ تا ۱۳۹۶:۴

پس از استخراج سیکل‌ها با رویکرد مارکوف سوئیچینگ و تولید متغیرهای مجازی سیکل‌های مربوط به آن، به بررسی اثرگذاری متغیرهای کلان اقتصادی در نرخ نکول در بخش غیردولتی طی سیکل‌های تجاری، اعتباری، و نکول اعتباری پرداخته می‌شود. برای ارزیابی آثار بلندمدت متغیرهای کلان اقتصادی اعم از نرخ رشد اقتصادی، نرخ تورم، نرخ ارز، نرخ بیکاری، و نرخ رشد اعتبارات به بخش غیردولتی در نرخ نکول اعتباری طی رژیم‌های متفاوت، مدل‌های مذکور به روش فاصلهٔ توزیع پس‌رفتی خودکار (اِی‌آردی‌ال) برآورد می‌شود.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1398.12.41.6.4]

جدول ۱۵

خلاصهٔ نتایج تخمین آثار بلندمدت متغیرهای کلان بر نرخ نکول طی سیکل‌های متفاوت

متغیر وابسته	دورهٔ رکود اقتصادی	دورهٔ رونق اقتصادی	دورهٔ رکود اعتباری	دورهٔ رونق اعتباری	دورهٔ نکول پایین	دورهٔ نکول بالا
P						
متغیرهای مستقل	D1	D2	D3	D4	D5	D6
نرخ رشد اقتصادی (GDP)	-۰/۲۸۸۷۴ (۰/۰۰۰)	-۰/۰۱۳۲۶۸ (۰/۹۱۸)	۰/۰۸۲۳۳۷ (۰/۰۰۰)	-۰/۰۲۵۹۰۳ (۰/۸۰۴)	۰/۹۶۱۶۸ (۰/۰۱۴)	۰/۱۵۹۷۹ (۰/۰۰۰)
نرخ تورم (i)	-۰/۳۴۸۱۵ (۰/۰۰۰)	۰/۱۵۵۴۷ (۰/۲۹۶)	۰/۰۸۵۷۹۳ (۰/۰۰۰)	۰/۲۳۰۷۶ (۰/۴۰۲)	۰/۲۹۶۲۲ (۰/۰۰۴)	۰/۸۸۴۰۱ (۰/۰۰۱)
نرخ ارز (X)	۰/۰۰۰۱۳۸ (۰/۰۰۰)	-۰/۰۰۰۲۵۷ (۰/۰۰۰)	-۰/۰۰۰۳۰۳۲ (۰/۰۰۰)	-۰/۰۰۰۶۰۳۴ (۰/۰۸۶)	-۰/۰۰۱۱۰۳۹ (۰/۰۲۱)	۰/۰۰۰۲۵۶ (۰/۴۴۶)
نرخ بیکاری (UNE)	-۰/۴۴۹۵۶ (۰/۰۰۱)	۱/۲۴۳۸ (۰/۰۰۰)	۱/۳۳۶۸ (۰/۰۰۰)	۱/۵۰۵۸ (۰/۰۰۰)	۳/۰۹۷۳ (۰/۰۱۱)	-۰/۱۰۳۰۹ (۰/۵۷۲)
نرخ رشد اعتبارات به بخش غیردولتی (DL)	۰/۸۷۹۷۸ (۰/۰۰۰)	-۰/۱۱۱۵۱ (۰/۰۰۱)	-۰/۱۲۷۴۳ (۰/۰۰۰)	-۰/۱۲۹۷۶ (۰/۰۱۶)	-۰/۵۴۰۳۹ (۰/۰۲۱)	-۰/۱۶۳۵۳ (۰/۰۰۰)
عرض از مبدأ (C)	۰/۰۰۰۵۳ (۰/۹۶۳)	۰/۵۲۲۷۶ (۰/۵۸۴)	۰/۰۱۰۹۴۷ (۰/۸۶۶)	۰/۵۱۵۰۰ (۰/۵۶۵)	۰/۰۰۰۲۰۷۴ (۰/۹۹۵)	۰/۰۰۱۰۷۳۶ (۰/۹۹۸)

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۱۵ که آثار بلندمدت متغیرهای کلان اقتصادی در نرخ نکول در بخش غیردولتی را نشان می‌دهد، بیانگر آثار نامتقارن و غیرخطی است؛ چرا که در هرکدام از سیکل‌های موردمطالعه، آثار متغیرهای کلان در نرخ نکول متفاوت است؛ لذا فرضیهٔ ارتباط غیرخطی و نامتقارن بین متغیرهای کلان اقتصادی و نرخ نکول اعتباری در بخش غیردولتی به اثبات می‌رسد.

مدل ۱ که به مطالعهٔ روابط بلندمدت در دوران رکود اقتصادی می‌پردازد، بیانگر آثار منفی و معنادار متغیرهای نرخ رشد اقتصادی، نرخ تورم، و نرخ بیکاری و همچنین اثر مثبت و معنادار نرخ ارز و نرخ رشد اعتبارات در نرخ نکول در بخش غیردولتی اقتصاد است.

ازآنجایی‌که در دوران تورمی (مدل ۲) متغیر نرخ رشد اقتصادی و نرخ تورم بر نرخ نکول دارای اثری معنادار نیست، پس تصمیم‌گیری سیاست‌گذار بر اساس این دو متغیر نتایج موردنظر وی را تأمین نخواهد کرد. متغیرهای نرخ ارز و نرخ رشد اعتبارات اثر منفی و متغیر نرخ بیکاری اثری مثبت در نرخ نکول در دوران تورمی دارد.

در دوران رکود اعتباری (مدل ۳)، متغیرهای نرخ رشد اقتصادی، نرخ تورم، و نرخ بیکاری اثر مثبت و معنادار در نرخ نکول و متغیرهای نرخ ارز و نرخ رشد اعتبارات در نرخ نکول اثری منفی می‌گذارند؛ اما در دوران رونق اعتباری (مدل۴) نرخ رشد اقتصادی و نرخ تورم اثری

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1398.12.41.6.4]

معنادار در نرخ نکول ندارد؛ لذا تصمیم‌گیری سیاستی بر اساس این دو متغیر در دوران رونق اعتباری ناصحیح است. همچنین نرخ ارز و نرخ رشد اعتبارات اثری منفی و معنادار و نرخ بیکاری اثری مثبت در نرخ نکول در دوران رکود اعتباری دارد.

در دوران نکول اعتباری پایین (مدل ۵) متغیرهای نرخ رشد اقتصادی، نرخ تورم ،و نرخ بیکاری اثری مثبت و معنادار و نرخ ارز و نرخ رشد اعتبارات آثاری منفی در نرخ نکول در بخش غیردولتی دارند. درحالی‌که در دوران نکول اعتباری بالا (مدل ۶) متغیرهای نرخ رشد اقتصادی و نرخ تورم اثری مثبت و معنادار و نرخ رشد اعتبارات اثری منفی در نرخ نکول دارد. نرخ ارز و نرخ بیکاری اثری معنادار در نرخ نکول در دوران نکول اعتباری بالا ندارند؛ لذا تصمیم‌گیری سیاستی بر اساس این متغیرها نتایج موردنظر سیاست‌گذار را در دوران نکول اعتباری بالا تأمین نخواهد کرد.

مشهود است که اثرگذاری متغیرهای کلان اقتصادی در نرخ نکول اعتباری یا ریسک اعتباری در هریک از رژیم‌های تجاری، اعتباری، و نکول اعتباری متفاوت از یکدیگر است، درحالی‌که در مدل خطی ویلسون، در تمام دورهٔ موردمطالعه صرف‌نظر از بررسی رژیم‌های متفاوت تجاری، اعتباری، و نکول اعتباری، تنها یک اثر منفی و معنادار از متغیرهای نرخ تورم، نرخ ارز، نرخ بیکاری، و نرخ رشد اعتبارات بر نرخ نکول اعتباری نمایان است و نرخ رشد اقتصادی بر نرخ نکول در کل دوره هیچ اثر معناداری در نرخ نکول ندارد. ازاین‌رو، نتایج سیاست‌گذاری اقتصادی بر اساس مدل‌های خطی مخدوش و نادرست خواهند بود.

۷ نتیجه‌گیری و پیشنهادها

بر طبق مدل خطی ویلسون آثار متغیرهای کلان اقتصادی در نرخ نکول در تمام شرایط یکسان و یا به عبارتی متقارن است؛ اما نتایج حاصل از برآورد مدل‌های فاصلهٔ توزیع پس‌رفتی خودکار (اِی‌آردی‌ال) در دوران متفاوت تجاری و اعتباری بیانگر آثار نامتقارن متغیرهای اقتصاد کلان در نرخ نکول در بخش غیردولتی اقتصاد است؛ لذا درصورتی‌که سیاست‌گذار برای پیش‌بینی آثار سیاست‌های کلان اقتصادی خود در نرخ نکول یا میزان مطالبات غیرجاری بانک‌ها از مدل‌های خطی استفاده کند، به‌احتمال‌زیاد خطای بالایی در پیش‌بینی خواهد داشت؛ چون همان‌طور که در این پژوهش بیان شد، متغیرهای کلان اقتصادی در سطح مطالبات غیرجاری و میزان ریسک اعتباری بانک‌ها به‌طور نامتقارن و غیرخطی اثرگذارند، پس آثار موردنظر سیاست‌گذار درصورتی‌که از مدل‌های ریسک اعتباری خطی برای پیش‌بینی نتایج حاصل از سیاست‌گذاری‌های کلان استفاده کند، تأمین نخواهد شد؛ لذا به سیاست‌گذار توصیه می‌شود از مدل‌های غیرخطی که در این پژوهش به آن‌ها اشاره شد، برای

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1398.12.41.6.4]

سیاست‌گذاری استفاده کند تا درک بهتر و صحیح‌تری نسبت‌به آثار اجرایی سیاست‌های اقتصادی خود داشته باشد.

فهرست منابع

احمدی، علی؛ احمدی جشفقانی، حسین‌علی؛ و ابوالحسنی هستیانی، اصغر (۱۳۹۵). «تأثیر ریسک اعتباری بر عملکرد نظام بانکی ایران: مطالعه بین‌بانکی با رویکرد PANEL VAR»، *فصلنامه اقتصاد مالی*، سال ۱۰، شماره ۳۴.

حیدری، مهدی؛ واعظ، محمد؛ و امیری، هادی (۱۳۹۰). «تأثیر چرخه‌های تجاری بر نرخ نکول تسهیلات بانکی ایران طی دوره ۱۳۷۹ـ۱۳۸۸ و تعیین سبد بهینه تسهیلات بانکی برای کل نظام بانکداری»، *فصلنامه پژوهش‌های پولی-بانکی*، سال ۳، شماره ۷.

حیدری، هادی؛ زواریان، زهرا؛ و نوربخش، ایمان (۱۳۸۹). «بررسی اثر شاخص‌های کلان اقتصادی بر مطالبات معوق بانک‌ها»، *فصلنامه پول و اقتصاد*، دورهٔ ۲، شماره ۴.

حیدری، هادی؛ صابریان رنجبر، سوده؛ و نیلی، فرهاد (۱۳۹۱). «تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی در ترازنامهٔ بانک‌ها با رویکرد آزمون تنش (مطالعهٔ موردی یکی از بانک‌های خصوصی)»، *فصلنامه پژوهش‌های پولی ـ بانکی*، سال ۳، شماره ۸.

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 مشیری، سعید (۱۳۹۶). «آزمون استرس احتمالات نکول صنعت بانکداری ایران با رویکرد پرتفوی اعتباری»، *فصلنامه پژوهشنامهٔ اقتصادی*، سال ۱۷، شماره ۶۶.

فلاحی، فیروز و هاشمی دیزج، عبدالرحیم (۱۳۸۹). «رابطه علیت بین تولید ناخالص داخلی و مصرف انرژی در ایران با استفاده از مدل‌های مارکوف سوئیچینگ»، *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، سال ۷، شماره ۲۶.

میرباقری هیر، میرناصر؛ ناهیدی امیرخیز، محمدرضا؛ و شکوهی فرد، سیامک (۱۳۹۵). «ارزیابی ثبات مالی و تبیین عوامل مؤثر بر ثبات مالی بانک‌های کشور»، *فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی*، سال چهارم، شماره ۱۵.

Altman, E. (1968). "Financial ratios, Discriminant Analysis and the Prediction of Corporate Bankruptcy." *Journal of Finance*, 589-609 .

Beaton K., Myrvoda A., and Thompson S., (2016). "Non-Performing Loans in the ECCU: Determinants and Macroeconomic Impact," *IMF Working Paper*, wp/16/229, 2016 .

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1398.12.41.6.4]

Beck, R., Jakubik, P., Piloiu, A. (2015). "Key Determinants of Non-Performing Loans: New Evidence from a Global Sample." *Open Economies Review,* 525-550.

Bibow, J. (2005). "Some Reflections on Keynes Finace Motive for the Demand for Money," *Cambridge Journal of Economics,* 19(5). 647-66.

Boss, M., (2002). "A macroeconomic credit risk model for stress testing the Austrian credit portfolio," *financial stability report 4*, oesterreichische national bank, Viena, 6-82 .

Carling, Kennet; Jacobson, Tor; Linde, Jesper; Rpszbach, Kasper (2004). "Capital Charges Under Basel Ii: Corporate Credit Risk Modelling and the Macro economy" *Sverges Riksbank Working Paper*, No. 142

Carling, K., Jacobson, T., Lindé, J., & Roszbach, K. (2007). Corporate credit risk modeling and the macroeconomy. *Journal of banking & Finance*, 31(3), 845-868.

Das, Sanjiv R." Freed, Laurence, Geng, Gary" and Kapadia, Nikunj, (2006). "Correlated Default Risk," *the journal of Fixed Income*, 16(2),7-32.

Espinoza, R., & Prasad, A. (2010). "Nonperforming Loans in the GCC Banking System and their Macroeconomic Effects." *International Monetary Fund*.

Gizycki Marianne, (2001). "The Effect of Macroeconomic Condition on Banks' Risk and Profitability", *Reserve Bank of Australia Research*.

Grundke Peter T, Pliszka Kamil and Tuchscherer Michael, (2019). "Model and estimation risk in credit risk stress tests." *Deutche Bundesbank discussion paper*, No. 09.

Heidari, Mahdi; Vaez, Mohamad; and Amiri, Hadi, (2011). "The Impact of Business Cycles on the default Rate of Iranian Banking Facilities during the Period of 2008-2009 and Determination of the Optimal Portfolio of Banking Facilities for the entire Banking System," *Quarterly Journal of poul and eghtesad*, Issue 7.

Hemmati, Abdol Nasser and Mohebinejad, Shadi, (2009). "Assessing the Impact of Macroeconomic Variables on Banks Credit Risk," *Eghtesadi Institute*, No. 6.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1398.12.41.6.4]

Jakubik, P. and J. Hermanek, (2008). "Stress testing of the Czech banking sector." *IES Institute of Economic Studies*, Faculty of social sciences, Charles University in Prague Working Paper No. 2.

Jarrow, R. S. (1997). "A markov model for the term structure of credit risk spreads." *Review of Financial Studies*, 481-523

Kadam, A. (2008). "Bayesian inference for issuer heterogeneity in credit ratings migration." *Journal of Banking and Finance*, 2267-2274.

Kaeck, A. and Alexander, C., (2008). "Regime dependent determinants of credit default swap spreads," *journal of banking & finance*, 32.

Kipkoech, K. G., (2016). "A Multivariate Markov Chain Model for Credit Risk Measurement and Management," Master of Science degree thesis, *University of Nairobi, School of Mathematics*.

Klein, N. (2013). "Non-performing Loans in CESEE: Determinants and Impact on Macroeconomic Performance." *IMF Working Paper*, 01-27

Koopman, S. J.; Kraeussl, R.; Lucas, A.; and Monteiro, A. (2006). "Credit cycles and macro fundamentals." *Discussion Paper* TI06-023/2, Tinbergen Institute.

Lishenga. Josephat, Muthami Abhigale Muthoni, (2016). "Relationship between non-performing loan and economic growth: a case study of commercial banks in Kenya," for the award of the degree of master of business administration, school of business, university of Nairobi.

Love, I., & Ariss, R. T. (2013). "Macro-Financial Linkages in Egypt: A Panel Analysis of Economic Shocks and Loan Portfolio Quality." *IMF Working Paper*, 01-40.

Nkusu, M. (2011). "Non-performing Loans and Macrofinancial Vulnerabilities in Advanced Economies." *International Monetary Fund,* IMF WP/11/161.

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

Wilson, T. C., (1997). "portfolio credit risk (I)," *Risk Magazine*, 111-117.

Wilson, T. C., (1997). portfolio credit risk (II), *Risk Magazine*, 56-61 .

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1398.12.41.6.4]