نشریه علمی (فصلنامه) پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی شماره ۹۴
سال بیست و هشتم، تابستان ۱۳۹۹، صفحه ۲۵۸ - ۲۰۵

برآورد سرمایه مورد نیاز در سیستم بانکی ایران جهت مواجهه با ریسک‌های بازار و اعتباری

حسین مرزبان
دانشیار بخش اقتصاد دانشگاه شیراز
dr.marzban@gmail.com
سارا رضاعلیزاده
دانشجوی دوره دکتری دانشگاه شیراز گرایش اقتصاد پولی (نویسنده مسئول)
sarahalizadeh2003@yahoo.com
زهرا دهقان
دانشیار بخش اقتصاد دانشگاه شیراز
zahra_dehghan2003@yahoo.com
عبدالرسول برهانی حقیقی
استادیار بخش آمار دانشگاه شیراز
borhani@susc.ac.ir

موسسات مالی با ریسک‌های مختلفی مواجه هستند که مهمترین آنها در سیستم بانکی ریسک‌های اعتباری، بازار و عملیاتی هستند. در غیاب سیستم ذخایر قانونی، اعمال مدیریت ریسک و تأمین سرمایه کافی از الزامات سیستم‌های آزاد شده مالی هستند. در ایران مدیریت ریسک در قالب مقررات کفایت سرمایه پیشنهاد میشود. در روش‌های ساده و مرسوم سرمایه مورد نیاز متناسب با هر ریسک برآورد شده و سپس از جمع ساده ریاضی آنها کل سرمایه مورد نیاز به‌دست می‌آید. لیکن اخیراً در محاسبه ریسک نهادهای مالی بخصوص در بانک‌ها، همبستگی میان ریسک‌های مذکور نیز لحاظ می‌شود. هدف این پژوهش با توجه به در دسترس بودن داده‌های مرتبط با ریسک‌های اعتباری و بازار، ترکیب این دو ریسک با یکدیگر و برآورد سرمایه لازم جهت مواجهه با آنها است. به منظور تجمیع این دو نوع ریسک با ویژگی‌های آماری مختلف، از تابع مفصل استفاده می‌شود. همچنین برای هر یک از دو ریسک، شاخص‌های ریسک مرتبط لحاظ و پویایی آنها الگوسازی گردیده است. در نهایت الگوی به‌دست آمده برای شاخص‌های ریسک در طراحی الگوی نهایی و به دست آوردن تابع توزیع تجمیع شده استفاده شده است.

طبقه‌بندی JEL: C67,R15,R12
واژگان کلیدی: تجمیع ریسک، سرمایه، تابع مفصل، شاخص‌های ریسک ، نوسان پذیری (تلاطم) ، سیستم بانکی ایران

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۹/۱۷ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۵/۲۲

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-12-11]
[DOI: 10.52547/qjerp.28.94.205]

۱- مقدمه[۱]

با اعمال آزادسازی مالی که عمدتاً از دهه ۱۹۷۰ در دنیا متداول گردید، نرخ ذخایر قانونی به درصدهای بسیار کمی تقلیل یافت. بانک‌های مرکزی دیگر بخشی از سپرده‌های بانک‌ها را در حساب‌های ذخایر بلوکه نمی‌کردند. درصد نگهداری ذخایر در بانک‌های مرکزی که به‌عنوان مالیاتی بر سرمایه بانک‌ها تلقی می‌شد منتفی گردید. در غیاب سیستم ذخایر الزامی، بیم آن می‌رفت که ذخایر آزاد بانک‌ها، به خصوص در شرایط توسعه تجارت بین‌الملل، به‌شدت کاهش یابد. ورشکستگی یک بانک در اقتصادهای باز می‌تواند موجب ورشکستگی وسیعی در صحنه بین‌الملل گردد. بنابراین حفظ و نگهداری سرمایه کافی و متناسب با مخاطرات موجود، منبع اصلی اعتماد عمومی به هر بانک به طور خاص و سیستم بانکی به طور اعم باشد. در همین راستا برقرار نمودن نسبت مناسبی بین دارائی و تعهدات بانک‌ها، ضامن ثبات و پایداری فعالیت آنها است.

به دنبال بحران‌های ایجاد شده در نظام‌های بانکی و متعاقب آن در اقتصاد کشورها، در سال۱۹۷۵کمیته‌ای در شهر بازل سوییس تشکیل و دستورالعمل‌هایی جهت کفایت سرمایه صادر شد. در گذر زمان با توجه به مسائل پیش آمده ویرایش‌های مختلف تدوین شد که تحت عنوان بازل‌های ۲ و۳ مطرح گردید. طبق آخرین قوانین بازل (بازل سه، تدوین شده در سال ۲۰۱۰)، هر یک از بانک‌ها و موسسات اعتباری برای تضمین ثبات و پایداری فعالیت‌های خود می‌بایست همواره نسبت مناسبی را میان سرمایه و ریسک موجود در دارایی‌های خود برقرار نمایند.

به منظور مواجه شدن با مهمترین ریسک‌های حاکم بر صنعت بانکداری شامل ریسک اعتباری، بازار و عملیاتی روش‌های متعددی وجود دارد. در ساده‌ترین روش می‌توان به طور جداگانه میزان سرمایه مورد نیاز هر یک از ریسک‌های فوق را محاسبه و از جمع ساده ریاضی آنها، به کل سرمایه مورد نیاز دست یافت. اما با توجه به مشاهده درجه‌ای از همبستگی میان این سه نوع ریسک، طی

۱. مقاله حاضر از رساله دکترای «سارا رضاعلیزاده» استخراج شده است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-12-11]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.94.205]

مطالعات ملاحظه شد که سرمایه برآورد شده طبق این روش بیش از حد نیاز می‌باشد. از سوی دیگر هر کدام از سه ریسک مورداشاره، دارای ویژگی‌های توزیعی منحصر به فرد هستند و لزوماً ویژگی‌های آماری مشابهی ندارند. هدف این مطالعه به کارگیری توابع مفصل در تجمیع دو ریسک اعتباری و بازار و محاسبه سرمایه مورد نیاز در سیستم بانکی ایران است.

این مقاله مشتمل بر چهار بخش اصلی است. بخش اول (مقدمه) که در آن به بیان مسئله و هدف و ضرورت انجام این تحقیق پرداخته شد. بخش دوم مروری بر مطالعات مشابه انجام شده داخلی و خارجی خواهد بود. بخش سوم به مبانی نظری و ساختار الگو می‌پردازد. بخش چهارم دربردارنده برآورد الگو و تجزیه و تحلیل نتایج آن است. در بخش پنجم به جمع بندی و بیان نتایج پرداخته می‌شود.

۲. پیشینه تحقیق

محققین همواره به دنبال روشی برای تجمیع ریسک‌های مختلف (به جز جمع ساده ریاضی) بوده‌اند. قدیمی‌ترین و پایه‌ای‌ترین روش برای تجمیع ریسک بر روش واریانس-کوواریانس بنا شده است. اما بسیاری از موسسات مالی (به طور خاص در زمینه بیمه) به این نتیجه رسیده‌اند که از آنجا که همه توزیع‌های زیان از توزیع بیضوی پیروی نمی‌کنند، مفهوم همبستگی خطی در لحاظ نمودن وابستگی دنباله[1] ضعیف عمل می‌نماید. لذا به تدریج از روش‌های تجمیع کلاسیک دور شده و به عنوان جایگزین به سمت استفاده از روش‌های کاربردی براساس توزیع‌ها و مفصل‌ها روی آورده‌اند. در تعدادی از مطالعات خارجی درخصوص بانک‌ها برای این هدف از روش مفصل، که از نتیجه عمومی آماره ریاضی براساس تئوری اسکالر (۱۹۵۶) تبعیت می‌کند، استفاده شده است. روش مفصل به منظور رسیدن به یک توزیع مشترک به ترکیب توزیع‌های ریسک کناری[2] می‌پردازد. چالش اصلی در خصوص استفاده از روش مفصل، انتخاب تابع مفصل مناسب برای تجمیع ریسک‌ها است.

مِجدوب و بِن عرب[3] در ۲۰۱۹ به مقوله تجمیع ریسک در صنعت بیمه (غیر از بیمه عمر) پرداخته‌اند. هدف نگارندگان مقاله بررسی تأثیر ساختار وابستگی میان زیان‌ها بر کل ریسک

1. Tail Dependence

۲. در این مطالعه اصطلاح توزیع کناری، معادل توزیع حاشیه ای (marginal distribution) است.

3. Mejdoub & Ben Arab

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-12-11]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.94.205]

اندازه‌گیری شده و سرمایه مورد نیاز بر اساس مفهوم ارزش در ریسک با استفاده از تئوری مفصل بوده است. همچنین در این مطالعه به تحلیل مقایسه‌ای نتایج با استفاده از توابع مفصل متفاوت پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه حاکی از این است که تأثیری منظم و قاعده مند از سوی وابستگی میان ریسک‌ها بر میزان سرمایه مورد نیاز برآورد شده وجود دارد و از سوی دیگر روش‌های محاسباتی که از وابستگی میان ریسک‌ها چشم پوشی می‌کنند، به طور سیستماتیک منجر به تخمین بیش از حد کل سرمایه مورد نیاز می‌گردند.

نَچنانی[1] در ۲۰۱۷ طی مطالعه‌ای نسبت به تجمیع ریسک‌های مترتب بر استراتژی‌های تجارت[2] و مدیریت پورتفولیو پرداخته و بدین منظور از تابع مفصل از نوع کلایتون استفاده نموده است. نتایج مطالعه وی بیانگر این است که این روش، ریسک تجمیع شده را بیش از حد برآورد می‌نماید.

ژو[3] و همکاران در ۲۰۱۶ با استفاده از تابع مفصل به منظور امکان مدیریت ریسک در فعالیت‌های ترکیبی (هماهنگ فعالیت‌هایی که ترکیب بانکداری و بیمه گری هستند)، به تجمیع ریسک‌ها پرداخته‌اند. بدین منظور ریسک‌های اصلی را براساس فعالیت‌های مجموعه موردنظر به گروه‌های متعدد تقسیم بندی کرده‌اند و برای در نظر گرفتن وابستگی میان ریسک‌های اصلی در هر گروه، از توابع مفصل مختلف بهره گرفته‌اند. در نهایت براساس نتایج مطالعه خود در راستای مدیریت بهتر سبد دارایی و کاهش ریسک در فعالیت‌های ترکیبی، به مدیران این مجموعه‌ها توصیه‌هایی ارائه نموده‌اند.

یوشیبا[4] در ۲۰۱۳ توزیع‌های کناری اوراق قرضه‌ها و سهام‌ها و یک مفصل میان حرکت نرخ‌های بهره و قیمت‌های سهام را مورد بررسی قرار داد. به دلیل اینکه برخی از روش‌های تجمیع مانند روش واریانس-کوواریانس که به طور گسترده هم استفاده می‌شوند، ریسک یک پورتفوی تجمیع شده را به‌طور صحیح تخمین نمی‌زنند، در این مطالعه تابع مفصل برای تجمیع ریسک مورد استفاده قرار گرفته است که برخلاف یک همبستگی خطی ساده، وابستگی‌های مختلف را در میانه

1. Harish Nachnani
2. Trading startegies
3. Zhou et al
4. Yoshiba

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-12-11]
[DOI: 10.52547/qjerp.28.94.205]

و دنباله توزیع‌های کناری در نظر می‌گیرد. در این مطالعه انواع مختلف تابع مفصل، شامل حالتی که به طور همزمان همبستگی خطی مثبت و منفی را لحاظ می‌نماید، تحت دوره‌های زمانی مختلف مورد تحلیل گرفته است. داده‌های مرتبط با دوره بحران یورو و دوره پس از حباب در ژاپن در این مطالعه مورد استفاده قرار گرفته است. نتیجه این مطالعه بیانگر این است که روش‌های تجمیع ریسک که در سطح وسیع مورد استفاده قرار گرفته، ممکن است اثر متنوع سازی را بیش از حد تخمین بزنند.

اینان اغلو و جاکبز[1] (۲۰۰۹) در مطالعه خود به ارائه مدلی برای تجمیع ریسک‌ها و تحلیل حساسیت جهت محاسبه سرمایه اقتصادی بانک پرداخته‌اند. در این مطالعه ۲۰۰ مورد از بزرگ‌ترین بانک‌ها مورد بررسی قرار گرفته و ۵ بانک براساس بیشترین میزان دارایی انتخاب شده است. اطلاعات دریافتی از گزارش‌های فصلی در دسترس در مورد مجموعه ۲۰۰ بانک و ۵ بانک منتخب مورد بررسی قرارگرفته و بر اساس آن به تعیین توزیع سه نوع ریسک اصلی (اعتباری، بازار و عملیاتی) و سپس به تجمیع آنها با استفاده از تکنیک مفصل پرداخته شده است. همچنین روش‌های مختلف در تجمیع ریسک، شامل تقریب واریانس-کوواریانس و فرمول‌های مختلف شبیه‌سازی مفصل، با هم مقایسه شده‌اند.

مرن[2] و همکاران (۲۰۰۷) به منظور تجمیع ریسک، توزیع‌های کناری هر نوع ریسک را به طور مستقل و با ویژگی‌های آماری مستقل به دست آورند و از طریق انواع مختلف تابع مفصل آنها را در قالب یک توزیع توام ترکیب نمودند. در ادامه بر اساس تابع توزیع توام به دست آمده، به محاسبه کل سرمایه مورد نیاز پرداخته و سپس سرمایه مورد نیاز جهت تخصیص به هر یک از انواع ریسک را به دست آورده‌اند.

اسچوارمن و رزنبرگ[3] (۲۰۰۶) مدیریت ریسک تجمیع شده را برای یک مجموعه بانکی فعال در سطح بین‌المللی (ساخته شده براساس اطلاعات مالی ۱۷ بانک بزرگ) مورد بررسی قرارداده‌اند. آنها تجمیع سه نوع ریسک اصلی (عملیاتی، اعتباری و بازار) را در قالب یک توزیع ریسک توام با

1. Inanoglu & Jacobs
2. Morone
3. Schuermann & Rosenberg

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-12-11]
[DOI: 10.52547/qjerp.28.94.205]

استفاده از یک کاپیولای تی-استیودنت و توزیع‌های کناری تجربی، که ویژگی‌های توزیعی بین آنها به میزان وسیعی متفاوت است، انجام داده‌اند. با مقایسه این تکنیک با سایر روش‌های تجمیع ریسک مانند واریانس-کوواریانس و روش مجموع ساده ریسک‌های مختلف، آنها دریافتند که سایر روش‌ها ریسک کل را بسیار بیش از حد محاسبه می‌نمایند. آنها در مطالعه خود دو نوع آزمون تحلیل حساسیت انجام داده‌اند که طی آن به بررسی تأثیر تغییر در وزن ریسک‌های مختلف و نیز تغییر در درجه وابستگی میان ریسک‌های مختلف بر ریسک تجمیع شده پرداخته‌اند.

کوریتیزکس[1] و همکاران (۲۰۰۳) در چارچوب یک مجموعه مالی و یک ساختار مفصل گاوسین با داشتن راه حل‌های تحلیلی، از طریق تغییرات یک بازه از پارامترهای ورودی، به یک مجموعه از نتایج متنوع سازی دست یافتند. آنها مشکل تجمیع ریسک را در محیط گروه‌های مالی شامل بخش بانک و بیمه مورد بررسی قرار دادند و روشی را پیشنهاد نمودند که ریسک‌ها را در سه سطح متوالی تجمیع می‌نماید: نخست، ریسک‌های مستقل در یک مدل تک-فاکتور ریسکی تجمیع می‌شوند. دوم، ریسک‌ها در مدلی با فاکتورهای ریسک مختلف با یک خط کسب و کار[2] تجمیع می‌شوند و در نهایت ریسک‌ها بین خطوط کسب و کار مختلف تجمیع می‌شوند. تجمیع ریسک‌ها در قالب سرمایه اقتصادی با این فرض صورت گرفته است که همه ریسک‌ها به طور نرمال توزیع شده‌اند. سرمایه اقتصادی با استفاده از روش واریانس-کوواریانس مارکوویتز برآورده شده است. مشابه با مطالعه آس و دیماکوس(۲۰۰۴)، آنها نیز به این نتیجه رسیدند که جمع زدن ریسک‌های فردی، ریسک و در نتیجه سرمایه مورد نیاز را بیش از حد برآورد می‌نماید، اگرچه تفاوت مشاهده شده از مطالعه آس و دیماکوس کمتر است (برای یک بانک حدود ۱۵٪، برای بیمه گر ۲۰ تا ۲۵٪ و برای یک مجموعه مالی متشکل از بانک و بیمه ۵ تا ۱۵٪).

امب رچتس[3] و همکاران (۱۹۹۹) و (۲۰۰۲) روش مفصل و انواع توابع مفصل را مورد بررسی قرار داده‌اند. آنها در سال ۲۰۰۳ با تمرکز بر مفهوم «ارزش در معرض ریسک» به عنوان یکی از

1. Kuritizkes
2. Business line
3. Embrechts

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-12-11]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.94.205]

معیارهای محاسبه ریسک، برخی از آخرین نتایج را برای یافتن حدود توزیعی[1] برای توابع ریسک‌های وابسته توسعه داده‌اند. هدف اصلی آنها جمع آوری و دسته بندی ایده‌های اساسی مرتبط با وابستگی، همبستگی خطی و همبستگی رتبه‌ای است و تعدادی از نکات مهم مرتبط با همبستگی مرتبط با مدل‌های غیر از مدل‌های نرمال چند متغیره، در این مقاله جمع آوری شده‌اند.تمرکز اصلی این محققین بر مسئله ساخت توزیع‌های چندمتغیره مرتبط با توزیع‌های کناری و همبستگی بوده است. در مقاله آنها در مورد توزیع‌های توأم و استفاده از توابع مفصل که شرحی بر وابستگی میان متغیرهای تصادفی هستند، بحث شده است و از آنجا که توابع مفصل نسبت به همبستگی خطی جدیدتر و ناشناخته‌تر هستند، ابتدا تعریفی بر این توابع و ویژگی‌های آنها ارائه شده است.

مطالعات داخلی اندکی وجود دارد که به محاسبه ریسک در سیستم بانکی پرداخته‌اند. در این بخش به بررسی همین تعداد اندک و برخی مطالعات در زمینه‌های مشابه پرداخته شده است.

میرباقری جم و همکاران در ۱۳۹۴ با استفاده از توابع مفصل ارشمیدسی سلسله مراتبی[2] به تجمیع ریسک‌های بیمه‌گری صنعت بیمه ایران پرداخته‌اند و نشان داده‌اند که حداقل سرمایه مورد نیاز برآورد شده توسط الگوی آنها بسیار کمتر از حداقل تعیین شده مطابق با استانداردهای تعیین شده در آیین نامه‌های بیمه مرکزی است.

نصرتی و پاکیزه در ۱۳۹۳ به معرفی و پیاده سازی یکی از رویکردهای پیشرفته به نام رویکرد توزیع زیان در محاسبه ذخیره سرمایه در قالب مطالعه موردی برای یکی از بانک‌های ایران[3] پرداخته‌اند. تمرکز اصلی محققین بر مفاهیم کمّی سازی ریسک عملیاتی و استفاده از داده‌های زیان پایگاه داده‌های بانک موردمطالعه، توزیع‌های شدت و فراوانی زیان تخمین زده شده و سپس تخمین توزیع تجمیع شده با استفاده از الگوریتم مونت کارلو است. به دنبال آن با در نظر گرفتن ساختار همبستگی، مقدار «ارزش در معرض ریسک» و «ارزش در معرض ریسک» شرطی را محاسبه

1. Distributional Bounds
2. Hierarchical Archimedean Copula (HAC)
۳. با توجه به اینکه نتایج حاصل از این تحقیق در نتیجه استفاده از داده های زیان تاریخی بانک مورد نظر است، مطرح نمودن نام بانکی خاص ممکن است به اعتبار بانک لطمه بزند. لذا نگارندگان، در سراسر مطالعه خود از اصطلاح بانک مورد مطالعه استفاده شده است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-12-11]
[DOI: 10.52547/qjerp.28.94.205]

نموده و مقدار ذخیره مورد نیاز را به دست آورده‌اند. برای مدل‌سازی شدت زیان در کنار توزیع‌های کلاسیک، از نوع خاصی از توزیع‌های دنباله پهن به نام توزیع‌های آلفای پایدار استفاده شده است. نتیجه نهایی مطالعه، پیاده سازی رویکرد توزیع زیان و عملکرد بهتر توزیع‌های پایدار نسبت به توزیع‌های کلاسیک انتخاب شده در تخمین شدت زیان است.

حداد و حیرانی (۱۳۹۳) در مطالعه خود با استفاده از انواع مختلف تابع مفصل[1] و مدل‌های واریانس ناهمسان شرطی تعمیم یافته[2]، ساختار وابستگی میان دو شاخص قیمتی محصولات شیمیایی و دارویی بورس تهران را در بازه زمانی دی ۱۳۸۳ تا اسفند ۱۳۹۱ ارزیابی نموده و تأثیر ساختار وابستگی در برآورد «ارزش در معرض ریسک» سبد دارایی متشکل از آنها را مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج تحقیق آنها حاکی از دقت و کفایت بیشتر رهیافت گارچ-کاپیولا نسبت به مدل‌های متداول پیش بینی "ارزش در معرض ریسک" سبد دارایی است.

رستمیان و حاجی بابایی (۱۳۸۸) به اندازه‌گیری و تجزیه و تحلیل ریسک نقدینگی بانک با استفاده از مدل "ارزش در معرض ریسک" برای بانک سامان طی سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۸۱ پرداخته‌اند. در این مطالعه صورت‌های مالی بانک مورد بررسی قرار گرفته و مقدار ریسک نقدینگی بانک طی سال‌های مزبور با استفاده از «ارزش در معرض ریسک» اندازه‌گیری شده است. فرضیه محقق مبنی بر کاهشی بودن روند ریسک نقدینگی طی سال‌های مورد بررسی مورد آزمون قرار گرفته است. برای آزمون این فرضیه از روش آماری تحلیل روند آزمون کاکس- استوارت استفاده شد. به موازات آن مدل رگرسیون ساده برای مطابقت نتایج با نتایج آزمون کاکس- استوارت مورد نظر قرار گرفت. برازش مدل رگرسیونی، نتایج به دست آمده از آزمون کاکس-استوارت را تأیید نمود. نتایج تحقیق نشان دهنده روند نزولی ریسک نقدینگی طی دروه بررسی می‌باشد.

امید مومن (۱۳۸۷) در قالب پایان نامه کارشناسی ارشد به محاسبه سرمایه مورد نیاز جهت مواجه شدن با ریسک عملیاتی برای بانک کارآفرین پرداخته است. هدف این مطالعه، ارائه مدلی برای اندازه‌گیری ریسک عملیاتی بانک‌های تجاری و پیاده سازی مدل پیشنهاد شده در بانک کارآفرین

1. Copula Function
2. Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-12-11]
[DOI: 10.52547/qjerp.28.94.205]

است. در راستای دستیابی به این هدف، تلاش شده است تا مدل فعلی مورد استفاده در بانک‌ها با استفاده از تکنیک‌های آماری بهبود یابد. روش توزیع زیان که یک روش قدیمی برای مدل‌سازی زیان است و برای مدل‌سازی زیان مرتبط با ریسک عملیاتی به کار رفته، برای استفاده در ریسک عملیاتی با مشکلاتی مواجه است. در این پایان نامه پیشنهاداتی در راستای افزایش کارایی روش توزیع زیان در اندازه‌گیری ریسک عملیاتی ارائه شده است. نتیجه این تحقیق به بانک‌ها کمک می‌کند تا درخصوص نحوه برخورد با ریسک عملیاتی تصمیم‌گیری نمایند.

شربت اوغلی و عرفانیان (۱۳۸۵) ریسک عملیاتی بانک صنعت و معدن را با استفاده از دو روش استاندارد و شاخص پایه اندازه‌گیری نموده‌اند. در این مقاله ابتدا پیرامون مفهوم ریسک، انواع ریسک‌های بانکی و به طور خاص مهمترین ریسک‌های بانکی مطالبی عنوان شده است. سپس به مبحث ریسک عملیاتی و روش‌های اندازه‌گیری آن در موسسات مالی پرداخته شده است. در ادامه سه روش اصلی اندازه‌گیری ریسک عملیاتی یعنی روش شاخص پایه، روش استاندارد و روش‌های اندازه‌گیری پیشرفته بیان شده و سپس به عملیاتی نمودن روش‌های شاخص پایه و استاندارد در بانک صنعت و معدن پرداخته شده است. خروجی اصلی این مطالعه، محاسبه میزان سرمایه لازم برای مقایسه با انواع ریسک‌های عملیاتی در بانک صنعت و معدن مطابق با دو روش شاخص پایه و استاندارد می‌باشد.

در مطالعات داخلی صورت گرفته جهت سیستم بانکی، سرمایه مورد نیاز هر یک از ریسک‌ها به طور جداگانه محاسبه می‌شود و کل سرمایه مورد نیاز حاصل جمع ساده سرمایه محاسبه شده برای هر ریسک است. نوآوری مقاله حاضر این است که با الگوگیری از مقاله اسچوارمن و رزنبرگ در ۲۰۰۶، از روش مفصل برای تجمیع ریسک‌ها در سیستم بانکی ایران (برای یک بانک نمونه ساخته شده براساس داده‌های چهار بانک فعال در سیستم بانکی ایران) استفاده شده است که تاکنون در مطالعات داخلی مورد استفاده قرار نگرفته است. در این مطالعه با بهره‌گیری از تابع مفصل و در نظر گرفتن همبستگی میان ریسک‌ها، دو ریسک اعتباری و بازار تجمیع شده و مجموع سرمایه مورد نیاز جهت مواجهه با این دو ریسک محاسبه شده است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-12-11]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.94.205]

لازم به ذکر است که شدت نسبی ریسک می‌تواند با استفاده از معیارهای پراکندگی مانند خطای استاندارد یا واریانس محاسبه شود. اما این دو معیار غیر از مواقعی که توزیع نرمال یا گاوسین است، سنجه مناسبی برای اندازه‌گیری ریسک نیستند. لذا «ارزش درمعرض ریسک»[1] به عنوان معیاری دیگر جهت اندازه‌گیری ریسک مورد استفاده قرار می‌گیرد. به منظور محاسبه صحیح و دقیق «ارزش در معرض ریسک»، می‌بایست یک توزیع توام بازدهی برای سبد دارایی وجود داشته باشد. در واقع می‌بایست به روشی توزیع‌های کناری با هم ترکیب و یک توزیع توام به دست آید. به منظور ترکیب توابع توزیع کناری، می‌بایست وابستگی میان متغیرهای مورد بررسی را لحاظ نمود. بسیاری از مدل‌سازی‌های آماری براساس استقلال میان متغیرها و یا وابستگی کامل میان آنها صورت می‌پذیرد اما بسیاری از متغیرها دارای درجه‌ای از وابستگی هستند. ویژگی اصلی استفاده از تابع مفصل در تجمیع ریسک‌ها، لحاظ وابستگی میان آنها است که این وابستگی لزوماً خطی نیست.

۳- مبانی نظری و معرفی الگو

۳-۱- بررسی علل لزوم تدوین مقررات بازل و فرآیند شکل گیری آن

بحران مالی دهه‌های ۷۰ و ۸۰ میلادی بانک‌های مرکزی کشورهای گروه ۱۰ را وادار به اقداماتی نمود تا بتوانند بانک‌ها را در مقابل ریسک‌های مالی مقاوم سازند. آنها کمیته بازل را که در بخش نظارت مالی برای بانک‌های فعال بین‌المللی به عنوان یک نقشه راه محسوب می‌گردد، تأسیس نمودند. به دنبال دو شکست بزرگ بین‌المللی بانکی[2] در سال ۱۹۷۴ و ورشکسته شدن چند بانک بزرگ در اثر مشکلات ارزی، کمیته بازل در سال ۱۹۷۵ با عضویت ۱۰ کشور بزرگ اقتصادی[3] به اضافه دو کشور سوییس و لوکزامبورگ تشکیل شد. پس از دو مرتبه اصلاحیه یکی در سال ۱۹۷۷ تحت عنوان «توافق بازل ۱۹۷۷»[4] و دیگری در سال ۱۹۸۳ تحت عنوان «توافق بازل تجدید نظر شده

1. Value at Risk
2. Bankhaus Herstatt and Franklin National Bank
3. Belgium,Canada,France,Germany,Italy,Japan,Netherlands,Sweden,UK,USA
4. 1977 Basel Concordate

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-12-11]
[DOI: 10.52547/qjerp.28.94.205]

۱۹۸۳»[1]، نهایتاً در سال ۱۹۸۸ این کمیته یک سیستم اندازه‌گیری سرمایه معرفی نمود. به دنبال نکول کشورهای آمریکای جنوبی، اولین مدل بسیار ساده کفایت سرمایه که تمرکز اصلی آن بر ریسک اعتباری بود، با الزاماتی درخصوص مواجهه با ریسک بازار تحت عنوان «بازل یک» پیشنهاد شد. منظور و هدف از کفایت سرمایه این است که بانک‌ها به حد کافی برای مقابله با بحران‌های احتمالی سرمایه داشته باشند و در شرایط تعطیلی و ورشکستگی قرار نگیرند. کمیته بازل برای انواع دارایی‌ها ضریب ریسک خاص و در عین‌حال بسیار ساده‌ای را اعلام و مفهوم دارایی‌های موزون شده به ریسک را معرفی کرد. در این مدل، دارایی‌های پرخطر ضریب ریسک بالاتری گرفتند و بانک‌ها باید نسبت سرمایه به دارایی‌های موزون شده ۸ درصد را رعایت کنند. بنابراین مطابق با این مدل، اگر یک بانک دارایی‌های خود را به سمت دارایی‌های پرخطر هدایت کند، مخرج کسر؛ یعنی دارایی‌های موزون شده افزایش می‌یابد و در نتیجه نسبت کفایت سرمایه کم می‌شود. اگر نسبت کفایت سرمایه کمتر از ۸ درصد بشود یا باید سرمایه بانک را افزایش داد یا ریسک دارایی‌ها را کم کرد. این مقررات تحت عنوان بازل یک شناخته می‌شوند. در گذر زمان اصلاحاتی بر روی فرمول اولیه کفایت سرمایه صورت گرفت، به نحوی که دارایی‌های بالای خطی با ضرایب مشخص بر اساس درجه ریسک خود، در مخرج کسر نسبت کفایت سرمایه قرار می‌گیرند و در کنار آن دارایی‌های زیرخطی ابتدا با اعمال ضرایبی معادل دارایی‌های بالای خطی می‌شوند و پس از آن مشمول ضریب ریسک شده و در مخرج کسر واقع می‌شوند، بنابراین اصطلاح دارایی‌های موزون شده به ریسک در مخرج نسبت کفایت سرمایه، مجموع هر دو گروه دارایی است. این همان مدلی است که امروز برای محاسبه کفایت سرمایه بانک‌ها در ایران مورد استفاده قرار می‌گیرد:

$$\text{نسبت کفایت سرمایه بازل} = \frac{\text{مجموع سرمایه پایه و تکمیلی}}{\text{دارایی موزون‌های شده به ریسک}} \qquad (۱)$$

در دهه ۱۹۹۰ در اثر پیچیده‌تر شدن محصولات و خدمات بانکی عرضه شده در بازارهای مالی و بانکی جهان و هم زمان با تکامل تکنیک‌های مدیریت ریسک و از سوی دیگر ناتوانی مقررات بازل یک در همگامی با تغییرات جدید، زمینه برای تجدید نظر در مقررات بازل یک ایجاد شد.

1. 1983 Revised Basel Concordate

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-12-11]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.94.205]

درواقع در مقررات بازل یک، تمرکز بر اندازه‌گیری ریسک اعتباری است و کمتر به سایر ریسک‌های مهم در بانکداری پرداخته شده است. توسعه و بهبود بازل یک، به معنای پاسخی اساسی به انتقادهای وارد بر آن بود. برخی از اساسی‌ترین انتقادهای وارده بر مقررات بازل یک، حساسیت ریسک پایین ، تمایز محدود میان وثائق، همگرایی ناقص منابع ریسک و نبودن تنوع می‌باشد.

کمیته بازل از سال ۱۹۹۳ شروع به بررسی ریسک بازار نمود و نهایتاً در سال ۱۹۹۶ منجر به تدوین اصلاحیه بازل یک گردید. مشخصه اصلی اصلاحیه ۱۹۹۶ بر بازل یک، ورود ریسک بازار است. در واقع کمیته بازل به منظور به حساب آوردن تأثیر ریسک‌های ناشی از تغییر نرخ‌های بازار بر روی اوراق بهادار و اقلامی که بانک‌ها با مقاصد تجاری (به قصد انتفاع و یا پوشش سایر دارایی‌های مالی در مقابل خطرهای ناشی از تغییر نرخ‌ها در بازار) در اختیار می‌گیرند، الحاقیه‌ای را معرفی نمود که در چارچوب اصلی بیانیه تغییری ایجاد نکرد. در این اصلاحیه دارایی‌های زیرخط به جای تبدیل آنها به دارایی‌های بالای خط، به طور مستقیم مورد توجه قرار می‌گیرند. ریسک بازار ریسک حاصل از تغییر قیمت‌های بازار است که منجر به زیان در دارایی‌های بالای خط و زیرخط خواهد شد. اشکال مختلف از ریسک بازار شامل ریسک قیمت دارایی‌ها، ریسک نرخ بهره (مرتبط با ابزارهای با درآمد ثابت) و ریسک نرخ ارز می‌گردد.

به دنبال بحران مالی آسیا در سال ۱۹۹۸-۱۹۹۷ برنامه‌ریزی جدیدی برای کنترل ریسک بانک‌ها آغاز شد. در این بحران کشورهای متعدد آسیایی با مشکل خروج سریع منابع و افت شدید ارزش پول داخلی روبه رو شدند. بعضاً یا دولت‌هایشان سقوط کرد یا اصلاحات اساسی در نظام بانکی خود صورت دادند. برنامه‌ریزی کمیته بازل شش سال به طول انجامید و نهایتاً در سال ۲۰۰۴ بعد از مذاکرات طولانی و مطالعات و ارزیابی‌ها، سه رکن اصلی سرمایه، نظارت و شفافیت تعریف شد. مجموعه قوانین بازل تحت عنوان بازل دو، رسماً در ژون ۲۰۰۶ توسط کمیته بازل تحت عنوان «همگرایی بین‌المللی استانداردهای سرمایه و اندازه‌گیری سرمایه»[1] منتشر شد.

1. International Convergence of Capital Measurement and Capital Standards

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-12-11]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.94.205]

بیانیه بازل دو شامل سه رکن اصلی می‌باشد: حداقل سرمایه مورد نیاز، فرآیند بررسی نظارتی و انضباط بازار. نخستین رکن بیانیه بازل دو قوانینی را برای مدیریت ریسک و محاسبه حداقل سرمایه مورد نیاز ارائه می‌کند که در واقع به عنوان سپری در مقابل زیان‌های غیرقابل انتظار نگهداری می‌شود و جهت محاسبه آن، نسبت ریسک دارایی‌ها معرفی شده است. اندازه‌گیری این نسبت شامل این سه آیتم می‌گردد:

- اندازه‌گیری ریسک اعتباری
- اندازه‌گیری ریسک بازار
- اندازه‌گیری ریسک عملیاتی

حداقل سرمایه موردانتظار توسط سرمایه قانونی مطلوب و دارایی‌هایی وزن داده شده براساس ریسک محاسبه شده است و مقدار آن به میزان ۸٪ بنا نهاده شده است بدین معنا که سرمایه مطلوب می‌بایست حداقل ۸٪ از دارایی‌های موزون شده به ریسک مرتبط با سه نوع از ریسک را پوشش دهد. بنابر این در بازل دو، هر سه ریسک بازار، اعتباری و عملیاتی وارد شده‌اند.

$$\text{نسبت کفایت سرمایه} = \frac{\text{مجموع سرمایه پایه و تکمیلی}}{RWA_c+RWA_M+RWA_o} \geq 8\% \qquad (۲)$$

$RWA_c =$ دارایی موزون‌های شده نسبت به ریسک اعتباری

$RWA_M =$ دارایی موزون‌های شده نسبت به ریسک بازار

$RWA_o =$ دارایی موزون‌های شده نسبت به ریسک عملیاتی

ستون اول در بازل دو بیشترین فضا را پوشش می‌دهد. سطح حداقل سرمایه مورد نیاز هنوز در ۸٪ نگهداری شده است و در اصل تغییری در تعریف سرمایه و نسبت اجزای فردی آن (همان‌گونه که ۱۹۹۶در ضمیمه یک متن بازل تعریف شده است) وجود ندارد، هرچند تغییرات اساسی در محاسبه دارایی‌های موزون شده به ریسک ایجاد شده‌اند. نخست اینکه یک محاسبه اخیرا توسعه یافته برای سرمایه مورد نیاز جهت ریسک اعتباری وجود دارد و دوم اینکه یک الزام سرمایه جدید برای ریسک عملیاتی ایجاد شده است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-12-11]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.94.205]

وقوع بحران مالی در سال‌های ۲۰۰۷-۲۰۰۸ نشان داد که بازل دو توانایی مواجهه با چالش‌های ایجاد شده مرتبط با محصولات جدید مالی را نداشت و سرمایه قانونی محاسبه شده مطابق با بازل دو، برای تحمل کردن مشکلاتی که به دنبال بحران ۲۰۰۷ -۲۰۰۸ ایجاد شد، کافی نبود. بنابراین کمیته بازل تصمیم گرفت که در چارچوب بازل دو تجدید نظر کند و این امر منجر به تدوین مقررات بازل سه در سال ۲۰۱۰ گردید. مقررات بازل سه هم اکنون در آمریکا و اروپا اعمال شده‌اند و مقرر گردید مطابق با یک برنامه زمان‌بندی شده تا پایان سال ۲۰۱۸ همه ارکان آن کاملا اجرا شوند. فرآیند تدوین مقررات بازل از ابتدای تشکیل کمیته بازل تا تدوین بازل سه را می‌توان در قالب جدول شماره یک نمایش داد:

جدول ۱. فرآیند تدوین مقررات بازل[1]

مقطع زمانی	رویداد
سال ۱۹۷۳	تشکیل کمیته بازل
سال ۱۹۸۸	تدوین مقررات بازل یک : در نظر گرفتن ریسک اعتباری
سال ۱۹۹۶	تدوین اصلاحیه مقررات بازل یک: افزودن ریسک بازار
سال ۲۰۰۶	تدوین مقررات بازل دو: افزودن ریسک عملیاتی
سال ۲۰۱۰	تدوین مقررات بازل سه: ایجاد لایه‌های حفاظتی و الزامات سرمایه‌ای بیشتر برای بانک‌ها

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۳-۲- انواع ریسک در سیستم بانکی

بانک‌ها با انواع ریسک مواجه هستند که سه مورد از مهمترین آنها شامل ریسک اعتباری، ریسک بازار و ریسک عملیاتی می‌باشد. در اینجا تعریف ساده‌ای بر هر یک از این ریسک‌ها خواهیم داشت:

- ریسک اعتباری: ریسک ناشی از عدم بازپرداخت اقساط توسط وام گیرندگان است. به عبارت دیگر وقوع این ریسک در شرایطی است که بازپرداخت‌ها یا با تأخیر انجام شده یا اصلاً انجام نمی‌شوند. در این شرایط گردش وجوه نقد در بانک با مشکل مواجه می شود (پارکر، ۱۹۹۵).

۱. برگرفته از فصل چهارم کتاب «بانکداری مدرن» اثر «شِلاق هِفرنان»

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-12-11]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.94.205]

- ریسک بازار: این ریسک در اثر نوسان قیمت دارایی‌ها در بازار ایجاد می‌شود. اشخاص حقیقی و حقوقی دارایی‌های خود را به صورت‌های مختلف مانند پول نقد، سهام، اوراق قرضه، مسکن، طلا و سایر دارایی‌های با ارزش نگهداری می‌کنند. تمام این دارایی‌ها در معرض تغییرات قیمت قرار دارند و این نوسانات قیمتی مداوم، عامل اصلی ایجاد ریسک بازار هستند.
- ریسک عملیاتی: این ریسک طبق تعریف مندرج در قوانین بازل دو، زیان ناشی از عدم کفایت یا نقص فرایندهای داخلی، افراد و سیستم‌ها است، یا ناشی از وقایع خارجی می‌باشد. تعریف دیگری از ریسک عملیاتی، امکان بالقوه عدم توفیق در دسترسی به اهداف مأموریت است و شامل زیان (ناکامی در رسیدن به اهداف مأموریت) و عدم اطمینان (احتمال وقوع یا عدم وقوع ناکامی) است.

۳-۳- سرمایه مورد نیاز سیستم بانکی

سرمایه در مفهوم عام آن منابعی است که توسط سهامداران و مالکان یک موسسه ارائه می‌گردد و در ترازنامه در شمار دیون منظور می‌گردد. این سرمایه به صورت سرمایه نقدی و یا سرمایه فیزیکی (ساختمان ، ماشین الات و ابزار) به کار گرفته می‌شود. این سرمایه با فروش سهام و استقراض از خارج از موسسه تأمین می‌گردد. لیکن در این پژوهش سرمایه در حقیقت معادل ذخایر می‌باشد. در سیستم‌های سنتی و قدیمی ذخایر شامل ذخایر قانونی و ذخایر آزاد و یا مازاد می‌شد. در ادبیات قراردادهای بازل، ذخایر تحت عنوان سرمایه وارد می‌شوند. از موسسات به‌خصوص موسسات مالی خواسته می‌شود که در شرایطی که ذخایر قانونی در حساب‌های بانک‌ها نزد بانک مرکزی نگهداری نمی‌شوند، این ذخایر تحت عنوان سرمایه در حساب‌های موسسات نگهداری شوند. در این کاربرد سرمایه در هر موسسه از جمله بانک، منابعی است که برای پوشش ریسک و جذب زیان در صورت نکول وام‌ها، رکود اقتصادی و هر رویداد دیگری نگهداری میشود. گردی و هاولز[1] (۲۰۰۶) بیان می‌نمایند که هدف اولیه ستون یک بازل دو، تطبیق بهتر سرمایه قانونی[2] مورد نیاز با سرمایه اقتصادی

1. Gordy and Howells
2. Regulatory Capital

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-12-11]
[DOI: 10.52547/qjerp.28.94.205]

است و این مسئله مورد تقاضای سرمایه‌گذاران و طرف‌های تجاری است. برای مقایسه سرمایه قانونی و اقتصادی می‌بایست ابتدا معنی این دو عبارت روشن شود.

۱- حداقل سرمایه لازم[1] یا همان سرمایه قانونی[2] سرمایه‌ای است که مطابق با قوانین بازل می‌باید مقابله با سه نوع ریسک اعتباری، بازار و عملیاتی نگهداری شود.

۲- سرمایه اقتصادی:[3] میزان سرمایه‌ای که برای پوشش زیان‌های بانک در یک سطح اطمینان خاص و برای یک افق زمانی مشخص، مورد نیاز است. به این ترتیب سرمایه اقتصادی یک ابزار کلیدی برای فهم و کمّی نمودن کل ریسکی است که بانک‌ها با آن مواجه هستند و سنجه‌ای است از کل ریسکی که بانک‌ها در معرض آن هستند. (کوواگ لیا ریلّو[4]،۲۰۰۹)

سرمایه قانونی و اقتصادی دارای تفاوت‌های عمده‌ای هستند. در حالی‌که سرمایه قانونی بر اساس صلاحدید قراردادهای بین‌المللی تعیین شود، سرمایه اقتصادی به طور درونی مطابق با شرایط اقتصادی کلان هر کشور تعیین می‌شود. وظیفه سرمایه اقتصادی یک موسسه مالی، اطمینان از بقای موسسه مالی در هنگام مواجه شدن با یک سناریوی شکست است. سرمایه قانونی نسبت به سرمایه اقتصادی از دقت و صحت کمتری برخوردار است. در واقع سرمایه قانونی برای محدود نمودن زیان‌های محتمل برای سرمایه‌گذاران در شرایط ورشکستگی یک موسسه مالی است. لیکن تخصیص سرمایه اقتصادی تضمین کننده سلامتی موسسه مالی در هنگام وقوع یک شوک نامطلوب است. دستورالعمل‌های اخیر بازل سه، دال بر ایجاد منابع کافی برای حفظ و ادامه حیات موسسه مالی در شرایط تلاطم نا مطلوب اقتصادی است.

۳-٤- اندازه‌گیری ریسک سبد دارایی

برآورد اثرات عدم اطمینان در تصمیم‌گیری‌های فردی و جمعی از مهمترین موضوعات در مباحث مالی است، به طوری‌که امروزه هر فعالیت مالی مستلزم ارزیابی و مدیریت ریسک است. مفهوم

1. Minimum Capital Requirement
2. Regulatory Capital
3. Economic Capital
4. Quagliariello

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-12-11]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.94.205]

ریسک به طور سنتی رجوع به تفاوت پیامد پیش آمده از پیامد مورد انتظار اطلاق می‌گردد. به بیان دیگر نوسان در بازدهی مورد انتظار توسط مفهوم ریسک توضیح داده می‌شود.

شدت نسبی ریسک می‌تواند با استفاده از معیارهای پراکندگی یا انحراف در توزیع احتمال مانند خطای استاندارد یا واریانس تعریف شود. اما این دو، معیارهای کاملی برای اندازه‌گیری ریسک نیستند، بدین معنا که دو توزیع با اشکال کاملاً مختلف و مقادیر مختلف ریسک، می‌توانند مقدار یکسانی از واریانس داشته باشند. در واقع غیر از مواقعی که توزیع نرمال یا گاوسین است، واریانس سنجه مناسبی برای اندازه‌گیری ریسک نیست. سنجه‌های دیگری مانند چولگی و کشیدگی می‌توانند برای مقداری نمودن ریسکی که به طور مناسب توسط واریانس به تنهایی تشریح نمی‌شود، مورد استفاده قرار گیرند. "ارزش درمعرض ریسک"[1] معیاری دیگر جهت اندازه‌گیری ریسک می‌باشد:

$$\Pr\left(r_{t+k} < VaR_{t+k}(\alpha)\right) = \alpha \qquad (۳)$$

در بسیاری موارد از جمله محاسبه ریسک یک موسسه مالی با دارایی‌های مختلف، محاسبه "ارزش در معرض ریسک" برای سبد دارایی مدنظر است. در مثال ساده‌ای که در ادامه ارائه می‌گردد، سه دارایی با بازدهی‌های r_x، r_y و r_z و وزن‌های ω_x، ω_y و ω_z داریم. میانگین و واریانس بازدهی سبد دارایی متشکل از این سه دارایی بدین شرح می‌باشد:

$$r_p = \omega_x r_x + \omega_y r_y + \omega_z r_z \qquad (۴)$$

$$\sigma_p^2 = \omega_x^2\sigma_x^2 + \omega_y^2\sigma_y^2 + \omega_z^2\sigma_z^2 + 2\omega_x\omega_y\sigma_{xy} + 2\omega_x\omega_z\sigma_{xz} + 2\omega_y\omega_z\sigma_{yz} \qquad (۵)$$

و با فرض اینکه بازدهی مورد انتظار سبد دارایی برابر با صفر باشد، "ارزش در معرض ریسک" سبد دارایی را می‌توان به این صورت نوشت:

$$VaR_p(\alpha) = \sigma_p F_p^{-1}(\alpha) \qquad (۶)$$

با جای‌گذاری جملات میانگین و واریانس بازدهی سبد دارایی در فرمول "ارزش در معرض ریسک" و تحت این فرض که $F_p^{-1}(\alpha) = F_x^{-1}(\alpha) = F_y^{-1}(\alpha) = F_z^{-1}(\alpha)$ خواهیم داشت:

1. Value at Risk

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-12-11]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.94.205]

$$VaR_p(\alpha) = -\sqrt{\begin{array}{c}\omega_x^2[VaR_x(\alpha)]^2 + \omega_y^2\left[VaR_y(\alpha)\right]^2 + \omega_z^2[VaR_z(\alpha)]^2 + \\ 2\omega_x\omega_y\rho_{xy}\left[\left(VaR_x(\alpha)\right)\left(VaR_y(\alpha)\right)\right] + 2\omega_x\omega_z\rho_{xz}\left[\left(VaR_x(\alpha)\right)\left(VaR_z(\alpha)\right)\right] \\ +2\omega_z\omega_y\rho_{zy}\left[\left(VaR_z(\alpha)\right)\left(VaR_y(\alpha)\right)\right]\end{array}} \quad (۷)$$

«ارزش در معرض ریسک» تحت فروض خاصی که در بالا به آن اشاره شد، به دست آمده است. لیکن در بسیاری موارد این فروض برقرار نبوده و استفاده از فرمول بالا امکان‌پذیر نیست. در این شرایط می‌بایست به منظور محاسبه صحیح «ارزش در معرض ریسک» یک توزیع توأم بازدهی برای سبد دارایی به دست بیاوریم. توابع مفصل به ما این امکان را می‌دهند که توزیع‌های کناری را با هم ترکیب کنیم و به یک توزیع توام دست بیابیم. این تابع توزیع توام استخراج شده می‌تواند برای محاسبه «ارزش در معرض ریسک» سبد دارایی مورد استفاده قرار گیرد.

۳-۵- توابع مفصل و کاربرد آنها در تجمیع ریسک ها

برای اندازه‌گیری سرمایه کل، می‌توان از روش مفصل استفاده نمود. روش مفصل، بر استفاده از توابع مفصل بنا شده است. واژه مفصل[1] بر مفهوم متصل نمودن[2] بنا شده است، بدین معنا که توزیع‌های کناری را برای تشکیل یک توزیع توام به هم پیوند می‌دهد. نکته مهم در استفاده از تابع مفصل به منظور استخراج تابع توزیع توأم، حفظ ویژگی‌های توزیع کناری است. با استفاده از یک تابع مفصل، توزیع‌های کناری که در ابتدا به طور مجزا تخمین زده شده‌اند، می‌توانند در قالب یک چگالی مشترک ترکیب شوند به گونه‌ای که خصوصیات توزیع‌های کناری حفظ شود. ایده اصلی روش مفصل این است که هر توزیع مشترکی می‌تواند به یک مجموعه از توزیع‌های کناری و تابع وابستگی که مفصل نامیده می‌شود، تفکیک شود. رابطه وابستگی تماماً از طریق مفصل تعیین شده است و مقیاس‌بندی و شکل (میانگین، خطای استاندارد، چولگی و کشیدگی) به طور کامل توسط توزیع‌های کناری تعیین شده‌اند (مورون و همکاران، ۲۰۰۷).

1. Copula
2. Coupling

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-12-11]
[DOI: 10.52547/qjerp.28.94.205]

بسیاری از مدل‌سازی‌های آماری براساس استقلال میان متغیرها و یا وابستگی کامل میان آنها صورت می‌پذیرد. در واقع بسیاری از متغیرها دارای درجه مشخصی از وابستگی هستند. ساختارهای متنوعی برای توصیف و تحلیل چنین وابستگی معرفی شده‌اند که مدل‌های ساخته شده براساس مفصل‌ها از مهم‌ترین و پرکاربردترین آنها هستند. در اقتصاد این توابع به خوبی توانسته‌اند وابستگی متغیرهای ریسک را مدل‌سازی نمایند و از این نظر موردتوجه اقتصاددان‌ها هستند.

استفاده از تابع مفصل در تجمیع ریسک‌ها در مقایسه با روش‌های ساده و خطی تجمیع، دارای چند مزیت است. نخست اینکه در تجمیع ریسک‌ها با توابع مفصل طبق قضیه اسکالر، می‌توان ساختار و اندازه وابستگی میان ریسک‌ها را براساس توزیع حاشیه‌ای هر یک از آنها تعیین کرد. دوم اینکه با تعیین توزیع توأم همه ریسک‌ها، امکان برآورد دقیق‌تر حداقل سرمایه مورد نیاز بنگاه مالی نسبت به روش تجمیع خطی فراهم می‌شود.

یک مفصل، توزیع مشترک متغیرهای تصادفی $U_1, U_2, \dots, U_p$ است که هر کدام توزیع کناری منحصر به فرد خود را دارند:

$$C(u_1, u_2, \dots, u_p) = P(U_1 \le u_1, U_2 \le u_2, \dots, U_p \le u_p) \quad (۸)$$

اهمیت مفصل‌ها به دلیل تئوری اسکلار است و بیان ساده تئوری اسکلار بدین شرح می‌باشد

$$F(x_1, x_2, \dots, x_p) = P(X_1 \le x_1, X_2 \le x_2, \dots, X_p \le x_p) \quad (۹)$$

که در آن F تابع توزیع مشترک p متغیر است و توابع توزیع تجمعی کناری بدین شرح هستند:

$$F_j(x) = P(X_j \le x), j = 1,2, \dots, p \quad (۱۰)$$

آنگاه یک مفصل وجود دارد به گونه‌ای که:

$$F(x_1, x_2, \dots, x_p) = C[F_1(x_1), F_2(x_2), \dots, F_p(x_p)] \quad (۱۱)$$

و اگر هر $F_j(x)$ پیوسته باشد، C منحصر به فرد است .

به طور معکوس اگر C یک مفصل باشد و $F_1, \dots, F_n$ توابع توزیع باشند، آنگاه تابع F (معادله فوق) یک تابع توزیع مشترک با توزیع‌های کناری $F_1, \dots, F_n$ است. مفصل خودش یک تابع توزیع تجمعی مشترک با توزیع‌های کناری متحدالشکل است و بنابراین نگاشتی از نقاط روی دایره واحد $(u, v \in [0,1] \times [0,1])$ به ارزش‌هایی بین صفر و یک است. تابع مفصل بجای مقادیر اصلی،

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-12-11]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.94.205]

چندک‌های دو توزیع را مرتبط می‌سازد، به گونه‌ای که مفصل برای دو متغیر تصادفی، تحت تأثیر تغییر مقیاس متغیرها قرار نمی‌گیرد. به عنوان مثال، مفصل برای X و Y مشابه با مفصل برای $\ln(X)$ و $\ln(Y)$ است.

نمایش ریاضی ساده دو متغیره مدل مفصل بدین شرح است:

$$F_{x,y}(x,y) = C\big(F_x(x), F_y(y)\big) \qquad (۱۲)$$

که در آن $C(u,v)$ همان مفصل است و F_x و F_y همان تابع‌های توزیع کناری هستند و $F_{x,y}$ یک توزیع مشترک است. در معادله بالا همه اطلاعات نهایی در $F_x(x)$ و $F_y(y)$ تجمیع شده‌اند و همه اطلاعات همبستگی در $C(u,v)$ خلاصه شده‌اند. به طور جایگزین می‌توان نمایش دیگری از مدل مفصل داشت:

$$f_{x,y}(x,y) = f_x(x) f_y(y) c\left(F_x(x), F_y(y)\right) \qquad (۱۳)$$

که در آن $c(u.v) = \left(\frac{\partial^2}{\partial u \partial v}\right) C(u,v)$ یک چگالی مفصل است .

مفصل برای هر تابع چگالی چندمتغیره می‌تواند با استفاده از روش وارونگی[1] به دست بیاید. این تکنیک اثرات چگالی‌های کناری را بر رابطه وابستگی از طریق جانشینی عناصر چگالی مشترک با توابع چندک در نظر می‌گیرد و نمایش دو متغیره آن به این صورت است:

$$C(u,v) = F_{x,y}\left(F_x^{-1}(u), F_y^{-1}(v)\right) \qquad (۱۴)$$

که هر یک از اجزای آن به شرح زیر هستند:

- u و v احتمال‌های تجمعی
- F_x^{-1} و F_y^{-1} توابع چندک
- $F_{x,y}$ تابع توزیع تجمعی مشترک
- $C(u,v)$ تابع مفصل هستند.

1. Method of Inversion

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-12-11]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.94.205]

هدف مطالعه حاضر، تجمیع ریسک‌های صنعت بانکداری در ایران به روشی غیر از روش‌های تجمیع ساده و خطی مرسوم است که در آن وابستگی میان ریسک‌ها لحاظ می‌گردد. به منظور دستیابی به این هدف، مراحل زیر می‌بایست به ترتیب انجام شوند:

- جمع آوری داده‌های مرتبط با فاکتورهای ریسک اعتباری و بازار و همچنین بازدهی اعتباری و تجاری طی دوره زمانی اسفند ۸۸ لغایت اسفند ۹۶.
- مدل‌سازی فاکتورهای ریسک و برآورد نوسان پذیری فاکتورهای ریسکی که دارای واریانس ناهمسانی هستند: در الگوسازی فاکتورهای ریسک الگوی اولیه میانگین متحرک خودتوضیح در نظر گرفته می‌شود و از طریق به کارگیری آزمون آرچ، واریانس همسانی جملات اختلال مورد بررسی قرار میگیرد. در صورت اثبات عدم همسانی واریانس جملات اختلال، الگوی گارچ به منظور مدل‌سازی فاکتور ریسک مورد استفاده قرار می‌گیرد.
- مدل‌سازی بازدهی تجاری و اعتباری بر روی فاکتورهای ریسک مرتبط و نوسانات آنها در قالب یک الگوی پانل پویا: در خصوص آن گروه از فاکتورهای ریسک که دارای واریانس ناهمسانی هستند، علاوه بر فاکتور ریسک، انحراف استاندارد جملات اختلال آن فاکتور ریسک نیز به عنوان متغیر توضیحی وارد الگوی پانل می‌گردد. در خصوص فاکتورهای ریسک واریانس همسان، صرفاً فاکتور ریسک وارد الگوی پانل می‌شود.
- تولید ۲۰۰.۰۰۰ داده براساس الگوی برآورد شده فاکتورهای ریسک: انجام این بخش از پروژه با بهره‌گیری از برنامه R و دستورات مربوطه صورت می‌پذیرد.
- قرار دادن ۲۰۰.۰۰۰ داده تولید شده از فاکتورهای ریسک در الگوی پانل دینامیک بازدهی اعتباری و تجاری و دستیابی به ۲۰۰.۰۰۰ داده از بازدهی‌های اعتباری و تجاری
- به دست آوردن توابع توزیع کناری هر یک از ریسک‌ها با استفاده از ۲۰۰.۰۰۰ داده تولیدشده از بازدهی‌های اعتباری و تجاری
- مدل‌سازی ساختار وابستگی میان ریسک‌های اعتباری و بازار با استفاده از تابع مفصل و استخراج تابع توزیع احتمال توأم

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-12-11]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.94.205]

- شبیه‌سازی میانگین وزنی بازدهی‌های اعتباری و بازار از تابع توزیع توأم به‌دست آمده از مرحله قبل و به دنبال آن به دست آوردن تابع توزیع احتمال ریسک کل
- محاسبه "ارزش در معرض ریسک" برای تابع توزیع احتمال ریسک کل و حداقل سرمایه مورد نیاز

۴- برآورد الگو و تجزیه و تحلیل نتایج

٤-۱- تعریف متغیرهای مورد نیاز، بانک‌های منتخب و دوره زمانی مورد بررسی

مطابق با الگوی مورد استفاده در مقاله پایه[1] دو متغیر اصلی الگو که ریسک اعتباری و بازار براساس آنها محاسبه خواهند شد، بازدهی اعتباری و بازدهی تجاری هستند و به منظور محاسبه آنها از داده‌های دیگری به شرح زیر، که از ترازنامه بانک‌ها قابل استخراج هستند، استفاده شده است:

- مانده تسهیلات[2](تسهیلات اعطایی به بخش غیردولتی)
- دارایی‌های تجاری[3](اوراق مشارکت، سهام و اوراق بهادار)
- درآمد اعتباری[4](سود و وجه التزام تسهیلات مشاع)
- درآمد تجاری[5](سود اوراق، سپرده و سرمایه‌گذاری)
- کل دارایی‌ها

در تعیین بانک‌های منتخب به منظور جمع آوری داده‌های مورد نیاز، حجم کل دارایی‌های بانک‌ها ملاک انتخاب قرار گرفته است، لذا از میان بانک‌های فعال در سیستم بانکی ایران، چهار بانک ملت، صادرات، تجارت و اقتصاد نوین انتخاب شده‌اند و داده‌های فصلی از اسفند ۸۸ لغایت اسفند ۹۶ از ترازنامه بانک‌ها استخراج گردیده‌اند. ترازنامه فصلی هر بانک از سایت کدال[6] دریافت شده است.

1. Rosenberg. J & Til Schuermann
2. Lending Assets
3. Trading Assets
4. Credit Revenue
5. Trading Revenue
6. Codal.ir

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-12-11]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.94.205]

هر یک از دو شاخص ریسک بازار و ریسک اعتباری تحت تأثیر تعدادی فاکتورهای ریسک هستند. فاکتورهای مرتبط با شاخص ریسک بازار به پیروی از مقاله پایه، بازدهی سهام، درصد تغییرات نرخ دلار و درصد تغییرات نرخ بهره در نظر گرفته شده‌اند. در مقاله پایه، فاکتور ریسک مرتبط با بازدهی اعتباری نتایج حاصل از رتبه بندی اعتباری مشتریان در کل سیستم بانکی است لیکن با توجه به در دسترس نبودن آماری از این داده در کشور ما، فاکتور ریسک مرتبط با بازدهی اعتباری، نسبت مطالبات به مصارف سیستم بانکی در نظر گرفته شده است.

٤-۲- مدل‌سازی نوسان پذیری فاکتورهای ریسک

همان‌گونه که در بخش‌های قبل عنوان شد، فاکتورهای ریسک و انحراف معیار آنها (درخصوص آن دسته از فاکتورهای ریسک که واریانس ناهمسان هستند)، به عنوان متغیرهای توضیحی وارد الگوی پانل خواهند شد. بنابراین قبل از برآورد الگوی پانل باید فاکتورهای ریسک و نوسان پذیری آنها مورد بررسی قرارمی‌گیرد. زمانی که وجود واریانس ناهمسانی درخصوص الگوهای مرتبط با هر یک از فاکتورهای ریسک اثبات شد، می‌توان از انحراف معیار جملات اختلال الگوی هر یک از فاکتورهای ریسک به عنوان یک متغیر توضیحی در الگوی پانل بخش بعد استفاده نمود. لازم به ذکر است که برای بررسی ویژگی واریانس همسانی اجزای اختلال از آزمون آرچ استفاده خواهد شد.

٤-۲-۱. فاکتورهای ریسک مرتبط با شاخص ریسک بازار

همان‌طور که در ابتدا بیان شد، براساس مطالعه اسچوارمن و رزنبرگ[1] در ۲۰۰۶، فاکتورهای ریسک مرتبط با شاخص ریسک بازار، بازدهی سهام، درصد تغییرات نرخ دلار و درصد تغییرات نرخ بهره انتخاب شده‌اند. در واقع به این ترتیب اثر تغییرات در سه گروه اصلی و گسترده از دارایی‌ها در بازار سرمایه شامل ارز، سهام و اوراق بر روی بازدهی تجاری برآورد می‌شود. بازدهی سهام درصد تغییرات شاخص سهام ۵۰ شرکت اول در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد. تغییرات نرخ دلار، درصد تغییرات نرخ دلار در هر مقطع نسبت به دوره گذشته آن است. از آنجا که نرخ سود رایج در

1. Schuermann & Rosenberg

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-12-11]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.94.205]

سیستم بانکی ایران به صورت دستوری و توسط بانک مرکزی تعیین می‌شود و با توجه به نرخ بالای تورم در کشور، نرخ سود واقعی به استثنای معدود مقاطعی منفی است، لذا نمی‌تواند بیان کننده تحولات متغیرهای کلان باشد. بنابراین در این مطالعه جهت محاسبه درصد تغییرات نرخ بهره، نرخ بهره سایه مورد استفاده قرار گرفته است. این نرخ به طور معناداری تحولات متغیرهای مهم کلان کشور را توضیح داده و با نوسانات آنها حرکت کند. محاسبه نرخ بهره سایه با به کارگیری فرمول استخراجی از مطالعه فراهانی و همکاران (۱۳۹۷) به شرح زیر صورت پذیرفته است:

$$interest_t = \pi_t^d + \pi_t^f + \dot{E}_t + L_t \qquad (۱۵)$$

π_t^d : نرخ تورم داخلی (براساس شاخص کل بهای کالا و خدمات مصرفی)

π_t^f : نرخ تورم خارجی (براساس آمار تورم کشورهای OECD[1])

$\dot{E}_t$: نرخ رشد ارز (نرخ دلار بازار)

L_t: نرخ لایبور (بر پایه دلار آمریکا)

در مرحله نخست، بررسی مانایی سه فاکتور ریسک مورد بررسی با استفاده از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته صورت می‌پذیرد. نتیجه آزمون مذکور نشان دهنده ایستا بودن هر سه فاکتور در سطح ایستا می‌باشد. سپس به منظور بررسی ویژگی واریانس همسانی، ابتدا می‌بایست بهترین الگو را برای هر یک از فاکتورهای ریسک انتخاب نمود. به منظور طراحی الگوی مناسب، به بررسی نمودارهای خودهمبستگی و خودهمبستگی جزئی می‌پردازیم. با بررسی این نمودارها برای هر یک از سه متغیر تغییرات نرخ ارز، بازدهی سهام و تغییرات نرخ سود و طی کردن مراحل مختلف و بررسی و آزمون پارامترهای مدل، بهترین الگوها به شرح زیر تعیین می‌شوند:

- بازدهی سهام: خودتوضیح درجه ۱ (بدون عرض از مبدأ).
- درصد تغییرات نرخ ارز: خودتوضیح درجه ۲ .
- درصد تغییرات نرخ بهره: خودتوضیح درجه ۱ و میانگین متحرک درجه ۱ .

1. Organisation for Economic Co-operation and Developement

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-12-11]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.94.205]

به منظور بررسی وضعیت همسانی واریانس جملات اختلال الگوهای فوق، از آزمون اثر آرچ برای هر یک از مدل‌ها استفاده می‌شود. در این آزمون فرض صفر، وجود واریانس همسانی است و در صورت عدم پذیرش فرض صفر، واریانس ناهمسانی وجود دارد. نتایج آزمون اثر آرچ نشان می‌دهد که هر سه الگوی فوق واریانس همسان هستند. لذا با توجه به همسانی واریانس‌ها، صرفاً سه فاکتور ریسک بازار وارد الگوی پانل مرتبط با بازدهی تجاری می‌شوند و انحراف معیار سه فاکتور ریسک وارد الگوی پانل نخواهند شد. الگوهای پیشنهادی و نتیجه تخمین ضرایب الگو به روش حداقل مربعات معمولی به شرح معادلات شماره ۱۶ الی ۱۸ و مندرجات جدول شماره دو می‌باشد.

$$equity_t = c(1) * equity_{t-1} + \varepsilon_t \quad (۱۶)$$

$$dollar_{\mathrm{t}} = \mathrm{c}(0) + \mathrm{c}(1) * dollar_{\mathrm{t}-1} + \mathrm{c}(2) * dollar_{\mathrm{t}-2} + \varepsilon_t \quad (۱۷)$$

$$interest_t = c(0) + c(1) * interest_{t-1} + c(2) * \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t \quad (۱۸)$$

جدول ۲. نتایج تخمین مدل‌های برآورد نوسان فاکتورهای ریسک بازار

متغیر بازدهی سهام (equity)				
عنوان پارامتر	مقدار تخمین پارامتر	انحراف استاندارد	t-statistic	Prob
$c(1)$	۰/۴۹	۰/۱۰	۴/۹۲۵	۰/۰۰
متغیر درصد تغییرات نرخ دلار (dollar)				
$c(0)$	۰/۸۸۷	۱/۱۵	۰/۷۷	۰/۴۴
$c(1)$	۰/۷۴۸	۰/۱۳۸	۵/۴۲	۰/۰۰
$c(2)$	-۰/۳۸	۰/۱۳۸	-۲/۷۷	۰/۰۱
متغیر درصد تغییرات نرخ بهره (interest)				
$c(0)$	۰/۷۹	۰/۴۶	۱/۷۲	۰/۰۹۵
$c(1)$	-۰/۵۶	۰/۳۳	-۱/۷۰۸	۰/۰۹
$c(2)$	۰/۸۱۵	۰/۲۶	۳/۱۸	۰/۰۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-12-11]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.94.205]

٤-۲-۲-فاکتور ریسک مرتبط با شاخص ریسک اعتباری

همان‌گونه که در بخش قبل عنوان شد، فاکتور ریسک مرتبط با بازدهی اعتباری مطابق با مقاله پایه، نتایج حاصل از رتبه بندی اعتباری مشتریان در کل سیستم بانکی است لیکن با توجه به در دسترس نبودن آماری منسجم از این داده در کشور ما، در این مطالعه فاکتور ریسک مرتبط با بازدهی اعتباری، نسبت مطالبات به مصارف سیستم بانکی در نظر گرفته شده است. داده‌های فصلی مرتبط با این متغیر از فصلنامه‌های بانک مرکزی استخراج شده است. بررسی مانایی متغیر مورد بررسی، با استفاده از بررسی روند آن و همچنین آزمون دیکی فولر تعمیم یافته انجام شده است. از نتیجه آزمون ایستایی و بررسی روند متغیر ملاحظه می‌شود متغیر نسبت مطالبات به مصارف در سیستم بانکی ایران طی دوره مورد بررسی مانا نیست. اما با یک مرتبه تفاضل گیری، مانا می‌گردد.

بهترین الگو برای مدل‌سازی متغیر نسبت مطالبات به مصارف با توجه به نمودارهای خودهمبستگی و خودهمبستگی جزئی، الگوی میانگین متحرک درجه یک است. به منظور بررسی وضعیت واریانس جملات اختلال الگوی فوق از آزمون آرچ استفاده می‌شود و نتیجه آزمون برای متغیر موردنظر، واریانس ناهمسانی را برای الگوی فوق تأیید می‌نماید. در استخراج میزان نوسان متغیر نسبت مطالبات به مصارف سیستم بانکی، الگوی منتخب الگوی گارچ ((Garch(2,1)) در نظر گرفته شده است.[۱] در مرحله بعد، در الگوی پانل مرتبط با بازدهی اعتباری علاوه بر متغیر نسبت مطالبات به مصارف، انحراف معیار جملات اختلال الگوی انتخابی فوق نیز به عنوان متغیر توضیحی وارد خواهد شد. الگوی پیشنهادی و نتیجه تخمین ضرایب الگو به شرح معادله شماره ۱۹ و مندرجات جدول شماره سه می‌باشد:

$$npl_t = c(1) * \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (۱۹)$$

$$\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_t^2)$$
$$\sigma_t^2 = c(2) + c(3) * \varepsilon_{t-1}^2 + c(4) * \sigma_{t-1}^2 + c(5) * \sigma_{t-2}^2$$

۱. مدل‌های ARCH و GARCH به طور معمول در مطالعات مربوط به اقتصاد مالی به کار گرفته می‌شوند. شرط استفاده از این‌گونه مدل‌ها نقص فرض همسانی واریانس جزء خطاء می‌باشد. مدل‌های آرچ و گارچ برای مدلسازی معادله واریانس شرطی جمله خطاء طراحی شده‌اند.

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-12-11]
[DOI: 10.52547/qjerp.28.94.205]

جدول ۳. نتایج تخمین مدل‌های برآورد نوسان فاکتورهای ریسک اعتباری

متغیر نسبت مطالبات به مصارف (npl)				
عنوان پارامتر	مقدار تخمین پارامتر	انحراف استاندارد	t-statistic	Prob
$c(1)$	-۰/۴۷	۰/۱۶۶	-۲/۸۱	۰/۰۰
$c(2)$	۰/۰۷	۰/۱	-۰/۶۵	۰/۵۲
$c(3)$	-۰/۱۸	۰/۰۰	-۶۳/۸	۰/۰۰
$c(4)$	۰/۴۴	۰/۱۵	۲/۹۳	۰/۰۰
$c(5)$	۰/۶۵	۰/۱۲	۵/۳۸	۰/۰۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

٤-۳-تخمین الگوی پانل (مدل‌سازی هر یک از بازدهی‌ها بر روی فاکتور ریسک مرتبط)

همان‌گونه که در بخش مبانی نظری الگو بیان شد، مشابه با مطالعه اسچوارمن و رزنبرگ (۲۰۰۶) هر یک از بازدهی‌های اعتباری و تجاری تابعی از تعدادی فاکتور ریسک هستند. همچنین در صورت اثبات وجود واریانس ناهمسانی درخصوص الگوهای مرتبط با هر یک از فاکتورهای ریسک، می‌توان از انحراف معیار جملات اختلال الگوی هر یک از فاکتورهای ریسک، به عنوان یک متغیر توضیحی در الگوی پانل استفاده نمود. در الگوی پانل مرتبط با بازدهی اعتباری علاوه بر فاکتور ریسکِ نسبت مطالبات به مصارف، با توجه به اثبات واریانس ناهمسانی این فاکتور ریسک، انحراف معیار جملات اختلال آن، به عنوان متغیر توضیحی وارد الگو خواهد شد. اما با توجه به همسانی واریانس در خصوص هر سه فاکتور ریسک مرتبط با بازدهی تجاری، صرفاً سه فاکتور ریسک بازار وارد الگوی پانل مرتبط با بازدهی تجاری می‌شوند. از سوی دیگر با توجه به تأخیر در اثرگذاری آنها بر روی بازدهی تجاری و اعتباری، وقفه‌های گذشته فاکتورهای ریسک و نوسانات آنها می‌بایست وارد الگو شوند. بدین منظور تکنیک گشتاور تعمیم یافته سیستمی در داده‌های تابلویی

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-12-11]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.94.205]

که توسط آرلانو- باور و بلاندر– باند[1] مطرح شده است، مورد استفاده قرار می‌گیرد.[2] مطابق با مطالعه اسچوارمن و رزنبرگ[3] (۲۰۰۶) دو الگوی پانل مورداستفاده به شرح معادلات شماره ۲۰ و ۲۱ می‌باشد:

$$cr_{i,t} = \alpha_{1i} + \alpha_{2i}NPL_t + \alpha_{3i}stdNPL_t + \varepsilon_{1i,t} \quad (۲۰)$$

که در آن:

$cr_{i,t}$: بازدهی اعتباری بانک i طی t دوره زمانی است.

NPL_t : نسبت مطالبات به مصارف سیستم بانکی ایران طی t دوره زمانی است.

$stdNPL_t$: انحراف معیار نسبت مطالبات به مصارف سیستم بانکی (به عنوان شاخصی از نوسان پذیری) طی t دوره زمانی است.

$$tr_{i,t} = \beta_{1i} + \beta_{2i}\Delta Dollar_t + \beta_{3i}\Delta Interest_t + \beta_{4i}\Delta Equity_t + \varepsilon_{2i,t} \quad (۲۱)$$

که در آن:

$tr_{i,t}$: بازدهی تجاری بانک i طی دوره زمانی t است.

$\Delta Dollar_t$: نرخ رشد قیمت دلار طی t دوره زمانی است.

$\Delta Interest_t$: میزان تغییرات نرخ بهره طی t دوره زمانی است.

$\Delta Equity_t$: بازدهی سهام طی t دوره زمانی است.

قبل از برآورد الگوی پانل، لازم است که مانایی متغیرها مورد آزمون قرار گیرد اما برای انتخاب آزمون مانایی مناسب، لازم است که وابستگی مقطعی متغیرها مورد آزمون قرار گیرد. بنابراین مرحله نخست در استفاده از داده‌های پانل، تشخیص استقلال مقطعی داده‌هاست. به این منظور آزمون‌های متعددی نظیر آزمون بروش و پاگان[4] (۱۹۸۰) و CD پسران (۲۰۰۴) ارائه شده‌اند. در این مطالعه از آزمون وابستگی پسران استفاده شده است. فرضیه صفر این آزمون، عدم وجود وابستگی مقطعی

1. Arellano-Bover and Blundell-Bond

۲. علت استفاده از برآوردگر سیستمی آرلانو- باور و بلاندر– باند این است که این برآوردگر در نمونه‌های کوچک مانند مطالعه حاضر، ضرایب بدون تورش و سازگاری را ارائه می‌دهد.

3. Schuermann & Rosenberg

4. Breush & Pagan

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-12-11]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.94.205]

است. درخصوص متغیرهای بازدهی سهام و درصد تغییر نرخ دلار و درصد تغییرات نرخ بهره، بررسی استقلال مقطعی توجیهی ندارد به این دلیل که در ارتباط با هر چهار بانک (مقاطع) مورد بررسی یکسان هستند. نتیجه آزمون بیانگر بر روی داده‌های بازدهی تجاری و بازدهی اعتباری چهار بانک، حاکی از عدم تأیید استقلال مقطعی متغیر مورد بررسی است.

هرگاه وابستگی مقطعی در داده‌های تابلویی تأیید شود، استفاده از روش‌های مرسوم ریشه واحد تابلویی مانند آزمون‌های لوین و لین[1] (LL)، ایم، پسران و شین[2] (IPS) و هادری[3] و... احتمال وقوع نتایج ریشه واحد را افزایش خواهد داد. برای رفع این مشکل آزمون‌های متعددی برای بررسی ایستایی وجود دارد که در این پژوهش از آزمون ایستایی هادری و رائو[4] (۲۰۰۸) برای بررسی ایستایی متغیرهای مورد نظر استفاده شده است. مزیت این آزمون این است که همزمان شکست ساختاری و وابستگی مقطعی را در نظر می‌گیرد. از آنجا که در دوره مورد بررسی این پژوهش (۱۳۸۸ لغایت ۱۳۹۶)، اقتصاد ایران شاهد شوک‌های مختلفی از تغییرات نرخ ارز تا افزایش تحریم‌ها و هدفمندی یارانه‌ها بوده است، احتمال وجود شکست ساختاری در داده‌ها وجود دارد. بنابراین استفاده از سایر آزمون‌های ایستایی، به دلیل در نظر نگرفتن شکست ساختاری، احتمال رد فرضیه صفر به نفع عدم ایستایی را افزایش خواهد داد. فرضیه صفر در این آزمون، ایستایی متغیرهای مورد آزمون است. نتایج این آزمون در مطالعه حاضر، بیانگر پذیرش فرضیه صفر مبنی بر مانایی دو سری داده بازدهی اعتباری و بازدهی تجاری است.

همان‌طور که در بالا بیان شد، برآورد الگو با استفاده از تکنیک گشتاور تعمیم یافته سیستمی، ارائه شده توسط آرلانو- باور و بلاندر– باند در داده‌های تابلویی، صورت می‌پذیردو مطابق با ویژگی پویا بودن این روش تخمین، وقفه‌های گذشته متغیرهای توضیحی و وابسته نیز می‌توانند وارد الگو شوند. پس از تخمین، آزمون‌های سارگان و آزمون وابستگی مقطعی پسران را مورد استفاده

1. Levin- Lin
2. Im, Pesaran & Shin
3. Hadri
4. Hadri & Rao

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-12-11]
[DOI: 10.52547/qjerp.28.94.205]

قرار می‌دهیم.[۱] آزمون سارگان برای اثبات شرط اعتبار تشخیص بیش از حد یعنی صحت و اعتبار متغیرهای ابزاری مورد استفاده قرار می‌گیرد. با استفاده از آزمون وابستگی مقطعی پسران(۲۰۱۵) به بررسی وابستگی مقطعی جملات اختلال بعد از تخمین می‌پردازیم. فرضیه صفر این آزمون حاکی از وابستگی مقطعی جملات اختلال است بدین صورت که اگر prob کمتر از ۰/۰۵ شد، فرضیه صفر رد می‌شود و بین جملات اختلال وابستگی مقطعی وجود ندارد. الگوهای منتخب با توجه به معیارهای فوق، به شرح جداول شماره چهار و پنج می‌باشد.

جدول ۴. نتیجه تخمین الگوی پانل بازدهی اعتباری

نام متغیر	ضریب	انحراف استاندارد	t-statistic	Prob
$cr(-1)$	۰/۵۷	۰/۰۷۵	۷/۵۳	۰/۰۰۰
$cr(-2)$	-۰/۲۵	۰/۰۷۸	-۳/۲۳	۰/۰۰۱
$cr(-3)$	۰/۲۵	۰/۰۷۹	۳/۱۳	۰/۰۰۲
NPL	-۰/۰۰۲	۰/۰۰۳	-۰/۸۰	۰/۴۲۳
$NPL(-1)$	۰/۰۱۱۱	۰/۰۰۳۶	۳/۰۵	۰/۰۰۲
$NPL(-2)$	۰/۰۰۷۵	۰/۰۰۳۱	۲/۳۹	۰/۰۱۷
$stdNPL$	-۰/۳۱	۰/۱۱۳	-۲/۷۳	۰/۰۰۶
$stdNPL(-1)$	۰/۷۵	۰/۱۰۱	۷/۳۹	۰/۰۰۰
=chisنتیجه آزمون سارگان: ۲۱۶/۲۸ (۰/۱۲)				
=CDنتیجه آزمون وابستگی مقطعی جملات اختلال: ۱۳/۰۶۲ (۰/۰۰)				

*اعداد مندرج در پرانتز در مقابل آماره آزمون‌ها، نشان دهنده مقدار احتمال است.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۱. آزمون خودهمبستگی آرلانو و باند (Arellano– Bond Autocorrelation Test) در روش تخمین دو مرحله‌ای به منظور تعیین مرتبه خودهمبستگی جملات اختلال مورد استفاده قرار می‌گیرد. با توجه به اینکه در مطالعه حاضر، برآورد الگو با استفاده از روش آرلانو- باور/ بوندل– باند یک مرحله‌ای صورت پذیرفته است، انجام آزمون آرلانو و باند امکان پذیر نگردید.

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-12-11]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.94.205]

جدول ۵. نتیجه تخمین الگوی پانل بازدهی تجاری

متغیر	ضریب	انحراف استاندارد	t-statistic	Prob
$tradingreturn(-1)$	۰/۱۵۷	۰/۱۰۵	۱/۵۰	۰/۱۳۵
$tradingreturn(-2)$	-۰/۰۵۹	۰/۱۰۷	-۰/۵۵	۰/۵۷۹
$\Delta equity$	۰/۰۸۹	۰/۱۴	۰/۶۵	۰/۵۱۶
$\Delta equity(-1)$	-۰/۰۱۱	۰/۱۳	-۰/۰۸	۰/۹۳۲
$\Delta equity(-2)$	-۰/۱۸۴	۰/۱۲۱	-۱/۵۳	۰/۱۲۶
$\Delta equity(-3)$	-۰/۲۳	۰/۱۰۳	-۲/۲۱	۰/۰۲۷
$\Delta equity(-4)$	-۰/۰۰۶۷	۰/۱۰۵	-۰/۰۶	۰/۹۵
$\Delta dollar$	۰/۰۰۴	۰/۰۰۶۲	۰/۶۷	۰/۵۰۴
$\Delta dollar(-1)$	-۰/۰۰۹	۰/۰۰۷۵	-۱/۲۴	۰/۲۱۴
$\Delta dollar(-2)$	-۰/۰۰۱۷	۰/۰۰۷۸	-۰/۲۲	۰/۸۲۳
$\Delta dollar(-3)$	-۰/۰۲۲۵	۰/۰۰۹۲	-۲/۴۴	۰/۰۱۵
$\Delta dollar(-4)$	۰/۰۰۸۲	۰/۰۰۹۲	۰/۸۹	۰/۳۷۴
$\Delta interest$	۰۰/۰۰۰	۰/۰۰۸۴	-۰/۰۰	۰/۹۹
$\Delta interest(-1)$	۰۰/۰۰۰	۰/۰۰۹۴	۰/۰۰	۰/۹۹
$\Delta interest(-2)$	-۰/۰۰۰۵۵	۰/۰۰۷۷	-۰/۰۷	۰/۹۴
$\Delta interest(-3)$	۰/۰۲۳۶	۰/۰۰۸۴	۲/۸۱	۰/۰۰۵
$\Delta interest(-4)$	۰/۰۱۸	۰/۰۰۷۵	۲/۳۸	۰/۰۱۷
نتیجه آزمون سارگان: (۰/۴۵) chis= ۱۷۰/۲۰۳۹				
نتیجه آزمون وابستگی مقطعی جملات اختلال: (۰/۰۰) CD= ۱۲/۹۴۲				

*اعداد مندرج در پرانتز در مقابل آماره آزمون‌ها، نشان دهنده مقدار احتمال است.

مطابق با نتایج تخمین مندرج در جداول فوق در بخش بازدهی اعتباری، ضرایب معنادار مربوط به وقفه‌های اول تا سوم بازدهی اعتباری، وقفه اول و دوم نسبت مطالبات به مصارف سیستم بانکی، انحراف استاندارد نسبت مطالبات به مصارف سیستم بانکی و وقفه اول آن می‌باشند. تأثیرپذیری معنادار بازدهی اعتباری از وقفه‌های اول و دوم و سوم آن، بیانگر رفتار پویای بازدهی اعتباری است و از میان سه وقفه اثرگذار، وقفه اول بیشترین تأثیر را بر بازدهی اعتباری دارد. وقفه اول و دوم نسبت

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-12-11]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.94.205]

مطالبات به مصارف سیستم بانکی با ضریبی بسیار کوچک دارای اثر مثبت بر بازدهی اعتباری هستند. انحراف استاندارد متغیر نسبت مطالبات به مصارف سیستم بانکی با یک وقفه و با ضریبی بالا بر بازدهی اعتباری به طور مستقیم مؤثر است، اما این متغیر در هر دوره با ضریبی قابل توجه، بر بازدهی اعتباری همان دوره اثر معکوس می‌گذارد، به این معنا که افزایش شدت نوسان متغیر نسبت مطالبات به مصارف سیستم بانکی در همان دوره با ضریبی بالا سبب کاهش بازدهی اعتباری می‌گردد و با یک دوره وقفه افزایش بازدهی اعتباری را با ضریبی کمتر به همراه خواهد داشت. در بخش بازدهی تجاری، ضرایب معنادار مرتبط با وقفه سوم بازدهی سهام، وقفه سوم تغییرات نرخ دلار و وقفه‌های سوم و چهار تغییرات نرخ بهره می‌باشند، بدین صورت که وقفه سوم دو متغیر بازدهی سهام و تغییرات نرخ دلار بر بازدهی تجاری اثر معکوس دارند، در واقع تغییر مثبت این دو متغیر علی رغم تصور رایج مبنی بر افزایش درآمد بانک، با وقفه سه فصلی سبب کاهش درآمد تجاری بانک می‌شود. وقفه سوم و چهارم متغیر تغییرات نرخ بهره بر بازدهی تجاری به طور مستقیم اثرگذار است و از میان چهار متغیر اثرگذار، بیشترین اثرگذاری مرتبط با وقفه سوم بازدهی سهام می‌باشد.

دو الگوی نهایی با وارد نمودن مقادیر معنادار پارامترهای تخمین زده شده مندرج در جدول‌های شماره چهار و پنج به شرح معادلات شماره ۲۲ و ۲۳ می‌باشند:

$$cr_t = 0.57 * cr_{t-1} - 0.25 * cr_{t-2} + 0.25 * cr_{t-3} + 0.011 * npl_{t-1} + 0.0075 * npl_{t-2} - 0.31 * stdnpl_t + 0.75 * stdnpl_{t-1} \quad (۲۲)$$

$$tr_t = -0.23 * \Delta equity_{t-3} - 0.0225 * \Delta dollar_{t-3} + 0.0236 * \Delta interest_{t-3} + 0.018 * \Delta interest_{t-4} \quad (۲۳)$$

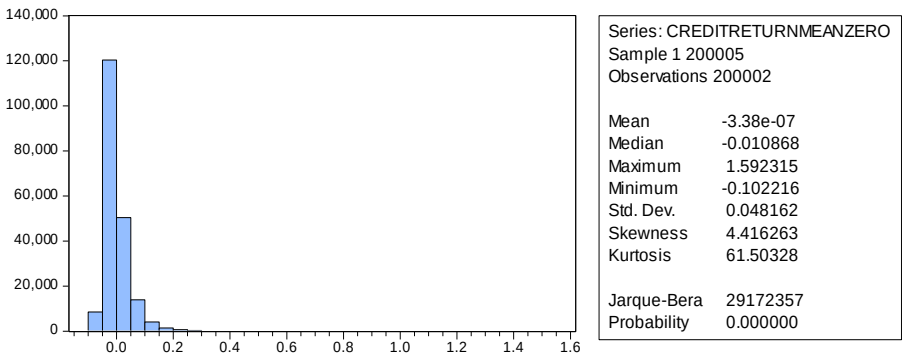
٤-٤- به دست آوردن توزیع احتمال متغیرها (تابع چگالی بازدهی تجاری و اعتباری)

در این مرحله ابتدا براساس الگوهای به دست آمده برای فاکتورهای ریسک، به تولید ۲۰۰.۰۰۰ داده برای هر یک از فاکتورهای ریسک می‌پردازیم و سپس داده‌های ساخته شده فاکتورهای ریسک را

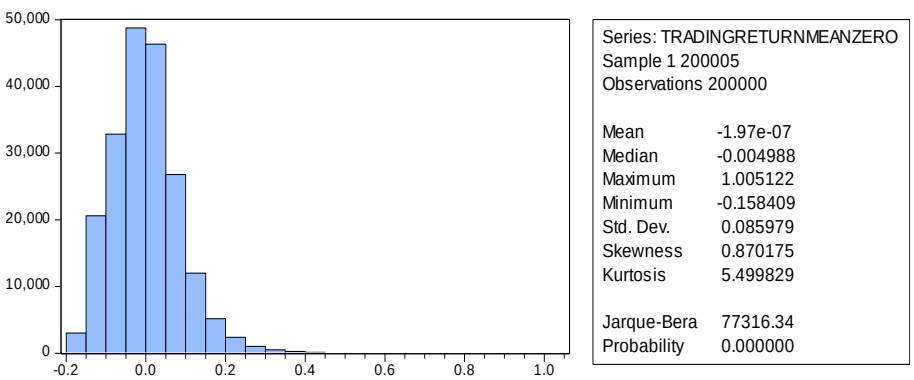
[Downloaded from qjerp.ir on 2025-12-11]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.94.205]

در الگوی به‌دست آمده برای دو بازدهی اعتباری و تجاری (معادلات ۲۲ و ۲۳) قرار می‌دهیم و بدین ترتیب به ۲۰۰.۰۰۰ داده برای دو متغیر بازدهی اعتباری و بازار دست می‌یابیم. منحنی هیستوگرام هر یک از دو سری داده استخراج شده و ویژگی‌های آماری هر یک به صورت اشکال شماره یک و دو می‌باشد:[۱]



شکل ۱. منحنی هیستوگرام بازدهی اعتباری براساس ۲۰۰ هزار داده شبیه‌سازی شده



شکل ۲. منحنی هیستوگرام بازدهی تجاری براساس ۲۰۰ هزار داده شبیه‌سازی شده

۱. جهت به دست آوردن توزیع متغیرها از برنامه eviews استفاده شده است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-12-11]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.94.205]

همان‌گونه که قابل مشاهده است، مقدار آماره جاک برا[۱] برای هر دو سری داده نشان دهنده این است که توزیع‌ها نرمال نیستند. با بررسی شکل دو منحنی هیستوگرام فوق و تطبیق آن با اشکال توزیع‌های مختلف، نوع توزیع‌ها را گاما فرض می‌نماییم.

٤-٥- مدل‌سازی ساختار وابستگی و استخراج تابع توزیع مشترک

با استفاده از سنجه تاو کندال[۲] وابستگی میان بازدهی اعتباری و تجاری را محاسبه می‌کنیم. در محاسبه ضریب وابستگی، داده‌های شبیه‌سازی شده دو متغیر تصادفی (بازدهی اعتباری و بازدهی تجاری) و برنامه R مورد استفاده قرار گرفته است و براساس نتیجه به دست آمده، وابستگی میان دو متغیر به میزان ۰/۰۴ می‌باشد.

در این مطالعه انتخاب تابع مفصل به توابع مفصل بیضوی محدود نشده است. البته در بین توابع بیضوی استفاده از تابع مفصل تی استیودنت[۳] در متون و ادبیات مرتبط با مدل‌سازی ریسک‌های مالی رشد روزافزونی داشته است. در عین حال به منظور تعیین تابع مفصل متناسب با داده‌های مطالعه حاضر، از نرم افزار R استفاده شده است[٤] که نتیجه آن نیز تابع مفصل تی استیودنت را تأیید می‌نماید. همزمان با تعیین بهترین نوع تابع مفصل، مقدار آماره تاوکندال نیز محاسبه شده که تقریبی از محاسبه صورت گرفته از این ضریب در بخش قبل است. حال با استفاده از تابع مفصل منتخب (تی استیودنت با درجه آزادی ۱۰) و دو توزیع حاشیه‌ای بخش قبل که نوع توزیع آنها را گاما فرض نمودیم و میزان سنجه وابستگی تاوکندال ، می‌توان تابع توزیع مشترک را به دست آورد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-12-11]

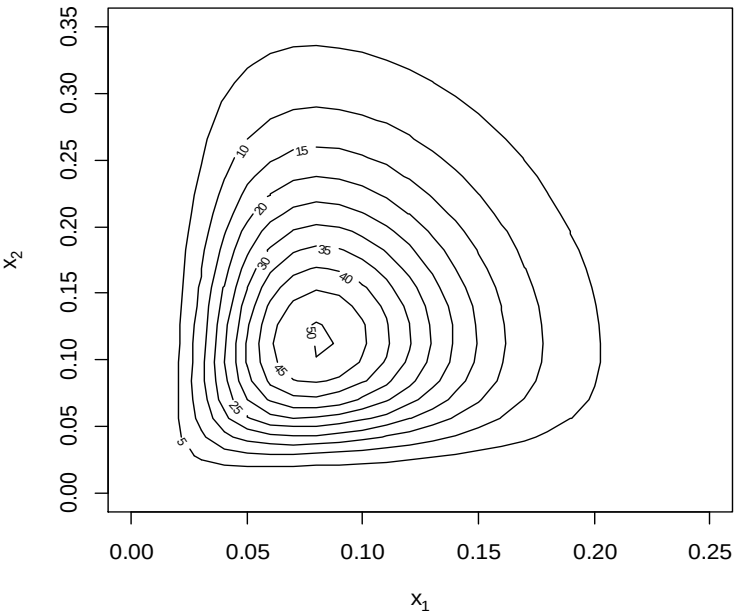
[DOI: 10.52547/qjerp.28.94.205]

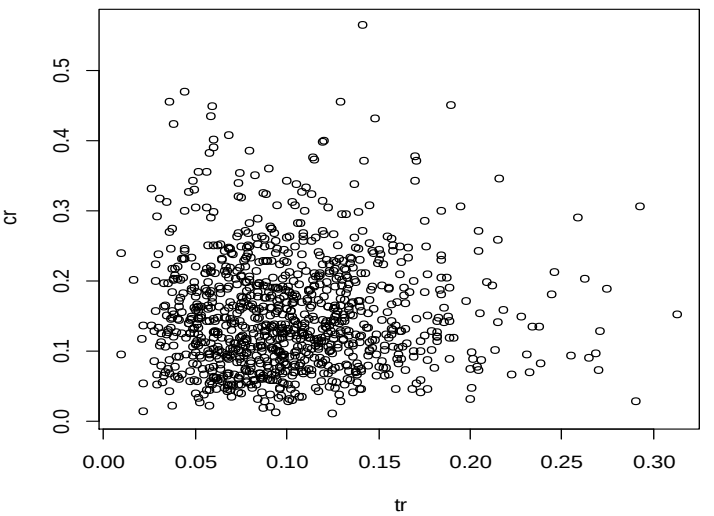
۱. یکی از آزمون هایی است که برای بررسی نرمال بودن توزیع یک متغیر مورد استفاده قرار می‌گیرد و کشیدگی و چولگی متغیر مورد نظر را در نظر می‌گیرد.

۲. از معیارهای بررسی همبستگی می‌باشد.

3. T-Copula

٤. با استفاده از دستور BiCopselect برنامه R





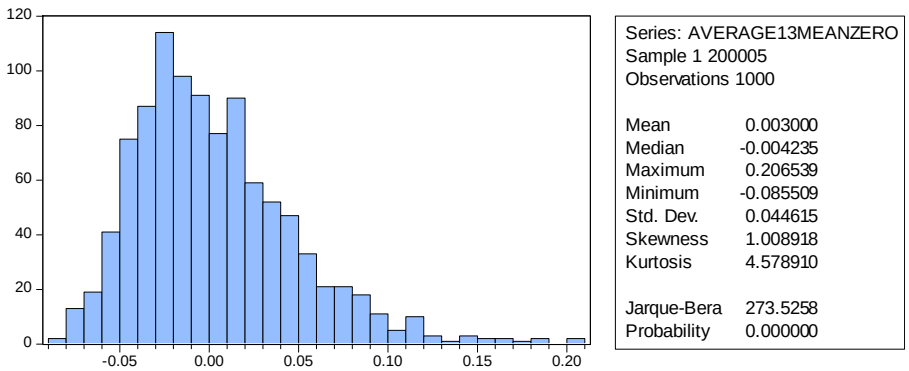
شکل ۳. نمایی از تابع توزیع مشترک استخراج شده

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-12-11]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.94.205]

٤-٦- استخراج تابع توزیع بازدهی تجمیع شده و محاسبه سرمایه مورد نیاز

مطابق با قضیه بنیادی اسکالر با معلوم بودن نوع تابع مفصل d متغیره با نام C^* و ساختار وابستگی بین متغیرهای تصادفی تشکیل دهنده آن، می‌توان توزیع حاشیه‌ای هر از متغیرهای تصادفی X_i را به دست آورد. بنابراین براساس تابع توزیع مشترک ساخته شده در بخش قبل، شبیه‌سازی دو سری ۱۰۰۰تایی از داده بازدهی اعتباری و بازدهی تجاری صورت می‌گیرد. در واقع براساس ساختار وابستگی میان ریسک‌های اعتباری و بازار برای هر تابع مفصل، توزیع حاشیه‌ای هر یک از ریسک‌ها با ۱۰۰۰ داده شبیه‌سازی شده توسط برنامه R مشخص شده است. داده‌های شبیه‌سازی شده هر دو نوع ریسک در واقع نرخ بازدهی تجاری و اعتباری هستند. حال داده‌های شبیه‌سازی شده هر دو نوع ریسک را جمع وزنی می‌کنیم و وزن اختصاص یافته به هر سری داده، سهم نوع دارایی مرتبط با آن بازدهی از مجموع دارایی اعتباری و تجاری است. در مطالعه حاضر بر اساس داده‌های چهار بانک موردبررسی، میانگین سهم دارایی‌های اعتباری ۹۲٪ و میانگین سهم دارایی‌های تجاری ۸٪ است.[۱] آنچه در نتیجه این میانگین‌گیری موزون به دست می‌آید، نرخ بازدهی در مجموع دو فعالیت تجاری و اعتباری است و تابع توزیع و ویژگی‌های آماری آن به شرح زیر می‌باشد:



شکل ۴. منحنی هیستوگرام بازدهی تجمیع شده

۱. منظور از وزن دارایی اعتباری و تجاری، سهم هر یک از مجموع دو دارایی اعتباری و تجاری می‌باشد. در صورت در دسترس بودن اطلاعات بازدهی عملیاتی و محاسبه ریسک کل براساس ریسک اعتباری و ریسک تجاری و ریسک عملیاتی، وزن هر ریسک نسبت مجموع هر گروه دارایی به مجموع دارایی اعتباری و بازار و کل دارایی خواهد بود.

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-12-11]
[DOI: 10.52547/qjerp.28.94.205]

جدول ۶. ویژگی‌های آماری توزیع بازدهی اعتباری و بازار و ریسک کل

	بازدهی بازار	بازدهی اعتباری	بازدهی تجمیع شده
انحراف معیار	۰/۰۸۶	۰/۰۴۸	۰/۰۴۵
چولگی	۰/۸۷	۴/۳۸	۱/۰۰۹
کشیدگی	۵/۵	۶۱/۱	۴/۵۸
"ارزش در معرض ریسک"[۱] در سطح اطمینان ۹۵٪	-۰/۱۳	-۰/۰۴۸	-۰/۰۵۷

مأخذ: یافته‌های پژوهش

حال براساس «ارزش در معرض ریسک» محاسبه شده و میزان مجموع دارایی تجاری و اعتباری، میزان سرمایه مورد نیاز برای بانک نمونه ایجاد شده جهت مواجهه با هر دو ریسک اعتباری و تجاری به میزان ۱۶۰.۹۷۷.۰۹۴ میلیون ریال برآورد می گردد. لازم به ذکر است که وضعیت مجموع سرمایه چهار بانک مورد بررسی در آخرین مقطعی که داده‌ها استخراج شده و در الگو مورد استفاده قرار گرفته‌اند (اسفند ۱۳۹۶)، به شرح جدول زیر بوده است:

جدول ۷. مجموع سرمایه ثبتی و مجموع سرمایه و حقوق صاحبان سهام چهار بانک مورد بررسی

	سرمایه ثبتی(میلیون ریال)	سرمایه و حقوق صاحبان سهام (میلیون ریال)
بانک ملت	۵۰/۰۰۰/۰۰۰	۶۵/۳۱۰/۲۱۷
بانک اقتصاد نوین	۱۳/۱۳۱/۰۰۰	۲۳/۱۴۰/۴۱۶
بانک تجارت	۴۵/۷۰۰/۰۰۰	-۹/۸۷۵/۶۸۲
بانک صادرات	۵۷/۸۰۰/۰۰۰	۴۰/۶۶۱/۱۴۳
مجموع چهار بانک	۱۶۶/۶۳۱/۰۰۰	۱۱۹/۲۳۶/۰۹۴

مأخذ: نتایج تحقیق

۵. جمع‌بندی و بیان نتایج

این مطالعه که مبنای اصلی خود را از مقاله اسچوارمن و رزنبرگ در ۲۰۰۶ گرفته است، با توجه به اهمیت و نقش سرمایه در ثبات و کاهش ریسک یک موسسه مالی مانند بانک، به محاسبه سرمایه مورد نیاز در سیستم بانکی ایران (برای یک بانک نمونه ساخته شده براساس داده‌های چهار بانک

۱. به این معنا که در ۹۵٪ مواقع میزان بازدهی از مقدار "ارزش در معرض ریسک" محاسبه شده بیشتر است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-12-11]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.94.205]

فعال در سیستم بانکی ایران) جهت مواجهه با دو ریسک اعتباری و تجاری پرداخته‌ایم و بدین منظور به‌جای جمع ساده ریاضی سرمایه مورد نیاز جداگانه هر یک از دو ریسک فوق، از روش مفصل برای تجمیع آنها استفاده نموده‌ایم و این روش تاکنون در مطالعات داخلی جهت سیستم بانکی مورد استفاده قرار نگرفته است. ویژگی استفاده از تابع مفصل در تجمیع ریسک‌ها، لحاظ وابستگی میان آنها است که این وابستگی می‌تواند خطی نباشد. چهار مرحله اصلی انجام کار به طور خلاصه به شرح زیر می‌باشند:

- مدل‌سازی فاکتورهای ریسک و برآورد نوسان‌پذیری فاکتورهای ریسکی که دارای واریانس ناهمسانی هستند.
- مدل‌سازی بازدهی تجاری و اعتباری بر روی فاکتورهای ریسک مرتبط و نوسانات آنها در قالب یک الگوی پانل دینامیک.
- مدل‌سازی ساختار وابستگی میان ریسک‌های اعتباری و بازار با استفاده از تابع مفصل و استخراج تابع توزیع احتمال توأم.
- محاسبه «ارزش در معرض ریسک» برای تابع توزیع احتمال ریسک کل و حداقل سرمایه مورد نیاز.

داده‌های مورد نیاز از صورت‌های مالی حسابرسی شده چهار بانک ملت، تجارت، صادرات و اقتصادنوین به صورت داده‌های فصلی از اسفند ۸۸ لغایت اسفند ۹۶ استخراج شده‌اند. در واقع با در کنار هم قرار دادن داده‌های این چهار بانک، یک بانک نمونه ایجاد نموده و بر این اساس به بررسی موضوع پرداخته‌ایم. فاکتورهای ریسک در نظر گرفته شده در این مطالعه برای بازدهی اعتباری شامل درصد تغییرات نرخ بهره، درصد تغییرات نرخ سود و بازدهی سهام و برای بازدهی اعتباری نسبت مطالبات به مصارف هستند و تابع مفصل بهینه برای اتصال توابع توزیع حاشیه‌ای از نوع تی استیودنت است. در نهایت پس از طی کلیه مراحل فوق، براساس "ارزش در معرض ریسک" محاسبه شده بر روی تابع توزیع بازدهی تجمیع شده به میزان (۰/۰۵۷-) و میزان مجموع دارایی تجاری و اعتباری، میزان سرمایه مورد نیاز برای بانک نمونه ایجاد شده جهت مواجهه با هر دو ریسک اعتباری و تجاری به میزان ۱۶۰.۹۷۷.۰۹۴ میلیون ریال برآورد می‌گردد. لازم به ذکر است که در پایان سال ۹۶، مجموع

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-12-11]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.94.205]

سرمایه ثبتی و مجموع سرمایه و حقوق صاحبان سهام برای چهار بانک مورد بررسی به ترتیب به میزان ۱۶۶.۶۳۱.۰۰۰ میلیون ریال و ۱۱۹.۲۳۶.۰۹۴میلیون ریال بوده است. با توجه به اینکه میزان سرمایه مورد نیاز برآوردی در این مطالعه برای بانک نمونه‌ای ایجاد شده، صرفاً محاسبه شده جهت دو ریسک اعتباری و بازار، بیشتر از مجموع سرمایه و حقوق صاحبان سهام بانک‌های مورد بررسی است، بدیهی است که در صورت اتکا به نتایج این مطالعه سرمایه در مجموع چهار بانک مورد بررسی، می‌بایست حداقل به میزان برآورد شده افزایش یابد.

در این مطالعه با توجه به در دسترس نبودن داده‌ها و اطلاعات مرتبط با ریسک عملیاتی، صرفاً به تجمیع دو ریسک اعتباری و بازار پرداخته ایم. همان‌گونه که ملاحظه می‌شود مجموع سرمایه ثبتی چهار بانک مورد بررسی تقریباً معادل با سرمایه مورد نیاز جهت دو ریسک و اعتباری است و کل سرمایه و حقوق صاحبان سهام نیز سرمایه مورد نیاز جهت دو ریسک مورد بررسی را پوشش نمی‌دهد. در واقع در صورت در دسترس بودن اطلاعات مرتبط با ریسک عملیاتی و افزودن آن به الگو، تفاوت میان سرمایه مورد نیاز و سرمایه موجود بسیار بیشتر خواهد بود. لذا می‌توان در مطالعات آتی در صورت امکان دسترسی به داده‌های سایر انواع ریسک، آنها را نیز با در نظر داشتن همبستگی‌شان با سایر ریسک‌های دیگر وارد الگو نمود و با احتساب ریسک کلی به محاسبه کل سرمایه مورد نیاز به روش تجمیعی با استفاده از الگوی معرفی شده در این مطالعه پرداخت.

منابع

بانک مرکزی ایران، مدیریت کل نظارت بر بانک‌ها و موسسات اعتباری (۱۳۸۲). "آیین‌نامه سرمایه پایه بانک‌ها و موسسات اعتباری".

بانک مرکزی ایران، مدیریت کل نظارت بر بانک‌ها و موسسات اعتباری (۱۳۸۲). "آیین نامه کفایت سرمایه بانک ها".

بانک مرکزی ایران، مدیریت کل مقررات، مجوزهای بانکی و مبارزه با پولشویی، اداره مطالعات و مقررات بانکی (۱۳۹۳)، "اصول اساسی برای نظارت بانکی مؤثر".

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-12-11]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.94.205]

بت شکن، محمدهاشم و همکاران (۱۳۹۶). "سرریز نوسانات بر بورس اوراق بهادار"، *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، شماره ۸۴، زمستان ۱۳۹۶، صص ۱۸۹-۱۶۵.

پیش بهار، اسماعیل و همکاران (۱۳۹۶). "به کارگیری رهیافت کاپیولا برای مدل‌سازی وابستگی قیمت نفت و نرخ ارز با قیمت نهاده‌های وارداتی صنعت دام ایران"، مجله اقتصاد کشاورزی، جلد۱۲، شماره ۲، صص ۱۹-۱.

پهلوان زاده، مسعود (۱۳۸۶). "مروری بر رویکردهای جدید نسبت کفایت سرمایه در بانک ها"، بانک مرکزی ایران.

حیدری، حسن؛ شیرکوند، سعید و سید رامین ابوالفضلی (۱۳۹۴). "*بررسی تأثیرات همزمان نااطمینانی قیمت نفت و قیمت طلا بر شاخص قیمت بورس اوراق بهادار* تهران: بر پایه الگوی گارچ سه متغیره"، *مجله مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار*، شماره ۲۲.

رستمیان، فروغ و فاطمه حاجی بابایی (۱۳۸۸). "اندازه‌گیری ریسک نقدینگی بانک با استفاده از مدل ارزش در معرض خطر (مطالعه موردی بانک سامان)"، پژوهشنامه حسابداری مالی و حسابرسی.

رستمی، محمدرضا و سحر فرهمندی (۱۳۹۱). "برآورد ارزش در معرض ریسک قیمت نفت خام و اثرات سرریز آن با استفاده از مدل گارچ چندمتغیره"، فصلنامه علمی-پژوهشی دانش سرمایه‌گذاری، دوره یک، شماره چهار، صص ۲۲۸-۲۱۵.

دوراندیش، آرش؛ شریعت، الهام و ندا ارزنده (۱۳۹۳). "بررسی اثر سرریز نوسانات نرخ ارز بر شاخص صنایع کشاورزی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران"، مجله اقتصاد و توسعه کشاورزی، دوره ۲۸، شماره ۲، صص ۱۸۴-۱۷۷.

عباسی، ابراهیم و فاطمه صادقی (۱۳۹۴). "برآورد ارزش در معرض خطر فلزات اساسی با استفاده از رویکرد گارچ چندمتغیره"، مجله مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار، شماره ۲۵.

عبداللهی، سیدمهدی (۱۳۷۷)، "تابع‌های مفصل و لینکیج و کاربرد آنها در توزیع‌های چند متغیره"، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه تربیت معلم، دانشکده علوم ریاضی و مهندسی کامپیوتر.

کشاورز حداد، غلامرضا و مهرداد حیرانی (۱۳۹۳). "برآورد ارزش در معرض ریسک با وجود ساختار وابستگی بین بازدهی‌های مالی: رهیافت مبتنی بر توابع مفصل"، مجله تحقیقات اقتصادی، دوره ۴۹، شماره ۴، صص ۸۶۹-۹۰۲.

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-12-11]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.94.205]

فراهانی، مهدی؛ مرزبان، حسین؛ دهقانی شبانی، زهرا و رضا اکبریان (۱۳۹۷)، "نظریه ارزیابی اثر شوک نرخ بهره بر متغیرهای کلان اقتصادی در ایران با رویکرد الگو FAVAR "، فصلنامه علمی- پژوهشی مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران، سال هفتم، شماره ۲۵، بهار ۱۳۹۷، صص۵۴-۲۹.

میرباقری جم، محمد و همکاران (۱۳۹۴). "تجمیع ریسک‌های بیمه‌گری صنعت بیمه ایران با استفاده از توابع مفصل (رویکرد توابع مفصل ارشمیدسی سلسله مراتبی)"، پژوهشنامه بیمه، سال سی‌ام، شماره مسلسل ۱۲۰، صص ۴۲-۳۱.

نیلی، فرهاد (۱۳۸۹). "تحولات اخیر در بانکداری مرکزی"، پژوهشکده پولی و بانکی- بانک مرکزی ایران.

نصرتی، هاشم و پاکیزه کامران (۱۳۹۳). "تخمین ذخیره سرمایه عملیاتی در صنعت بانکداری با استفاده از رویکرد توزیع زیان"، مجله مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار، شماره ۲۰ ام، پاییز۹۳.

نیکومرام، هاشم و زهرا پورزمانی و عبدالمجید دهقان (۱۳۹۳). "سرایت‌پذیری نوسان‌پذیری در بازار سرمایه ایران"، فصلنامه علمی-پژوهشی دانش سرمایه‌گذاری، شماره ۱۱ ، صص ۲۰۰-۱۷۹.

Antwi O et al. (2014). "Measuring Economic Capital Using Loss Distribution", *International Journal of Economics, Finance and Management Sciences*.

Basel Committee on Banking Supervision (2003). "Trends in Risk Integration and Aggregation."

Basel Committee on Banking Supervision (2011). "Basel III: A Global Regulatory Framework for More Resilient Banks and Banking Systems".

Balthazar I. (2006). "From Basel I to Basel III: The Integration of State-Of-The-Art Risk Modeling In Banking Regulation," Book, Palgrave Macmillan.

Brown I.L.J. (2012). "Basel II Compliant Credit Risk Modelling," Ph.D. Thesis, University of Southampton, School of Management.

Boss. B et al. (2020). "Risk Assessment and Stress Testing for the Austrian Banking System," Oesterreichische National Bank.

Elizalde A and R. Repullo (2006). "Economic And Regulatory Capital In Banking: What is the Difference?".

Fabien F. (2002). "Copula: A New Vision for Economic Capital and Application to a Four Line of Business Company".

Gross M. et al. (2016). "The Impact of Bank Capital on Economic". Working Paper Series, European Central Bank.

Heffernan Sh. (2005). "Modern Banking," Book, John Wiley & Sons, Ltd.

Hermsen O. (2012). "The Influence of the Basel II and III frameworks on Financial market stability," Ph.D. thesis, University of Bamberg.

Isaacs D. (2003). "Capital Adequacy And Dependence". Institute Of Actuaries Of Australia.

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-12-11]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.94.205]

Johansson E. (2012). "Basel III: A Study Of Basel III and Whether It May Protect Against New Banking Failures," Master Thesis, Jonkoping University, Business School.

Kubat M. (2014). "Does Basel III Bring Anything New?". 2nd Economics & Finance Conference, Vienna.

Kroner K.F., Ng V.K. (1998). "Modeling Asymmetric Comovements of Asset Returns". Review of Financial Studies, No.11, pp. 817-844.

Ledo O., Santa-Clara P. and M. Wolf (2001). "Flexible Multivariate Garch Modeling with an Application to International Stock Markets". University Pompeu Fabra in its series Economics Working Papers with number 578.

Mejdoub H. and Mourina Ben Arab (2019). "Insurance Risk Capital and Risk Aggregation: Bivariate Copula Approach". *International Journal of Computational Economics and Econometrics*, Volume 9, No.3 .

Morone M. et al. (2007). "Economic Capital Assessment via Copulas: Aggregation and Allocation of Different Risk Type." Working Paper.

Nachnani Harish (2017). "Risk Aggregation: A Practical Approach for Risk Management in Trading Strategies". Working paper, www.researchgate.net.

Quagliariello Mario (2009). "Stress Testing the Banking System: Methodologies and Application," Cambridge University Press.

Peilong Sh. (2007). "Copula- based Economic Capital Measurement In Commercial Bank". Faculty of Finance & Banking Shanxi University of Finance and Economics of China.

Pagan Y. (2010). "Quantifying Operational Risk Within Banks According To Basel II (Applying Loss Distribution Method)". Ph.D. thesis, University of Miskolc.

Rosenberg J. and Til Schuermann (2006). "A General Approach to Integrated Risk Management With Skewed, Fat-Tailed Risk". Federal Reserve Bank of New York.

Saidenberg M. and Til Schuermann (2003). "The New Basel Capital Accord and Questions for Research". Federal Reserve Bank of New York, Financial Institutions Center.

Samaniego R. et al. (2010). "Internal Models in Basel II: An Approach to Determining the Probability of Default". *Journal of Banks and Bank Systems*, Volume 5, Issue 2.

Schuermann Till and Joshua V. Rosenberg (2003). "A General Approach to Integrated Risk Management with Skewed, Fat-tailed Risks". *Journal of Financial Economics*, No.79, pp. 569-614.

Shaw R. and Grigory Spivak (2009). Correlations and Dependencies in Economic Capital Models.

Shams S. and M. Zareshenas (2014). "Copula Approach for Modeling Oil and Gold Price and Exchange Rate Co-movement in Iran". *International Journal of Statistics and Applications*, 4(3), pp. 172-175.

Sobotnikova P. (2011). "Procyclicality in Basel II and Basel III". Diploma Thesis, Charles University in Prague, Faculty of Social Sciences, Institute of Economic Studies.

Tang A. et al (2012). "Economic Capital and the Aggregation of Risks Using Copulas". University of New South Wales of Australia, Faculty of Commerce & Economics, School of Actuarial Studies. Available at SSRN 1347675.

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-12-11]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.94.205]

Vender G et al. (2002). "Marginal Decomposition of Risk Measures". Working paper.
Ward L.S. and D.H. Lee (2002). "Practical Application of the Risk-adjusted Return on Capital Framework". Dynamic Financial Analysis Discussion Papers; Available at http://www.casact.org/pubs/forum/02sftoc.htm.
Wang S.S. (1998). "Aggregation of Correlated Risk Portfolios: models and algorithms". Proceeding of the Casualty Actuarial Society, No. 85, pp. 848-939.
Zajicek M. (2011). "Assessment of Basel III Capital Requirements and Their Impact on Financial Sector in Slovakia". Master's Thesis, Aarhus University, Aarhus School of Business.
Zhou Quan et al. (2016). “Copual-based Grouped Risk Aggregation under Mixed Operation”, *Journal of Application of Mathematics*, No.1, pp. 103-120.

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-12-11]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.94.205]

پیوست‌ها

تخمین الگوی خودتوضیح درجه یک برای بازدهی سهام

Dependent Variable: EQUITY
Method: ARMA Maximum Likelihood (O.P.G. - BHHH)
Date: 11/02/19 Time: 11:35
Sample: 1388Q4 1396Q4
Included observations: 33
Convergence achieved after 21 iterations
Coefficient covariance computed using the outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(1)	0.493323	0.100150	4.925826	0.0000
SIGMASQ	0.028157	0.006701	4.201830	0.0002

R-squared	-0.031024	Mean dependent var	0.101686
Adjusted R-squared	-0.064283	S.D. dependent var	0.167820
S.E. of regression	0.173130	Akaike info criterion	-0.602403
Sum squared resid	0.929196	Schwarz criterion	-0.511705
Log-likelihood	11.93964	Hannan-Quinn criteria.	-0.571886
Durbin-Watson stat	2.150326		

Inverted AR Roots	.49

- آزمون اثر آرچ برای متغیر بازدهی سهام

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	1.290709	Prob. F(1,30)	0.2649
Obs*R-squared	1.319966	Prob. Chi-Square(1)	0.2506

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-12-11]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.94.205]

Method: Least Squares
Date: 11/02/19 Time: 11:32
Sample (adjusted): 1389Q1 1396Q4
Included observations: 32 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.022482	0.009118	2.465598	0.0196
RESID^2(-1)	0.204446	0.179955	1.136094	0.2649

R-squared	0.041249	Mean dependent var	0.028417
Adjusted R-squared	0.009291	S.D. dependent var	0.042473
S.E. of regression	0.042275	Akaike info criterion	-3.428768
Sum squared resid	0.053616	Schwarz criterion	-3.337160
Log-likelihood	56.86030	Hannan-Quinn criteria.	-3.398403
F-statistic	1.290709	Durbin-Watson stat	2.058391
Prob(F-statistic)	0.264912		

-تخمین الگوی خودتوضیح درجه یک و میانگین متحرک درجه یک برای متغیر تغییرات نرخ بهره

Dependent Variable: INTERESTSMOOTHED
Method: ARMA Maximum Likelihood (O.P.G. - BHHH)
Date: 11/01/19 Time: 12:44
Sample: 1388Q4 1396Q4
Included observations: 33
Convergence achieved after 20 iterations
Coefficient covariance computed using the outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.790063	0.457961	1.725175	0.0951
AR(1)	-0.567483	0.332155	-1.708487	0.0982
MA(1)	0.815771	0.256777	3.176966	0.0035
SIGMASQ	4.550992	0.774448	5.876434	0.0000

R-squared	0.086131	Mean dependent var	0.808788
Adjusted R-squared	-0.008407	S.D. dependent var	2.266173

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-12-11]
[DOI: 10.52547/qjerp.28.94.205]

S.E. of regression	2.275679	Akaike info criterion	4.602933
Sum squared resid	150.1827	Schwarz criterion	4.784328
Log-likelihood	-71.94839	Hannan-Quinn criteria.	4.663967
F-statistic	0.911076	Durbin-Watson stat	2.216357
Prob(F-statistic)	0.447748		

Inverted AR Roots	-.57
Inverted MA Roots	-.82

- آزمون اثر آرچ برای متغیر تغییرات نرخ بهره

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	0.078752	Prob. F(1,30)	0.7809
Obs*R-squared	0.083782	Prob. Chi-Square(1)	0.7722

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 11/01/19 Time: 12:46
Sample (adjusted): 1389Q1 1396Q4
Included observations: 32 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.932198	2.062121	2.391808	0.0232
RESID^2(-1)	-0.051170	0.182341	-0.280628	0.7809

R-squared	0.002618	Mean dependent var	4.692066
Adjusted R-squared	-0.030628	S.D. dependent var	10.45449
S.E. of regression	10.61339	Akaike info criterion	7.622571
Sum squared resid	3379.319	Schwarz criterion	7.714179
Log-likelihood	-119.9611	Hannan-Quinn criteria.	7.652936
F-statistic	0.078752	Durbin-Watson stat	2.004741
Prob(F-statistic)	0.780922		

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-12-11]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.94.205]

- تخمین الگوی خودتوضیح درجه دو برای درصد تغییرات نرخ دلار

Dependent Variable: DOLLARSMOOTHED
Method: ARMA Maximum Likelihood (O.P.G. - BHHH)
Date: 11/01/19 Time: 12:49
Sample: 1388Q4 1396Q4
Included observations: 33
Convergence achieved after 33 iterations
Coefficient covariance computed using the outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.887052	1.151796	0.770147	0.4474
AR(1)	0.748022	0.137885	5.424982	0.0000
AR(2)	-0.382989	0.138206	-2.771140	0.0097
SIGMASQ	6.401592	1.296498	4.937604	0.0000

R-squared	0.414448	Mean dependent var	0.904424
Adjusted R-squared	0.353874	S.D. dependent var	3.357711
S.E. of regression	2.698994	Akaike info criterion	4.956949
Sum squared resid	211.2525	Schwarz criterion	5.138344
Log-likelihood	-77.78965	Hannan-Quinn criteria.	5.017983
F-statistic	6.841981	Durbin-Watson stat	1.921323
Prob(F-statistic)	0.001262		

Inverted AR Roots	.37-.49i	.37+.49i

-آزمون اثر آرچ برای متغیر تغییرات نرخ دلار

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	1.837595	Prob. F(1,30)	0.1854
Obs*R-squared	1.846969	Prob. Chi-Square(1)	0.1741

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-12-11]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.94.205]

Method: Least Squares
Date: 11/01/19 Time: 12:51
Sample (adjusted): 1389Q1 1396Q4
Included observations: 32 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	5.017611	2.547961	1.969265	0.0582
RESID^2(-1)	0.240176	0.177176	1.355579	0.1854

R-squared	0.057718	Mean dependent var	6.601357
Adjusted R-squared	0.026308	S.D. dependent var	12.98081
S.E. of regression	12.80892	Akaike info criterion	7.998623
Sum squared resid	4922.055	Schwarz criterion	8.090231
Log-likelihood	-125.9780	Hannan-Quinn criter.	8.028988
F-statistic	1.837595	Durbin-Watson stat	2.135426
Prob(F-statistic)	0.185351		

-آزمون اثر آرچ برای متغیر نسبت مطالبات به مصارف

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	2.974183	Prob. F(1,30)	0.0949
Obs*R-squared	2.886315	Prob. Chi-Square(1)	0.0893

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 11/04/19 Time: 07:29
Sample (adjusted): 1389Q1 1396Q4
Included observations: 32 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.575232	0.851687	1.849543	0.0743
RESID^2(-1)	0.287778	0.166868	1.724582	0.0949

R-squared	0.090197	Mean dependent var	2.328179

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-12-11]
[DOI: 10.52547/qjerp.28.94.205]

Adjusted R-squared	0.059871	S.D. dependent var	4.266367
S.E. of regression	4.136681	Akaike info criterion	5.738126
Sum squared resid	513.3640	Schwarz criterion	5.829735
Log-likelihood	-89.81002	Hannan-Quinn criter.	5.768492
F-statistic	2.974183	Durbin-Watson stat	1.759845
Prob(F-statistic)	0.094894		

-تخمین الگوی گارچ برای متغیر نسبت مطالبات به مصارف

Dependent Variable: NPL2
Method: ML ARCH - Normal distribution (OPG - BHHH / Marquardt steps)
Date: 11/04/19 Time: 07:33
Sample: 1388Q4 1396Q4
Included observations: 33
Failure to improve likelihood (non-zero gradients) after 250 iterations
Coefficient covariance computed using the outer product of gradients
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
GARCH = C(2) + C(3)*RESID(-1)^2 + C(4)*GARCH(-1) + C(5)*GARCH(-2)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
MA(1)	-0.466960	0.166249	-2.808798	0.0050
	Variance Equation			
C	0.065162	0.100943	0.645539	0.5186
RESID(-1)^2	-0.180400	0.002827	-63.81219	0.0000
GARCH(-1)	0.438025	0.149606	2.927853	0.0034
GARCH(-2)	0.649657	0.120826	5.376775	0.0000

R-squared	0.180786	Mean dependent var	-0.345455
Adjusted R-squared	0.180786	S.D. dependent var	1.795844
S.E. of regression	1.625427	Akaike info criterion	3.651233
Sum squared resid	84.54439	Schwarz criterion	3.877976
Log-likelihood	-55.24534	Hannan-Quinn criter.	3.727525
Durbin-Watson stat	1.928156		

Inverted MA Roots	.47

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-12-11]
[DOI: 10.52547/qjerp.28.94.205]

- نتایج آزمون ایستایی فاکتورهای ریسک

متغیر تغییرات نرخ ارز

Null Hypothesis: DOLLAR has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=8)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3.866159	0.0060
Test critical values:	1% level	-3.661661	
	5% level	-2.960411	
	10% level	-2.619160	

متغیر بازدهی سهام

Null Hypothesis: EQUITY2 has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-4.415420	0.0011
Test critical values:	1% level	-3.605593	
	5% level	-2.936942	
	10% level	-2.606857	

متغیر تغییرات نرخ سود

Null Hypothesis: INTEREST has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=8)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-6.930234	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.661661	
	5% level	-2.960411	
	10% level	-2.619160	

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-12-11]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.94.205]

- آزمون استقلال مقطعی متغیرها

بازدهی اعتباری

Cross-Section Dependence Test
Series: CREDITRETURN
Null hypothesis: No cross-section dependence (correlation)
Sample: 1988Q4 1996Q4
Periods included: 33
Cross-sections included: 4
Total panel observations: 132
Note: non-zero cross-section means detected in data
Cross-section means were removed during the computation of correlations

Test	Statistic	d.f.	Prob.
Breusch-Pagan LM	98.83282	6	0.0000
Pesaran scaled LM	25.64383		0.0000
Bias-corrected scaled LM	25.58133		0.0000
Pesaran CD	9.885212		0.0000

بازدهی تجاری

Cross-Section Dependence Test
Series: TRADINGRETURN
Null hypothesis: No cross-section dependence (correlation)
Sample: 1988Q4 1996Q4
Periods included: 33
Cross-sections included: 4
Total panel observations: 132
Note: non-zero cross-section means detected in data
Cross-section means were removed during the computation of correlations

Test	Statistic	d.f.	Prob.
Breusch-Pagan LM	55.36218	6	0.0000
Pesaran scaled LM	13.09493		0.0000
Bias-corrected scaled LM	13.03243		0.0000
Pesaran CD	7.013364		0.0000

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-12-11]
[DOI: 10.52547/qjerp.28.94.205]

-آزمون بررسی ایستایی بازدهی اعتباری و تجاری در قالب داده‌های پانل

بازدهی تجاری

break dates	Individual_LM	OPT_lag	90%	95%	97.5%	99%	selected Model
1406.000	0.058	1.000	0.058	0.067	0.076	0.087	3.000
1412.000	0.152	4.000	0.087	0.102	0.119	0.138	1.000
1387.000	0.090	2.000	0.350	0.457	0.568	0.708	-2.000
1387.000	0.164	4.000	0.346	0.454	0.568	0.710	-2.000

HR stat	P-value	90%	95%	97.5%	99%
0.116	0.999	2.525	3.371	4.258	5.315

بازدهی اعتباری

break dates	Individual_LM	OPT_lag	90%	95%	97.5%	99%	selected Model
1418.000	0.117	4.000	0.112	0.137	0.161	0.192	2.000
1392.000	0.137	4.000	0.095	0.115	0.134	0.161	3.000
1406.000	0.040	4.000	0.160	0.194	0.232	0.285	0.000
1387.000	0.005	4.000	0.346	0.454	0.568	0.710	-2.000

HR stat	P-value	90%	95%	97.5%	99%
0.075	1.000	4.057	5.501	7.047	9.384

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-12-11]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.94.205]

-تخمین الگوی پانل بازدهی تجاری

tradingreturn	Coef.	Std. Err.	z	P>|z|	[95% Conf.	Interval]
tradingreturn						
L1.	.1570321	.1050274	1.50	0.135	-.0488179	.3628821
L2.	-.0592583	.1069028	-0.55	0.579	-.2687839	.1502673
equity						
L1.	-.0109991	.129731	-0.08	0.932	-.2652672	.2432689
L2.	-.1847265	.1206387	-1.53	0.126	-.4211741	.051721
L4.	-.0066641	.1052231	-0.06	0.950	-.2128976	.1995694
interest						
--.	-.0000368	.0084758	-0.00	0.997	-.0166489	.0165754
L1.	8.36e-06	.0094109	0.00	0.999	-.0184367	.0184534
L2.	-.0005511	.0077109	-0.07	0.943	-.0156642	.014562
L3.	.0236269	.0084101	2.81	0.005	.0071434	.0401104
L4.	.0180606	.0075835	2.38	0.017	.0031972	.032924
dollar						
--.	.0041901	.0062689	0.67	0.504	-.0080968	.016477
L1.	-.0093465	.0075134	-1.24	0.214	-.0240726	.0053795
L2.	-.0017507	.0078142	-0.22	0.823	-.0170662	.0135649
L3.	-.0225578	.0092379	-2.44	0.015	-.0406637	-.0044519
L4.	.0081781	.0091969	0.89	0.374	-.0098475	.0262036
equity						
--.	.0891389	.137339	0.65	0.516	-.1800407	.3583185
L3.	-.2280864	.1030208	-2.21	0.027	-.4300034	-.0261693

- آزمون استقلال مقطعی جملات اختلال (الگوی پانل بازدهی تجاری)

```
. xtcd2 e
Pesaran (2015) test for weak cross-sectional dependence.

H0: errors are weakly cross-sectional dependent.
        CD = 12.942
   p-value = 0.000
```

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-12-11]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.94.205]

-آزمون استقلال مقطعی جملات اختلال (الگوی پانل بازدهی اعتباری)

```
. xtcd2 e
Pesaran (2015) test for weak cross-sectional dependence.

H0: errors are weakly cross-sectional dependent.
        CD = 13.062
   p-value = 0.000
```

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-12-11]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.94.205]