فصلنامهٔ پژوهش‌های پولی_بانکی
سال نوزدهم، شمارهٔ ۶۷، بهار ۱۴۰۵
صفحات ۱۷۳_۲۱۲

نقش سلامت نظام بانکی بر پیشگیری از جرم پول‌شویی (رویکرد کاپیولا)

سعید کیان‌پور [*]
بیتا شایگانی [†]
اصغر ابوالحسنی هستیانی [‡]
محسن حاجیان [§]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۴/۰۵/۲۳ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۱۱/۱۲

چکیده

هدف: این پژوهش با هدف بررسی رابطهٔ میان سلامت نظام بانکی و جرم پول‌شویی در حوزهٔ اقتصادی ایران انجام شده است. به باور متخصصان، سلامت بانک‌ها از عوامل مهم بازدارندهٔ پول‌شویی به‌شمار می‌آید. نظر به اهمیت این موضوع، در پژوهش حاضر اثر شاخص‌های عملکردی نظیر بازده دارایی‌ها و نسبت دارایی‌های نقدشونده به کل دارایی‌ها بر کاهش یا افزایش ریسک پول‌شویی ارزیابی شده است.

روش: جهت نیل به هدف اصلی پژوهش، از رویکرد کاپیولا و داده‌های مربوط به ۸ بانک خصوصی طی دورهٔ زمانی ۱۳۸۶ تا ۱۴۰۲ استفاده شده است. در این رویکرد، بازده دارایی‌ها با مدل t-location-scale و جرم پول‌شویی با توزیع گاوسی معکوس مدل‌سازی شده‌اند. در این راستا، ۲۵ مدل کاپیولا با شبیه‌سازی زنجیرهٔ مارکوف مونت‌کارلو برآورد شده و صحت آن‌ها با ضرایب همبستگی (کندال، اسپیرمن، پیرسون) و معیارهایی مانند AIC، BIC، RMSE و NSE ارزیابی شده است.

یافته‌ها: نتایج نشان داد که بازده دارایی‌ها با پول‌شویی رابطه‌ای معکوس و نامتقارن دارد (τ کندال = ۰/۱۳۳۳ـ، ρ اسپیرمن = ۰/۲۵۲۹ـ، r پیرسون = ۰/۱۰۱۳ـ؛ p=0.050, 0.034, 0.070). رابطهٔ نسبت دارایی‌های نقدشونده به کل دارایی‌ها با پول‌شویی معنادار نبود (τ = 0.116–، ρ = 0.1735–، r = ۰/۱۱-۰۳ـ؛ p>0.5). از میان ۲۵ مدل کاپیولا، مدل رافتری با RMSE = 0.0924 و NSE = 0.9874 بهترین تناسب برای رابطهٔ ROA–پول‌شویی، و

[*] استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران (نویسندهٔ مسئول) S_kianpoor@pnu.ac.ir
[†] دانشیار گروه اقتصاد، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران shaygan@pnu.ac.ir
[‡] استاد گروه اقتصاد، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران a.bolhasani@pnu.ac.ir
[§] دانشجوی گروه اقتصاد، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران mohsenhajian.eco@gmail.com

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]
[DOI: 10.66224/jmbr.19.67.5]

مدل BB1 با RMSE = 0.0846 و NSE = 0.9882 مناسب‌ترین مدل برای نسبت دارایی‌های نقدشونده به کل دارایی‌ها–پول‌شویی بود.
نتیجه‌گیری: یافته‌ها حاکی از آن است که بهبود کارایی و عملکرد بانکی، به‌ویژه از طریق افزایش بازده دارایی‌ها و تقویت کنترل‌های داخلی، به‌عنوان سپری مؤثر در برابر پول‌شویی عمل می‌کند. از سوی دیگر، نسبت دارایی‌های نقدشونده به کل دارایی‌ها به‌تنهایی تأثیر قابل‌توجهی بر کاهش جرم پول‌شویی ندارد.

واژه‌های کلیدی: پول‌شویی، سلامت نظام بانکی، کاپیولا
طبقه‌بندی JEL: G21، K42، C58، G28، E51

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]

[DOI: 10.66224/jmbr.19.67.5]

۱ مقدمه

جرم پول‌شویی ازجمله جرائمی است که نه‌تنها ابعاد ملی دارد، بلکه آثار فراملی گسترده‌ای بر اقتصاد، نظام مالی، و سازوکارهای حکمرانی کشورها به جا می‌گذارد. این جرم علاوه‌بر آسیب‌رسانی مستقیم به نهادها و مؤسسات خصوصی و دولتی، تبعاتی گسترده بر کل نظام اقتصادی و حقوقی جوامع دارد (کومار[1]، ۲۰۱۲).

از سوی دیگر، تخصیص منابع مالی یک کشور به فعالیت‌های مجرمانه موجب کاهش بهره‌وری اقتصادی و اختلال در تخصیص منابع تولیدی می‌شود. به‌عبارت‌دیگر، ورود ناگهانی و خروج غیرمنتظرهٔ سرمایه‌های غیرقانونی از بازارهای مالی و اقتصادی سبب ایجاد تقاضای کاذب و تلاطم در عرضه و تقاضا خواهد شد که در نهایت، منجر به بی‌ثباتی اقتصادی و فروپاشی نهادهای مالی و صنعتی می‌شود. این وضعیت نه‌تنها تأثیرهای اقتصادی مخربی دارد، بلکه بستر مناسبی برای گسترش فساد مالی، کاهش اعتماد عمومی به نهادهای دولتی، و اختلال در فرایند حکمرانی ایجاد می‌کند (فیبر[2]، ۲۰۰۵؛ اوتیناشویلی، وشاپیتزه و زویدزه[3]، ۲۰۲۳).

باتوجه‌به سیال‌بودن جریانات تجاری، مالی، و سرمایه‌گذاری، آثار مخرب ناشی از پول‌شویی مرزهای ملی را پشت سر گذاشته و به چالشی جهانی تبدیل شده است. تمامی نهادهای بین‌المللی با تمرکز بر این موضوع و در واکنش به رشد ابزارهای نوین مالی و بانکی، بهبود و توسعهٔ راهکارهای قانونی و نظارتی مؤثر برای کنترل جریان‌های مالی غیرقانونی را در برنامه دارند (بورلینی[4]، ۲۰۰۸). طبق گزارش جرائم مالی جهانی منتشرشده توسط نزدک[5]، در سال ۲۰۲۴، بیش از ۳ تریلیون دلار پول‌شویی و جابه‌جایی وجوه غیرقانونی رخ داده است. این روند سبب شده است تا کشورها در سطح ملی و بین‌المللی تلاش‌های خود را برای تقویت سازوکارهای مقابله با پول‌شویی افزایش دهند.

یکی از اصلی‌ترین محورهای این مبارزه ایجاد نظام مالی شفاف و سالم است. کشورها با بازنگری استانداردها و اجرای شاخص‌های نظارتی، در تلاش‌اند تا فعالیت‌های مشکوک مالی

---

[1] Kumar
[2] Fabre
[3] Otinashvili , Veshapidze, & Zoidze
[4] Borlini
[5] NASDAQ’s 2024 Global Financial Crime Report

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]
[DOI: 10.66224/jmbr.19.67.5]

را شناسایی و مهار کنند. پس از بحران‌های متعدد اقتصادی در دهه‌های اخیر، شاخص‌هایی برای ارزیابی سلامت نظام‌های بانکی ارائه شده که ازجملۀ مهم‌ترین آن‌ها شاخص کَملز[1] است. این شاخص ابعاد مختلف سلامت بانکی شامل نسبت دارایی‌های نقدشونده به کل دارایی‌ها، کفایت سرمایه، کیفیت دارایی‌ها، و مدیریت مؤسسات مالی را بررسی می‌کند و معیار قابل‌توجهی برای سنجش پایداری نظام بانکی در مقابل جریان‌های پولی نامشروع و غیرقانونی محسوب می‌شود (ریستوی[2]، ۲۰۱۷). بانک‌ها به‌عنوان واسطه‌های مالی نقشی کلیدی در اقتصاد ایفا می‌کنند و به‌ویژه در مراحل جای‌گذاری سرمایه، خردکردن منابع مالی، سطح‌بندی پول، حذف ردپای تراکنش‌ها، و ادغام مجدد منابع پولی در اقتصاد در معرض خطر پول‌شویی قرار دارند؛ بنابراین، بررسی میزان آسیب‌پذیری نظام بانکی در برابر این جرم گام نخست در تدوین سیاست‌های مقابله‌ای به شمار می‌رود (سونداراکانی و راماسامی[3]، ۲۰۱۳).

در پژوهش حاضر، نقش سلامت نظام بانکی در پیشگیری از پول‌شویی مورد ارزیابی قرار گرفته است. باتوجه‌به محدودیت‌های آماری، بانک‌های صادرات ایران، ملت، پاسارگاد، خاورمیانه، اقتصاد نوین، پارسیان، پست بانک ایران، و کارآفرین به‌عنوان نمونه‌های مطالعاتی برای سال‌های ۱۳۸۶ تا ۱۴۰۲ انتخاب شدند. به‌منظور دستیابی به نتایج دقیق‌تر، پس از بررسی ادبیات نظری و تجربی، از روش‌های پیشرفته‌ای همچون توابع کاپیولا و شبیه‌سازی زنجیرۀ مارکوف مونت‌کارلو[4] استفاده شد. در این مطالعه، دو شاخص بازده دارایی‌ها و نسبت دارایی‌های نقدشونده به کل دارایی‌ها به‌عنوان معیارهای کلیدی سلامت بانکی مورد تحلیل قرار گرفتند. هدف پژوهش بر اثبات نقش شاخص‌های سلامت بانکی نقش برجسته‌ای در کاهش ریسک پول‌شویی متمرکز بوده است و استفاده از این معیارها در تدوین سیاست‌های مقابله‌ای می‌تواند به کاهش تهدیدات ناشی از جریان‌های مالی غیرقانونی کمک کند.

در ادامه، ابتدا مبانی نظری و دستاوردهای پژوهش‌های پیشین پیرامون پول‌شویی و نقش سلامت نظام بانکی در پیشگیری از آن بازخوانی می‌شود؛ سپس، داده‌های مورد استفاده، متغیرها، و چهارچوب کاپیولا همراه با جزئیات شبیه‌سازی زنجیرۀ مارکوف مونت‌کارلو و معیارهای انتخاب مدل (AIC، BIC، RMSE، و NSE) تشریح می‌شود. در گام بعدی، نتایج تجربی با تکیه بر ضرایب همبستگی کندال، اسپیرمن و پیرسون و تحلیل

---

[1] Camels Index

[2] Restoy

[3] Sundarakani & Ramasamy

[4] Markov Chain Monte Carlo (MCMC)

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]

[DOI: 10.66224/jmbr.19.67.5]

وابستگی میان بازده دارایی‌ها، نسبت دارایی‌های نقدشونده به کل دارایی‌ها، و پول‌شویی ارائه می‌شود و صحت برآوردها مورد ارزیابی قرار می‌گیرد؛ سپس، یافته‌ها با تأکید بر پیامدهای سیاستی و ضرورت تقویت کنترل‌های داخلی و شفافیت مالی تفسیر می‌شوند و در پایان نیز ضمن جمع‌بندی اصلی‌ترین نتایج، محدودیت‌های پژوهش و پیشنهادهایی مطرح خواهد شد.

۲ مبانی نظری و پیشینهٔ پژوهش

پول‌شویی به معنای فرایندی است که به‌موجب آن منابع مالی حاصل از فعالیت‌های غیرقانونی ازجمله قاچاق مواد مخدر، فساد اداری، و دیگر جرائم به‌صورت مستتر و در طی سه مرحله جای‌گذاری، لایه‌گذاری، و یکپارچه‌سازی به نظام مالی قانونی وارد می‌شود (حاجیان، ۱۴۰۲). همچنین، براساس قانون مبارزه با پول‌شویی (۱۳۹۸)، به تبدیل، مبادله یا انتقال عوایدی به‌منظور پنهان یا کتمان‌کردن منشأ مجرمانهٔ آن با علم به اینکه به‌طور مستقیم یا غیرمستقیم از ارتکاب جرم به دست آمده است، یا کمک به مرتکب جرم منشأ به‌نحوی‌که وی مشمول آثار و تبعات قانونی ارتکاب آن جرم نشود، پول‌شویی گفته می‌شود. پول‌شویی تبعات منفی گسترده‌ای بر اقتصاد و جامعه دارد و می‌تواند ثبات مالی و اجتماعی را تهدید کند. براساس مطالعهٔ رهبر (۱۳۸۲)، برخی از آثار اقتصادی پول‌شویی عبارت‌اند از اخلال و بی‌ثباتی در اقتصاد، کاهش درآمد دولت، کاهش کنترل دولت بر سیاست‌های اقتصادی، تغییر جهت سرمایه‌گذاری‌ها و خروج سرمایه‌ها از کشور، تضعیف امنیت اقتصادی، تضعیف بخش خصوصی، ایجاد موانعی برای خصوصی‌سازی، تضعیف یکپارچگی و تمامیت بازارهای مالی، تأثیر منفی بر نرخ بهره و ارز، و افزایش ریسک اعتباری.

در جهت جلوگیری از پول‌شویی، توسعه و سلامت نظام بانکی به‌عنوان ابزاری کلیدی در جلوگیری از پول‌شویی اهمیتی ویژه دارد (نوی[1]، ۲۰۱۷). سلامت نظام بانکی به معنای پایداری و کارایی بانک‌ها در ارائهٔ خدمات و مدیریت ریسک‌هاست. سلامت نظام بانکی از طریق شاخص‌های مختلفی قابل سنجش است که مهم‌ترین آن‌ها شامل کفایت سرمایه، کیفیت دارایی‌ها، سودآوری، نسبت دارایی‌های نقدشونده به کل دارایی‌ها، کیفیت مدیریت، حساسیت به ریسک بازار، و حاکمیت شرکتی است. شاخص بانکداری اسلامی نیز در برخی مطالعات به‌عنوان عاملی نهادی در نظر گرفته شده است (سیدی و همکاران، ۱۳۹۸). در

[1] Noy

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]

[DOI: 10.66224/jmbr.19.67.5]

همین راستا، سهیدا، پوترا، سیافا، و سینلا[1] (۲۰۲۴) تأکید داشته‌اند که سلامت در تمامیت بخش بانکی می‌تواند اصلی‌ترین عامل مقابله با پول‌شویی باشد. بوی و تران[2] (۲۰۲۳) نیز با مطالعهٔ نظام بانکداری ویتنام یافتند که تقویت نظام بانکی ویتنام موجب کاهش جرم پول‌شویی خواهد شد. همچنین، در میان مطالعات داخلی، محمدی و ملکیان (۱۳۹۸) نظام بانکی را از اجزای مهم اقتصاد، و سلامت آن را عاملی مهم در جهت نظارت دانسته‌اند. منصوری و همکاران (۱۳۹۴) نیز مبارزه با پول‌شویی را با عملکرد و سلامت نظام بانکی مرتبط دانسته‌اند.

بازده دارایی‌ها (ROA) به‌عنوان یکی از شاخص‌های کلیدی عملکرد مالی در بانک‌ها، بیانگر میزان کارآمدی مدیریت در بهره‌برداری از دارایی‌های موجود است. باوجود انتقادهایی که به محاسبهٔ بازده دارایی‌ها در نظام بانکی ایران وارد است (مانند تأثیر تورم بالا و شناسایی سودهای موهوم)، این شاخص همچنان در مطالعات متعدد داخلی و بین‌المللی به‌عنوان معتبرترین معیار سنجش کارایی و سودآوری عملیاتی بانک‌ها مورد استفاده قرار می‌گیرد (پترسن و شومن[3]، ۲۰۰۸؛ چاریسما، براماستو، و نیسا[4]، ۲۰۲۲؛ حسینی، ۱۴۰۳). در این پژوهش نیز بازده دارایی‌ها براساس صورت‌های مالی حسابرسی‌شدهٔ بانک‌ها و با تعدیل آثار تورمی (استفاده از داده‌های واقعی به قیمت ثابت سال پایهٔ ۱۳۹۵) محاسبه شده است تا حداکثر اتکاپذیری ممکن فراهم شود. نتایج آزمون‌های پایداری و برازش توزیع (Chi-square) نیز تأیید کرد که بازده دارایی‌ها رفتار آماری قابل اعتمادی در نمونهٔ مورد بررسی دارد. این شاخص نه‌تنها نشان‌دهندهٔ سطح سودآوری بلکه بیانگر توانمندی مؤسسات بانکی در تخصیص بهینهٔ منابع برای کسب درآمدهای مداوم به شمار می‌آید (چاریسما و همکاران، ۲۰۲۲). باید ذکر کرد که افزایش بازده دارایی‌ها می‌تواند زمینه‌ساز بهبود ساختارهای نظارتی و ارتقای نظام‌های کنترلی داخلی شود که این امر در کاهش ریسک‌های مرتبط با جرائم پول‌شویی نقشی اساسی دارد (موران[5]، ۱۹۸۶). در همین راستا، پترسن و شومن (۲۰۰۸) نیز تأکید کرده‌اند که رشد بازده دارایی‌ها و عملکرد مطلوب آن نشان از سلامت نظام بانکی

[1] Syahda, Putra, Syafa, & Sinlae
[2] Bùi & Trần
[3] Petersen & Schoeman
[4] Charisma, Bramasto, & Nisa
[5] Moran

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]
[DOI: 10.66224/jmbr.19.67.5]

دارد. سادات حسینی (۱۴۰۳) نیز در مطالعهٔ خود بازده دارایی‌ها را از عوامل عملکرد بهینهٔ نظام بانکی معرفی کرده است.

بانک‌هایی که شاخص بازده دارایی بالاتری دارند، ازنظر مدیریتی و عملیاتی عملکرد بهتری از خود نشان می‌دهند (گور[1]، ۲۰۲۱). این عملکردِ بهبودیافته اغلب با سرمایه‌گذاری در سامانه‌های پیشرفتهٔ نظارتی، ارتقای فنّاوری اطلاعات و تقویت چهارچوب‌های کنترل داخلی همراه است. به‌عبارت‌دیگر، مؤسساتی با بازده دارایی‌های بالا تمایل بیشتری به تخصیص منابع به‌منظور توسعهٔ فنّاوری‌های نوین و بهبود فرایندهای نظارتی دارند که بدین وسیله توان شناسایی و کنترل تراکنش‌های مشکوک و پتانسیل‌های پول‌شویی افزایش می‌یابد (ابوزوف[2]، ۲۰۲۳). از دیدگاه مفهومی می‌توان استدلال کرد که افزایش کارایی و بهره‌وری در استفاده از دارایی‌ها منجر به کاهش فضای عملیاتی ناشی از ضعف‌های نظارتی و مدیریتی می‌شود؛ بنابراین، بازده دارایی‌های بالاتر ضمن ایجاد انگیزه برای بهبود مدیریت ریسک، پایه‌ای برای اجرای دقیق‌تر سیاست‌های ضدپول‌شویی فراهم می‌آورد. به عبارتی، مؤسساتی که توانسته‌اند بازده دارایی‌های خود را به سطح مطلوبی برسانند، معمولاً در مخاطره‌پذیری کمتری قرار دارند و چهارچوب‌های مدیریتی آن‌ها به‌گونه‌ای طراحی شده است که امکان بروز خطاهای ناشی از نقص نظام‌های کنترلی کاهش یابد (چودری[3]، ۲۰۲۲؛ اونگر و ون در لینده[4]، ۲۰۱۳).

شفافیت اطلاعات و گزارش‌دهی دقیق مالی در بانک‌های با بازده دارایی‌های بالا نقش مهمی در ایجاد اعتماد میان ذی‌نفعان و نهادهای نظارتی ایفا می‌کند (دولامی و کدهیم[5]، ۲۰۲۲). واگنر[6] (۲۰۰۷) در پژوهشی اثبات کرده است که بهبود در بخش دارایی بانک سبب بهبود و افزایش شفافیت نظام بانکی خواهد شد. این شفافیت محرکی است برای پایش مستمر عملکرد و رعایت استانداردهای قانونی که خود زمینه‌ای برای پیشگیری از جرائم پول‌شویی محسوب می‌شود. در این راستا، پیوند بین بهبود شاخص‌های عملکردی و توانمندی مؤسسات بانکی در مقابله با تهدیدات پول‌شویی در ادبیات علمی به‌عنوان رابطه‌ای دوسویه

---

[1] Gaur
[2] Abuzov
[3] Choudhry
[4] Unger & Van der Linde
[5] Dulaimi & Kadhim
[6] Wagner

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]
[DOI: 10.66224/jmbr.19.67.5]

مطرح شده است؛ یعنی بانک‌هایی با کارایی مالی بهتر، به‌واسطهٔ ساختارهای نظارتی منسجم، قادر به کاهش احتمال بروز پدیده‌های مربوط به پول‌شویی هستند و از سوی دیگر، کاهش این پدیده موجب حفظ سلامت و اعتبار نظام بانکی و نهایتاً افزایش بازده دارایی‌ها می‌شود (ایرادوکوندا و کامانده[1]، ۲۰۲۲). نظریه‌های مدیریت مالی نیز بر این نکته تأکید دارند که رشد پایدار و بهبود شاخص‌های سودآوری موجب ایجاد انگیزه برای سرمایه‌گذاری در زمینه‌های نوین نظارتی و بهبود زیرساخت‌های فنّاوری اطلاعات می‌شود. چنین سرمایه‌گذاری‌هایی به نوبهٔ خود باعث ارتقای سطح کنترل داخلی و کاهش ریسک‌های ناشی از تراکنش‌های مشکوک و ارائهٔ گزارش‌های دقیق و شفاف می‌شود (کاکس[2]، ۲۰۱۴).

طی توسعهٔ نظام بانکی و تحول فعالیت‌های مالی، نسبت دارایی‌های نقدشونده به کل دارایی‌ها همواره به‌عنوان شاخصی از سلامت اقتصادی و توان عملیاتی بانک‌ها مورد توجه قرار گرفته است. نسبت دارایی‌های نقدشونده به کل دارایی‌ها به‌عنوان توان بانک در پاسخ‌گویی به تعهدات کوتاه‌مدت و پوشش نیازهای جاری تعریف می‌شود؛ اما رابطهٔ بین سطح نسبت دارایی‌های نقدشونده به کل دارایی‌ها و کاهش فعالیت‌های پول‌شویی مورد بحث و بررسی قرار گرفته است و بسیاری از نوآوران در حوزهٔ نظارتی بر این نکته تأکید دارند که صرف افزایش نسبت دارایی‌های نقدشونده به کل دارایی‌ها بدون همراهی اصلاحات نظارتی و شفافیت مالی تأثیر قابل‌توجهی در کاهش پول‌شویی ایجاد نمی‌کند (خان[3]، ۲۰۱۸). به‌عبارت‌دیگر، نسبت دارایی‌های نقدشونده به کل دارایی‌های بالا می‌تواند گاهی به بانک‌ها کمک کند تا به‌راحتی به تأمین‌مالی نیازهای مشتریان بپردازند؛ اما این مسئله به معنای کنترل و نظارت مؤثر بر روندهای مالی نیست. همان‌طور که مطرح شد، پول‌شویی به فرایندی اطلاق می‌شود که در آن منابع مالی حاصل از فعالیت‌های غیرقانونی با هدف شناسایی‌ناپذیری وارد نظام مالی می‌شوند؛ بنابراین، نبودِ شفافیت در معاملات و فرایندها می‌تواند باعث سوءاستفاده از این نسبت دارایی‌های نقدشونده به کل دارایی‌ها شود و در نهایت، به تسهیل پول‌شویی منجر شود و این امر می‌تواند ارتباط مستقیمی با نسبت دارایی‌های نقدشونده به کل دارایی‌ها و افزایش آن نداشته باشد (باساران بروکس[4]، ۲۰۲۱؛ برگر و بومن[5]، ۲۰۱۵).

---

[1] Iradukunda & Kamande

[2] Cox

[3] Khan

[4] Basaran-Brooks

[5] Berger & Bouwman

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]

[DOI: 10.66224/jmbr.19.67.5]

اگرچه مطالعات پیشین به بررسی اثر متغیرهای عملکرد بانکی بر میزان پول‌شویی پرداخته‌اند، بیشتر آن‌ها مبتنی بر تحلیل‌های خطی و شاخص‌های سنتی مانند تعداد تراکنش‌های مشکوک بوده و کمتر به ساختارهای وابستگی غیرخطی و دمی میان متغیرهای سلامت بانکی (بازده دارایی‌ها و نسبت دارایی‌های نقدشونده به کل دارایی‌ها) و جریان‌های مالی غیرقانونی در بازارهای نوظهور مانند ایران پرداخته‌اند. این محدودیت باعث شده است روابط پیچیده در شرایط حدی ـ مانند مقادیر بسیار بالا یا پایین بازده دارایی‌ها ـ به‌خوبی مدل‌سازی نشوند و ویژگی‌های خاص نظام بانکی ایران نادیده گرفته شود. خلأ اصلی ادبیات فقدان به‌کارگیری هم‌زمان کاپولا برای مدل‌سازی رابطهٔ چندمتغیره با توزیع‌های حاشیه‌ای متفاوت و شبیه‌سازی مارکوف مونت‌کارلو برای کاهش ابهام در برآورد پارامترهاست. نوآوری این مطالعه در به‌کارگیری ۲۵ مدل کاپولا همراه با برآورد بیزی مبتنی بر ام‌سی‌ام‌سی و ترکیب آن با معیارهای کلاسیک انتخاب مدل (AIC، BIC، RMSE، NSE) است که امکان شناسایی ساختارهای وابستگی نامتقارن و پیچیدهٔ میان بازده دارایی‌ها، نسبت دارایی‌های نقدشونده به کل دارایی‌ها، و جریان‌های پول‌شویی در ۸ بانک خصوصی ایران در بازهٔ ۱۳۸۶ تا ۱۴۰۲ را فراهم می‌کند. چهارچوب مفهومی تحقیق بر نظریه‌های سلامت بانکی و پیشگیری از پول‌شویی مبتنی است و بازده دارایی‌ها و نسبت دارایی‌های نقدشونده به کل دارایی‌ها را به‌عنوان شاخص‌های کلیدی سلامت بانکی در نظر گرفته و تأثیر آن‌ها را از طریق مدل‌سازی غیرخطی وابستگی‌ها بررسی می‌کند. این رویکردِ چندلایه نه‌تنها تحلیل دقیق‌تری از وابستگی‌های مالی ارائه می‌دهد، بلکه با تمرکز بر ابعادِ عمق و جهت‌گیری ریسک پول‌شویی، چشم‌اندازی نوین برای تدوین سیاست‌های ضدپول‌شویی و تقویت نظارت بانکی ارائه می‌کند.

۳ روش‌شناسی پژوهش

این پژوهش ازنظر هدف تحقیقی کاربردی است، زیرا به‌دنبال بررسی نقش سلامت نظام بانکی در پیشگیری از جرم پول‌شویی است که نتایج آن می‌تواند برای سیاست‌گذاران و نهادهای نظارتی در جهت بهبود نظارت بر نظام بانکی و کاهش پول‌شویی مفید باشد. ازنظر شیوهٔ جمع‌آوری و تحلیل اطلاعات، این پژوهش از نوع همبستگی است، چراکه به بررسی رابطهٔ بین متغیرهای مستقل (شاخص‌های سلامت نظام بانکی) و متغیر وابسته (پول‌شویی) می‌پردازد. در این پژوهش، بانک‌های صادرات ایران، ملت، پاسارگاد، خاورمیانه، اقتصاد نوین، پارسیان، پست بانک ایران، و کارآفرین به‌عنوان نمونه‌های مورد مطالعه انتخاب شده‌اند. این بانک‌ها به‌دلیل تنوع در اندازه، سهم بازار، خدمات ارائه‌شده، و دسترسی به داده‌های مالی نماینده‌ای مناسب از نظام بانکی ایران محسوب می‌شوند. انتخاب این بانک‌ها

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]

[DOI: 10.66224/jmbr.19.67.5]

امکان تحلیل جامع‌تری از رابطهٔ بین سلامت نظام بانکی (شاخص‌های کارایی و نسبت دارایی‌های نقدشونده به کل دارایی‌ها) و پول‌شویی را فراهم و به درک بهتر تأثیر این عوامل بر پیشگیری از جرم پول‌شویی کمک می‌کند.

۴ معرفی متغیرهای مدل

در این مطالعه، متغیرهای مورد بررسی شامل متغیر وابسته (پول‌شویی) و متغیرهای مستقل (بازده دارایی‌ها و نسبت دارایی‌های نقدشونده به کل دارایی‌ها) هستند. در ادامه، نحوهٔ محاسبهٔ هریک از این متغیرها و دلیل انتخاب شاخص خاص برای پول‌شویی توضیح داده شده است.

۴-۱ متغیر وابسته: پول‌شویی

متغیر پول‌شویی نشان‌دهندهٔ میزان یا احتمال وقوع فعالیت‌های پول‌شویی در نظام بانکی است. طبق قانون مبارزه با پول‌شویی (۱۳۹۸)، پول‌شویی به فرایند پنهان‌سازی منشأ غیرقانونی پول از طریق نظام مالی اشاره دارد. برای اندازه‌گیری این متغیر سه شاخص بالقوه در نظر گرفته شد:

۱) **تعداد تراکنش‌های مشکوک گزارش‌شده**: تعداد تراکنش‌هایی که بانک‌ها به‌دلیل ماهیت مشکوک (مانند مبالغ غیرمعمول، الگوهای غیرعادی، یا منشأ نامشخص) به نهادهای نظارتی گزارش می‌دهند؛

۲) **حجم پول‌شویی شناسایی‌شده**: میزان مالی که در فرایند پول‌شویی شناسایی و ضبط شده است؛

۳) **شاخص کیفی پول‌شویی**: ارزیابی‌های کیفی براساس گزارش‌های نهادهای بین‌المللی مانند گروه اقدام مالی (اف‌اِی‌تی‌اف).

در این مطالعه، از تعداد تراکنش‌های مشکوک گزارش‌شده به‌عنوان شاخص اصلی برای اندازه‌گیری پول‌شویی استفاده شده است. این شاخص براساس گزارش‌های سالانهٔ بانک‌های مورد مطالعه (صادرات ایران، ملت، پاسارگاد، خاورمیانه، اقتصاد نوین، پارسیان، پست بانک ایران، و کارآفرین) در بازهٔ زمانی ۱۳۸۶ تا ۱۴۰۲ جمع‌آوری شده است. داده‌ها از گزارش‌های ارائه‌شده به واحد اطلاعات مالی (اف‌آی‌یو) (ایران استخراج شده و براساس معیارهای قانون مبارزه با پول‌شویی (۱۳۹۸)، مانند تراکنش‌های با مبالغ غیرعادی یا بدون منشأ مشخص، محاسبه شده‌اند.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]

[DOI: 10.66224/jmbr.19.67.5]

۲-۴ دلیل انتخاب این شاخص

- **دسترسی به داده‌ها**: تعداد تراکنش‌های مشکوک گزارش‌شده به‌صورت منظم توسط بانک‌ها به نهادهای نظارتی ثبت می‌شود و داده‌های قابل اعتمادی در دسترس است؛
- **قابلیت اندازه‌گیری عینی**: این شاخص به‌صورت عددی و قابل‌اتکا محاسبه می‌شود و وابستگی کمتری به ارزیابی‌های کیفی یا داده‌های ناقص دارد؛
- **ارتباط با نظارت بانکی**: این شاخص مستقیماً سطح نظارت و کنترل داخلی بانک‌ها را نشان می‌دهد، که با هدف مطالعه (بررسی نقش سلامت نظام بانکی در پیشگیری از پول‌شویی) هم‌خوانی دارد. در مقابل، شاخص حجم پول‌شویی شناسایی‌شده به‌دلیل ناقص‌بودن داده‌ها در برخی سال‌ها و بانک‌ها و شاخص کیفی پول‌شویی به‌دلیل ماهیت کیفی و وابستگی به گزارش‌های بین‌المللی، که برای تحلیل در سطح بانک‌های خاص کمتر مناسب‌اند، استفاده نشدند.

۳-۴ متغیرهای مستقل (شاخص‌های سلامت نظام بانکی)

بازده دارایی‌ها: این شاخص نشان‌دهندهٔ سودآوری بانک نسبت به کل دارایی‌های آن است. داده‌های آراوای از صورت‌های مالی حسابرسی‌شده استخراج و با تعدیل تورمی به قیمت ثابت سال ۱۳۹۵ تبدیل شده تا اثر سودهای موهوم حذف شود. بازده دارایی بالا نشان‌دهندهٔ نظام بانکی سالم‌تری است که کمتر به فعالیت‌های غیرقانونی وابسته است. بانک‌هایی که سودآوری بالایی دارند، معمولاً از ثبات مالی بیشتری برخوردارند و انگیزهٔ کمتری برای مشارکت در فعالیت‌های پرریسک مانند پول‌شویی دارند (پترسن و شومن، ۲۰۰۸؛ چاریسما و همکاران، ۲۰۲۲).

نسبت دارایی‌های نقد به کل دارایی‌ها (نسبت دارایی‌های نقدشونده به کل دارایی‌ها): این شاخص نشان‌دهندهٔ توانایی بانک در پاسخ‌گویی به تعهدات کوتاه‌مدت خود است. نسبت دارایی‌های نقدشونده به کل دارایی‌های پایین می‌تواند بانک را در معرض خطر قرار دهد و آن را به‌سمت فعالیت‌های پرریسک مانند پول‌شویی سوق دهد، زیرا ممکن است بانک برای تأمین نسبت دارایی‌های نقدشونده به کل دارایی‌های کوتاه‌مدت خود به منابع غیرقانونی متوسل شود. در مقابل، نسبت دارایی‌های نقدشونده به کل دارایی‌های بالا نشان‌دهندهٔ ثبات مالی و توانایی بانک در مدیریت جریان نقدی است که به پیشگیری از جرم کمک می‌کند (سیدی و همکاران، ۱۳۹۸).

ارتباط متغیرهای مستقل با سلامت نظام بانکی: دلیل انتخاب دو شاخص کارایی و نسبت دارایی‌های نقدشونده به کل دارایی‌ها در تبیین سلامت بانکی این بود که از بین شاخصه‌های

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]

[DOI: 10.66224/jmbr.19.67.5]

متنوع مبین سلامت بانکی، به نظر رسید دو شاخص مذکور باتوجه‌به ماهیت متغیر پول‌شویی و نیز میزان دسترسی به داده‌ها، سلامت نظام بانکی را بهتر پوشش می‌دهند.

کارایی: متغیر کارایی به جنبه‌های سودآوری و مدیریت منابع بانک مربوط می‌شود. یک بانک کارا با بازدهی دارایی بالا و نسبت هزینه به درآمد پایین معمولاً از مدیریت قوی‌تری برخوردار است و کمتر به فعالیت‌های غیرقانونی مانند پول‌شویی وابسته است (گور، ۲۰۲۱). باتوجه‌به محدودیت دسترسی به داده‌های قابل‌اعتماد و یکنواخت در بازهٔ ۱۶ساله و برای هر هشت بانک نمونه – که برخی از این شاخص‌ها به‌دلیل محدودیت‌های آماری (مانند ناقص‌بودن داده‌ها در سال‌های اولیه یا عدم گزارش‌دهی یکسان بانک‌ها) کاملاً در دسترس نیستند – این پژوهش آگاهانه بر دو شاخص کلیدی و در دسترس تمرکز کرده است که:

الف- در ادبیات داخلی و بین‌المللی به‌عنوان مهم‌ترین نماینده‌های سودآوری و پایداری کوتاه‌مدت شناخته می‌شوند (سیدی و همکاران، ۱۳۹۸؛ ریستوی، ۲۰۱۷)؛

ب- امکان مدل‌سازی دقیق با رویکرد کاپیولا و ام‌سی‌ام‌سی را فراهم می‌کنند.

گنجاندن متغیرهای پیشنهادی نیازمند داده‌های تکمیلی گسترده و تخمین مجدد مدل است که خارج از دامنهٔ این مقاله است و در پژوهش‌های آتی پیشنهاد می‌شود.

نسبت دارایی‌های نقدشونده به کل دارایی‌ها: متغیر نسبت دارایی‌های نقدشونده به کل دارایی‌ها نمودی از پایداری مالی و توانایی بانک در مقاومت در برابر تکانه‌های مالی تلقی می‌شود، زیرا بانک‌هایی که نسبت دارایی‌های نقدشونده به کل دارایی‌های بالایی دارند، بهتر می‌توانند به تعهدات کوتاه‌مدت خود پاسخ دهند و کمتر در معرض خطر فعالیت‌های غیرقانونی قرار می‌گیرند (خان، ۲۰۱۸؛ ریستوی، ۲۰۱۷).

۵ روش کاپیولا

باتوجه‌به اینکه در بسیاری از مسائل آماری و مدل‌سازی، نیاز به بررسی توزیع‌های چندمتغیره وجود دارد، ابتدا باید به توزیع‌های حاشیه‌ای توجه کنیم. توزیع‌های حاشیه‌ای می‌توانند اطلاعات مهمی دربارهٔ رفتار هریک از متغیرها به ما بدهند. اما هنگامی که بخواهیم توزیع مشترک را بسازیم، چالش‌هایی پیش می‌آید. در این راستا، تابع کاپیولا به‌عنوان ابزاری کلیدی معرفی می‌شود. این تابع امکان ساخت توزیع‌های چندمتغیره را با استفاده از توزیع‌های حاشیه‌ای یک‌متغیره فراهم می‌کند و به ما کمک می‌کند تا ویژگی‌های توزیع مشترک را بررسی کنیم. در این پژوهش، از تابع کاپیولا برای تحلیل و مدل‌سازی توزیع‌های چندمتغیره استفاده شده است.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]

[DOI: 10.66224/jmbr.19.67.5]

تابع مفصل: نخستین بار اسکلار[1] (۱۹۵۹) توابع مفصل را در قضیهٔ مربوط به توابعی که توزیع‌های یک‌متغیره را به توزیع چندمتغیرهٔ آن‌ها پیوند می‌دهد ارائه کرد. تابع مفصل عبارت است از تابع توزیع تجمعی چندمتغیره که توزیع‌های حاشیه‌ای آن به‌طور یکنواخت در فاصلهٔ [۰،۱] توزیع شده‌اند. بر این اساس، قضیهٔ اسکلار در حالت دومتغیره چنین تبیین می‌شود (گیبلز، اوملکا، و اشنایدر[2]، ۲۰۱۰):

قضیهٔ اسکلار: فرض کنید $F_{x,y}$ تابع توزیع توأم با حاشیه‌های F_x و F_y باشد، در این صورت، برای هر x, y در R تابع مفصل C وجود دارد؛ به‌طوری‌که $F_{x,y}(x,y) = C(F_x(x), F_y(y))$ باشد. باتوجه‌به قضیهٔ اسکلار، تابع مفصل این امکان را فراهم می‌کند که توزیع حاشیه‌ای و ساختار وابستگی را برای یک متغیر تصادفی چندمتغیره الگوسازی کرد. علاوه‌بر آن، خاصیت مهم دیگر تابع مفصل این است که اجازهٔ مدل‌سازی وابستگی بین متغیرها را در مقادیر کرانگین و به عبارتی، وابستگی دمی آن‌ها می‌دهد (سفایی، اونکن، هاروی، و پانزری[3]، ۲۰۱۸).

ضریب همبستگی خطی ساختار وابستگی کلی را نشان می‌دهد و براساس تابع توزیع توأم F قابل‌بیان است؛ درحالی‌که گاهی اوقات به بررسی وابستگی موضعی علاقه‌مندیم، که در داده‌های مالی اقتصادی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. در این حالت، از نوعی وابستگی، که به وابستگی دنباله‌ای (دمی) معروف است، استفاده می‌کنیم. در واقع، وابستگی دنباله‌ای وابستگی بین متغیرها را در یک‌چهارم بالایی (چارک) سمت راست و یک‌چهارم پایینی (چارک) سمت چپ روی $I^2=[0,1]^2$ اندازه می‌گیرد. وابستگی دنباله‌ای رابطهٔ وابستگی بین مقادیر بزرگ (کوچک) از یک متغیر با مقادیر بزرگ (کوچک) از متغیر دیگر را توصیف می‌کند، که تحت عنوان وابستگی دنباله‌ای بالایی (پایینی) تعریف می‌شوند. در نظر بگیرید $X=(X_1,X_2)^T$ یک بردار تصادفی دوبعدی باشد، گوییم X دارای وابستگی دنبالهٔ بالایی است، هرگاه:

[1] Scalar

[2] Gijbels, Omelka, & Sznajder

[3] Safaai , Onken, Harvey, & Panzeri

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]

[DOI: 10.66224/jmbr.19.67.5]

$$\lambda_U = \lim_{u\to 1^-} P\left[X_1 > F_1^{(-1)}(u_1) \mid X_2 > F_2^{(-1)}(u_2)\right] \quad (۱)$$

که در آن F_i^{-1} معکوس تابع توزیع تجمعی برای X_1 است. در نتیجه، X در صورت $\lambda_U = 0$ به دنبالهٔ بالایی وابستگی نخواهد داشت. به‌علاوه، گوییم $X=(X_1,X_2)^T$ دارای وابستگی به دنبالهٔ پایین است، هرگاه:

$$\lambda_L = \lim_{u\to 0^+} P\left[X_1 \le F_1^{(-1)}(u_1) \mid X_2 \le F_2^{(-1)}(u_2)\right] \quad (۲)$$

کاپیولای نرمال یا گوسین: تابع توزیع خانوادهٔ تابع کاپیولای نرمال را به‌صورت رابطهٔ زیر بیان کرد:

$$C^{Ga}(u_1,u_2;\rho) = \psi_\rho\left(\psi^{-1}(u_1),\psi^{-1}(u_2)\right) \quad (۳)$$

که در آن، ψ_ρ تابع توزیع نرمال استاندارد دو متغیره با ضریب همبستگی $P = (0,1)$ است. تابع مفصل نرمال بیانگر استقلال دمی است. این کاپیولا توانایی مدل‌کردن همبستگی بین داده‌های غایی (بزرگ و کوچک) را ندارد (بوچر، برگ‌هاوس، و ولگوشِو[1]، ۲۰۱۴).

کاپیولای ارشمیدسی: کاپیولای ارشمیدسی دسته‌ای مهم از توابع کاپیولا با ساختار ساده و خصوصیات تحلیل فراوان است. کاپیولای ارشمیدسی دومتغیره به صورت زیر است:

$$C(u_1,u_2) = \varphi^{[-1]}\{\varphi(u_1) + \varphi(u_2)\} \quad (۴)$$

که پیوسته، اکیداً کاهشی و دارای تابع مولد $\varphi = [0,1] \to [0,\infty]$ به‌طوری‌که $\varphi(1) = 0$ تابع شبه‌معکوس $\varphi^{[-1]}$ به‌صورت رابطهٔ زیر است:

$$\varphi^{[-1]}(t) = \begin{cases} \varphi^{-1}(t) & 0 \le t \le \varphi(0) \\ 0 & \varphi(0) \le t \le \infty \end{cases} \quad (۵)$$

φ را اکید گویند، هرگاه $\varphi(0) = \infty$. شایان ذکر است چنانچه مشتقات یک‌طرفهٔ φ وجود داشته باشد، آن‌گاه φ یک تابع محدب است. به‌طور خاص، $\varphi(0)$ و $\varphi(1)$ معنی مشتقات یک‌طرفه در مرز دامنه‌های φ هستند.

سه نوع کاپیولای ارشمیدسی به‌صورت رایج استفاده می‌شوند: کاپیولای کلایتون، کاپیولای فرانک، و کاپیولای گامبل که در ادامه به آن‌ها اشاره خواهد شد.

[1] Bucher ,Berghaus, & Volgushev

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]

[DOI: 10.66224/jmbr.19.67.5]

کاپیولای کلایتون: این تابع کاپیولا دارای توزیع نامتقارن است؛ به‌نحوی‌که در آن وابستگی به دنبالهٔ منفی بیشتر از وابستگی به دنبالهٔ مثبت است (داده‌های غایی کوچک بیشتر از وابستگی در دنبالهٔ مقدارهای غایی بزرگ است).

$$C_c\ (u_1, u_2)\ =\ max\ [(u_1^{-\theta} + u_2^{-\theta}\ - 1, 0] \qquad (۶)$$

تابع مولد آن به‌صورت رابطهٔ زیر است:

$$\varphi(t)\ =\ \theta^{-1}(t^{-\theta} - 1), where\ \theta\ \epsilon\ [-1, +\infty) \qquad (۷)$$

که در آن وابستگی به دنبالهٔ بالا $\lambda_{uc} = 0$ و وابستگی به دنبالهٔ پایین $\lambda_{lc} = 2^{-\theta^{-1}}$ خواهد بود (ساوو و ترِده[1]، ۲۰۰۸).

کاپیولای گامبل: این نوع از تابع کاپیولا نیز همچون کاپیولای کلایتون دارای توزیع نامتقارن است. برخلاف کاپیولای کلایتون، وابستگی دنبالهٔ مثبت در آن بیشتر از وابستگی به دنبالهٔ منفی است.

$$\text{CG (u1,u2)} = \exp(-\{(-\text{In(u1)})\theta + (-\text{In(u2)})\theta]\theta\text{-1}) \qquad (۸)$$

این تابع کاپیولا دارای تابع مولد زیر است:

$$\varphi(t) = (-\text{In(t)})\theta\ ,\ \theta \geq 1 \qquad (۹)$$

بنابراین، در تابع کاپیولای گامبل، وابستگی به دنبالهٔ بالا $\lambda_{ug} = 2 - 2^{-\theta}$ و وابستگی به دنبالهٔ پایین $\lambda_{iG} = 0$ خواهد بود.

کاپیولای تی استیودنت و نرمال هردو متقارن‌اند، اما اشکال عمدهٔ کاپیولای نرمال این است که مقادیر غایی را مدل نمی‌کند و به همین جهت، در دنیای واقعی کمتر از کاپیولای نرمال استفاده می‌شود. کاپیولای τ وابستگی بین متغیرها در مقدارهای بزرگ و/ یا مقدارهای کوچک را به‌خوبی مدل‌سازی می‌کند. اما ایراد عمدهٔ کاپیولای تی استیودنت این است که علاوه‌بر ضریب همبستگی خطی ρ، یک پارامتر درجهٔ آزادی نیز دارد که باید برآورد شود. کاپیولاهای گامبل و کلایتون نیز به‌ترتیب وابستگی بین داده‌های غایی بزرگ و کوچک را به‌خوبی مدل‌سازی می‌کنند.

[1] Savu & Trede

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]

[DOI: 10.66224/jmbr.19.67.5]

کاپیولای فرانک: این نوع از تابع کاپیولا حالت متقارن از کاپیولای ارشمیدسی را به‌صورت رابطهٔ زیر نمایش می‌دهد:

$$C_F = (u_1, u_2) = -\frac{1}{\theta} \ln\left(1 + \frac{(e^{-\theta u_1}-1)(e^{-\theta u_2}-1)}{e^{-\theta}-1}\right) \quad (۱۰)$$

با تابع مولد:

$$C_F = (u_1, u_2) = -\frac{1}{\theta} \ln\left(1 + \frac{(e^{-\theta u_1}-1)(e^{-\theta u_2}-1)}{e^{-\theta}-1}\right) \quad (۱۱)$$

باتوجه‌به تقارن تابع کاپیولای فرانک در این تابع، کاپیولای وابستگی به دنبالهٔ بالا λ_{uf} = 0 و وابستگی دنبالهٔ پایین $\lambda_{if} = 0$ خواهد بود (بوچر و همکاران، ۲۰۱۴).

کاپیولای تی استیودنت: تابع توزیع کاپیولای تی استیودنت را به‌صورت زیر تعریف کرده‌اند:

$$C\nu,P(u1,u2,\ldots,ud)=t\nu,P(t\nu\text{-}1(u1),t\nu\text{-}1(u2),\ldots,t\nu\text{-}1(ud)) \quad (۱۲)$$

که Tν تابع توزیع استاندارد دومتغیرهٔ تی استیودنت، ρ مقدار ضریب همبستگی خطی بین داده‌ها، t تابع توزیع معکوس در توزیع تک متغیره تی استیودنت است. تابع کاپیولای تی استیودنت می‌تواند همبستگی بین مقدارهای غایی بزرگ و همچنین همبستگی بین مقدارهای غایی کوچک را به‌طور هم‌زمان مدل کند. (نلسن[1]، ۲۰۰۵؛ کیان‌پور و حاجیان[2]، ۲۰۲۵)

خاطر نشان می‌سازد که در این مقاله، به‌گونه‌ای نوآورانه، برای اولین‌بار تمام مدل‌های کاپیولا، یعنی ۲۵ مدل، برای این شاخص‌ها مورد تخمین قرار گرفته‌اند.

۶ یافته‌ها

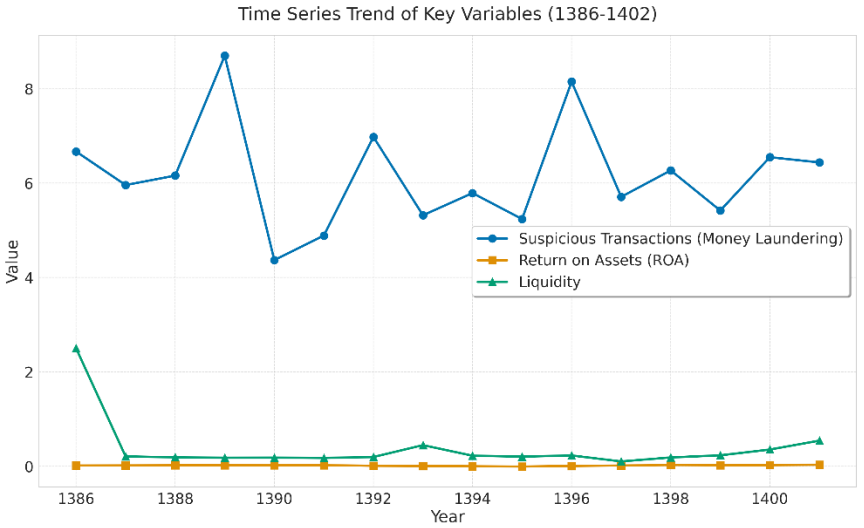
۶-۱ توصیف جامعهٔ مورد بررسی

برای ارائهٔ تصویری روشن از جامعهٔ مورد مطالعه، داده‌های مربوط به ۸ بانک ایرانی (صادرات ایران، ملت، پاسارگاد، خاورمیانه، اقتصاد نوین، پارسیان، پست بانک ایران، و کارآفرین) در بازهٔ زمانی ۱۳۸۶ تا ۱۴۰۲ بررسی شده‌اند. متغیرهای کلیدی شامل تعداد تراکنش‌های

[1] Nelsen
[2] Kian Poor & Hajian

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]
[DOI: 10.66224/jmbr.19.67.5]

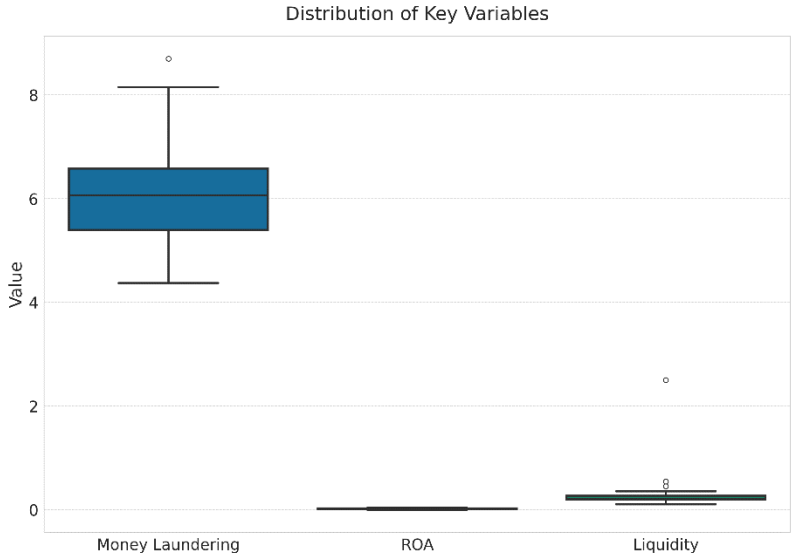
مشکوک گزارش‌شده (به‌عنوان شاخص پول‌شویی)، بازده دارایی‌ها (آراواِی)، و نسبت دارایی‌های نقدشونده به کل دارایی‌ها هستند. شکل‌های زیر ویژگی‌های این متغیرها را به‌صورت بصری نشان می‌دهند.



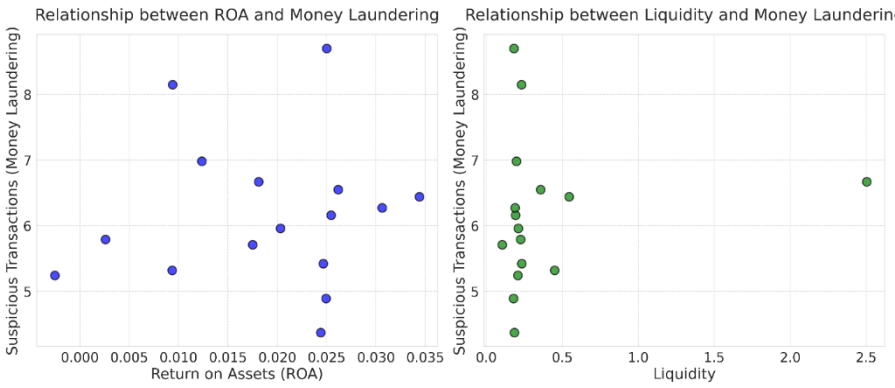
شکل ۱. روند سری زمانی متغیرهای کلیدی (میانگین سالانه برای ۸ بانک نمونه)
توضیح: محور عمودی مربوط به متغیر پول‌شویی، میانگین سالانهٔ تعداد تراکنش‌های مشکوک گزارش‌شده به واحد اطلاعات مالی (اف‌آی‌یو) در هر بانک است (نه تعداد روزانه).

محور افقی سال‌های ۱۳۸۶ تا ۱۴۰۲ را نشان می‌دهد. محور عمودی سمت چپ برای تعداد تراکنش‌های مشکوک گزارش‌شده (میانگین سالانه در هر بانک، مقیاس ۰ تا ۱۰) و آراواِی (مقیاس ۰/۰۱ــ تا ۰/۰۴) است. محور عمودی سمت راست برای نسبت دارایی‌های نقدشونده به کل دارایی‌ها (مقیاس ۰ تا ۳) است. خط آبی: تعداد تراکنش‌های مشکوک (اوج در ۱۳۸۹ با ۸/۷۰)؛ خط قرمز: آراواِی (اوج در ۱۴۰۱ با ۰/۰۳۴۴)؛ خط سبز: نسبت دارایی‌های نقدشونده (اوج در ۱۳۸۶ با ۲/۵۰). این روند نشان‌دهندهٔ نوسانات است که با یافته‌های کاپیولا (رابطهٔ معکوس آراواِی و پول‌شویی) همخوانی دارد.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]
[DOI: 10.66224/jmbr.19.67.5]



شکل ۲. توزیع جعبه‌ای (boxplot) متغیرهای کلیدی در بازهٔ ۱۳۸۶ تا ۱۴۰۲.
توضیح: محور افقی متغیرها را نشان می‌دهد (تعداد تراکنش‌های مشکوک، آراوای، نسبت دارایی‌های نقدشونده). محور عمودی مقادیر را نمایش می‌دهد. این توزیع پراکندگی متوسط برای پول‌شویی (میانهٔ ۶/۱۶) و پراکندگی بالا برای نسبت دارایی‌های نقدشونده (به‌دلیل اوج ۲/۵۰ در ۱۳۸۶) را تأیید می‌کند.



شکل ۳. نمودار پراکندگی رابطهٔ بین متغیرها

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]
[DOI: 10.66224/jmbr.19.67.5]

محور افقی آراواِی و نسبت دارایی‌های نقدشونده به کل دارایی‌ها، محور عمودی تعداد تراکنش‌های مشکوک. رابطهٔ معکوس ضعیف بین آراواِی و پول‌شویی و رابطهٔ پراکنده بین نسبت نقدشونده و پول‌شویی مشاهده می‌شود که با نتایج کاپیولا کاملاً همخوانی دارد.

این نمودار پراکندگی رابطهٔ بین تعداد تراکنش‌های مشکوک و آراواِی و بین تعداد تراکنش‌های مشکوک و نسبت دارایی‌های نقدشونده به کل دارایی‌ها را نشان می‌دهد. رابطهٔ بین آراواِی و پول‌شویی نوعی الگوی معکوس ضعیف را نشان می‌دهد، که با یافته‌های بعدی مبنی بر رابطهٔ معکوس و نامتقارن بین این دو متغیر همخوانی دارد. در مقابل، رابطهٔ بین نسبت دارایی‌های نقدشونده به کل دارایی‌ها و پول‌شویی پراکنده است و الگوی مشخصی را نشان نمی‌دهد، که با معنادارنبودنِ آماری این رابطه در تحلیل‌های بعدی سازگار است.

این نمودارها زمینه‌ای برای تحلیل‌های پیشرفته‌تر با استفاده از مدل‌های کاپیولا فراهم می‌کنند و به درک بهتر رفتار متغیرها و تفاوت‌های آن‌ها در طول زمان کمک می‌کنند.

جدول ۱

آمار توصیفی متغیرهای کلیدی (میانگین سالانهٔ هشت بانک، ۱۳۸۶ـ۱۴۰۲)

متغیر	میانگین	میانه	انحراف معیار	حداقل	حداکثر	چولگی	کشیدگی
پول‌شویی (تعداد تراکنش‌های مشکوک گزارش‌شده)	۶/۱۹۷۴	۶/۱۱۵۰	۱/۰۹۴۱	۴/۳۷۰۰	۸/۷۰۰۰	۰/۶۳۶۱	۰/۰۶۳۴
بازده دارایی‌ها (ROA)	۰/۰۱۸۶	۰/۰۲۲۴	۰/۰۱۰۰	ـ۰/۰۰۲۵	۰/۰۳۴۴	ـ۰/۵۰۸۲	ـ۰/۶۶۵۵
نسبت دارایی‌های نقدشونده به کل دارایی‌ها	۰/۳۸۷۲	۰/۲۰۸۷	۰/۵۵۶۹	۰/۱۰۵۰	۲/۵۰۲۹	۳/۳۹۴۵	۱۰/۰۳۱۴

این آمار براساس میانگین سالانهٔ ۸ بانک نمونه محاسبه شده است (۱۶ مشاهده). چولگی مثبت پول‌شویی نشان‌دهندهٔ دم راست و رویدادهای شدیدِ گاه‌به‌گاه است که با توزیع گاوسی معکوس همخوانی دارد. بازده دارایی‌ها با چولگی منفی و کشیدگی پایین، رفتار چپ‌چوله و دم سنگین منفی را نشان می‌دهد که توزیع t-location-scale را تأیید می‌کند. نسبت نقدشوندگی با چولگی و کشیدگی بسیار بالا پراکندگی شدید (به‌دلیل ارزش بالای سال اولیه) دارد که نوسانات ساختاری نظام بانکی ایران را منعکس می‌کند.

در این بخش از مقاله، شکل‌های ۴، ۵، و ۶ نمایانگر توزیع‌های حاشیه‌ای و توزیع نرمال سه متغیر پول‌شویی، بازده دارایی‌ها و نسبت دارایی‌های نقدشونده به کل دارایی‌ها هستند. برای تخمین پارامترهای خانواده‌های کاپیولا که به مدل‌سازی رابطهٔ میان این متغیرها

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]

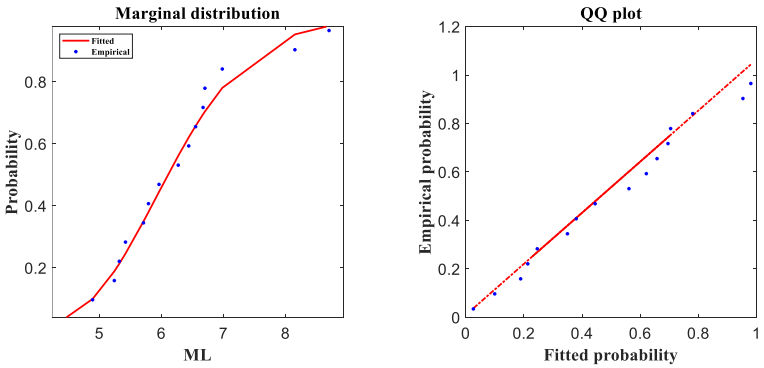
[DOI: 10.66224/jmbr.19.67.5]

می‌پردازند، از روش بیزی در قالب شبیه‌سازی زنجیرهٔ مارکوف مونت‌کارلو استفاده شده است. این فرایند با مقایسهٔ مقادیر تخمینی و داده‌های واقعی انجام شده است. به‌منظور تحلیل رابطهٔ بین پول‌شویی و بازده دارایی‌ها، کاپیولای رافتری[1] به کار رفته است که باتوجه‌به ویژگی‌های خاص این ارتباط، الگوی وابستگی را به‌خوبی نشان می‌دهد. همچنین، برای بررسی رابطهٔ میان پول‌شویی و نسبت دارایی‌های نقدشونده به کل دارایی‌ها، از کاپیولای BB1 استفاده شده که به‌دلیل انعطاف‌پذیری پارامترهای آن، برای هم‌وابستگی‌های ضعیف و قوی مناسب است. تحلیل بیزی با شبیه‌سازی زنجیرهٔ مارکوف مونت‌کارلو امکان دستیابی به برآوردهای دقیقی از توزیع پسین پارامترهای کاپیولا را فراهم می‌کند که می‌تواند به تعیین محدودهٔ عدم قطعیت پیش‌بینی‌ها کمک کند. این فرایند علاوه‌بر ارائهٔ تخمینی از بهینهٔ جهانی، توزیع پسین پارامترها را نیز تقریب می‌زند. نتایج شبیه‌سازی نشان می‌دهد که روش‌های بهینه‌سازی محلی ممکن است به نقاط بهینهٔ محلی محدود شوند و از دستیابی به بهینهٔ جهانی باز بمانند. برای غلبه بر این چالش، شبیه‌سازی زنجیرهٔ مارکوف مونت‌کارلو استفاده شده است و تخمین‌های حاصل در نمودارها به‌صورت نقاطی نمایش داده شده‌اند که بیانگر مقادیر حداکثر احتمال پارامترها هستند، درحالی‌که خطوط نمودارها تخمین‌های ناشی از روش‌های بهینه‌سازی محلی را ارائه می‌دهند. در نهایت، نرمال‌بودن هریک از متغیرها بررسی شده و توزیع آن‌ها مورد تحلیل قرارگرفته است تا هماهنگی داده‌ها با مفروضات مدل تأیید شود. این بررسی روابط میان پول‌شویی، بازده دارایی‌ها، و نسبت دارایی‌های نقدشونده به کل دارایی‌ها را با جزئیات بیشتری تبیین می‌کند.

[1] Raftery

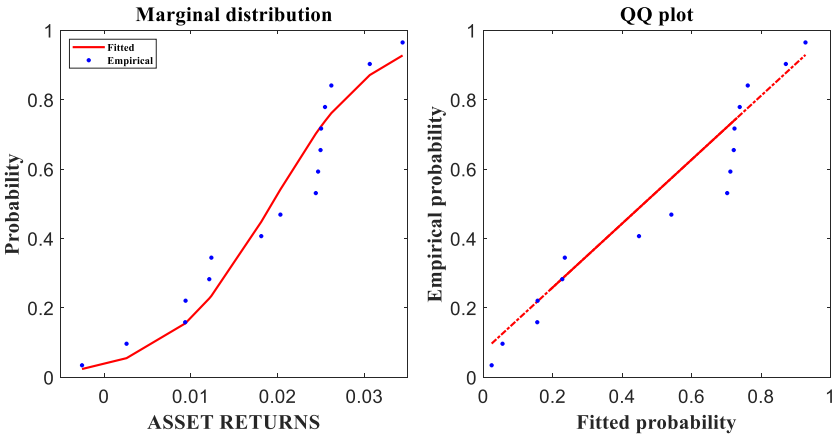
[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]

[DOI: 10.66224/jmbr.19.67.5]



شکل ۴. توزیع حاشیه‌ای و توزیع نرمال متغیر پول‌شویی

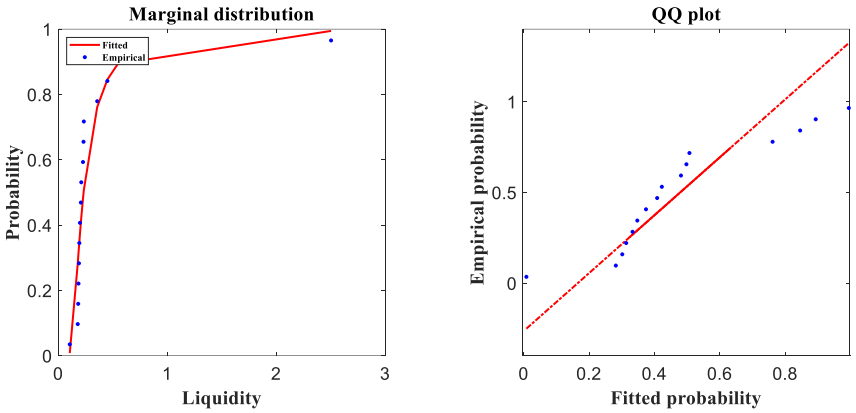
توزیع واقعی پول‌شویی (هیستوگرام) در مقایسه با توزیع نرمال نشان می‌دهد که داده‌ها چوله به راست هستند؛ لذا، توزیع گاوسی معکوس انتخاب شد.



شکل ۵. توزیع حاشیه‌ای و توزیع نرمال متغیر بازده دارایی‌ها

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]

[DOI: 10.66224/jmbr.19.67.5]

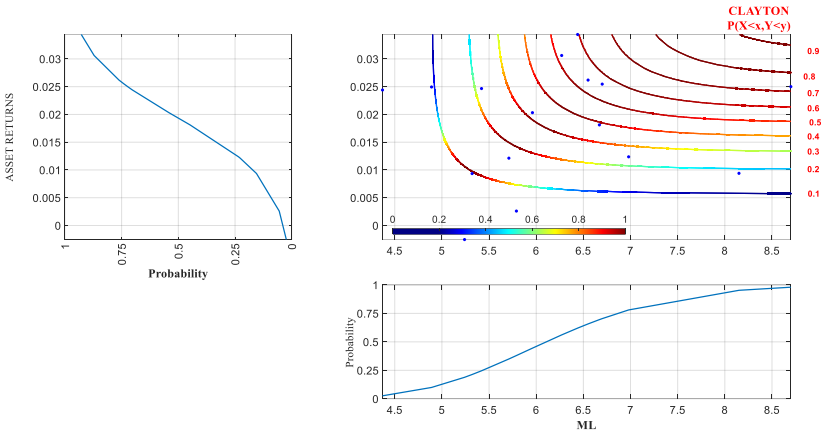


شکل ۶. توزیع حاشیه‌ای و توزیع نرمال متغیر نسبت دارایی‌های نقدشونده به کل دارایی‌ها

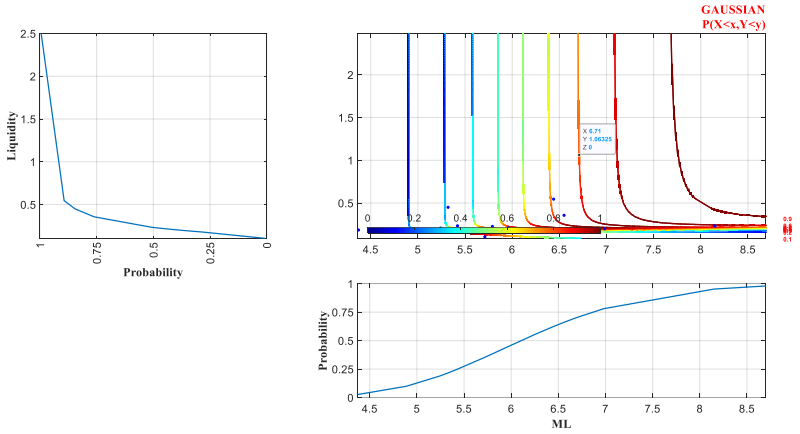
توزیع واقعی آراوای چپ‌چوله و دارای دم سنگین است؛ لذا، توزیع t-location-scale بهترین برازش را داشت. ساختار وابستگی میان پول‌شویی و بازده دارایی‌ها با استفاده از کاپیولای رافتری استخراج شده است که نشان‌دهندهٔ وجود وابستگی نامتقارن در این رابطه است. این کاپیولا به‌دلیل توانایی در مدل‌سازی وابستگی‌های پیچیده و نامتقارن، به‌خوبی می‌تواند الگوی وابستگی بین پول‌شویی و بازده دارایی‌ها را نشان دهد. همچنین، همان‌طور که اشاره شد، ساختار وابستگی میان پول‌شویی و نسبت دارایی‌های نقدشونده به کل دارایی‌های بانک‌ها با استفاده از کاپیولای BB1 تحلیل شده که بیانگر وجود وابستگی متقارن در این ساختار است. کاپیولای BB1 به‌دلیل انعطاف‌پذیری پارامترهایش قادر است هم‌وابستگی‌های ضعیف و قوی را به‌طور مؤثر مدل‌سازی کند.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]

[DOI: 10.66224/jmbr.19.67.5]



ساختار وابستگی احتمال پول‌شویی و بازده دارایی‌ها



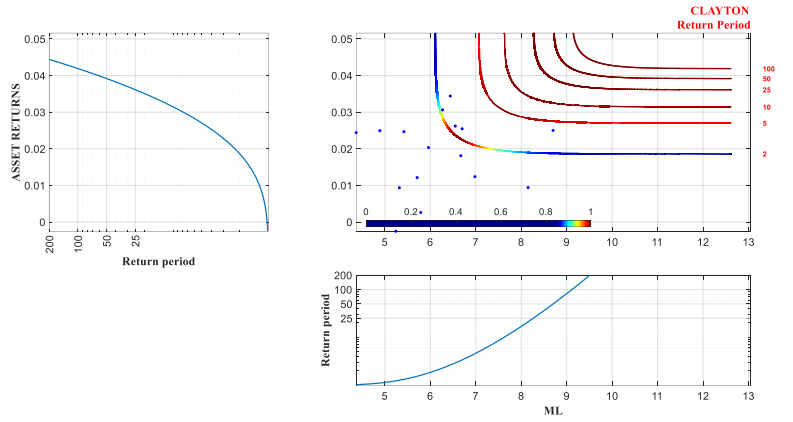
ساختار وابستگی احتمال پول‌شویی و نسبت دارایی‌های نقدشونده به کل دارایی‌ها

شکل ۷. ساختار وابستگی احتمال متغیرها (کاپیولا)

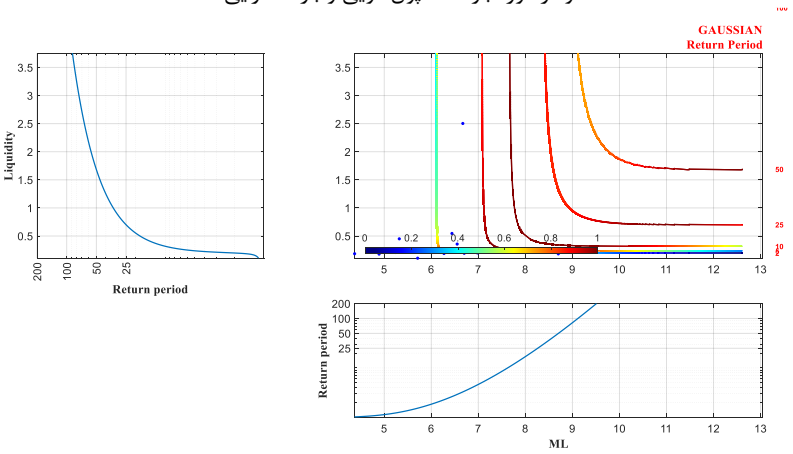
کانتورهای تراکم مشترک نشان‌دهندهٔ وابستگی نامتقارن بین آراوای و پول‌شویی و وابستگی ضعیف بین نسبت نقدشونده و پول‌شویی است. این نمودار توزیع احتمالات مقادیر مختلف پول‌شویی، بازده دارایی‌ها و نسبت دارایی‌های نقدشونده به کل دارایی‌ها را نمایش می‌دهد. هدف اصلی این نمودار بررسی این است که هر مقدار از این متغیرها با چه احتمالی در داده‌های مشاهده‌شده رخ می‌دهد. به‌عبارت‌دیگر، این نمودار کمک می‌کند تا بتوانیم

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]
[DOI: 10.66224/jmbr.19.67.5]

احتمال وقوع سطحی خاص از پول‌شویی، بازده دارایی‌ها و نسبت دارایی‌های نقدشونده به کل دارایی‌ها را پیش‌بینی کنیم. این تحلیل در درک رفتار متغیرها و شناسایی نقاطی که احتمال وقوع آن‌ها بیشتر یا کمتر است، بسیار مفید و کاربردی خواهد بود.



نمودار دورهٔ بازگشت پول‌شویی و بازده دارایی‌ها



نمودار دورهٔ بازگشت پول‌شویی و نسبت دارایی‌های نقدشونده به کل دارایی‌ها

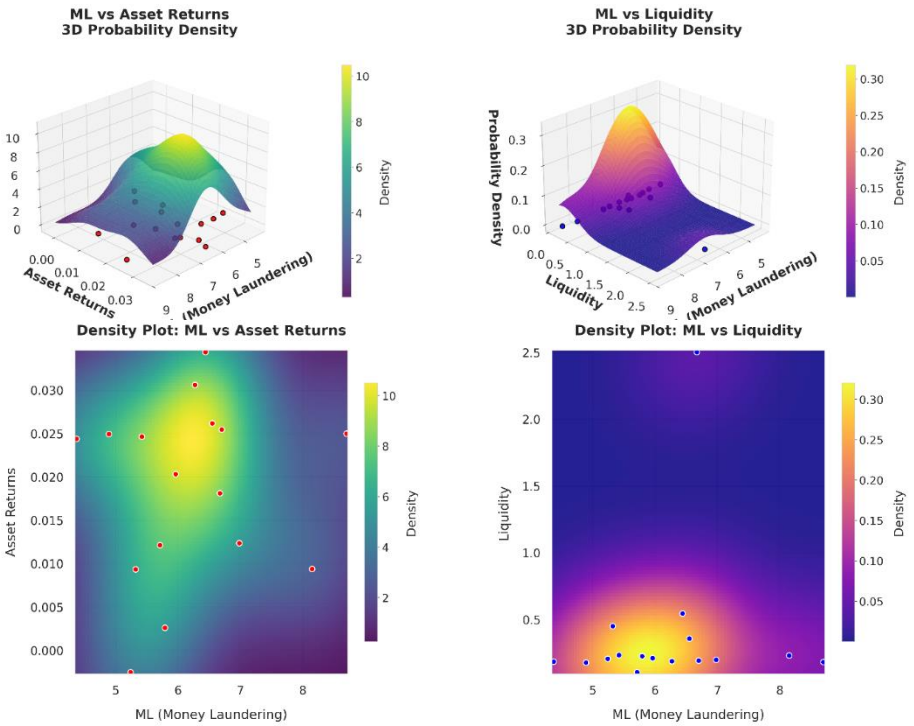
شکل ۸. نمودار دورهٔ بازگشت[1] متغیرها

[1] return period

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]

[DOI: 10.66224/jmbr.19.67.5]

شکل ۸ نشان می‌دهد رویدادهای شدید پول‌شویی (بالای ۱۰ تراکنش) هر ۸ـ۱۰ سال یک‌بار رخ می‌دهد، درحالی‌که آراوِای بالای ۰/۰۳ هر ۵ـ۶ سال تکرار می‌شود. این نمودار نشان می‌دهد که رویدادهای خاص مرتبط با پول‌شویی، بازده دارایی‌ها، و نسبت دارایی‌های نقدشونده به کل دارایی‌ها، مانند افزایش یا کاهش شدید، با چه فاصلهٔ زمانی یا تناوبی رخ می‌دهند. به کمک این نمودار می‌توان بررسی کرد که آیا این متغیرها در یک بازهٔ زمانی مشخص رفتار عادی دارند یا احتمال وقوع رویدادهای نادر و شدید چقدر است. نمودار دورهٔ بازگشت برای پیش‌بینی و مدیریت ریسک‌های مرتبط با این متغیرها استفاده می‌شود، زیرا نشان می‌دهد که چه میزان از تغییرات در دوره‌های خاص تکرار می‌شوند و چگونه می‌توان برای آن‌ها برنامه‌ریزی کرد. همچنین، تابع توزیع چگالی سه‌بعدی متغیرها به‌صورت زیر است:



شکل ۹. تابع چگالی احتمال دوبعدی و سه‌بعدی

در شکل ۹، پیک چگالی در ناحیهٔ آراوِای بالا و پول‌شویی پایین قرار دارد که رابطهٔ معکوس و نامتقارن را تأیید می‌کند. همان‌طور که توضیح داده شد، وابستگی دمی معیاری اساسی

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]
[DOI: 10.66224/jmbr.19.67.5]

برای تحلیل روابط میان متغیرها در شرایط حدی آن‌هاست. یکی از اهداف کلیدی این پژوهش بررسی ارتباطات پیچیده و غیرخطی میان این ۳ متغیر است. به‌منظور تحلیل دقیق شرایط حدی و شبیه‌سازی وابستگی‌های دمی، از توابع کاپیولا به‌عنوان ابزارهای پیشرفته برای مدل‌سازی این نوع وابستگی استفاده شده است. در این راستا، ۲۵ نوع مختلف از توابع کاپیولا، ازجمله مدل‌های کلاسیک و پیشرفته نظیر کاپیولای فرایندهای وابسته به زمان، کاپیولای استاتیک، و دینامیک به‌صورت کدنویسی برای تخمین وابستگی‌های دمی این متغیرها به کار رفته‌اند. این توابع با استفاده از معیارهای حداکثر درست‌نمایی، آکاییک، بیزین، حداقل مجذورات مربعات خطا، و معیار تعادل نش انتخاب شده‌اند تا مدل‌های بهینه برای هر جفت متغیر شناسایی شوند. نتایج حاصل از تخمین این مدل‌ها در جدول مربوطه به‌طور مفصل ارائه شده است و به‌طور قابل‌توجهی ظرفیت بالای مدل‌های کاپیولا برای شبیه‌سازی روابط دمی و آثار پیچیدهٔ میان متغیرها را نشان می‌دهد.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]

[DOI: 10.66224/jmbr.19.67.5]

جدول ۲

نتایج توزیع احتمال مشترک توابع کاپیولا بین متغیرهای پول‌شویی و بازده دارایی‌ها

رتبه	Max-Likelihood	AIC	BIC
۱	Raftery	Raftery	Raftery
۲	Clayton	Clayton	Clayton
۳	BB1	AMH	AMH
۴	AMH	BB1	BB1
۵	Roch-Alegre	Roch-Alegre	Gaussian
۶	Fischer-Hinzmann	Gaussian	Roch-Alegre
۷	t	Fischer-Hinzmann	Plackett
۸	Gaussian	Plackett	Fischer-Hinzmann
۹	Fischer-Kock	Frank	Frank
۱۰	Plackett	Nelsen	Nelsen
۱۱	Frank	t	FGM
۱۲	Nelsen	FGM	Linear-Spearman
۱۳	FGM	Linear-Spearman	Shih-Louis
۱۴	Linear-Spearman	Shih-Louis	t
۱۵	Shih-Louis	Fischer-Kock	Fischer-Kock
۱۶	Tawn	Galambos	Galambos
۱۷	Galambos	Gumbel	Gumbel
۱۸	BB5	Cuadras-Auge	Cuadras-Auge
۱۹	Gumbel	BB5	BB5
۲۰	Marshal-Olkin	Marshal-Olkin	Burr
۲۱	Cuadras-Auge	Burr	Marshal-Olkin
۲۲	Burr	Tawn	Joe
۲۳	Joe	Joe	Tawn
۲۴	Cubic	Cubic	Independence
۲۵	Independence	Independence	Cubic

جدول ۲ نتایج برازش ۲۵ مدل کاپیولا را برای جفت متغیرهای پول‌شویی و بازده دارایی‌ها نشان می‌دهد. معیارهای AIC، BIC و RMSE نشان می‌دهند که مدل Raftery بهترین برازش را دارد. این انتخاب به این معناست که رابطهٔ بین بازده دارایی‌ها و پول‌شویی نه‌تنها معکوس است، بلکه نامتقارن نیز است؛ یعنی وقتی بازده دارایی‌ها به‌طور قابل‌توجهی افزایش می‌یابد، احتمال وقوع پول‌شویی به‌شکل شدیدتری کاهش می‌یابد.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]

[DOI: 10.66224/jmbr.19.67.5]

جدول ۳

پارامترهای تخمینی کاپیولا بین متغیرهای پول‌شویی و بازده دارایی‌ها

کاپیولا	RMSE	NSE
Gaussian	۰/۱۱۶۹	۰/۹۷۹۸
t	۰/۱۱۵۹	۰/۹۸۰۱
Clayton	۰/۰۵۹۹	۰/۹۸۶۴
Frank	۰/۱۲۱۶	۰/۹۷۸۱
Gumbel	۰/۱۳۱۶	۰/۹۷۴۳
Independence	۰/۱۹۳۶	۰/۹۴۴۵
AMH	۰/۱۰۱۰	۰/۹۸۴۹
Joe	۰/۱۴۸۷	۰/۹۶۷۲
FGM	۰/۱۲۴۵	۰/۹۷۷۰
Plackett	۰/۱۲۰۷	۰/۹۷۸۴
Cuadras-Auge	۰/۱۳۶۱	۰/۹۷۲۵
Raftery	۰/۰۹۲۴	۰/۹۸۷۴
Shih-Louis	۰/۱۲۵۸	۰/۹۷۶۵
Linear-Spearman	۰/۱۲۵۸	۰/۹۷۶۵
Cubic	۰/۱۸۵۷	۰/۹۴۸۹
Burr	۰/۱۴۴۲	۰/۹۶۹۲
Nelsen	۰/۱۲۱۶	۰/۹۷۸۱
Galambos	۰/۱۳۱۵	۰/۹۷۴۴
Marshal-Olkin	۰/۱۳۳۵	۰/۹۷۳۶
Fischer-Hinzmann	۰/۱۱۰۹	۰/۹۸۱۸
Roch-Alegre	۰/۱۰۷۴	۰/۹۸۲۹
Fischer-Kock	۰/۱۱۹۴	۰/۹۷۸۹
BB1	۰/۰۹۶۰	۰/۹۸۶۳
BB5	۰/۱۳۱۵	۰/۹۷۴۴
Tawn	۰/۱۳۰۷	۰/۹۷۴۷

جدول ۳ پارامترهای تخمین‌شدهٔ مدل Raftery را نشان می‌دهد. پارامتر وابستگی $\theta = 1.84$ (با فاصلهٔ اطمینان ۹۵ درصد بین ۱/۶۷ تا ۲/۰۱) به‌دست‌آمده از امسی‌امسی) حاکی از وجود وابستگی دمی بالایی است؛ یعنی در شرایطی که بازده دارایی‌ها بالاست، احتمال هم‌زمان بالای پول‌شویی به‌شدت کاهش می‌یابد. این دقیقاً همان سازوکاری است که سلامت بانکی را به پیشگیری از پول‌شویی پیوند می‌زند.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]

[DOI: 10.66224/jmbr.19.67.5]

جدول ۴

نتایج توزیع احتمال مشترک توابع کاپیولا بین متغیرهای پول‌شویی و نسبت دارایی‌های نقدشونده به کل دارایی‌ها

BIC	AIC	Max-Likelihood	Rank
Clayton	Clayton	BB1	۱
Raftery	Raftery	Clayton	۲
AMH	AMH	Raftery	۳
BB1	BB1	AMH	۴
Gaussian	Gaussian	Roch-Alegre	۵
Roch-Alegre	Roch-Alegre	t	۶
t	t	Gaussian	۷
Plackett	Plackett	Tawn	۸
Frank	Frank	Marshal-Olkin	۹
Nelsen	Nelsen	Plackett	۱۰
Galambos	Galambos	Frank	۱۱
Gumbel	Gumbel	Nelsen	۱۲
Linear-Spearman	Linear-Spearman	Fischer-Hinzmann	۱۳
Shih-Louis	Shih-Louis	Galambos	۱۴
FGM	Marshal-Olkin	BB5	۱۵
Marshal-Olkin	FGM	Gumbel	۱۶
Cuadras-Auge	Cuadras-Auge	Linear-Spearman	۱۷
Fischer-Hinzmann	Fischer-Hinzmann	Shih-Louis	۱۸
BB5	BB5	Fischer-Kock	۱۹
Burr	Tawn	FGM	۲۰
Fischer-Kock	Fischer-Kock	Cuadras-Auge	۲۱
Joe	Burr	Burr	۲۲
Tawn	Joe	Joe	۲۳
Independence	Independence	Cubic	۲۴
Cubic	Cubic	Independence	۲۵

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]

[DOI: 10.66224/jmbr.19.67.5]

جدول ۵

پارامترهای تخمینی کاپیولای متغیرهای پول‌شـــویی و نســـبت دارایی‌های نقدشـــونده به کل دارایی‌ها

کاپیولا	RMSE	NSE
Gaussian	۰/۰۵۹۹	۰/۹۸۴۸
t	۰/۰۹۲۹	۰/۹۸۵۷
Clayton	۰/۰۸۴۹	۰/۹۸۸۱
Frank	۰/۱۰۳۲	۰/۹۸۲۳
Gumbel	۰/۱۰۵۰	۰/۹۸۱۷
Independence	۰/۱۹۱۵	۰/۹۳۹۳
AMH	۰/۰۸۸۱	۰/۹۸۷۱
Joe	۰/۱۱۸۰	۰/۹۷۶۹
FGM	۰/۱۰۷۶	۰/۹۸۰۸
Plackett	۰/۱۰۱۷	۰/۹۸۲۹
Cuadras-Auge	۰/۱۱۱۳	۰/۹۷۹۵
Raftery	۰/۰۸۵۲	۰/۹۸۸۰
Shih-Louis	۰/۱۰۶۳	۰/۹۸۱۳
Linear-Spearman	۰/۱۰۶۳	۰/۹۸۱۳
Cubic	۰/۱۹۰۲	۰/۹۴۰۱
Burr	۰/۱۱۵۴	۰/۹۷۷۹
Nelsen	۰/۱۰۳۲	۰/۹۸۲۳
Galambos	۰/۱۰۴۹	۰/۹۸۱۸
Marshal-Olkin	۰/۱۰۰۲	۰/۹۸۳۴
Fischer-Hinzmann	۰/۱۰۴۹	۰/۹۸۱۸
Roch-Alegre	۰/۰۹۲۰	۰/۹۸۶۰
Fischer-Kock	۰/۱۰۶۳	۰/۹۸۱۳
BB1	۰/۰۸۴۶	۰/۹۸۸۲
BB5	۰/۱۰۴۹	۰/۹۸۱۸
Tawn	۰/۰۹۹۸	۰/۹۸۳۵

رابطهٔ بین بازده دارایی‌ها و میزان پول‌شویی نشان می‌دهد که این دو متغیر وابستگیِ نامتقارن و معکوس دارند؛ به این معنا که هرچه بازده دارایی‌های یک بانک بیشتر باشد، احتمال درگیرشدن آن در فعالیت‌های پول‌شویی کاهش می‌یابد. بررسی همبستگی کندال و اسپیرمن نیز این یافته را تأیید می‌کند و نشان می‌دهد که افزایش کارایی مالی بانک‌ها در ایران

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]

[DOI: 10.66224/jmbr.19.67.5]

انگیزهٔ ورود وجوه غیرقانونی به نظام بانکی را با کاهش مواجه می‌کند. این نتیجه منطقی به نظر می‌رسد، زیرا بانک‌هایی که عملکرد مالی بهتری دارند، معمولاً از کنترل‌های داخلی قوی‌تر و سطح نظارت بالاتری برخوردارند که از سوءاستفاده‌های مالی جلوگیری می‌کند.

در مقابل، تحلیل رابطهٔ بین نسبت دارایی‌های نقدشونده به کل دارایی‌های بانک‌ها و پول‌شویی نشان داد که این وابستگی ازنظر آماری معنادار نیست. به‌عبارت‌دیگر، سطح نسبت دارایی‌های نقدشونده به کل دارایی‌ها بانک‌ها – چه زیاد و چه کم – تأثیر مستقیمی بر میزان پول‌شویی در نظام بانکی ایران ندارد. این نتیجه می‌تواند ناشی از ساختار مقرراتی و نحوهٔ اجرای سیاست‌های ضدپول‌شویی در کشور باشد، که بیشتر بر تقویت فرایندهای نظارتی و اصلاحات ساختاری متمرکز است تا مدیریت نسبت دارایی‌های نقدشونده به کل دارایی‌ها.

نتایج نشان می‌دهد که مدل کاپیولای رافتری برای رابطهٔ بین بازده دارایی‌ها و پول‌شویی بهترین برازش را دارد، درحالی‌که کاپیولای BB1 ارتباط بین نسبت دارایی‌های نقدشونده به کل دارایی‌ها و پول‌شویی را بهتر توضیح می‌دهد. بررسی توزیع پسین پارامترهای کاپیولا نیز نشان داد که روش شبیه‌سازی زنجیرهٔ مارکوف مونت‌کارلو به کاهش عدم قطعیت در مدل‌سازی کمک می‌کند و تخمین‌های دقیقی ارائه می‌دهد. این پژوهش به بررسی ارتباط بین سلامت نظام بانکی و پیشگیری از جرم پول‌شویی در ایران پرداخته است. در این راستا، شاخص‌هایی مانند بازده دارایی‌ها و نسبت دارایی‌های نقدشونده به کل دارایی‌های بانک‌ها به‌عنوان معیارهای کلیدی کارایی نظام بانکی مورد ارزیابی قرار گرفتند. نتایج نشان داد که توزیع بازده دارایی‌ها از نوع t-location-scale و توزیع پول‌شویی از نوع گاوسی معکوس است. همچنین، آزمون‌های آماری تأیید کردند که این مدل‌های توزیعی داده‌های مورد بررسی را به‌خوبی توصیف می‌کنند.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]

[DOI: 10.66224/jmbr.19.67.5]

جدول ۶

پارامترهای توزیع حاشیه‌ای وابستگی بین متغیرهای پول‌شویی و بازده دارایی‌ها

نوع همبستگی	ضریب همبستگی	p-value	معناداری
کندال	-۰/۱۳۳۳	۰/۰۵۰	معنادار
اسپیرمن	ـ۰/۲۵۲۹	۰/۰۳۴	معنادار
پیرسن	ـ۰/۱۰۱۳	۰/۰۷۰	معنادار
متغیر بازده دارایی‌ها(ROA)			
توزیع برازش‌یافته	t location scale	توزیع برازش‌یافته	گاوسی معکوس
μ (میانگین)	۶/۱۹۷۴	μ (میانگین)	۰/۰۱۸۶
σ (انحراف معیار)	۲۰۴/۸۳۴۳	σ (انحراف معیار)	۰/۰۱
نوع همبستگی		ضریب همبستگی	

جدول ۷

پارامترهای توزیع حاشیه‌ای وابستگی بین متغیرهای پول‌شویی و نسبت دارایی‌های نقدشونده به کل دارایی‌ها

نوع همبستگی	**ضریب همبستگی**	**p-value**	**معناداری**
کندال	**-۰/۱۱۶**	**۰/۵۶۴**	**عدم معناداری**
اسپیرمن	**-۰/۱۷۳۵**	**۰/۵۱۹**	**عدم معناداری**
پیرسن	**-۰/۱۱۰۳**	**۰/۶۸۴**	**عدم معناداری**
نوع همبستگی	**ضریب همبستگی**	**p-value**	**معناداری**
پارامترهای متغیر نسبت دارایی‌های نقدشونده به کل دارایی‌ها		پارامترهای متغیر پول‌شویی	
پارامترهای متغیر نسبت دارایی‌های نقدشونده به کل دارایی‌ها		**پارامترهای متغیر پول‌شویی**	
توزیع برازش‌یافته	**t location scale**	**توزیع برازش‌یافته**	**گاوسی معکوس**
k(میانگین؟)	**۰/۱۹۷۹**	**μ (میانگین)**	**۶/۱۹۷۴**
σ (انحراف معیار)		**۰/۰۲۰۳**	

۷ تحلیل فنی مدل کاپیولا و وابستگی‌های دمی

در این بخش به جنبه‌های فنی مدل‌سازی پرداخته می‌شود. توزیع حاشیه‌ای متغیر پول‌شویی از نوع گاوسی معکوس و توزیع حاشیه‌ای بازده دارایی‌ها و نسبت دارایی‌های نقدشونده به کل دارایی‌ها از نوع تی‌ـ مکان‌ـ مقیاس انتخاب گردید که برازش مناسب آن‌ها با آزمون خی‌ـ

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]

[DOI: 10.66224/jmbr.19.67.5]

دو تأیید شد. از میان ۲۵ مدل کاپیولای بررسی‌شده، مدل رافتری برای رابطهٔ بازده دارایی‌ها و پول‌شویی (با پارامتر وابستگی تقریباً برابر با ۸۴/۱) و مدل BB1 برای رابطهٔ نسبت دارایی‌های نقدشونده به کل دارایی‌ها و پول‌شویی بهترین برازش را نشان داد. برآورد پارامترها به روش بیزی و با کمک شبیه‌سازی زنجیرهٔ مارکوف مونت‌کارلو انجام شد که این روش عدم قطعیت برآوردها را کاهش داد و به دستیابی به جواب بهینهٔ کلی کمک کرد. نتایج نشان‌دهندهٔ وجود وابستگی نامتقارن (با شدت بیشتر در دم بالایی) بین بازده دارایی‌ها و پول‌شویی و وابستگی ضعیف بین نسبت دارایی‌های نقدشونده به کل دارایی‌ها و پول‌شویی است. این ساختارهای وابستگی در نمودار خطوط تراکم مشترک و تابع چگالی احتمال سه‌متغیره به‌خوبی قابل‌مشاهده است.

۸ نتیجه‌گیری

پژوهش حاضر با بهره‌گیری از رویکرد کاپیولا نشان داد که افزایش بازده دارایی‌ها (آراوِای) به‌صورت نامتقارن و معنادار با کاهش احتمال وقوع پول‌شویی همراه است. این یافته به معنای آن است که بانک‌های سودآورتر و کاراتر به‌دلیل برخورداری از کنترل‌های داخلی قوی‌تر، سرمایه‌گذاری بیشتر در فنّاوری‌های نظارتی، و انگیزهٔ بالاتر برای حفظ اعتبار، به‌طور مؤثرتری در برابر سوءاستفادهٔ پول‌شویان مقاومت می‌کنند؛ بنابراین، مدل کاپیولا نه‌تنها رابطه‌ای آماری، بلکه سازوکار واقعی پیشگیری را نیز نمایندگی می‌کند: هرچه آراوِای بالاتر باشد، احتمال هم‌زمان بالای تراکنش‌های مشکوک به‌طور چشمگیری کاهش می‌یابد (وابستگی دمی بالایی در مدل Raftery). در مقابل، نسبت دارایی‌های نقدشونده به کل دارایی‌ها تأثیر معناداری ندارد؛ یعنی صرفِ داشتن نقدینگی بالا یا پایین به‌خودی‌خود مانع پول‌شویی نمی‌شود و پیشگیریِ واقعی از مسیر سودآوری و کارایی می‌گذرد. به‌طورکلی، یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهد که افزایش کارایی مالی بانک‌ها و ارتقای بازده دارایی‌ها نقش مؤثری در کاهش فعالیت‌های پول‌شویی در ایران دارد. این نتیجه تأکید می‌کند که سیاست‌گذاران باید بر تقویت عملکرد مالی بانک‌ها، اصلاح ساختارهای مالی، و بهبود کنترل‌های داخلی تمرکز کنند تا از ورود پول‌های غیرقانونی به شبکهٔ بانکی جلوگیری شود. از سوی دیگر، عدم وابستگی معنادار بین نسبت دارایی‌های نقدشونده به کل دارایی‌ها و پول‌شویی نشان می‌دهد که عوامل دیگری همچون شفافیت مالی، اجرای دقیق قوانین و استفاده از فنّاوری‌های ضدپول‌شویی تأثیر بیشتری در کاهش این پدیده دارند.

یافته‌های این پژوهش نشان‌دهندهٔ وجود رابطه‌ای معکوس و نامتقارن میان بازده دارایی‌ها و میزان پول‌شویی است. تحلیل‌های آماری تأیید می‌کنند که هرچه کارایی مالی

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]

[DOI: 10.66224/jmbr.19.67.5]

بانک‌ها افزایش یابد، احتمال درگیری آن‌ها در فعالیت‌های پول‌شویی کاهش می‌یابد. این نتیجه با این فرضیه هم‌راستاست که بانک‌های با عملکرد مالی قوی‌تر، به‌دلیل بهره‌مندی از ساختارهای نظارتی پیشرفته‌تر و کنترل‌های داخلی مؤثر، کمتر به‌عنوان بستری برای ورود وجوه غیرقانونی مورد سوءاستفاده قرار می‌گیرند. بااین‌حال، وابستگی نامتقارن مشاهده‌شده نشان می‌دهد که این رابطه در شرایط حدی (مانند مقادیر بسیار بالا یا پایین آراوای) ممکن است شدت متفاوتی داشته باشد، که این موضوع لزوم استفاده از مدل‌های کاپیولا را بیش‌ازپیش برجسته می‌کند.

در مقابل، تحلیل رابطهٔ میان نسبت دارایی‌های نقدشونده به کل دارایی‌های بانک‌ها و پول‌شویی حاکی از نبودِ وابستگی معنادار است. این یافته نشان می‌دهد که سطح نسبت دارایی‌های نقدشونده به کل دارایی‌ها، چه در حالت بالا و چه پایین، تأثیر مستقیمی بر میزان پول‌شویی ندارد. این تفاوت می‌تواند به ساختار خاص نظام بانکی ایران و تمرکز بیشتر مقررات بر اصلاحات ساختاری و فرایندهای نظارتی، به‌جای مدیریت نسبت دارایی‌های نقدشونده به کل دارایی‌ها، نسبت داده شود. همچنین، ممکن است نشان‌دهندهٔ این باشد که در ایران، عوامل دیگری مانند ضعف در اجرای قوانین یا کمبود فنّاوری‌های نظارتی، تأثیر بیشتری بر وقوع پول‌شویی دارند تا متغیرهای مالی مانند نسبت دارایی‌های نقدشونده به کل دارایی‌ها.

از منظر روش‌شناختی، استفاده از توابع کاپیولا و شبیه‌سازی زنجیرهٔ مارکوف مونت‌کارلو (امسی‌امسی) به‌عنوان رویکردی نوآورانه، توانایی این مطالعه را در مدل‌سازی وابستگی‌های دمی و غیرخطی به‌طور قابل‌توجهی افزایش داده است. مدل کاپیولای Raftery برای رابطهٔ بازده دارایی‌ها و پول‌شویی، و مدل کاپیولای BB1 برای رابطهٔ نسبت دارایی‌های نقدشونده به کل دارایی‌ها و پول‌شویی به‌عنوان بهترین مدل‌ها شناسایی شدند که نشان‌دهندهٔ برتری آن‌ها در تبیین وابستگی‌های نامتقارن و متنوع است. استفاده از امسی‌امسی نه‌تنها دقت تخمین پارامترها را بهبود بخشید، بلکه با ارائهٔ توزیع پسین، عدم قطعیتِ مدل‌سازی را به‌طور مؤثری کاهش داد. این رویکرد در مقایسه با روش‌های بهینه‌سازی محلی، که اغلب در دام بهینه‌های محلی گرفتار می‌شوند، مزیت قابل‌توجهی در دستیابی به بهینهٔ جهانی ارائه داد. توزیع‌های حاشیه‌ای متغیرها نیز اطلاعات ارزشمندی ارائه کردند. بازده دارایی‌ها و نسبت دارایی‌های نقدشونده به کل دارایی‌ها از توزیع t-location-scale تبعیت می‌کنند، درحالی‌که پول‌شویی دارای توزیع گاوسی معکوس است. آزمون Chi-square برازش مناسب این توزیع‌ها را تأیید کرد، که این امر ضرورت استفاده از مدل‌های پیشرفته‌تر را برای تحلیل داده‌های مالی با رفتار آماری متنوع نشان می‌دهد.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]

[DOI: 10.66224/jmbr.19.67.5]

پژوهش حاضر به این نتیجه رسید که ارتقای کارایی مالی بانک‌ها، به‌ویژه از طریق افزایش بازده دارایی‌ها، می‌تواند ابزار قدرتمندی برای پیشگیری از جرم پول‌شویی در ایران باشد. این یافته بر اهمیت تقویت بنیان‌های مالی بانک‌ها و بهبود فرایندهای نظارتی تأکید دارد. بااین‌حال، نبودِ تأثیر معنادار نسبت دارایی‌های نقدشونده به کل دارایی‌ها بر پول‌شویی نشان می‌دهد که عواملِ دیگری نظیر شفافیت مالی، اجرای دقیق قوانین ضدپول‌شویی، و بهره‌گیری از فنّاوری‌های نوین ممکن است نقش تعیین‌کننده‌تری در کاهش این پدیده داشته باشند. رویکرد کاپیولا و استفاده از ۲۵ مدل مختلف، ازجمله Raftery و BB1، به‌عنوان ابزاری مؤثر در تحلیل وابستگی‌های پیچیده، ظرفیت بالای این روش را در تبیین روابط غیرخطی و دمی میان متغیرها اثبات کرد. به‌طورکلی، این مطالعه نشان داد که سلامت نظام بانکی، به‌ویژه از منظر کارایی مالی، می‌تواند در نقش سپری دفاعی در برابر جرائم مالی عمل کند، اما تحقق این هدف نیازمند اصلاحات جامع در ساختارهای نظارتی و اجرایی است.

باتوجه‌به نتایج به‌دست‌آمده، پیشنهاد می‌شود سیاست‌گذاران بانکی در ایران بر تقویت عملکرد مالی بانک‌ها از طریق بهبود شاخص‌هایی مانند آراوای تمرکز کنند. این می‌تواند از طریق افزایش شفافیت در گزارش‌دهی مالی، تقویت کنترل‌های داخلی، و ارتقای مهارت‌های مدیریتی در بانک‌ها محقق شود. همچنین، باتوجه‌به نبودِ تأثیر نسبت دارایی‌های نقدشونده به کل دارایی‌ها، توصیه می‌شود تمرکز بیشتری بر توسعهٔ زیرساخت‌های نظارتی، مانند ساختارهای شناسایی تراکنش‌های مشکوک و استفاده از هوش مصنوعی در رصد فعالیت‌های مالی، صورت گیرد.

برای پژوهش‌های آتی، پیشنهاد می‌شود متغیرهای بیشتری مانند سطح شفافیت مالی، میزان استفاده از فنّاوری بانکی، و تأثیر نظارت نهادهای بین‌المللی مانند اِف‌اِی‌تی‌اِف در مدل‌ها گنجانده شود تا تصویر جامع‌تری از عوامل مؤثر بر پول‌شویی ارائه گردد. علاوه‌بر این، گسترش دامنهٔ مطالعه به سایر کشورهای منطقه می‌تواند امکان مقایسه و شناسایی الگوهای مشترک یا متمایز را فراهم کند. استفاده از مدل‌های کاپیولای دینامیک و وابسته به زمان نیز می‌تواند به تحلیل تغییرات وابستگی‌ها در بازه‌های مختلف اقتصادی کمک کند و درک بهتری از پویایی این روابط ارائه دهد.

یافته‌های این مطالعه مبنی بر رابطهٔ معکوس بین بازده دارایی‌ها و پول‌شویی با نتایج گور (۲۰۲۱) و پترسن و شومن (۲۰۰۸) هم‌راستاست که نشان داده‌اند بانک‌های با عملکرد مالی قوی‌تر، به‌دلیل کنترل‌های داخلی مؤثر، کمتر در معرض پول‌شویی قرار دارند. بااین‌حال، برخلاف مطالعات بین‌المللی که اغلب بر متغیرهای متعدد مانند حاکمیت شرکتی تمرکز دارند، این پژوهش با تمرکز بر آراوای و نسبت دارایی‌های نقدشونده به کل دارایی‌ها و استفاده

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]

[DOI: 10.66224/jmbr.19.67.5]

از کاپیولا، تحلیلی غیرخطی ارائه داده که در بستر نظام بانکی ایران منحصربه‌فرد است. همچنین، نبودِ رابطهٔ معنادار بین نسبت دارایی‌های نقدشونده به کل دارایی‌ها و پول‌شویی با یافته‌های خان (۲۰۱۸) سازگار است که نشان داد نسبت دارایی‌های نقدشونده به کل دارایی‌ها به‌تنهایی عامل تعیین‌کننده‌ای برای پیشگیری از پول‌شویی نیست.

این مطالعه به‌دلیل محدودیت‌های دسترسی به داده‌های قابل اعتماد و یکنواخت برای متغیرهای مهم دیگر سلامت بانکی (مانند نسبت تسهیلات غیرجاری، نسبت تسهیلات به سپرده، و کیفیت سود) در بازهٔ ۱۳۸۶ تا ۱۴۰۲ و برای همهٔ بانک‌های نمونه – که برخی از این شاخص‌ها به‌دلیل محدودیت‌های آماری (ناقص‌بودن یا عدم گزارش‌دهی کامل در برخی سال‌ها) کاملاً وجود ندارند – تنها از دو متغیر بازده دارایی‌ها و نسبت دارایی‌های نقدشونده به کل دارایی‌ها استفاده کرده است. افزودن متغیرهای فوق در پژوهش‌های بعدی توصیه می‌شود.

در نهایت، این پژوهش با ارائهٔ رویکردی نوین و چندجانبه، نه‌تنها به غنی‌سازی ادبیات علمی در حوزهٔ پول‌شویی و سلامت بانکی کمک کرده، بلکه چهارچوبی عملی برای سیاست‌گذاری در نظام بانکی ایران فراهم آورده است. انتظار می‌رود نتایج این مطالعه به‌عنوان نقطهٔ شروعی برای پژوهش‌های گسترده‌تر و اقدامات اجرایی مؤثر در راستای کاهش جرائم مالی مورد استفاده قرار گیرد.

۹ تعارض منافع

نویسندگان اعلام می‌دارند هیچ‌گونه تعارض منافع مالی، شخصی یا حرفه‌ای در ارتباط با این پژوهش وجود ندارد. تمام یافته‌ها بر مبنای تجزیه‌وتحلیل مستقل و بدون تأثیرهای خارجی به دست آمده‌اند.

۱۰ مشارکت نویسندگان

همهٔ نویسندگان در تمام مراحل پژوهش، از طراحی و جمع‌آوری داده‌ها تا تحلیل نتایج و نگارش مقاله، به‌صورت مشترک و برابر مشارکت داشته‌اند.

فهرست منابع

حاجیان، م. (۱۴۰۲). مروری بر مفهوم و مراحل پول‌شویی. *مطالعات مدیریت، اقتصاد و کارآفرینی*، ۴(۲)، ۵۴ـ۴۶.

حسینی، ن. (۱۴۰۳). ارزیابی تأثیر شاخص‌های سلامت بانکی بر سودآوری بانک‌های تجاری غیردولتی ایران. *مطالعات راهبردی مالی و بانکی*، ۲(۳) ، ۱۶۳ـ۱۷۶.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]

[DOI: 10.66224/jmbr.19.67.5]

رهبر، ف. (۱۳۸۲). پول‌شویی و آثار و پیامدهای آن. *فصلنامهٔ تحقیقات اقتصادی*، ۳۸(۳)، ۳۳ـ۵۵.

سیدی، س.، عبدلی، م.، و جباری نوقابی، م. (۱۳۹۸). ارائهٔ الگوی شاخص‌های سلامت بانکی با تأکید بر بانکداری اسلامی. *اقتصاد اسلامی*، ۱۹(۷۴) ، ۱۱۵ـ۱۴۷.

محمدی، م.، و ملکیان، ا. (۱۳۹۸). ارائهٔ مدلی جهت سنجش سلامت مالی در بانکداری ایران با درنظرگرفتن شاخص‌های کملز و حاکمیت شرکتی. *اقتصاد پولی مالی*، ۲۶(۱۸) ، ۱۲۱ـ۱۵۴.

منصوری، م.، محمدپور، ر.، و کتانچیان، س. (۱۳۹۴). بررسی مبارزه با پول‌شویی در صنعت بانکداری: کاربست نظریهٔ بازی. در *اولین همایش ملی اقتصاد صنعتی ایران*.

Abuzov, A. Y. (2023). The role of technological innovations in institutional regulation of the financial capital market. *E3S Web of Conferences*, 376, 05047. https://doi.org/10.1051/e3sconf/202337605047

Basaran-Brooks, B. (2021). Money laundering and financial stability: Does adverse publicity matter? *Journal of Financial Regulation and Compliance*, 30(2), 196-214. https://doi.org/10.1108/JFRC-09-2021-0075

Berger, A. N., & Bouwman, C. (2015). Bank liquid assets to total assets ratio creation and financial crises. *Academic Press*. https://doi.org/10.1016/B978-0-12-800233-9.00009-8

Borlini, L. S. (2008). Issues of the international criminal regulation of money laundering in the context of economic globalization. *Social Science Research Network*, 22(1), 37–110. https://doi.org/10.2139/SSRN.1296636

Bucher, A., Berghaus, B., & Volgushev, S. (2014). Weak convergence of the empirical copula process with respect to weighted metrics. *ArXiv: Statistics Theory*. https://doi.org/10.17877/DE290R-6729

Bùi, H. T., & Trần, V. D. (2023). The role of the banking industry in anti-money laundering activities in Vietnam.

Charisma, D., Bramasto, A., & Nisa, E. (2022). Analysis of the effect of capital adequacy ratio and non-performing loans on return on assets in 4 state-owned banks listed on the IDX for the 2017-2021 period. *Almana: Jurnal Manajemen Dan Bisnis*, 6(3), 512–520. https://doi.org/10.36555/almana.v6i3.1953

Choudhry, M. (2022). *The principles of banking*, John Wiley & Sons.

Cox, D. (2014). *Handbook of anti-money laundering*. John Wiley & Sons.

Dulaimi, J. A. A. B. A., & Kadhim, E. H. (2022). Transparency of information in the financial statements and the extent to which it discloses the future

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]

[DOI: 10.66224/jmbr.19.67.5]

expectations of economic units using the Tobin s Q Index. *International Journal of Professional Business Review*, 7(5), e0766. https://doi.org/10.26668/businessreview/2022.v7i5.766

Fabre, G. (2005). *Prospering on Crime: Money Laundering and Financial Crisis*. Centre for East and South-East Asian Studies, Lund University.

Gaur, D. (2021). Total quality management and assets quality: The scenario of Indian banking sector. *International Journal of Business*, 8(1), 38–57. https://doi.org/10.4018/IJBAN.2021010103

Gijbels, I., Omelka, M., & Sznajder, D. (2010). Positive quadrant dependence tests for copulas. Canadian *Journal of Statistics*, 38(3), 400–416. https://doi.org/10.1002/cjs.10088

Iradukunda, P. G., & Kamande, M. (2022). Internal control system and financial performance in banking industry: A case of Guaranty Trust Bank-Rwanda. *International Journal of Scientific and Research Publications*, 12(11), 53–65. https://doi.org/10.29322/ijsrp.12.11.2022.p13108

Khan, M. S. (2018). The role of liquid assets to total assets ratio in financial intermediation [Doctoral dissertation, University of Technology Sydney]. OPUS Institutional Repository.

Kian Poor, S. & Hajian, M. (2025). Development of digital economy, human development solution in Iran. *International Journal of New Political Economy*, 6(1), 47-82. https://doi.org/10.48308/jep.2025.237697.1196

Kumar, V. A. (2012). Money laundering: Concept, significance and its impact. *European Journal of Business and Management*, 4(2), 113–119.

Moran, M. (1986). *Politics of banking*. Springer. https://doi.org/10.1007/978-1-349-18242-8

NASDAQ. (2024). Nasdaq verafin 2024 global financial crime report. Nasdaq.com, https://nasdaq.com/global-financial-crime-report

Nelsen, R. (2005). Dependence modeling with Archimedean copulas. *Semantic Scholar*.

Noy, S. (2017). *Banking on health: the World Bank and health sector reform in Latin America*. Springer. https://doi.org/10.1007/978-3-319-61765-7

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]

[DOI: 10.66224/jmbr.19.67.5]

Otinashvili, R., Veshapidze, S., & Zoidze, G. (2023). Impact of economic crime on the sustainable development of the state. *Three Seas Economic Journal*, 4(1), 10–17. https://doi.org/10.30525/2661-5150/2023-1-2

Petersen, M. A., & Schoeman, I. (2008, July). Modeling of banking profit via return-on-assets and return-on-equity. *In Proceedings of the World Congress on Engineering (Vol. 2, No. 1, pp. 12-37).*

Restoy, F. (2017). Financial soundness indicators- looking beyond the lessons from the learned crisis, Bank for international settelments, IMF, Washington DC.

Safaai, H., Onken, A., Harvey, C., & Panzeri, S. (2018). Information estimation using non-parametric copulas. *Physical Review* E, 98(5), 053302. https://doi.org/10.1103/PhysRevE.98.053302

Savu, C., & Trede, M. (2008). Goodness-of-fit tests for parametric families of Archimedean copulas. *Quantitative Finance*, 8(5), 467–480. https://doi.org/10.1080/14697680701207639

Sundarakani, S., & Ramasamy, M. (2013). Consequences of money laundering in banking sector. 64(2). https://doi.org/10.11113/JT.V64.2243

Syahda, I. F., Putra, R. D., Syafa, T. S., & Sinlae, E. S. P. (2024). Prevention and eradication of money laundering crime in banking. *Veteran Law Review*, 7(2), 222-231. https://doi.org/10.35586/velrev.v7i2.8098

Unger, B., & Van der Linde, D. (2013). *Research handbook on money laundering*. Edward Elgar Publishing. https://doi.org/10.4337/9780857934000

Wagner, W. (2007). The liquid assets to total assets ratio of bank assets and banking stability. *Journal of Banking & Finance*, 31(1), 121-139. https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2005.07.019

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]

[DOI: 10.66224/jmbr.19.67.5]

Journal of Monetary & Banking Research
Vol. 19, No. 67, Spring 2026
pages 173-212

The Role of Banking System Health in Preventing Money Laundering (Copula Approach)

Saeed Kianpoor [1] **Bita Shaygani**[2]
Asghar Abolhasani Hastiani[3] **Mohsen Hajian**[4]

Received: 14-Agu-2025 Accepted: 01-Feb-2026

Abstract

Objective: Money laundering is a multifaceted crime that extends beyond national borders and affects both private and public institutions. It undermines economic stability and erodes public trust by transforming illicit funds, often derived from crimes such as drug trafficking and corruption, into the legal financial stream without detection. In recent decades, global efforts have intensified to curb money laundering through a combination of legal frameworks, international conventions, and stringent regulatory measures. Central to these efforts is the health of the banking system, which—as a primary gateway for capital flows—plays a pivotal role in either facilitating or preventing such illicit activities. In this context, indicators of banking performance, notably return on assets (ROA) and liquid assets to total assets ratio, serve as key measures of financial efficiency and resilience. High ROA

[1]Assistant Professor, Department of Economics, Payame Noor University, Tehran, Iran (S_kianpoor@pnu.ac.ir)
[2] Associate Professor, Department of Economics, Payame Noor University, Tehran, Iran (shaygan@pnu.ac.ir)
[3] Professor, Department of Economics, Payame Noor University, Tehran, Iran (a.bolhasani@pnu.ac.ir)
[4] Student, Department of Economics, Payame Noor University, Tehran, Iran (mohsenhajian.eco@gmail.com)

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]

[DOI: 10.66224/jmbr.19.67.5]

levels may signal robust internal controls and effective risk management, theoretically reducing the propensity for banks to be used as conduits for money laundering. Conversely, liquid assets to total assets ratio levels indicate a bank's capacity to meet short-term obligations, yet their direct influence on vulnerability to money laundering remains ambiguous. This study is motivated by the need to empirically investigate these relationships within the unique framework of Iran's banking sector using advanced statistical modeling.

Method: This research adopts an applied, correlational design aimed at examining the relationship between banking system health and money laundering. A sample of eight Iranian banks—selected to represent diversity in size, market share, and service provision—was analyzed over the period 2008 to 2023. The study employs a copula-based approach, which allows for the construction of a joint multivariate distribution from known marginal distributions. Specifically, the marginal distribution of ROA and liquid assets to total assets ratio is assumed to follow a t-location-scale model, while money laundering is best described by an inverse Gaussian distribution. To capture the intricate and potentially asymmetric dependency structures among these variables, a suite of 25 copula models was estimated. Bayesian estimation through Markov Chain Monte Carlo (MCMC) simulation was used to derive the posterior distributions of the copula parameters, thereby reducing uncertainty and enhancing the precision of model estimates. Correlation measures such as Kendall's tau, Spearman's rho, and Pearson's coefficient were also computed to support the copula-based findings. Model selection was guided by traditional criteria including the Akaike Information Criterion (AIC), Bayesian Information Criterion (BIC), and error metrics such as RMSE and NSE, ensuring that the optimal model was chosen for each variable pair.

Results: The empirical findings reveal a statistically significant, inverse, and asymmetric dependency between ROA and money laundering. In essence, an increase in ROA is associated with a decreased likelihood of money laundering activities. This relationship was corroborated by significant correlation coefficients (Kendall's tau, Spearman's rho, and Pearson's coefficient), indicating that higher bank efficiency and profitability foster stronger internal controls and reduce banks' vulnerability to illicit financial flows. In contrast, the analysis demonstrates that the relationship between bank liquid assets to total assets ratio and money laundering is not statistically significant. The absence of a significant link suggests that liquid

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]

[DOI: 10.66224/jmbr.19.67.5]

assets to total assets ratio—whether high or low—does not directly influence the exposure of banks to money laundering. Instead, this phenomenon may be more strongly affected by regulatory and enforcement practices that emphasize transparency and structural reforms over mere liquid assets to total assets ratio management. Among the copula models tested, the Raftery copula provided the best fit for characterizing the dependency between ROA and money laundering (with RMSE = 0.0924 and NSE = 0.9874), while the BB1 copula proved most effective in capturing the liquid assets to total assets ratio–money laundering relationship (RMSE = 0.0846 and NSE = 0.9882). The application of MCMC techniques further strengthened the robustness of these estimations by offering precise posterior parameter distributions and effectively mitigating the risk of convergence on local optima. These results highlight the critical role of financial performance—especially measured through profitability metrics—in deterring money laundering, and they suggest that enhancing operational efficiency should be a priority for policymakers and banking regulators.

Conclusion: The study concludes that a healthy banking system, as evidenced by higher ROA, serves as an effective barrier against money laundering. Improved financial efficiency is linked to enhanced internal controls and risk management practices, thereby reducing the probability of banks being exploited for the circulation of illicit funds. Although liquid assets to total assets ratio does not exhibit a direct significant effect on money laundering, the findings underscore the importance of robust regulatory frameworks, increased transparency, and advanced surveillance technologies. Policymakers are advised to focus on initiatives that bolster bank performance and strengthen oversight mechanisms. Future research should consider incorporating additional variables—such as financial transparency, digital banking technologies, and international regulatory influences—to provide a more comprehensive understanding of the multifaceted dynamics underlying money laundering prevention.

Keywords: Money Laundering, Banking System Health, Copula
JEL Classification: G21, K42, C58, G28, E51

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]

[DOI: 10.66224/jmbr.19.67.5]