فصلنامهٔ پژوهش‌های پولی_ بانکی
سال نوزدهم، شماره ۶۸، تابستان ۱۴۰۵
صفحات ۳۰۱_۳۳۲

تحلیل تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی و شاخص‌های مالی منتخب بر پیش‌بینی ارزش در معرض خطر بانک‌ها و مؤسسات مالی: مطالعهٔ موردی بانک سینا و بانک خاورمیانه

سمیه محبی [*] **علی محمدیان مصمم** [†]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۴/۰۷/۱۶ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۱۱/۱۲

چکیده

در این پژوهش، با هدف بهبود دقت برآورد ارزشِ در معرضِ خطر (VaR) با سطح اطمینان ۰/۹۵، عملکرد دو مدل رگرسیون چندکی خطی و نسخهٔ اصلاح‌شدهٔ آن برای داده‌های بازده روزانهٔ دو بانک سینا و خاورمیانه در قالب مطالعهٔ موردی بررسی شده است. برای این منظور، متغیرهای کلان اقتصادی شامل نرخ بهرهٔ بین‌بانکی، قیمت دلار، و شاخص هم‌وزن بورس به‌عنوان متغیرهای توضیحی در مدل لحاظ شده‌اند. پس از برازش مدل‌ها، نمودارهای VaR برای هر بانک ترسیم و رفتار دو مدل در دوره‌های پرنوسان بازار تحلیل شده است. نتایج نشان می‌دهد مدل اصلاح‌شده در بانک خاورمیانه نوسانات شدیدتری را ثبت کرده و در دوره‌های بحرانی، مقادیر بالاتری از ریسک را نسبت به مدل خطی نشان داده است، درحالی‌که در بانک سینا، مدل اصلاح‌شده در بسیاری از دوره‌ها نوسانات ملایم‌تری داشته و همگرایی بیشتری با مدل خطی دارد. ارزیابی آماری با معیارهای اعتبار خارج از نمونه شامل نرخ نقض، آمارهٔ کوپیک، مقدار_p، و زیان چندکی پین‌بال نشان می‌دهد که مدل رگرسیون چندکی اصلاح‌شده در هر دو بانک عملکرد دقیق‌تری داشته و توانسته است پوشش مناسبی از ریسک واقعی بازار ارائه دهد. این نتایج بیانگر آن است که استفاده از مدل اصلاح‌شده در تحلیل و پیش‌بینی ریسک بازار توصیه می‌شود.

واژه‌های کلیدی: اقتصادسنجی، متغیرهای کلان اقتصادی، ارزش در معرض خطر، رگرسیون چندکی اصلاح‌شده، سری‌های زمانی مالی
طبقه‌بندی JEL: C22، C58، G21، G32

[*] دانشجوی دکتری رشتهٔ ریاضی دانشگاه زنجان؛ so.mohebbi@znu.ac.ir
[†] دانشیار رشتهٔ آمار دانشگاه زنجان (نویسندهٔ مسئول)؛ a.m.mosammam@znu.ac.ir

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOI: 10.66224/jmbr.19.68.291]

۱ مقدمه

در سال‌های اخیر، نوسانات شدید در بازارهای مالی و وقوع بحران‌های اقتصادی اهمیت تحلیل دقیق ریسک و پیش‌بینی ضررهای احتمالی را بیش‌ازپیش نمایان ساخته‌اند. توانایی پیش‌بینی رفتار بازده دارایی‌ها و ارزیابی ریسک‌های مرتبط با آن‌ها نقش کلیدی در تصمیم‌گیری‌های سرمایه‌گذاری، تخصیص بهینهٔ دارایی‌ها، سیاست‌گذاری‌های احتیاطی، و مدیریت مالی ایفا می‌کند. ازآنجاکه بازده دارایی‌ها تحت‌تأثیر عوامل کلان اقتصادی قرار دارد، بررسی رابطهٔ میان این متغیرها و بازده می‌تواند درک عمیق‌تری از سازوکارهای بازار فراهم آورد و ابزارهای مؤثرتری برای مدیریت ریسک ارائه دهد.

در این میان، یکی از ابزارهای کلیدی برای سنجش ریسک بازار، ارزش در معرض خطر[1] است که به‌عنوان معیاری استاندارد در ارزیابی زیان‌های بالقوه در یک بازهٔ زمانی مشخص با سطح اطمینان معین شناخته می‌شود. این سنجه به‌طور گسترده در نهادهای مالی برای سنجش ریسک پرتفوی، مدیریت سرمایه، و تدوین سیاست‌های احتیاطی مورد استفاده قرار می‌گیرد. بااین‌حال، مدل‌های سنتی ارزش در معرض خطر با چالش‌هایی مواجهند؛ از جمله فرض توزیع نرمال بازده‌ها، نادیده‌گرفتن نوسانات شرطی، ساختار خودهمبستهٔ داده‌ها، و ضعف در پیش‌بینی ضررهای شدید که موجب کاهش دقت آن‌ها در شرایط بحرانی می‌شود.

یکی از ابتدایی‌ترین روش‌ها در این زمینه روش شبیه‌سازی تاریخی است که از داده‌های تاریخی بازده دارایی‌ها برای محاسبهٔ ارزش در معرض خطر استفاده می‌کند. فرض این روش آن است که الگوهای گذشته می‌توانند به پیش‌بینی زیان‌های آینده کمک کنند (دوفی و پن[2]، ۱۹۹۷). در مقابل، روش واریانس–کوواریانس بر پایهٔ فرض توزیع نرمال بازده دارایی‌ها بنا شده است و با بهره‌گیری از میانگین و انحراف معیار، ارزش در معرض خطر را برآورد می‌کند. این روش در ارزیابی ریسک نرخ ارز نیز کاربرد دارد (آنیانس، ندزوِکاس و کروشینسکاس[3]، ۲۰۰۹). در سال‌های اخیر، روش شبیه‌سازی مونت‌کارلو نیز به‌عنوان یکی از ابزارهای انعطاف‌پذیر در برآورد ارزش در معرض خطر مطرح شده است. این روش با تولید سناریوهای متعدد از بازدهی دارایی‌ها امکان مدل‌سازی توزیع‌های پیچیده و غیرنرمال را فراهم می‌سازد، هرچند نیازمند محاسبات سنگین و زمان‌بر است (وانیا، تالوانیا و گور[4]، ۲۰۲۲). در همین

[1] Value at Risk (VaR)
[2] Duffie & Pan
[3] Aniūnas, Nedzveckas, & Krušinskas
[4] Vaniya & Gor

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]
[DOI: 10.66224/jmbr.19.68.291]

زمینه، نگان و نگیا[1] (۲۰۱۸) روش‌های مختلف ارزش در معرض خطر را در شاخص‌های سهام ۹ بازار مالی نوظهور آسیایی بررسی کرده‌اند و با استفاده از آزمون‌های آماری مانند پوشش بدون شرط[2]، آزمون استقلال، و آزمون‌های بازل، کیفیت برآوردهای حاصل را ارزیابی کرده‌اند.

یکی از روش‌های نوین در مدل‌سازی ارزش در معرض خطر، رگرسیون چندکی خطی است که با تمرکز بر رفتار چندک‌های بازده در طول زمان، به‌جای مدل‌سازی کل توزیع بازده، امکان تحلیل دقیق‌تری از ریسک در سطوح مختلف را فراهم می‌سازد (انگل و مانگانلی[3]،۲۰۰۴؛ کیلبر و وانگ[4]،۲۰۱۶). بااین‌حال، رگرسیون چندکی خطی ممکن است روابط غیرخطی میان متغیرها را نادیده بگیرد. برای رفع این محدودیت، استفاده از روش‌های یادگیری ماشین مانند رگرسیون بردار پشتیبان[5] پیشنهاد شده است. روش SVR در پیش‌بینی قیمت سهام، به‌ویژه در دوره‌های نوسان پایین، دقت بالاتری دارد (هنریکه، سوبریرو و کیمورا[6]، ۲۰۱۸). ازآنجاکه چندک‌ها در پیش‌بینی ارزش در معرض خطر اهمیت دارند، روش رگرسیون چندکی بردار پشتیبان[7] که ترکیبی از SVR و رگرسیون چندکی است، مزایای هردو را دربر دارد. شیم و هوانگ[8] (۲۰۱۱) از SVQR برای پیش‌بینی نوسانات استفاده کرده‌اند. باوجوداین، نقطه‌ضعف اصلی SVQR این است که کارایی بالای آن عمدتاً در دوره‌های با نوسان پایین مشاهده می‌شود و در شرایط نوسان شدید بازار، عملکرد آن محدودتر است (محبی و مصمم[9]، ۲۰۲۵).

در این مقاله، از رگرسیون چندکی خطی برای بررسی رابطهٔ میان متغیرهای کلان اقتصادی و ارزش در معرض خطر بانک‌ها استفاده شده است. هدف از این رویکرد ارائهٔ چهارچوبی تحلیلی برای تصمیم‌گیری‌های کلان در حوزهٔ مدیریت ریسک بانکی است. برخلاف مطالعات پیشین که عمدتاً از مدل‌های ایستا و فرضیات ساده‌ساز استفاده کرده‌اند، این پژوهش باتوجه‌به ماهیت سری زمانی داده‌ها، از پنجرهٔ لغزان برای تخمین پویای پارامترها

[1] Ngan & Nghia
[2] Unconditional Coverage Tests
[3] Engle & Manganelli
[4] Keilbar & Wang
[5] Support Vector Regression
[6] Henrique, Sobreiro, & Kimura
[7] Support Vector Quantile Regression
[8] Shim & Hwang
[9] Mohebbi & Mosammam

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]
[DOI: 10.66224/jmbr.19.68.291]

بهره گرفته است. این روش امکان بررسی تغییرات ساختاری در روابط میان متغیرها را در طول زمان فراهم می‌سازد و به تحلیل دقیق‌تری از ریسک در شرایط متغیر بازار کمک می‌کند.

علاوه‌بر این، درحالی‌که بسیاری از مطالعات پیشین باقی‌مانده‌های مدل را به‌صورت مستقل و هم‌توزیع فرض کرده و از بررسی ساختار خودهمبستگی آن‌ها غفلت کرده‌اند، این پژوهش باقی‌مانده‌ها را به‌عنوان بخشی مهم از فرایند ارزیابی ریسک مدل‌سازی می‌کند. برای این منظور، از توزیع t-هنسن[1] و مدل‌های اتورگرسیون مشروط بر ناهمسانی واریانس تعمیم‌یافته[2] استفاده شده است که توانایی بالایی در شناسایی نوسانات شرطی و مدل‌سازی سنگینی دم چپ دارند. این رویکرد امکان ارزیابی دقیق‌تر و واقع‌گرایانه‌تری از ارزش در معرض خطر را فراهم می‌سازد؛ به‌ویژه در شرایطی که بازار با تکانه‌های شدید مواجه است.

براین‌اساس، پرسش اصلی پژوهش حاضر آن است که آیا رگرسیون چندکی خطی، حتی با انتخاب اندازهٔ پنجرهٔ متحرک بهینه، قادر به مدل‌سازی روابط غیرخطی میان متغیرهای کلان اقتصادی و بازده بانک‌ها و همچنین، همبستگی زمانی موجود در داده‌های مالی هست یا خیر. پاسخ به این پرسش می‌تواند میزان کارایی این روش را در شرایط واقعی بازار و در مقایسه با سایر رویکردهای پیشرفته روشن سازد. برای پاسخ به این پرسش، پژوهش حاضر به مدل‌سازی و پیش‌بینی دقیق ارزش در معرض خطر برای بانک‌ها در چهارچوبی پویا می‌پردازد. در این راستا، از نسخهٔ اصلاح‌شدهٔ رگرسیون چندکی خطی در سطح اطمینان ۰/۹۵ استفاده شده است. متغیرهای کلان اقتصادی شامل نرخ بهرهٔ بین‌بانکی، قیمت دلار، و شاخص هم‌وزن بورس به‌عنوان عوامل توضیحی در مدل لحاظ گردیده‌اند و داده‌های بازده روزانهٔ دو بانک منتخب (سینا و خاورمیانه) مورد بررسی قرار گرفته‌اند. پس از برآورد مدل‌ها، زیان چندکی پین‌بال به‌عنوان معیار اعتبارسنجی عملکرد مدل‌های رگرسیون خطی و اصلاح‌شده استفاده شد و معیارهای اعتبار خارج از نمونه شامل نرخ نقض، آمارهٔ کوپیک، و مقدار-p برای ارزیابی دقت برآوردهای VaR به کار گرفته شدند. همچنین، نمودارهای VaR برای تحلیل رفتاری مدل‌ها در دوره‌های مورد مطالعه ترسیم شدند.

در ادامه، ساختار کلی مقاله به این صورت تنظیم شده است: ابتدا مبانی نظری و روش تحقیق تشریح می‌شود؛ سپس، نتایج حاصل از برآورد مدل‌ها و تحلیل‌های آماری ارائه خواهد شد؛ در نهایت، یافته‌ها در قالب بحث و نتیجه‌گیری مورد تفسیر قرار می‌گیرند.

[1] Hansen skewed t distribution

[2] Generalized AutoRegressive Conditional Heteroscedasticity (GARCH)

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOI: 10.66224/jmbr.19.68.291]

۲ مبانی نظری

در علوم مالی، ریسک به‌عنوان احتمال انحراف منفی در ارزش دارایی‌ها یا تعهدات نسبت به مقدار مورد انتظار تعریف می‌شود. این انحراف می‌تواند ناشی از عواملی همچون نوسانات نرخ بهره، تغییرات قیمت سهام، یا نوسانات نرخ ارز باشد. ریسک مفهومی فراتر از صرفاً وقوع زیان است، زیرا هم احتمال وقوع و هم شدت پیامدهای منفی را دربرمی‌گیرد؛ ازاین‌رو، در حوزهٔ مالی، ریسک نه‌تنها باید شناسایی شود، بلکه لازم است به‌طور دقیق اندازه‌گیری، مدیریت، و در صورت امکان منتقل گردد (بابل و سانتمورو[1]، ۱۹۹۷).

ریسک‌های مالی به‌طورکلی شامل ریسک اعتباری، ریسک نقدینگی، ریسک عملیاتی، و ریسک بازارند. در میان این موارد، ریسک بازار اهمیت ویژه‌ای دارد، زیرا به احتمال زیان ناشی از نوسانات نامطلوب در شرایط بازار اشاره می‌کند؛ بنابراین، در بخش بعدی به‌طور خاص به ریسک بازار و ابعاد آن پرداخته خواهد شد.

۱.۲ ریسک بازار و نقش متغیرهای کلان اقتصادی در تحلیل آن

ریسک بازار یکی از مهم‌ترین انواع ریسک‌های مالی است که به احتمال زیان ناشی از نوسانات نامطلوب در شرایط بازار اشاره دارد. این ریسک می‌تواند از تغییرات در نرخ بهره، نرخ ارز، قیمت دارایی‌ها، شاخص‌های بازار سرمایه، و سایر عوامل اقتصادی ناشی شود. در نظام بانکی، ریسک بازار به‌طور مستقیم بر ارزش دارایی‌ها، بدهی‌ها، و سودآوری نهادهای مالی اثر می‌گذارد و در شرایط بحرانی می‌تواند به سرایت ریسک به سایر نهادها منجر شود؛ ازاین‌رو، شناخت و اندازه‌گیری دقیق ریسک بازار پیش‌شرط مدیریت ریسک و ثبات مالی محسوب می‌شود.

برای تحلیل ریسک بازار، پژوهش‌های بین‌المللی و داخلی معمولاً از مجموعه‌ای از شاخص‌های کلان اقتصادی استفاده کرده‌اند. در مطالعات بین‌المللی، از جمله پژوهش کیلبر و وانگ (۲۰۱۶)، برای تحلیل ریسک بازار از شاخص‌هایی مانند شاخص نوسان ضمنی بازار[2]، بازده هفتگی شاخص S&P500، نرخ بازده اوراق قرضهٔ شرکتی Baa نسبت به اوراق خزانه‌داری ۱۰ساله، و تفاضل نرخ بازده اوراق خزانه‌داری ۱۰ساله و ۳ماهه استفاده شده است.

[1] Babbel & Santomero

[2] Implied Volatility Index (VIX)

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOI: 10.66224/jmbr.19.68.291]

این متغیرها از منابعی مانند یاهو فایننس[1] و بانک فدرال رزرو سنت‌لوئیس[2] استخراج شده‌اند و نمایانگر نوسانات و شرایط کلان اقتصادی در بازارهای توسعه‌یافته هستند.

در مطالعهٔ آریاس و مندوزا و پرز[3] (۲۰۱۰) که به بررسی ریسک بازار نهادهای مالی در کشور کلمبیا پرداخته‌اند، مجموعه‌ای از متغیرهای کلان اقتصادی مانند انتظارات تورمی، بازده هفتگی بازار سهام، بازده نرخ ارز، شیب منحنی بازده[4]، رشد اعتبارات شامل شاخص اختلاف بازده اوراق قرضهٔ بازارهای نوظهور[5]، شاخص VIX، نرخ قرارداد معاوضهٔ نکول اعتباری[6] ۵ساله، و نرخ بهرهٔ بین‌بانکی به‌عنوان عوامل توضیحی وارد شده‌اند. برای کاهش هم‌خطی میان متغیرها، مؤلفان از تحلیل مؤلفه‌های اصلی استفاده کرده‌اند تا نماینده‌ای فشرده از نوسانات کلان اقتصادی در مدل لحاظ شود.

در فضای اقتصادی ایران، محدودیت‌های دسترسی به داده‌های معتبر و پیوسته، استفاده از شاخص‌های بین‌المللی را دشوار می‌سازد؛ ازاین‌رو، در مطالعات داخلی، متغیرهایی مانند نرخ آزاد دلار، نرخ بهرهٔ بین‌بانکی، و شاخص هم‌وزن بورس به‌عنوان نمایندگان داخلی نوسانات کلان اقتصادی انتخاب شده‌اند. هریک از این متغیرها بیانگر جنبه‌ای از ریسک بازارند: نرخ بهرهٔ بین‌بانکی نشان‌دهندهٔ هزینهٔ تأمین‌مالی و حساسیت دارایی‌های بهره‌دار بانک‌هاست؛ قیمت دلار بر دارایی‌ها و بدهی‌های ارزی بانک‌ها اثر می‌گذارد و می‌تواند نوسانات ارزی را به‌طور مستقیم به ترازنامهٔ مالی نهادها منتقل کند؛ و شاخص هم‌وزن بورس نمایندهٔ رفتار کلی بازار سرمایه و نوسانات ارزش دارایی‌های مالی است.

وقتی این متغیرها در مدل به‌عنوان عوامل مستقل وارد می‌شوند، خروجی شاخص‌هایی مانند ارزش در معرض خطر به‌طور مستقیم تحت‌تأثیر نوسانات بازار قرار می‌گیرد و می‌تواند بازتاب‌دهندهٔ سطح واقعی ریسک در شرایط اقتصادی ایران باشد. تعریف و مبانی نظری شاخص ارزش در معرض خطر در بخش بعدی ارائه خواهد شد؛ برای نمونه، میرعسکری و حسینی نساز (۱۳۹۶) در تحلیل ریسک اعتباری بانک‌ها از نرخ ارز و شاخص‌های بازار سرمایه به‌عنوان متغیرهای کلان استفاده کرده‌اند. همچنین، نقدی، شاهچرا، و آقاسی (۱۴۰۴) در تحلیل ثبات بانکی، اثر نوسانات اقتصادی و شاخص‌های مالی داخلی را برجسته کرده‌اند.

[1] Yahoo Finance
[2] Federal Reserve Bank of St. Louis
[3] Arias, Mendoza-Gutiérrez, & Pérez-Reyna
[4] yield curve slope
[5] Emerging Markets Bond Index Plus (EMBI+)
[6] credit default swap

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]
[DOI: 10.66224/jmbr.19.68.291]

هم‌پوشانی این مطالعات با متغیرهای انتخاب‌شده در پژوهش حاضر، اعتبار روش‌شناسی و کاربردپذیری مدل در فضای اقتصادی ایران را تقویت می‌کند. در نتیجه، تحلیل ریسک بازار با استفاده از متغیرهای کلان اقتصادی نه‌تنها امکان شناخت دقیق‌تر رفتار نهادهای مالی را فراهم می‌سازد، بلکه پایه‌ای مناسب برای سنجش ریسک سیستمی و وابستگی‌های بین‌بانکی نیز ایجاد می‌کند.

۲.۲ ارزش در معرض خطر

نخستین تلاش‌ها برای کمّی‌سازی ریسک و بیان زیان‌های احتمالی پرتفوی به فرانسیس اجورث[1] در سال ۱۸۸۸م. نسبت داده می‌شود. او با ترویج استفاده از داده‌های تاریخی برای پیش‌بینی احتمالات آینده، پیشرفت قابل‌توجهی در نظریهٔ آماری ایجاد کرد (آدامکو، اسپوچالاکوا و والاشکووا[2]، ۲۰۱۵). لیونز[3] (۱۹۴۵) نخستین کسی بود که معیاری منتشرشده از ارزش در معرض خطر ارائه داد. او پرتفویی شامل ده اوراق قرضه با توزیع دوجمله‌ای را در نظر گرفت که در آن، هرکدام از اوراق یا در پایان دوره به مبلغ ۱۰۰۰ دلار سررسید می‌شد یا به‌طور کامل نکول می‌کرد و بی‌ارزش می‌شد. نکول‌ها به‌عنوان رویدادهایی مستقل فرض شده بودند. او برای مخاطبان غیرتخصصی، با اشارهٔ مکرر به «فاصلهٔ بین زیان‌ها و سودهای محتمل»، به انحراف معیار ارزش بازار پرتفوی اشاره می‌کرد.

مارکویتز[4] (۱۹۵۲) پژوهشی پیش‌گامانه در نظریهٔ پرتفوی انجام داد که بعدها در سال ۱۹۹۰، جایزهٔ نوبل اقتصاد را برای او به ارمغان آورد. به‌طور مستقل، حدود سه ماه بعد، روی[5] (۱۹۵۲) شاخص‌هایی برای ارزش در معرض خطر معرفی کرد که شباهت قابل‌توجهی با یافته‌های مارکویتز داشتند. هر دو پژوهشگر در پی یافتن روشی برای بهینه‌سازی بازدهی و درعین‌حال، حفظ سطح مشخصی از ریسک بودند (آدامکو و همکاران، ۲۰۱۵). مارکویتز و روی قصد داشتند از معیارهای ارزش در معرض خطر برای بهینه‌سازی عملی پرتفوی استفاده کنند؛ اما این کار تا دههٔ ۱۹۷۰ و با در دسترس قرار گرفتن توان پردازشی کافی امکان‌پذیر

[1] Francis Edgeworth
[2] Adamko, Spuchľáková, & Valášková
[3] Leavens
[4] Markowitz
[5] Roy

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]
[DOI: 10.66224/jmbr.19.68.291]

نبود. معیارهای ارزش در معرض خطر در آن دوره عمدتاً جنبهٔ نظری داشتند و در چهارچوب نظریهٔ نوظهور پرتفوی منتشر می‌شدند (هاردل، وانگ و یو[1]، ۲۰۱۶).

از سال ۱۹۷۱، با فروپاشی توافق برتون وودز و لغو تبدیل‌پذیری دلار امریکا به طلا توسط ریچارد نیکسون ـ اقدامی که به «تکانهٔ نیکسون» معروف شد ـ نظام نرخ ارز ثابت جهانی پایان یافت و ارزها وارد نظام نرخ ارز شناور شدند. این تحول، همراه با نوسانات شدید در بازار ارز، شکل‌گیری بازار معاملات آتی ارز در ایالات متحده، و کنترل اوپک بر عرضهٔ جهانی نفت، زمینه‌ساز نوآوری‌های مالی گسترده‌ای در دهه‌های ۱۹۷۰ و ۱۹۸۰ شد. در همین دوره، وقوع دو بحران بزرگ نفتی ـ نخست، در سال ۱۹۷۳ در پی تحریم نفتی کشورهای عربی علیه غرب به‌دلیل حمایت آن‌ها از اسرائیل در جنگ یوم‌کیپور، و دوم، در سال ۱۹۷۹ به‌دنبال انقلاب اسلامی ایران و کاهش شدید تولید نفت ـ قیمت نفت خام را از ۲ دلار به بیش از ۳۵ دلار افزایش داد و نوسانات نرخ بهرهٔ دلار امریکا را تشدید کرد. در نتیجهٔ این رویدادها، ابزارهای مالی جدیدی مانند قراردادهای آتی ارز و اوراق خزانه‌داری توسعه یافتند که فاقد سابقهٔ تاریخی برای برآورد ریسک بودند و چالش‌های تازه‌ای برای مدل‌سازی ریسک ایجاد کردند. ظهور ریسک‌های نوین مانند ریسک نرخ بهره[2]، ریسک طرف مقابل[3]، و ریسک نقدشوندگی[4] نیاز به توسعهٔ شاخصی قابل‌فهم و قابل‌اعتماد برای سنجش ریسک را افزایش داد. در این میان، شاخص ارزش در معرض خطر به‌عنوان ابزاری ساده، قابل‌محاسبه، و کاربردی، به‌ویژه برای مدیران ریسک و نهادهای نظارتی، محبوبیت یافت و به یکی از ابزارهای اصلی در مدیریت ریسک بازارهای مالی تبدیل شد. با رشد سریع صنعت داده‌های مالی، اجرای عملی ارزیابی ارزش در معرض خطر امکان‌پذیر شد. مدل فعلی ارزش در معرض خطر عمدتاً به بانک سرمایه‌گذاری امریکایی جِی. پی مورگان[5] نسبت داده می‌شود. از زمان معرفی سامانهٔ سنجش ریسک[6] توسط جی. پی مورگان در سال ۱۹۹۴، VaR به‌عنوان ابزار استاندارد برای اندازه‌گیری میزان مواجهه با ریسک پذیرفته شده است (آستوتی و گونارس[7]، ۲۰۲۱). در

[1] Härdle, Wang, & Yu
[2] interest rate risk
[3] counterparty risk
[4] liquidity risk
[5] J.P. Morgan
[6] RiskMetrics System
[7] Astuti & Gunarsih

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]
[DOI: 10.66224/jmbr.19.68.291]

نهایت، پس از توافق بازل I[1] در سال ۱۹۸۸، استفاده از این سنجه نه‌تنها به‌عنوان معیار سنجش ریسک بلکه به‌مثابهٔ ابزاری برای تعیین کفایت سرمایه رایج شد و تا به امروز، پایه‌ای برای محاسبهٔ انواع مختلف ریسک باقی مانده است.

فرض کنید Y_t بازده دارایی در زمان t باشد؛ در این صورت، ارزش در معرض خطر به‌عنوان بدترین زیان مورد انتظار، با اندازهٔ احتمال P و سطح اطمینان $1-\tau$ به‌مثابهٔ چندک τ ـام توزیع بازده Y_t به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$VaR^{\tau}(Y_t) = inf\ \{ y_t \geq 0 \mid P(Y_t \leq y_t) \geq \tau \}, \qquad (۱)$$

اگرچه تعریف VaR در ظاهر ساده و قابل‌فهم است، محاسبه و ارزیابی دقیق آن در عمل با چالش‌های جدی همراه است. این پیچیدگی‌ها از چند جهت ناشی می‌شوند: انتخاب توزیع مناسب برای بازده‌ها (که در بسیاری موارد، فرض نرمال‌بودن با واقعیت‌های بازار همخوانی ندارد)؛ برآورد دقیق چندک‌ها در سطوح اطمینان بالا؛ وابستگی زمانی و همبستگی بین دارایی‌ها در پرتفوی‌های چندمتغیره؛ و وجود خودهمبستگی در داده‌های مالی که می‌تواند منجر به برآوردهای سوگیرانه و کاهش دقت مدل شود. در نتیجه، اگرچه ارزش در معرض خطر ابزاری قدرتمند برای سنجش ریسک است، نباید به‌عنوان معیار قطعی و بدون خطا در نظر گرفته شود، بلکه باید در کنار سایر شاخص‌های ریسک استفاده شود تا تصویری کامل‌تر از ریسک ارائه گردد. در سال‌های اخیر، ارزیابی ریسک مالی به حوزه‌ای پویا و چندوجهی تبدیل شده است؛ جایی که رویکردهای مختلف، با تکیه بر داده‌های پیچیده و مدل‌های پیشرفته، در حال توسعه و رقابت برای ارائهٔ دقیق‌ترین برآورد از ریسک هستند.

۳ روش تحقیق

در این بخش، به تشریح چهارچوب روش‌شناسی مورد استفاده در پژوهش حاضر پرداخته می‌شود. هدف اصلی مدل‌سازی رابطهٔ میان بازده بانک‌ها و مجموعه‌ای از متغیرهای کلان اقتصادی به‌منظور برآورد ارزش در معرض خطر با سطح اطمینان ۹۵ درصد است. برای دستیابی به این هدف، ابتدا از مدل رگرسیون خطی چندمتغیره به‌عنوان پایه‌ای ساده و قابل‌تفسیر استفاده می‌شود؛ سپس، با بهره‌گیری از رگرسیون چندکی، امکان تحلیل دقیق‌تر رفتار توزیع شرطی بازده فراهم می‌گردد. در نهایت، به‌منظور لحاظ‌کردن ساختار وابستگی

[1] Basel I Accord

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOI: 10.66224/jmbr.19.68.291]

زمانی و ناهمسانی شرطی در داده‌های مالی، نوعی مدل اصلاح‌شدهٔ مبتنی بر رگرسیون چندکی توسعه داده می‌شود که پویایی خطاها را به‌طور صریح در نظر می‌گیرد.

۱.۳ رگرسیون خطی چندمتغیره

مدل رگرسیون خطی چندمتغیره[1] یکی از روش‌های ساده، پایه‌ای، و پرکاربرد در تحلیل روابط خطی میان دو یا چند متغیر توضیحی و مقدار میانگین شرطی متغیر پاسخ $E(Y \mid X)$ است. این روش به‌عنوان پایه‌ای برای بسیاری از تکنیک‌های پیشرفته مورد استفاده قرار می‌گیرد و به‌دلیل سادگی، قابلیت تفسیر بالایی دارد (جیمز و همکاران[2]، ۲۰۱۳).

در این مدل، متغیر پاسخ و متغیرهای توضیحی به‌ترتیب با Y_t و $X_t^{'} = (X_{0,t}, \ldots, X_{p,t})$ نمایش داده می‌شوند، که در آن، $X_{0,t} = ۱$ برای لحاظ‌کردن جملهٔ ثابت (عرض از مبدأ) در مدل در نظر گرفته شده است. بردار ضرایب مدل به‌صورت $\beta = (\beta_0, \ldots, \beta_p)$ تعریف می‌شود. مدل رگرسیون خطی به‌صورت زیر بیان می‌شود:

$$Y_t = X_t^{'}\beta^{\tau} + \varepsilon_t, \qquad t = 1, \ldots, T \tag{۲}$$

که در آن، ε_t نشان‌دهندهٔ عبارت خطای تصادفی در مشاهدهٔ t است که فرض می‌شود مستقل و هم‌توزیع بوده، میانگین آن صفر باشد ($E(\varepsilon_t) = ۰$)، و از متغیرهای توضیحی $X_t^{'}$ مستقل باشد. میانگین شرطی متغیر پاسخ به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$E(Y_t|X_t) = X_t^{'}\beta \tag{۳}$$

که نشان می‌دهد توزیع Y_t باتوجه‌به X_t، به‌طور کامل توسط اطلاعات موجود در متغیرهای توضیحی تعیین می‌شود. برای برآورد ضرایب β، روش حداقل مربعات معمولی[3] به کار گرفته می‌شود که مجموع مربعات خطاها را در بین مشاهدات به حداقل می‌رساند:

$$\hat{\beta} = \underset{\beta}{argmin} \sum_{t=1}^{T} (Y_t - X_t'\beta)^2 \tag{۴}$$

باوجود سادگی و قابلیت تفسیر بالا، مدل رگرسیون خطی دارای محدودیت‌هایی است. این مدل تنها بر رفتار میانگین داده‌ها تمرکز دارد و ممکن است ویژگی‌های مهمی از توزیع

[1] Linear Multivariate Regression Model
[2] James, Witten, Hastie, & Tibshirani
[3] Ordinary Least Square (OLS)

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]
[DOI: 10.66224/jmbr.19.68.291]

مانند چولگی، کشیدگی، و وجود داده‌های پرت را نادیده بگیرد. همچنین، رگرسیون خطی نسبت به داده‌های پرت حساس است و فرض‌هایی مانند هم‌واریانس‌بودن خطاها و تقارن توزیع را در نظر می‌گیرد. به‌دلیل این محدودیت‌ها، رگرسیون چندکی به‌عنوان جایگزینی مقاوم مطرح شده است که با برآورد چندک‌های مختلف، دید جامع‌تری از توزیع شرطی متغیر پاسخ ارائه می‌دهد.

۲.۳ رگرسیون چندکی خطی

رگرسیون چندکی نخستین‌بار توسط کوئنکر و باست[1](۱۹۷۸) معرفی شد و بعدها توسط کوئنکر و هالوک[2] (۲۰۰۱) توسعه یافت. برخلاف رگرسیون خطی که بر میانگین شرطی تمرکز دارد، رگرسیون چندکی به بررسی چندک‌های مختلف از توزیع شرطی متغیر وابسته می‌پردازد. این روش اطلاعات دقیق‌تری دربارهٔ رفتار توزیع شرطی متغیر پاسخ باتوجه‌به متغیرهای مستقل ارائه می‌دهد.

براساس رابطهٔ خطی تعریف‌شده در معادلهٔ (۲)، رگرسیون چندکی خطی[3] تمرکز را از میانگین شرطی به تابع چندک شرطی تغییر می‌دهد:

$$Y_t = Q^{\tau}(Y_t|X_t) = X'\beta^{\tau} \qquad (۵)$$

که در آن، $\beta^{\tau} = (\beta_1^{\tau},\dots,\beta_p^{\tau})$ بردار ضرایب، e_t^{τ} باقی‌مانده یا خطای مربوط به مشاهدهٔ t در چندک τ، و Q^{τ} نمایانگر تابع معکوس توزیع تجمعی متغیر پاسخ Y_t است. در این مدل، جملهٔ خطا به‌گونه‌ای تعریف می‌شود که شرط $Q^{\tau}(e_t|X_t) = ۰$ برقرار باشد.

برآورد پارامترهای مدل رگرسیون چندکی با استفاده از روش حداقل انحراف مطلق[4] انجام می‌شود. در این روش، پارامترهای مربوط به چندک τ از طریق حل مسئلهٔ بهینه‌سازی زیر به دست می‌آیند:

[1] Koenker & Bassett
[2] Koenker & Hallock
[3] linear quantile regression
[4] least absolute deviations

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]
[DOI: 10.66224/jmbr.19.68.291]

$$\hat{\beta}^{\tau} = \underset{\beta^{\tau}}{argmin} \sum_{t=1}^{T} \rho_{\tau}(Y_t - X_t'\beta^{\tau}) \quad (۶)$$

که در آن، $\hat{\beta}^{\tau} = (\hat{\beta}_1^{\tau}, \dots, \hat{\beta}_P^{\tau})$ و تابع زیان چندکی پین‌بال[1] به‌صورت $\rho_{\tau}(u) = u(\tau - I(u < 0))$ تعریف می‌شود و I (.) تابع مشخصه[2] است. این تخمین دارای فرم بسته نیست؛ اما می‌توان با استفاده از روش‌های عددی مانند الگوریتم سیمپلکس، الگوریتم نقطهٔ داخلی، یا الگوریتم هموارسازی محدود، پارامترهای مدل را برآورد کرد (چن[3]، ۲۰۰۴).

۳.۳ مدل‌سازی رگرسیون چندکی در سری‌های زمانی

در بسیاری از مطالعات مالی، داده‌ها به‌صورت سری‌های زمانی ثبت می‌شوند و در نتیجه، فرض استقلال و هم‌توزیع‌بودن مشاهدات که در مدل‌های کلاسیک رگرسیون چندکی رایج است، ممکن است برقرار نباشد. در چنین شرایطی، باقی‌مانده‌های مدل اغلب وابستگی زمانی دارند و رفتارهایی مانند خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس شرطی از خود نشان می‌دهند؛ به‌ویژه در دوره‌های نوسانی بازار که شدت این ویژگی‌ها افزایش می‌یابد.

در بخش پیشین و مطابق با رابطهٔ (۲)، ساختار پایهٔ رگرسیون چندکی خطی معرفی شد. باتوجه‌به ماهیت زمانی داده‌ها در این پژوهش، فرض استقلال و هم‌توزیعی جمله‌های خطا (e_t^{τ}) دیگر برقرار نیست. نادیده‌گرفتن وابستگی‌های زمانی در مانده‌ها می‌تواند به برآوردهای نادرست از چندک‌های شرطی و در نتیجه، تحلیل‌های گمراه‌کننده از ریسک منجر شود. برای رفع این محدودیت، دو رویکرد مکمل به کار گرفته شده است: نخست، استفاده از روش پنجرهٔ لغزان[4] برای بازآموزی دوره‌ای مدل؛ و دوم، اصلاح ساختار باقی‌مانده‌ها به‌منظور لحاظ پویایی‌های زمانی و ناهمسانی واریانس.

در روش پنجرهٔ لغزان، یک بازهٔ ثابت (w) از داده‌های اخیر تعریف می‌شود تا مدل به‌صورت دوره‌ای بازآموزی گردد و پیش‌بینی‌ها با شرایط جاری بازار سازگار باشد. در هر تکرار، داده‌ها به‌اندازهٔ طول پنجره انتخاب می‌شوند و فرایند آموزش در چندین نوبت[5] انجام می‌شود؛ سپس، مدلی که کمترین زیان پین‌بال را به دست آورده است، به‌عنوان مدل برگزیده انتخاب می‌شود. براساس این مدل، مقدار VaR برای مشاهدهٔ بعدی (t+w+1) یا روز بعدی- یعنی

[1] Pinball Loss
[2] indicator function
[3] Chen
[4] Rolling Window
[5] Epoch

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]
[DOI: 10.66224/jmbr.19.68.291]

نخستین مشاهده پس از پنجره- پیش‌بینی می‌گردد. پنجره به‌صورت لغزان حرکت می‌کند و در هر مرحله یک گام به جلو می‌رود تا داده‌های جدید وارد فرایند شوند و داده‌های قدیمی کنار گذاشته شوند. این چرخهٔ آموزش و پیش‌بینی خارج از نمونه به‌طور متوالی تا پایان دورهٔ مورد مطالعه تکرار می‌شود. به‌این‌ترتیب، توانایی مدل در تعمیم‌پذیری و حفظ پایداری پیش‌بینی‌ها در کل دورهٔ داده‌ها به‌شکلی واقع‌بینانه‌تر ارزیابی می‌گردد.

بااین‌حال، یافته‌های تجربی نشان داده‌اند روش پنجرهٔ لغزان به‌تنهایی برای شناسایی کامل ساختارهای زمانی کافی نیست؛ بنابراین، در این مطالعه، ساختار باقی‌مانده‌ها نیز به‌گونه‌ای اصلاح شده است که بتواند رفتارهای دینامیک و نوسانات شرطی را بازتاب دهد. برای لحاظ‌کردن ساختار زمانی در جمله‌های خطای مدل، باقی‌مانده‌های رگرسیون چندکی به‌صورت زیر مدل‌سازی می‌شوند:

$$e_t^\tau = \mu_t^\tau + \varepsilon_t^\tau \quad (۷)$$

$$\varepsilon_t^\tau = h_t^{1/2} z_t^\tau. \quad (۸)$$

در این رابطه، μ_t^τ میانگین شرطی باقی‌مانده‌ها در چندک τام است که می‌تواند وابسته به زمان یا متغیرهای گذشته باشد و ε_t^τ نیز مؤلفهٔ تصادفی باقی‌مانده‌هاست که نوسانات غیرقابل‌پیش‌بینی را در مدل بازتاب می‌دهد.

برای مدل‌سازی دقیق‌تر رفتار تصادفی باقی‌مانده‌ها، مؤلفهٔ ε_t^τ نیز به دو بخش h_t، واریانس شرطی در زمان t و z_t^τ، متغیر تصادفی استاندارد (با میانگین صفر و واریانس واحد) است که نوسانات تصادفی را در چندک τام مدل می‌کند، تجزیه می‌شود. این ساختار به مدل اجازه می‌دهد تا ویژگی‌های مهمی مانند ناهمسانی واریانس شرطی و وابستگی زمانی را در جمله‌های خطا لحاظ کند. در نتیجه، برآوردهای چندک شرطی دقیق‌تر می‌شود و تحلیل VaR با دقت بیشتری انجام می‌گیرد. برای پیاده‌سازی این ساختار، ابتدا میانگین شرطی باقی‌مانده‌ها در چندک τ با استفاده از مدل $ARMA$[1] به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\mu_t^\tau = \phi_0 + \sum_{i=1}^{p} \phi_i \mu_{t-i}^\tau + \sum_{j=1}^{q} \theta_j \varepsilon_{t-j}^\tau. \quad (۹)$$

در این رابطه، ϕ_0 مقدار پایه، ϕ_i ضرایب اتورگرسیونی، و θ_j ضرایب میانگین متحرک هستند که وابستگی‌های زمانی میانگین شرطی را مدل‌سازی می‌کنند (شاموی و استوفر[2]،

[1] Autoregressive Moving Average

[2] Shumway & Stoffer

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOI: 10.66224/jmbr.19.68.291]

۲۰۰۰). این ساختار به مدل اجازه می‌دهد تا تغییرات تدریجی در رفتار بازار را از طریق حافظهٔ میانگین شرطی لحاظ کند.

از سوی دیگر، برای مدل‌سازی دقیق‌تر واریانس شرطی باقی‌مانده‌ها، از ساختار *GJR-GARCH*[1] استفاده شده است. این مدل با افزودن یک مؤلفهٔ وابسته به تکانه‌های منفی، امکان بازتاب نوسانات نامتقارن بازار را فراهم می‌سازد. مدل پیشنهادی در قالب رابطهٔ

$$h_t = \omega + \sum_{l=1}^{q} \beta_l h_{t-l} + \sum_{k=1}^{p} \alpha_k (e_{t-k})^2 + \sum_{r=1}^{p} \gamma_r (e_{t-r})^2 I(e_{t-r} < 0) \quad (۱۰)$$

معرفی می‌شود (گلستون، جاگاناتان و رانکل[2]، ۱۹۹۳). در رابطهٔ (۱۰) ، ω مقدار پایهٔ واریانس، α_k اثر تکانه‌های گذشته، γ_r شدت واکنش به تکانه‌های منفی، و β_l حافظهٔ واریانس شرطی را نشان می‌دهند. تابع مشخصهٔ $I_{\{\varepsilon_{t-1}<0\}}$ فعال‌بودن تکانهٔ منفی را مشخص می‌کند. افزودن جملهٔ $\gamma_r (e_{t-r})^2 I(e_{t-r} < 0)$ امکان شناسایی و مدل‌سازی اثر اهرمی[3] را فراهم می‌سازد؛ به این معنا که تکانه‌های منفی (اخبار بد یا کاهش قیمت‌ها) معمولاً نوسانات بیشتری نسبت به تکانه‌های مثبت ایجاد می‌کنند. در نتیجه، اگر مثبت و معنادار باشند، نشان‌دهندهٔ واکنش نامتقارن بازار به تکانه‌های منفی و وجود اثر اهرمی است. این ویژگی اهمیت زیادی در تحلیل ریسک دارد، زیرا بیانگر آن است که در شرایط بحرانی، واریانس شرطی به‌طور قابل‌توجهی افزایش می‌یابد و پیش‌بینی‌های VaR باید با دقت بیشتری تنظیم شوند.

برای مدل‌سازی مؤلفهٔ تصادفی باقی‌مانده‌ها، از توزیع t ـ هنسن استفاده شده که نسخه‌ای تعمیم‌یافته از توزیع t کلاسیک با قابلیت لحاظ چولگی و کشیدگی است. این انتخاب به‌ویژه در داده‌های مالی که رفتارهای غیرنرمال و دم‌کلفت دارند، بسیار مناسب است (هنسن[4]، ۱۹۹۴).

۴.۳ انتخاب مدل و ارزیابی عملکرد خارج از نمونه

برای ارزیابی عملکرد مدل‌های چندکی پایه و چندکی اصلاح‌شده، از معیار زیان چندکی پین‌بال پیش‌بینی[5] استفاده شد؛ معیاری که به‌طور خاص برای سنجش دقت برآورد چندک‌ها طراحی

[1] Glosten-Jagannathan-Runkle Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity
[2] Glosten, Jagannathan, & Runkle
[3] Leverage Effect
[4] Hansen
[5] Pinball Loss for Prediction (PL^{τ})

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]
[DOI: 10.66224/jmbr.19.68.291]

شده است و با در نظر گرفتن نامتقارن‌بودن خطاها، میزان انطباق پیش‌بینی‌های چندکی با مقادیر واقعی را اندازه‌گیری می‌کند که به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$PL^{\tau}\left(Y_t - \widehat{VaR_t}\right) = \begin{cases} \tau\left(Y_t - \widehat{VaR_t}\right), & Y_t \geq \widehat{VaR_t} \\ (1-\tau)\left(Y_t - \widehat{VaR_t}\right), & Y_t < \widehat{VaR_t} \end{cases} \quad (۱۱)$$

در این رابطه، $\widehat{\mathrm{VaR_t}}$ مقدار پیش‌بینی‌شده توسط مدل در زمان t، Y_t مقدار واقعی مشاهده‌شده در زمان t، و T تعداد کل پیش‌بینی‌های خارج از نمونه در دورهٔ مورد بررسی است. اگر مقدار واقعی بزرگ‌تر یا مساوی برآورد چندک باشد، خطا به‌اندازهٔ ضریب τ وزن‌دهی می‌شود و در حالت کمتربودن مقدار واقعی، ضریب $(1-\tau)$ اعمال می‌شود؛ سپس، میانگین خطای مدل در طول کل دوره طبق رابطهٔ

$$PLP(\tau) = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T} L^{\tau}\left(Y_t - \widehat{VaR_t}\right) \quad (۱۲)$$

محاسبه می‌شود (جی‌یو، کلی و شیو[1]، ۲۰۲۰). این معیار میانگین خطای مدل را در کل دوره نشان می‌دهد و امکان مقایسهٔ دقت پیش‌بینی میان مدل‌های پایه و اصلاح‌شده را فراهم می‌سازد.

از سوی دیگر، چندک‌های برآوردشده توسط این دو مدل به‌عنوان مقادیر VaR ـ پایه و VaR ـ اصلاح‌شده در سطح اطمینان مشخص مورد استفاده قرار گرفتند. برای ارزیابی اعتبار VaR حاصل از دو روش می‌توان از نرخ نقض[2] و آزمون نسبت نقض کوپیک[3] استفاده کرد. تعداد نقض‌ها از رابطهٔ $\mathrm{N}=\sum_{t=1}^{T} I_t\left(Y_t \geq \widehat{VaR_t}\right)$ به دست می‌آید که در آن، $I_t\left(Y_t \geq \widehat{VaR_t}\right)$ شاخصی است که اگر در زمان t زیان واقعی از مقدار VaR فراتر رود، مقدار آن برابر با ۱ و در غیر این صورت برابر با صفر خواهد بود. نرخ نقض که به‌صورت نسبت تعداد نقض‌ها به کل مشاهدات است $(\mathrm{VR}=\frac{N}{T})$، بیان می‌کند که چه سهمی از مشاهدات واقعی زیان از مقدار VaR پیش‌بینی‌شده فراتر رفته‌اند.

برای بررسی آماری انطباق فراوانی نقض‌ها با سطح اطمینان نظری، آزمون نسبت نقض کوپیک به کار گرفته می‌شود. این آزمون یکی از روش‌های ارزیابی[4] VaR است که توسط

[1] Gu, Kelly, & Xiu

[2] Violation Rate (VR)

[3] Kupiec's Proportion of Failures Test

[4] backtesting

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOI: 10.66224/jmbr.19.68.291]

کوپیک[1] (۱۹۹۵) معرفی شد و بر پایهٔ آزمون نسبت درست‌نمایی[2] عمل می‌کند. آمارهٔ آزمون کوپیک به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$LR = -2\,Ln\left(\frac{(1-\tau)^{T-N}\tau^{N}}{(1-VR)^{T-N}VR^{N}}\right) \qquad (۱۳)$$

در این آزمون، فرض صفر بیان می‌کند که نرخ نقض مشاهده‌شده (VR) با نرخ نقض مورد انتظار (τ) سازگار است و تحت فرض صفر، LR به‌طور مجانب از توزیع $\chi^2(1)$ پیروی می‌کند. هرچه نرخ نقض مشاهده‌شده از مقدار مورد انتظار فاصله بگیرد، مقدار آمارهٔ LR بزرگ‌تر می‌شود و شواهد بیشتری از ناکارآمدی مدل فراهم می‌گردد؛ به این معنا که مدل یا ریسک را کمتر از مقدار مورد انتظار[3] یا بیشتر از مقدار مورد انتظار[4] برآورد کرده است.

۴ نتایج

مدیریت ریسک مالی در نظام بانکی ایران همچنان یکی از چالش‌های اساسی به شمار می‌رود. در بازارهای مالی، پیش‌بینی دقیق ارزش در معرض خطر نقش مهمی در کاهش زیان‌های احتمالی و اتخاذ تصمیمات آگاهانه ایفا می‌کند. در این بخش، رویکرد رگرسیون خطی چندکی اصلاح‌شده[5] برای پیش‌بینی ارزش در معرض خطر در دو بانک خاورمیانه و سینا طی بازهٔ زمانی ۶ فروردین ۱۳۹۳ تا ۱۲ بهمن ۱۴۰۳ مورد بررسی قرار گرفته است.

داده‌های قیمت سهام این دو بانک از وبگاه شرکت مدیریت فناوری بورس تهران (TSETMC) استخراج شده و بازده‌های لگاریتمی به‌عنوان متغیر وابسته محاسبه گردیده‌اند. باتوجه‌به محدودیت‌های دسترسی به داده‌های بین‌المللی، همان‌طور که در بخش مبانی نظری بحث شد، در این پژوهش از متغیرهای داخلی شامل نرخ آزاد دلار، نرخ بهرهٔ بین‌بانکی، و شاخص هم‌وزن بورس استفاده گردید تا انطباق مدل با واقعیت‌های بازار مالی ایران افزایش یابد. این داده‌ها از پژوهشکدهٔ پولی و بانکی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران دریافت شده و به‌عنوان متغیرهای توضیحی در مدل وارد شده‌اند. نتایج نشان داد مدل رگرسیون چندکی اصلاح‌شده توانست پیش‌بینی‌های واقع‌بینانه‌تری از VaR ارائه دهد و حساسیت ریسک بانک‌ها نسبت به نوسانات کلان اقتصادی ایران را آشکار سازد.

[1] Kupiec
[2] likelihood ratio
[3] underestimation
[4] overestimation
[5] Modified Linear Quantile Regression

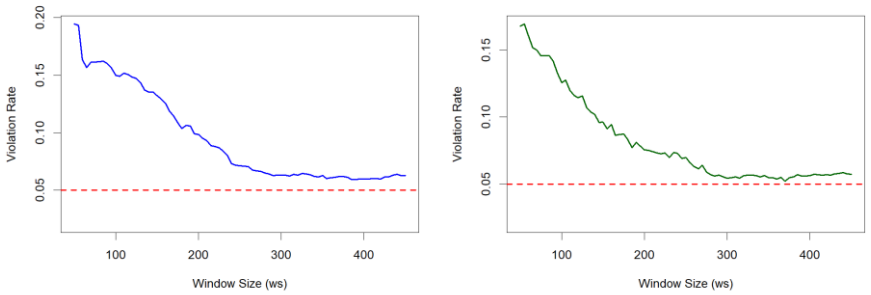
[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]
[DOI: 10.66224/jmbr.19.68.291]

باتوجه‌به اهمیت حجم داده، داده‌ها در طولانی‌ترین بازهٔ زمانی در دسترس جمع‌آوری شده و پنجرهٔ تحلیلی مشترکی برای هر دو بانک انتخاب گردیده است. ازآنجاکه داده‌های جمع‌آوری‌شده شامل مقادیر گمشده بودند، از صافی کالمن[1] برای بازسازی و درون‌یابی سری‌های زمانی ناقص استفاده شده است (مصمم[2]، ۲۰۱۵). این روش پیوستگی و ساختار زمانی داده‌ها را حفظ کرده و برای پیش‌بینی قابل‌اعتماد در مدل‌های سری زمانی ضروری است. این روش با بهره‌گیری از ساختار دینامیکی داده‌ها، پیوستگی و الگوهای اصلی سری زمانی را حفظ می‌کند و امکان تحلیل قابل‌اعتماد در مدل‌های سری زمانی را فراهم می‌سازد. بااین‌حال، باید توجه داشت که استفاده از این روش ممکن است نوسانات کوتاه‌مدت واقعی را تا حدی هموار کند.

یکی از چالش‌های این مطالعه تفاوت در فرکانس زمانی داده‌هاست. داده‌های مربوط به بازده بانکی به‌صورت روزانه جمع‌آوری شده و بنابراین، نوسانات کوتاه‌مدت به‌خوبی در مدل لحاظ شده‌اند. در میان متغیرهای توضیحی، نرخ بهرهٔ بین‌بانکی و قیمت دلار در ابتدای دورهٔ مطالعه به‌صورت ماهانه منتشر می‌شدند و سپس، به فرکانس هفتگی یا روزانه تغییر یافتند. شایان ذکر است این متغیرها در طول بازه‌های موردنظر ماهیتاً ثابت بوده‌اند و معاملات براساس همان نرخ اعلام‌شده انجام می‌شده است؛ بنابراین، ثبات در این موارد ناشی از ماهیت داده و نه ساده‌سازی مدل بوده است. باوجوداین، اختلاف فرکانس‌ها می‌تواند در برخی موارد منبعی بالقوه برای اریبی در برآورد آثار کلان اقتصادی باشد؛ به‌ویژه در دوره‌هایی که نوسانات شدید یا تکانه‌های ساختاری رخ می‌دهد. انتخاب این رویکرد به‌دلیل محدودیت دسترسی به داده‌های با فرکانس یکسان و نیاز به حجم بالای داده‌ها برای تحلیل دقیق‌تر صورت گرفته است، و در مطالعات بعدیِ مبتنی بر یادگیری ماشین (با تمرکز بر ریسک سیستمی و تعامل میان بانک‌ها) به‌طور مناسب‌تر مورد رسیدگی قرار خواهد گرفت.

[1] Kalman Filter
[2] Mosammam

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]
[DOI: 10.66224/jmbr.19.68.291]



الف ـ بانک سینا ب ـ بانک خاورمیانه

شکل ۱. نمودار حساسیت نرخ نقض نسبت به طول پنجرهٔ مربوط به روش رگرسیون چندکی خطی

ابتدا، برای پیش‌بینی VaR در سطح اطمینان ۹۵ درصد ($\tau = ۰/۰۵$)، از روش برآورد پنجرهٔ لغزان استفاده شده است تا تغییرات ساختاری و پویایی‌های محلی در داده‌های سری زمانی لحاظ شوند.

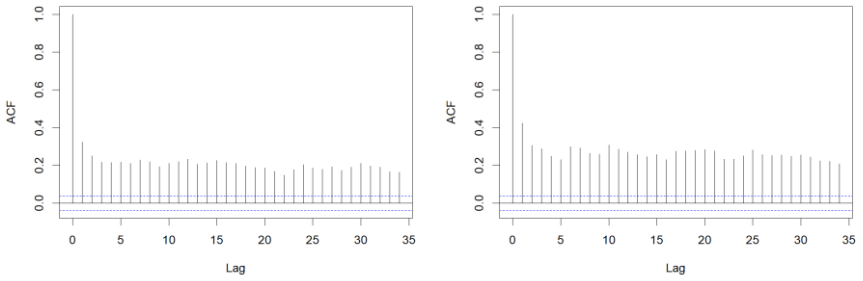
به‌منظور انتخاب طول پنجرهٔ مناسب، نرخ نقض VaR در طول‌های مختلف محاسبه و نمودار حساسیت آن ترسیم شد. همان‌طور که در شکل ۱ مشاهده می‌شود، با افزایش طول پنجره، نرخ نقض به‌طور پیوسته کاهش می‌یابد و به سطح اطمینان نظری ($\tau = ۰/۰۵$) نزدیک می‌شود. این روند نزولی بیانگر کاهش نوسانات آماری و افزایش پایداری پیش‌بینی‌ها در پنجره‌های بزرگ‌تر است. بااین‌حال، از حدود طول پنجرهٔ ۲۵۰ تا ۳۰۰، نرخ نقض به وضعیت تقریباً ثابت می‌رسد و تغییرات آن ناچیز می‌شود. این نقطهٔ سکون نشان‌دهندهٔ بازدهی کاهنده در افزایش طول پنجره است؛ به‌طوری‌که افزایش بیشتر پنجره بهبود معناداری در پوشش ریسک ایجاد نمی‌کند.

از سوی دیگر، داده‌های مورد استفاده ساختار سالانه دارند (مانند تغییرات نرخ بهرهٔ بین‌بانکی در دوره‌های سالانه)؛ بنابراین، انتخاب طول پنجره در این بازه علاوه‌بر تضمین پایداری آماری، با منطق اقتصادی نیز همخوانی دارد. در ادبیات مالی، طول پنجرهٔ ۲۵۰ به‌طور رایج به‌عنوان نمایندهٔ تعداد روزهای کاری در یک سال به کار می‌رود. کیلبر و وانگ (۲۰۱۶) نیز، هرچند بدون ارائهٔ تحلیلی دربارهٔ مبنای این انتخاب، از همین طول پنجرهٔ ثابت استفاده کرده‌اند. یافته‌های مطالعهٔ حاضر نشان می‌دهد تعیین طول پنجرهٔ ۲۵۰ نه‌تنها با رویه‌های رایج در ادبیات مالی سازگار است، بلکه براساس شواهد مربوط به نرخ نقض نیز انتخابی معتبر و قابل‌توجیه محسوب می‌شود.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOI: 10.66224/jmbr.19.68.291]

پس از اجرای مدل رگرسیون خطی چندکی در چهارچوب پنجرهٔ لغزان، باقی‌مانده‌های حاصل مورد بررسی قرار گرفتند تا ساختار وابستگی زمانی و ویژگی‌های آماری آن‌ها ارزیابی شود. همان‌طور که در نمودار تابع خودهمبستگی[1] شکل ۲ مشاهده می‌شود، مقادیر قابل‌توجهی از خودهمبستگی در تأخیرهای مختلف زمانی وجود دارد که نشان‌دهندهٔ وابستگی زمانی در ساختار خطاهاست. این رفتار تأیید می‌کند که باقی‌مانده‌ها مستقل نیستند و مدل پایه قادر به حذف کامل وابستگی‌های سری زمانی نبوده است.



الف_ بانک سینا ب_ بانک خاورمیانه

شکل ۲. نمودار خودهمبستگی باقی‌مانده‌های مربوط به روش رگرسیون چندکی خطی

به‌منظور بررسی دقیق‌تر وجود ناهمسانی واریانس شرطی، آزمون ARCH- LM بر روی باقی‌مانده‌ها انجام شد. نتایج این آزمون در جدول ۱ نشان می‌دهد که برای هر دو بانک، آمارهٔ آزمون χ^2 بسیار بزرگ و مقدار-p بسیار کوچک است. این مقادیر آشکارا نشان می‌دهند که فرض صفر مبنی بر نبودِ اثر ARCH با اطمینان بالای ۹۵ درصد رد می‌شود. این یافته‌ها نشان‌دهندهٔ وجود نوسانات شرطی در باقی‌مانده‌هاست و ضرورت استفاده از ساختارهای مدل‌سازی واریانس مانند GARCH یا GJR-GARCH را در چهارچوب مدل چندکی تقویت می‌کند. به‌عبارت‌دیگر، باقی‌مانده‌های مدل اولیه نوسانات شرطی دارند که به‌صورت وابستگی واریانس به گذشته ظاهر می‌شود.

[1] Autocorrelation Function (ACF)

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOI: 10.66224/jmbr.19.68.291]

جدول ۱
نتایج آزمون ARCH-LM قبل از انجام اصلاحات

بانک	χ^2	درجهٔ آزادی	مقدار-p
سینا	۴۱/۷۹۵	۲	$۸/۴۱\times۱۰^{-۱۰}$
خاورمیانه	۲۵/۲۱۲	۲	$۳/۳۵\times۱۰^{-۶}$

مطالعهٔ محبی و مصمم (۱۴۰۴) نشان داد چهارچوب مدل‌سازی ARMA-GARCH در برآورد ارزش در معرض خطر شرطی (CoVaR[1]) بانک‌های ایرانی کارآمد بوده و توانایی آن در شناسایی ریسک سیستمی تأیید شده است. بر همین اساس، این پژوهش نیز با بهره‌گیری از همان رویکرد، به بهبود برآورد ارزش در معرض خطر پرداخته است.

برای کالیبره‌کردن باقی‌مانده‌های مدل رگرسیون خطی چندکی رابطهٔ (۴)، از ساختار (۶) و (۷) برای مدل‌سازی میانگین شرطی و واریانس شرطی جملهٔ خطا بهره گرفته شده است. مشخصات کامل مدل و برآورد پارامترها از روابط (۶) و (۷) استخراج و در جدول ۲ گزارش شده‌اند.

[1] Conditional Value at Risk

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOI: 10.66224/jmbr.19.68.291]

جدول ۲

پارامترهای برآوردشدهٔ مدل ARMA-GARCH

بانک	پارامتر	مقدار برآوردشده	خطای استاندارد	مقدار_p
سینا	ϕ_0	۰/۰۱۴۸	۰/۰۰۱۷	۰/۰۰۰۰
	ϕ_1	۰/۹۸۲۶	۰/۰۰۳۳	۰/۰۰۰۰
	θ_1	ـ۰/۸۱۹۶	۰/۰۱۷۱	۰/۰۰۰۰
	α_1	۰/۱۸۵۸	۰/۰۰۱۹	۰/۰۰۰۰
	α_2	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۴۶	۰/۵۰۱۶
	β_1	۰/۸۹۱۶	۰/۰۰۳۷	۰/۰۰۰۰
	γ_1	۰/۱۴۵۹	۰/۰۰۴۳	۰/۰۰۰۰
	γ_2	ـ۰/۲۹۵۴	۰/۰۰۰۸	۰/۰۰۰۰
	چولگی	۱/۱۰۳۸	۰/۰۲۶۶	۰/۰۰۰۰
	درجهٔ آزادی	۳/۸۸۶۱	۰/۲۰۴۵	۰/۰۰۰۰
خاورمیانه	ϕ_0	۰/۰۱۶۹	۰/۰۰۲۰	۰/۰۰۰۰
	ϕ_1	۰/۹۷۹۳	۰/۰۰۵۲	۰/۰۰۰۰
	α_1	۰/۵۰۳۱	۰/۰۵۲۸	۰/۰۰۰۰
	β_1	۰/۵۹۱۸	۰/۰۳۷۶	۰/۰۰۰۰
	γ_1	ـ۰/۱۸۹۲	۰/۰۶۵۳	۰/۰۰۳۸
	چولگی	۱/۰۰۸۰	۰/۰۲۴۳	۰/۰۰۰۰
	درجهٔ آزادی	۳/۵۱۸۶	۰/۱۸۴۶	۰/۰۰۰۰

پارامترهای برآوردشده در جدول ۲ نشان می‌دهند مدل ARMA–GARCH برای هر دو بانک ازنظر تجربی پشتیبانی مناسبی دارد و اغلب ضرایب در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادارند. در بانک سینا، ضریب میانگین ثابت (ϕ_0) مثبت و کوچک است که بازده متوسط مثبت اما کم‌دامنه را نشان می‌دهد. ضریب خودرگرسیونی (ϕ_1) بسیار بزرگ و نزدیک به یک، و ضریب میانگین متحرک (θ_1) منفی و معنادار است؛ این ترکیب بیانگر آن است که بازده فعلی به‌شدت تحت‌تأثیر بازده دورهٔ قبل قرار دارد و تکانه‌های قبلی اثر اصلاحی دارند. در بخش واریانس شرطی، α_1 کوچک و β_1 بسیار بزرگ است که نشان‌دهندهٔ جذب تدریجی نوسانات و حافظهٔ بلندمدت در این بانک است. در مقابل، α_2 غیرمعنادار است؛ اما ضرایب γ_1 و γ_2 هردو معنادارند و وجود اثر اهرمی یا نامتقارن‌بودن واکنش نوسان‌ها به تکانه‌های مثبت و منفی را تأیید می‌کنند؛ به‌ویژه γ_2 منفی و بزرگ است که اهمیت نامتقارنی چندوقفه‌ای را

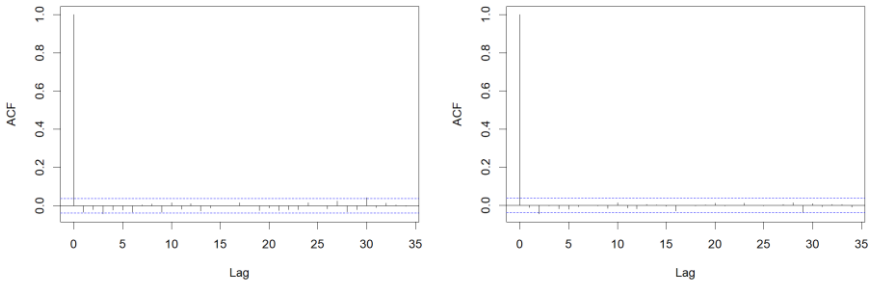
[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOI: 10.66224/jmbr.19.68.291]

برجسته می‌سازد. توزیع نوآوری‌ها نیز با چولگی مثبت و درجهٔ آزادی پایین‌تر از نرمال، دم‌های سنگین‌تر و احتمال وقوع بازده‌های افراطی را نشان می‌دهد.

در بانک خاورمیانه، ضریب میانگین ثابت (ϕ_0) مثبت و معنادار است و تنها یک ضریب خودرگرسیونی (ϕ_1) نزدیک به یک وجود دارد که نشان‌دهندهٔ وابستگی شدید بازده فعلی به بازده دورهٔ قبل است. در بخش واریانس شرطی، α_1 بزرگ و متوسط است؛ بنابراین، نوسانات به تکانه‌های جدید بازار سریع و شدید واکنش نشان می‌دهند؛ اما حافظهٔ نوسانات کوتاه‌تر از بانک سیناست. ضریب γ_1 منفی و معنادار است که اثر اهرمی را تأیید می‌کند؛ یعنی تکانه‌های منفی نوسان را بیشتر تحریک می‌کنند. توزیع نوآوری‌ها در این بانک تقریباً متقارن است و درجهٔ آزادی پایین‌تر از نرمال نشان‌دهندهٔ دم‌های ضخیم و پوشش مناسب برای ریسک‌های شدید است.

در مجموع، تفاوت اصلی دو بانک در پایداری و واکنش نوسانات است. بانک سینا نوسانات پایدارتر و بلندمدت‌تر دارد و اثر نامتقارن چندوقفه در آن برجسته است، درحالی‌که بانک خاورمیانه واکنش سریع‌تر و کوتاه‌مدت‌تر به تکانه‌های بازار نشان می‌دهد و اثر اهرمی تک‌وقفه در آن اهمیت دارد. همچنین، چولگی مثبت و درجهٔ آزادی پایین‌تر در بانک سینا احتمال وقوع بازده‌های افراطی را افزایش می‌دهد، درحالی‌که در بانک خاورمیانه دم‌ها سبک‌تر و احتمال نتایج افراطی کمتر است. این تفاوت‌ها برای سیاست‌گذاران و مدیران ریسک اهمیت زیادی دارد، زیرا نشان می‌دهد هر بانک نیازمند راهبردی متفاوت برای مدیریت نوسانات و طراحی ابزارهای پوشش ریسک است. بانک سینا به رویکردی محتاطانه و بلندمدت نیاز دارد، درحالی‌که بانک خاورمیانه باید بر واکنش سریع به تکانه‌های روزانه تمرکز کند.



الف- بانک سینا ب- بانک خاورمیانه

شکل ۳. نمودار خودهمبستگی باقی‌مانده‌های مربوط به روش رگرسیون چندکی خطی اصلاح‌شده

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]
[DOI: 10.66224/jmbr.19.68.291]

پس از اعمال اصلاحات ساختاری از طریق مدل‌سازی واریانس شرطی با استفاده از چهارچوب ARMA-GARCH، نمودار تابع خودهمبستگی باقی‌مانده‌ها رسم شد که طبق شکل ۳ نشان می‌دهد مقادیر خودهمبستگی در وقفه‌های مختلف به‌طور قابل‌توجهی کاهش یافته‌اند و در محدودهٔ صفر نوسان دارند. این رفتار نشان‌دهندهٔ حذف مؤثر وابستگی‌های زمانی کوتاه‌مدت در باقی‌مانده‌هاست؛ در واقع، پس از اعمال ساختار مدل‌سازی واریانس شرطی، باقی‌مانده‌ها به‌صورت آماری مستقل‌تر از گذشته عمل می‌کنند. این یافته گامی مهم در جهت اعتبارسنجی مدل اصلاح‌شده است و نشان می‌دهد مدل جدید توانسته است ساختار دینامیکی سری‌های زمانی را بهتر جذب کند. مجدداً آزمون ARCH-LM بر روی باقی‌مانده‌های مدل اصلاح‌شده اجرا شد. همان‌طور که در جدول ۲ مشاهده می‌شود، آمارهٔ آزمون χ^2 به‌طور چشمگیری کاهش یافته و مقدار-p به سطوح بسیار بالا رسیده است (برای هر دو بانک بزرگ‌تر از ۰/۹۷). این نتایج نشان می‌دهند فرض صفر مبنی بر نبودِ اثر ARCH دیگر ردشدنی نیست و در سطح اطمینان ۹۵ درصد پذیرفته می‌شود. به‌عبارت‌دیگر، نوسانات شرطی که پیش‌تر در باقی‌مانده‌ها مشاهده شده بود، پس از مدل‌سازی باقی‌مانده‌ها به‌طور مؤثری حذف شده‌اند. این یافته‌ها مؤید آن است که استفاده از ساختارهای مدل‌سازی واریانس مانند GJR-GARCH در چهارچوب مدل چندکی، نه‌تنها وابستگی‌های زمانی را کاهش داده، بلکه موجب تثبیت واریانس شرطی در باقی‌مانده‌ها شده است.

جدول ۲

نتایج آزمون ARCH-LM بعد از انجام اصلاحات

بانک	χ^2	درجهٔ آزادی	مقدار-p
سینا	۰/۰۶۰۹	۲	۰/۹۷۱۰
خاورمیانه	۰/۲۲۶۳	۲	۰/۹۸۳۰

در مجموع، تحلیل آماری باقی‌مانده‌ها نشان داد که مدل اصلاح‌شدهٔ رگرسیون چندکی، باوجود بهبود در پیش‌بینی ارزش در معرض خطر، همچنان نیازمند لحاظ ساختار دینامیک در جمله‌های خطا برای دستیابی به برآوردهای دقیق‌تر است.

نمودارهای ارزش در معرض خطر برای بانک‌های سینا و خاورمیانه، در سطح اطمینان ۰/۹۵، رفتار متفاوتی را در دو مدل رگرسیون خطی و اصلاح‌شده نشان می‌دهند (شکل ۴). در بانک خاورمیانه، مدل اصلاح‌شده نوسانات شدیدتری را ثبت کرده است که در دوره‌هایی مانند سال‌های ۱۳۹۷ تا ۱۴۰۱، مقادیر بالاتری از ریسک را نسبت به مدل خطی نشان

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOI: 10.66224/jmbr.19.68.291]

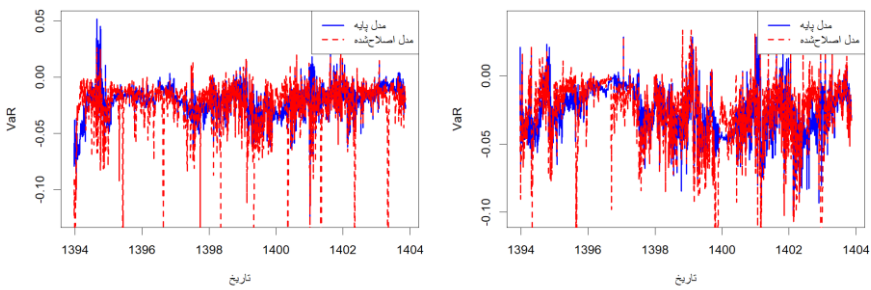
می‌دهد. در مقابل، در بانک سینا، مدل اصلاح‌شده در بسیاری از دوره‌ها نوسانات ملایم‌تری دارد و در بازه‌هایی مانند ۱۳۹۵ تا ۱۳۹۷، همگرایی قابل‌توجهی با مدل خطی دارد. این تفاوت‌های رفتاری در نمودارها زمینه‌ساز تحلیل‌های آماری دقیق‌تر در بخش بعدی هستند.

جدول ۳

نتایج آزمون اعتبار خارج از نمونهٔ ارزش در معرض خطر در سطح مورد انتظار ۰/۰۵

رگرسیون چندکی		بانک سینا	بانک خاورمیانه
پایه	نرخ نقض	۰/۰۶۹۷	۰/۰۷۱۳
	آمارهٔ کوپیک	۱۸/۹۶	۲۱/۸۸
	مقدار-p	۰/۰۰۰۰۱	۰/۰۰۰۰۲
	پین‌بال	۰/۰۰۲۸۰	۰/۰۰۲۷۱
اصلاح‌شده	نرخ نقض	۰/۰۴۸۰	۰/۰۴۸۴
	آمارهٔ کوپیک	۰/۲۱۰۶	۰/۱۳۵۱
	مقدار-p	۰/۶۴۰۰	۰/۶۴۶۳
	پین‌بال	۰/۰۰۲۷۴	۰/۰۰۲۷۳

مطابق جدول ۳، نتایج زیان چندکی (پین‌بال) نشان می‌دهد هر دو مدل (پایه و اصلاح‌شده) در پیش‌بینی چندک‌ها عملکرد مناسبی داشته‌اند و مقادیر زیان چندکی در هر دو بانک کوچک و نزدیک به هم هستند (حدود ۰/۰۰۲۷–۰/۰۰۲۸)، که بیانگر دقت قابل‌قبول در برآورد چندک‌هاست.



الف ـ بانک سینا ب ـ بانک خاورمیانه

شکل ۴. نمودار ارزش در معرض خطر مربوط به روش رگرسیون چندکی خطی و مدل اصلاح‌شده

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOI: 10.66224/jmbr.19.68.291]

بااین‌حال، معیارهای مربوط به اعتبارسنجی VaR تصویری متفاوت ارائه می‌کنند. در مدل پایه، نرخ نقض برای بانک سینا (۰/۰۶۹۷) و بانک خاورمیانه (۰/۰۷۱۳) به‌طور معناداری بالاتر از سطح مورد انتظار ۰/۰۵ بوده است. این نتایج نشان می‌دهد مدل پایه ریسک را کمتر از مقدار مورد انتظار برآورد کرده و در عمل، حدود ۷ درصد نقض را پوشش داده است؛ بنابراین، برآورد مدل پایه نسبت به سطح مورد انتظار، دچار کم‌برآوردی بوده است و توانایی کافی در پوشش ریسک ندارد. آمارهٔ کوپیک بزرگ و مقادیر–p بسیار کوچک (کمتر از ۰/۰۰۰۰۱) نیز این موضوع را تأیید کرده‌اند و بیانگر رد فرض صفر و ناکافی‌بودن پوشش VaR در مدل پایه هستند.

در مقابل، مدل اصلاح‌شده نرخ نقض را به مقادیر نزدیک به سطح مورد انتظار (۰/۰۴۸۰ و ۰/۰۴۸۴) کاهش داده است. این مقادیر کمی پایین‌تر از ۰/۰۵ بوده و نشان‌دهندهٔ رویکرد محافظه‌کارانهٔ مدل اصلاح‌شده در برآورد ریسک است. آمارهٔ کوپیک کوچک همراه با مقدار-p بزرگ‌تر از ۰/۰۵ نیز بیانگر ردنشدن فرض صفر و اعتبار آماری پوشش VaR است.

۵ بحث و نتیجه‌گیری

نتایج حاصل از مدل‌سازی نشان می‌دهند فرضیه‌های اصلی پژوهش، شامل وجود رابطهٔ معنادار میان بازده بانک‌ها و متغیرهای کلان اقتصادی، و همچنین، وجود ساختار وابستگی زمانی و ناهمسانی واریانس شرطی در داده‌های مالی، در سطح اطمینان ۹۵ درصد تأیید شده‌اند. این یافته‌ها نشان می‌دهند مدل ترکیبی ARMA-GJR-GARCH همراه با رگرسیون چندکی و توزیع t–هنسن توانسته است رفتار پیچیده و غیرنرمال بازده بانک‌ها را به‌خوبی مدل کند.

مقایسهٔ نتایج این مطالعه با پژوهش‌های پیشین، از جمله نگان و همکاران (۲۰۱۸) و آنیانس و همکاران (۲۰۰۹)، نشان می‌دهد استفاده از مدل‌های چندکی و ساختارهای ترکیبی مانند ARMA-GARCH در تحلیل دقیق‌تر ریسک دم و رفتارهای افراطی بازار مؤثرتر از مدل‌های کلاسیک عمل می‌کند. در این پژوهش، ترکیب رگرسیون چندکی با ساختار وابستگی زمانی و توزیع t–هنسن، امکان تحلیل دقیق‌تر نوسانات و پیش‌بینی بهتر ارزش در معرض خطر را فراهم ساخته است؛ به‌ویژه در مواجهه با نوسانات بازار ایران که ویژگی‌هایی مانند چولگی، کشیدگی، و داده‌های پرت در آن رایج‌اند.

بااین‌حال، باید به منابع بالقوهٔ تورش نیز توجه داشت. انتخاب طول پنجره در روش پنجرهٔ لغزان، نوع توزیع انتخاب‌شده، و خطاهای اندازه‌گیری در متغیرهای کلان اقتصادی مانند نرخ ارز و نرخ بهرهٔ بین‌بانکی، به‌ویژه در شرایط ناپایدار اقتصادی، می‌توانند بر نتایج مدل

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]
[DOI: 10.66224/jmbr.19.68.291]

تأثیرگذار باشند. همچنین، تمرکز بر داده‌های دو بانک خاص ممکن است قابلیت تعمیم نتایج را محدود کند.

پارامترهای برآوردشده نشان می‌دهند که در بانک سینا، γ_1 مثبت و معنادار و γ_2 منفی و معنادار است. این موضوع بیانگر آن است که واکنش نوسانات شرطی بانک سینا به تکانه‌های مثبت و منفی متفاوت بوده و ساختار ناهمسانی واریانس شرطی در این بانک از نوع نامتقارن است. به‌عبارت‌دیگر، بسته به علامت و مقدار پارامترها، تکانه‌های مثبت باعث افزایش نوسانات می‌شوند، درحالی‌که تکانه‌های منفی اثر کاهنده دارند یا برعکس. در بانک خاورمیانه نیز پارامتر γ_1 منفی و معنادار است که نشان‌دهندهٔ حساسیت ویژهٔ این بانک به تکانه‌های منفی بازار است. این یافته با مطالعات داخلی هم‌راستاست؛ برای نمونه، دادمهر، مهارتی، خوراکیان، و رحیم‌نیا (۱۴۰۲) نشان داده‌اند که بانک‌های خصوصی ایران در مواجهه با تغییرات ساختاری رویکردی محتاطانه اتخاذ می‌کنند و در اجرای تغییرات پایدارکندتر عمل می‌کنند. همچنین، دهقان دهنوی، محرم اوغلی، و بائی (۱۳۹۶) در بررسی ساختار مالکیت بانک‌ها گزارش کرده‌اند که تمرکز مالکیت در بانک‌های خصوصی با افزایش ریسک و کاهش ثبات همراه است، درحالی‌که بانک‌های دولتی رفتاری متفاوت دارند. علاوه‌بر این، شالیها، دقیقی اصلی، میرزایی‌نژاد، و افشاری راد (۱۴۰۰) در تحلیل سیاست‌های اعتباری بانک‌ها نشان داده‌اند که بانک‌های خصوصی در مقایسه با بانک‌های دولتی سیاست‌های محافظه‌کارانه‌تری اتخاذ می‌کنند که بر رفتار بازار و نحوهٔ مواجهه با نوسانات اثرگذار است.

بنابراین، برخلاف فرض اولیه، اثر نامتقارن (γ) در هر دو بانک وجود دارد و معنادار است. این نتیجه اهمیت زیادی دارد، زیرا نشان می‌دهد مدل GJR-GARCH توانسته است رفتار متفاوت بانک‌ها در مواجهه با تکانه‌های مثبت و منفی را به‌خوبی شناسایی کند و باید در طراحی سیاست‌های مدیریت ریسک به این تفاوت‌ها توجه شود. در مقایسهٔ دو مدل رگرسیون خطی و رگرسیون خطی اصلاح‌شده برای بانک‌های خاورمیانه و سینا، تفاوت‌های معناداری در رفتار شاخص VaR مشاهده می‌شود که ازنظر آماری نیز قابل‌دفاع‌اند.

همان‌طور که در شکل ۴ نمایان است، در نمودار مربوط به بانک خاورمیانه، مدل اصلاح‌شده نوسانات بیشتری نسبت به مدل خطی دارد و در دوره‌هایی مانند سال‌های ۱۳۹۷ تا ۱۴۰۱، مقادیر بالاتری از ریسک را ثبت کرده است. این نوسانات افزوده، برخلاف ظاهر پرریسک‌تر، در آزمون‌های آماری عملکرد بهتری نشان داده‌اند و توانایی مدل اصلاح‌شده در شناسایی نقاط بحرانی و واکنش به تکانه‌های بازار را تأیید می‌کنند. در مقابل، در نمودار بانک سینا، مدل اصلاح‌شده در بسیاری از دوره‌ها نوسانات کمتری نسبت به مدل خطی دارد و در بازه‌هایی مانند ۱۳۹۵ تا ۱۳۹۷، همگرایی قابل‌توجهی بین دو مدل دیده می‌شود. بااین‌حال،

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOI: 10.66224/jmbr.19.68.291]

در مقاطع خاصی مانند سال ۱۴۰۰، مدل اصلاح‌شده نوسانات ناگهانی‌تری را ثبت کرده که نشان‌دهندهٔ حساسیت بالای آن به تغییرات ساختاری در داده‌های بانک سیناست.

هدف اصلی این مطالعه شناسایی دقیق‌ترین مدل پیش‌بینی براساس معیارهای استاندارد آزمون اعتبار خارج از نمونهٔ مدل ارزش در معرض خطر شامل نرخ نقض، آمارهٔ کوپیک، مقدار–p، و زیان چندکی پین‌بال بود. نتایج نشان داد مدل رگرسیون چندکی اصلاح‌شده توانسته نرخ نقض را به سطح نظری نزدیک کند و در آزمون کوپیک نیز عملکرد قابل‌قبولی داشته باشد. افزایش مقدار–p و کاهش آمارهٔ کوپیک در این مدل نشان می‌دهد که می‌تواند به‌عنوان ابزار دقیق‌تر برای مدیریت ریسک در بانک‌ها مورد استفاده قرار گیرد. مدل اصلاح‌شده، به‌ویژه در شرایط نوسانی بازار ایران، توانسته است نقاط بحرانی را بهتر شناسایی کند و ازنظر سیاست‌گذاری برای بانک مرکزی و واحدهای مدیریت ریسک اهمیت ویژه‌ای دارد. باوجوداین، باید به محدودیت‌های پژوهش نیز توجه داشت. انتخاب طول پنجره در روش پنجرهٔ لغزان، نوع توزیع انتخاب‌شده، و کیفیت داده‌های کلان اقتصادی می‌توانند بر نتایج مدل تأثیرگذار باشند؛ ازاین‌رو، پیشنهاد می‌شود در مطالعات آینده از داده‌های بیشتر و متنوع‌تر بانکی استفاده شود و مدل‌های یادگیری ماشین مانند SVQR یا شبکه‌های عصبی نیز برای مقایسه وارد شوند تا اعتبار نتایج افزایش یابد.

در این مقاله، ریسک بازار با استفاده از شاخص ارزش در معرض خطر ارزیابی و پیش‌بینی شده است؛ شاخصی که به‌طور مستقیم میزان زیان بالقوهٔ بانک‌ها در شرایط نوسانی بازار را نشان می‌دهد. نتایج حاصل بیانگر آن است که مدل اصلاح‌شده توانسته است نرخ نقض را به سطح مورد انتظار نزدیک کند و نقاط بحرانی بازار را با دقت بیشتری شناسایی نماید. این امر در عمل یعنی بانک‌ها می‌توانند با اتکا به این مدل تصمیمات احتیاطی دقیق‌تری در زمینهٔ تخصیص سرمایه و مدیریت ریسک اتخاذ کنند و تاب‌آوری خود را در برابر تکانه‌های اقتصادی افزایش دهند.

یافته‌های این پژوهش با نتایج مقالهٔ محبی و مصمم (۲۰۲۵) نیز هم‌راستا هستند. آن مقاله نشان داده است که مدل اصلاح‌شدهٔ خطی حتی در مقایسه با روش SVQR عملکرد بهتری دارد و پوشش دقیق‌تری از ریسک واقعی بازار ارائه می‌دهد. این هم‌سنجی برتری مدل اصلاح‌شدهٔ خطی را نسبت به سایر روش‌ها تثبیت، و پشتوانهٔ علمی و تجربی آن را تقویت می‌کند.

در نهایت، تفاوت رفتار دینامیک ریسک در بانک‌های مختلف نشان می‌دهد که نمی‌توان نسخه‌ای واحد برای همهٔ بانک‌ها تجویز کرد. لازم است ابزارهای پوشش ریسک و سیاست‌های احتیاطی متناسب با ویژگی‌های ساختاری و رفتاری هر بانک، به‌ویژه در شرایط نوسانی و

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOI: 10.66224/jmbr.19.68.291]

پرریسک بازار ایران، طراحی شوند تا تاب‌آوری نظام بانکی در برابر تکانه‌های اقتصادی افزایش یابد. علاوه‌بر این، این پژوهش زمینه‌ساز مطالعه‌ای مستقل در ارزیابی ریسک سیستمی در شبکهٔ بانکی ایران خواهد بود؛ مطالعه‌ای که با بهره‌گیری از شاخص‌های ارزش در معرض خطر و مدل‌های یادگیری ماشین، رفتار هم‌زمان بانک‌ها و آثار سرایتی در نظام مالی کشور را تحلیل خواهد کرد.

تشکر و قدردانی

این پژوهش با حمایت مالی پژوهشکدهٔ پولی و بانکی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران انجام شده است. نویسندگان از پشتیبانی این نهاد علمی صمیمانه سپاسگزارند. همچنین، از داوران و ویراستار محترم مجله که با نظرات ارزشمندشان به بهبود کیفیت این مقاله کمک کردند، قدردانی می‌شود.

فهرست منابع

دادمهر، م. ص.؛ مهارتی، ی.؛ خوراکیان، ع.؛ و رحیم‌نیا، ف. (۱۴۰۲). پایداری تغییرات سازمانی در بانک‌های خصوصی ایران: راهبردها و پیامدها. *پژوهش‌نامهٔ مدیریت تحول*، ۱۵ (۳۰)، ۱۴۷ـ۱۸۸.

دهقان دهنوی، م. ع.؛ محرم اوغلی، ا.؛ و بائی، م. (۱۳۹۶). عوامل تعیین‌کنندهٔ ریسک‌پذیری بانک‌ها در ایران با تأکید بر ساختار مالکیت. *تحقیقات مالی*، ۱۹(۱)، ۶۱ـ ۸۰.

شالیها، ز.؛ دقیقی اصلی، ع.؛ میرزایی‌نژاد، م. ر.؛ و افشاری راد، م. (۱۴۰۰). تأثیر سیاست‌های پولی و محیط‌های تورمی بر حجم سپردهٔ بانک‌های خصوصی و دولتی در ایران (رهیافت داده‌های تابلویی پویا). *توسعه و سرمایه*، ۶ (۲)، ۲۲۷ـ۲۴۴.

محبی، س.؛ محمدیان مصمم، ع. (۱۴۰۴). ارزیابی ریسک سیستمی با روش ارزش‌ـدرـمعرض‌ـ خطر شرطی و توابع مفصل خوشه‌ای در نظام بانکی ایران. *علوم آماری*، ۱۹ (۱)، ۱۸۳ـ۲۰۴.

میرعسکری، ر.؛ حسینی نساز، ح. (۱۳۹۶). تحلیل تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر ریسک اعتباری بانک‌ها. *اقتصاد پولی، مالی*، ۲۴ (۱۳)، ۱۷۵ـ۱۹۹.

نقدی، م.؛ شاهچرا، م.؛ و آقاسی، س. (۳ـ۱۴۰۴). بررسی هم‌زمانی تأثیرات ثبات و سودآوری در شبکهٔ بانکی کشور ایران (با تأکید بر روش‌های مختلف اندازه‌گیری شاخص ثبات بانکی). *پژوهش‌های پولی‌ـبانکی*، ۱۸ (۶۳)، ۱۹۹ـ۲۲۶.

Adamko, P., Spuchľáková, E., & Valášková, K. (2015). The history and ideas behind VaR. *Procedia Economics and Finance*, *24*, 18-24.

Aniūnas, P., Nedzveckas, J., & Krušinskas, R. (2009). Variance–covariance risk value model for currency market. *Engineering economics*, *61*(1).

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOI: 10.66224/jmbr.19.68.291]

Arias, M., Mendoza-Gutiérrez, J. C., & Pérez-Reyna, D. (2010). Applying CoVaR to measure systemic market risk: The colombian case. *Temas de Estabilidad Financiera, 47*, 351-364.

Astuti, P. E., & Gunarsih, T. (2021). Value-At-Risk analysis in risk measurement and formation of optimal portfolio in banking share. *JBTI: Jurnal Bisnis: Teori Dan Implementasi*, *12*(2), 103-114.

Babbel, D. F., & Santomero, A. M. (1997). Risk management by insurers: An analysis of the process *(Working Paper No. 96-16). Wharton School, University of Pennsylvania*.

Chen, C. (2004). An adaptive algorithm for quantile regression. *Theory and Applications of Recent Robust Methods*, pages 39–48. Springer, Basel.

Duffie, D., & Pan, J. (1997). An overview of value at risk. *Journal of derivatives*, *4*(3), 7-49.

Engle, R. F., & Manganelli, S. (2004). CAViaR: Conditional autoregressive value at risk by regression quantiles. *Journal of Business and Economic Statistics, 22*(4), 367–381.

Glosten, L. R., Jagannathan, R., and Runkle, D. E. (1993). On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks. *The Journal of Finance, 48*(5): 1779–1801. Wiley Online Library.

Gu, S., Kelly, B., & Xiu, D. (2020). Empirical asset pricing via machine learning. *The Review of Financial Studies*, 33(5), 2223–2273. Oxford University Press.

Hansen, B. E. (1994). Autoregressive conditional density estimation. *International Economic Review*, 705–730.

Henrique, B. M., Sobreiro, V. A., & Kimura, H. (2018). Stock price prediction using support vector regression on daily and up to the minute prices. *The Journal of finance and data science*, *4*(3), 183-201.

Härdle, W. K., Wang, W., & Yu, L. (2016). Tenet: Tail-event driven network risk. *Journal of Econometrics, 192*(2), 499–513.

James, G., Witten, D., Hastie, T., Tibshirani, R., et al. (2013). *An introduction to statistical learning*, volume 112. Springer.

Keilbar, G., & Wang, W. (2022). Modelling systemic risk using neural network quantile regression. *Empirical Economics, 62*(1), 93–118.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOI: 10.66224/jmbr.19.68.291]

Koenker, R. and Bassett Jr, G. (1978). Regression quantiles. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 33–50. JSTOR.

Koenker, R. and Hallock, K. F. (2001). Quantile regression. *Journal of Economic Perspectives*, 15(4):143–156. American Economic Association.

Kupiec, P.H. (1995). Techniques for verifying the accuracy of risk measurement models. *The Journal of Derivatives*, 3, 73–84.

Leavens, D. H. (1945). Diversification of investments. *Trusts and Estates*, *80*(5):469–473.

Markowitz, H. M. (1952). Portfolio selection. *The Journal of Finance, 7*(1), 77–91.

Mosammam, A. M. (2015). Kalman filter: A simple derivation. *Mathematics and Statistics, 3*(1), 41–45.

Mohebbi, S., & Mosammam, A. M. (2025). Comparative analysis of modified LQR and SVQR models for VaR prediction in financial time series. *SSRN*. https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=5557777.

Ngan, N. T., & Nghia, H. T. (2018). Forecasting value at risk: Evidence from emerging economies in Asia. *VNUHCM Journal of Economics-Law and Management*, 2(1), 77-90.

Roy, A. D. (1952). Safety first and the holding of assets. *Econometrica, 20*(3), 431–450.

Vaniya, K., Talaviya, R., & Gor, R. (2022). Estimating the Value at Risk Using Monte Carlo Simulation. *IOSR Journal of Mathematics (IOSR-JM)*, 18(4 Ser. IV), 16–23.

Shim, J. Y., & Hwang, C. H. (2011). Forecasting volatility via conditional autoregressive value at risk model based on support vector quantile regression. *Journal of the Korean Data & Information Science Society, 22*(3), 589-596.

Shumway, R. H. and Stoffer, D. S. (2000). *Time series analysis and its applications*. 3rd edition. New York: Springer.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOI: 10.66224/jmbr.19.68.291]

Journal of Monetary & Banking Research
Vol. 19, No. 68, Summer 2026
pages 301-332

Analysis of the Impact of Macroeconomic Variables and Selected Financial Indicators on Value at Risk Prediction for Banks and Financial Institutions: A Case Study of Sina Bank and Bank of the Middle East

Somaye Mohebbi[1] Ali Mohammadian Mosammam[2]

Received: 08-Oct -2025 Accepted: 01-Feb-2026

Abstract

This study aims to improve the accuracy of Value-at-Risk (VaR) estimation at the 0.95 confidence level by comparing the performance of linear quantile regression (LQR) and its modified version. Daily return data from Bank Sina and Bank Middle East were analyzed, incorporating macroeconomic variables—interbank interest rate, exchange rate, and equal-weighted stock index—as predictors. After estimating both models, VaR charts were plotted to examine their behavior during volatile market periods. The modified model exhibited stronger fluctuations in Bank Middle East, particularly between 2018 and 2022, capturing higher levels of risk compared to the linear model. In contrast, Bank Sina's modified model showed smoother variations and closer alignment with the linear model during several periods, though it responded sharply to structural shifts in 2021. The statistical evaluation based on out-of-sample validation criteria—including violation rate, Kupiec test, p-value, and pinball quantile loss—indicates that the modified quantile regression model has achieved higher accuracy for both banks and has provided a more reliable coverage of actual market risk. These results suggest

[1] PhD Candidate in Mathematics, University of Zanjan; so.mohebbi@znu.ac.ir
[2] Associate Professor of Statistics, University of Zanjan (Corresponding Author); a.m.mosammam@znu.ac.ir

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOI: 10.66224/jmbr.19.68.291]

that the use of the modified model is recommended for the analysis and forecasting of market risk.

Keywords: Econometrics, Macroeconomic Variables, Value-at-Risk (VaR), Modified Linear Quantile Regression, Financial Time Series
JEL Classification: C22, C58, G21, G32

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOI: 10.66224/jmbr.19.68.291]