فصلنامه مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار
دوره پانزده، شماره پنجاه و هشت، بهار ۱۴۰۳
نوع مقاله : علمی پژوهشی
صفحات : ۱۰۷-۸۶

تغییرات توزیعی بازده دارایی‌های مالی در دوره‌های قبل و بعد از کووید ۱۹ بر پایه قانون توانی، تابع نمایی کشیده و توابع q–گوسی

رسول رضوانی[۱]
غلامرضا عسکرزاده[۲]

تاریخ دریافت مقاله : ۱۴۰۲/۰۳/۱۰ تاریخ پذیرش مقاله : ۱۴۰۲/۰۵/۲۶

چکیده

شناسایی رفتار توزیعی بازده دارایی‌های ریسکی از ضروریاتی است که توجه بسیاری از محققان را به خود جلب کرده است. چرا که آگاهی و شناخت دقیق‌تر رفتار توزیعی بازده در انها، امکان انجام پیش بینی‌های دقیق‌تر از وضعیت آتی بازار را فراهم می‌کند، به خصوص در تعیین ارزش در معرض ریسک این دارایی‌ها که وابستگی مستقیم با شکل توزیعی بازده دارد.هدف پژوهش حاضر بررسی تغییرات توزیعی بازده دارایی‌های مالی در دوره‌های قبل و بعد از کووید ۱۹ بر پایه قانون توانی، تابع نمایی کشیده و توابع q-گوسی است. در این راستا، ۳ متغیر شاخص کل بورس، قیمت طلا و نرخ ارز مورد بررسی و اطلاعات مربوط به آنها در هریک از روزهای معاملاتی طی دوره ۱۳۹۵/۰۱/۰۷ تا ۱۴۰۱/۱۰/۲۹ جمع آوری شد. به منظور آزمون فرضیات، بااستفاده از آزمون کلموگروف-اسمیرنوف، به مقایسه توزیع تجربی بازده‌ها با هریک از توزیع‌های مذکور پرداخته شد. نتایج نشان داد که توزیع‌های لگاریتمی این دارایی‌ها از هیچ یک از توزیع‌های احتمال حاصل از قانون توانی، نمایی کشیده و q-گاوسی تبعیت نمی‌کنند.

کلمات کلیدی

توزیع بازده، قانون توانی، دارایی‌های ریسکی.

۱-گروه مهندسی مالی، واحد یزد، دانشگاه آزاد اسلامی، یزد، ایران. r.rezvani2010@yahoo.com
۲-گروه مدیریت مالی، واحد یزد، دانشگاه آزاد اسلامی، یزد، ایران. (نویسنده مسئول) Askarzadeh1360@yahoo.com

مقدمه

سرمایه گذاری در دارایی‌های ریسکی همواره یکی از گزینه‌های پیش روی سرمایه گذاران به منظور حفظ ارزش دارایی‌های آنها بوده است. سرمایه گذاری در این دارایی‌ها، همانطور که از نام آن پیداست، همراه با ریسک است و ریسک و بازده دو جزء جدایی ناپذیر هر سرمایه گذاری به شمار می‌آیند [۳]. بر این اساس و با توجه به اهمیت تحلیل ریسک و بازده، مطالعات متعددی در خصوص شناسایی رفتار بازده دارایی‌های ریسکی انجام شده است [۳۶]. در این خصوص، با توجه به ماهیت تصادفی تغییرات قیمت و نااطمینانی موجود در وضعیت آتی آن، توزیع‌های احتمالی متفاوتی به رفتار قیمت و بازده دارایی‌های ریسکی نسبت داده شده است [۹]. اگرچه، برخی از این توزیع‌ها مانند توزیع نرمال، به مرور زمان به چالش کشیده شده و نشان داد شد که بسیاری از داده‌های مالی و بازده دارایی‌های ریسکی از این توزیع تبعیت نمی‌کنند، یا حداقل اینکه در تواترهای زمانی مشخصی، توزیع بازده از نرمال تبعیت کرده است [۳۵]. از این رو، محققان در پی معرفی و آزمون توزیع‌های احتمالی متفاوت و کامل‌تری برآمدند که بتواند رفتار مبهم و احتمالی بازده دارایی‌های ریسکی را به نحوی بهینه‌تر تبیین نماید.

حرکات پیچیده در قیمت‌های دارایی‌های ریسکی بر ثروت شخصی افراد در بازارهای سرمایه تأثیر می‌گذارد [۳۸]. توانایی پیش‌بینی دقیق‌تر چنین تغییراتی امکان ایجاد بینش دقیق‌تر در مورد چگونگی وقوع بحران‌های مالی و ارائه مبنای تجربی قوی‌تر برای توسعه تئوری‌های رفتار بازارهای مالی فراهم می‌کند [۲۲].

مطالعات نشان داده‌اند که توزیع بازده مشاهده‌شده در داده‌های تجربی، برخلاف مدل‌های پرکاربرد که رفتار گاوسی برای این بازده‌ها فرض می‌کنند، با قانون توانی سازگار است [۱۹]. رفتار قانون توانی در سایر بخش‌های اقتصادی و مالی نیز مشاهده شده است [۳۴]. در حالی که تحت فرض گاوسی بودن توزیع بازده دارایی‌های ریسکی، بیشتر رخدادها نزدیک به مقدار میانگین قرار می‌گیرند، در حالی که چند نقطه داده دور از میانگین رخ می‌دهد و اگر مجموعه‌ای از داده‌ها در یک دوره زمانی طولانی در این الگو قرار گیرند، می‌توان پیش‌فرض‌هایی درباره رخدادهای آینده با درجه بالایی از دقت داشت [۲۵].

با این حال، در دنیای واقعی، دو واقعیت ناگوار با این نظریه برخورد می‌کنند و مانع موفقیت بلندمدت سرمایه‌گذار می‌شوند. اول، هنگامی که رویدادهای فرّین با احتمالاتی از دم این توزیع رخ می‌دهند، سرمایه گذاران تمایل به اتخاذ تصمیمات ضعیف دارند. دوم، بازده واقعی بازار با چیدمان زیبا، تمیز و متقارن توزیع نرمال مطابقت ندارد [۲۶]. اغلب گفته می‌شود که دو چیز بازار را هدایت می‌کند: ترس و طمع.

اگرچه این ادعا ممکن است همیشه درست نباشد، اما به نظر می‌رسد زمانی که بازارها در حالت فرّین (مقادیر بازده‌های خیلی بزرگ و خیلی کوچک) قرار دارند، درست است [۴۶].

مطالعات در این راستا نشان داده که عموم سرمایه گذاران عملکرد بدی در بازارهای گسترده که نوسانات در آن بالا است، داشته‌اند. علاوه بر این، بیشترین شکاف در عملکرد ضعیف سرمایه گذاران زمانی اتفاق می‌افتد که بازارها رویدادهای «دم» را تجربه می‌کردند [۲۹]. پیامدهایی چون فروش وحشتناک در یک بازار نزولی، تعقیب داستان‌های گرم در یک بازار صعودی، فروش در کمترین قیمت و خرید در بالاترین قیمت و بسیاری از تصمیمات ضعیف دیگر سرمایه گذاران هم در اثر مشاهده وقایع دم شکل می‌گیرند و هم موجب تشدید این رخدادها و افزایش احتمال بروز مجدد آنها می‌شوند. اینجاست که دیگر فرض گاوسی بودن توزیع بازده با تردید مواجه می‌شود و توزیع‌هایی با دم‌های پهن‌تر مطرح می‌گردند [۴۶].

از این رو شناسایی رفتار توزیعی بازده دارایی‌های ریسکی، با توجه به تردید در گاوسی بودن توزیع بازده از ضروریاتی است که توجه بسیاری از محققان را به خود جلب کرده است [۱۲]. چرا که آگاهی و شناخت دقیق‌تر رفتار توزیعی بازده در دارایی‌های ریسکی، امکان انجام پیش بینی‌های دقیق‌تر از وضعیت آتی بازار را فراهم می‌کند، به خصوص در تعیین ارزش در معرض ریسک این دارایی‌ها که وابستگی مستقیم با شکل توزیعی بازده دارد [۱۷].

بنابراین جستجو برای بافتن توزیعی که بهترین برازش را به مقادیر بازده دارایی‌های ریسکی داشته باشد، می‌تواند برای سرمایه گذاران نیز مفید واقع شده و از اتخاذ تصمیمات ناآگاهانه و هیجانی آنان تا حدودی جلوگیری نماید. از این رو در مطالعه حاضر با توجه به اینکه قانون توانی و توزیع‌های احتمالی برآمده از آن، یک گزینه پیشنهادی خوب برای تخمین رفتار توزیعی داده‌ها شناسایی شده‌اند، به بررسی تغییرات توزیعی بازده دارایی‌های ریسکی بر پایه قانون توانی، و تحت دو تابع نمایی کشیده و توابع q-گوسی در دو دوره قبل و بعد از کووید ۱۹پرداخته می‌شود. اهمیت تفکیک دوره مطالعه در دو دوره قبل و بعد از کووید ۱۹ در این است که می‌توان نقش شوک‌های بزرگ به بازارهای سرمایه (مانند کووید ۱۹) را در تغییر رفتار کلی سرمایه گذاران و شکل گیری مقادیر کرانی کوچک و بزرگ در بازده دارایی‌های ریسکی مورد ارزیابی قرار داد [۶]. چنین تفکیکی، می‌تواند شواهدی از چگونگی شکل گیری سوگیری‌های رفتاری سرمایه گذاران در شرایط بحرانی بازار ارائه دهد. در این مطالعه به بررسی این مسئله پرداخته می‌شود که رفتار توزیعی بازده در دوره‌های قبل و بعد از کووید ۱۹ تا چه حد از توزیع نمایی کشیده و توزیع q-گاوسی تبعیت می‌کند.

مبانی نظری و پیشینه تحقیق

قانون توانی

ارزیابی ریسک مناسب یکی از پیش نیازهای کلیدی هر سرمایه گذاری مالی آینده نگر است. حتی برای یک دارایی با نوسانات متوسط، دست کم گرفتن احتمال وقوع یک رویداد با شانس وقوع بالا می‌تواند منجر به پیامدهای شدید شود. از جمله روش‌های مقابله با ارزیابی ریسک، تعیین یک تابع توزیع احتمال صحیح برای نوسانات قیمت دارایی به منظور ایجاد یک مدل مناسب از پویایی قیمت آن دارایی است. این موضوع مورد توجه بسیاری از مطالعات اقتصادسنجی و مالی بوده است [۳۶]. در این راستا بچلیه[۱] [۱۰] مدلی از پویایی قیمت سهام را بر اساس یک گام تصادفی ناهمبسته با توزیع گاوسی نوسانات پیشنهاد کرد. بعداً مشخص شد که فرضیه نویز گاوسی تنها یک تقریب ضعیف برای داده‌های تجربی است که گشتاورهای بالاتر و قابل توجه توزیع نوسانات، یعنی چولگی و کشیدگی اضافی مثبت را نشان می‌دهد. در مطالعه‌ای دیگر و بر اساس مشاهداتی از دینامیک قیمت پنبه، مندلبروت[۲] [۳۱] مدل‌سازی بازده لگاریتمی قیمت را با فرآیندی از نموهای لوی[۳] ارائه کرد، که توسط یک تابع توزیع احتمال دم سنگین پایدار توصیف می‌شود. اگرچه این توزیع‌ها با تابع مشخصه‌شان تعریف می‌شوند زیرا شکل تحلیلی بسته ندارند. با این حال، دم آنها به شکل توانی، در مقادیر بزرگ بازده کاهش می‌یابد. یعنی ارتباط بین توزیع و مقادیر بازده لگاریتمی دراین توزیع‌ها رامی‌توان به‌صورت‌رابطه (۱) وتحت عنوان قانون توانی نشان‌داد:

$$L_\alpha(x) \sim \frac{1}{|x|^{1+\alpha}} \quad x \to \pm\infty \qquad (۱)$$

به طوری که $0 < \alpha < 2$ پارامتر تعیین کننده مشخصه‌های توزیع است.قانون توانی یک رابطه تابعی بین دو کمیت است، که در آن تغییر نسبی در یک کمیت منجر به تغییر نسبی متناسب در کمیت دیگر می‌شود و مستقل از اندازه اولیه آن کمیت‌ها، یک کمیت به عنوان توان کمیت دیگر تغییر می‌کند. به عنوان مثال، با در نظر گرفتن مساحت مربع بر حسب طول ضلع آن، اگر طول آن دو برابر شود، مساحت آن در ضریب چهار ضرب می‌شود. اما در خصوص ارتباط بین بازده و توزیع احتمال آن، این قانون بیانگر کاهش توانی احتمال مشاهده مقادیر بزرگ بازده است [۱۶].

تابع نمایی کشیده

توابع نمایی کشیده به شکل رابطه (۲) تعریف می‌شوند [۴۳]:

$$f(x) \sim e^{x^{-\beta}} \quad , \quad 0 < \beta < 1 \qquad (۲)$$

تابع نمایی کشیده با اعمال قانون توانی در تابع نمایی به دست می‌آید و در اکثر کاربردها، فقط برای

آرگومان‌های x بین صفر و ∞ معنادار است و با $\beta = 1$، تابع نمایی معمولی از آن حاصل می‌شود [۴۳]. این شکل تابعی به نماهای[۴] کشیده شده اجازه می‌دهد تا به صورت موضعی به قوانین توانی شباهت داشته باشند. مطالعات زیادی وجود داشت که در آن توزیع‌های بازده به طور موفقیت آمیزی توسط توابع توانی تقریب‌زده شدندو برخی از محققان از استفاده از این‌توابع را به جای قوانین توانی پیشنهاد می‌کنند [۳۹]. **توابع q-گاوسی**

یک کلاس مهم دیگر از توابع توزیع در مباحث مالی، توابع q-گاوسی است که از مفاهیم مکانیک آماری و بر اساس آنتروپی تسالیس[۵] [۴۱] مشتق شده‌اند و نشان داده شده که آنتروپی تسلایس با استفاده از خانواده‌ای از توابع q-گاوسی به شکل رابطه (۳) ماکسیمم می‌شود [۴۳]:

$$G_q(x) \sim exp_q\left[-B_q\left(x-\mu_q\right)^2\right] \quad , \quad 0 < q < 3 \qquad (۳)$$

به طوری که،

$$exp_q[x] = [1+(1-q)x]^{\frac{1}{1-q}} \quad , \quad B_q = \frac{1}{(3-q)\sigma_q^2} \qquad (۴)$$

تابع q-گاوسی یک توزیع احتمال است که از به حداکثر رساندن آنتروپی تسالیس تحت برخی از محدودیت‌ها ناشی می‌شود. این تابع یک نمونه از توزیع تسالیس است. تابع q-گاوسی تعمیم توزیع گاوسی است به همان صورتی که آنتروپی تسالیس تعمیم آنتروپی استاندارد بولتزمن-گیبز یا آنتروپی شانون است. توزیع نرمال استاندارد برای $q \to 1$ از این توزیع حاصل می‌شود. توزیع‌های q-گاوسی هم توزیع نرمال ($q = 1$) و هم توزیع لوی ($\frac{5}{3} < q < 3$) را نتیجه می‌دهند. جذابیت آنها از این واقعیت ناشی می‌شود که برای متغیرهای تصادفی همبسته، توزیع‌های q-گاوسی به توزیع‌های پایدار تبدیل می‌شوند. علاوه بر این، رفتار دم آنها نیز می‌تواند شبیه قوانین توانی باشد [۴۲].

از آنجایی که بازده قیمت‌ها همبستگی دارند، می‌توان انتظار داشت که این توابع بتوانند ویژگی‌های آماری بازده را توصیف کنند. در واقع، شواهد فزاینده‌ای وجود دارد مبنی بر اینکه توزیع‌های q-گاوسی می‌توانند توزیع‌های بازده تجربی را تقریب بزنند [۴۳].

طبق نظر مندلبروت [۳۱]، چنین فرآیندی می‌تواند دلیل عدم همگرایی توزیع بازده‌های تجمعی به توزیع نرمال باشد که توسط قضیه حد مرکزی[۶] (CLT) انتظار می‌رود. بنابراین دم‌های سنگین به عنوان یک حد طبیعی برای توزیع مجموع عوامل مستقل یا به طور ضعیف وابسته در نظر گرفته می‌شوند، مشروط بر اینکه عوامل مذکور توسط توزیع‌های پایدار توصیف شوند [۲۷]. با این حال، این فرضیه دارای یک نقطه ضعف است، زیرا داده‌های تجربی نمی‌توانند واریانس بی نهایت مورد نیاز برای ثبات توزیع،

تحت تجمع را نشان دهند. پس از مطالعه پیشگامانه مندلبروت، بسیاری از محققان، سری‌های زمانی مالی را بررسی کردند تا نتایج او را تأیید کنند [۳۵]. به عنوان مثال، فاما[۷] [۲۱] گزارش داد که بازده روزانه سهام با توزیعی با واریانس نامتناهی بهتر از توزیع نرمال یا مخلوطی از توزیع‌های نرمال تقریب زده می‌شود. پایداری لوی در بخش‌های مرکزی توزیع‌های احتمال تجمعی بازده توسط بلوم[۸] [۷] ($\alpha \approx 1.7 - 1.8$) و بلاتبرگ و گوندس[۹] [۱۳] ($\alpha \approx 1.6$) نیز تایید شده است. برخی مطالعات اشاره می‌کنند که اگرچه بخش‌های مرکزی توزیع بازده را می‌توان با توزیع‌های پایدار تقریب زد، اما نمی‌توان در مورد قسمت‌های دوردست دم آنها که سریع‌تر از حد انتظار ناپدید می‌شوند، اظهار نظر کرد. در این راستا آفیسر[۱۰] [۳۷] دریافت که دم توزیع‌های بازده روزانه و ماهانه بدون شک ضخیم‌تر از گاوسی است، اما در عین حال نازک‌تر از لوی پایدار است. بارنیا[۱۱]و همکاران [۱۱] نیز مشاهده کردند که توزیع بازده روزانه برای برخی از سهام به خوبی با توزیع‌های پایدار تقریب زده می‌شود، در حالی که برای سایر سهام این گونه نیست. بعدها، یانگ و گراف[۱۲] [۴۵] گزارش کردند که توزیع بازده سالانه املاک را می‌توان با یک توزیع پایدار در $\alpha \approx 1.6$ برازش داد [۲۸].

همراه با تحقیق بر روی داده‌های تجربی، تلاش زیادی برای توسعه مدل‌هایی که بتوانند پویایی بازار را تقلید کنند، انجام شد [۳۳]. در میان چنین مدل‌هایی، فرآیندهای تصادفی، به مفروضات زیربنایی دینامیک پایدار لوی نیاز ندارند و فرض می‌کنند که حرکت قیمت، یک حرکت براونی است که در زمان انجام می‌شود، که خود یک فرآیند تصادفی با نموهای مثبت و واریانس محدود است (به عنوان مثال، یک فرآیند لوگ نرمال) [۱۸]. به عنوان یک جایگزین، انگل[۱۳] [۲۰] نشان داد که دم‌های توزیع به دلیل ناهمسانی واریانس فرآیند تولید بازده، سنگین هستند و بنابراین بازده‌های بزرگ ناشی از واریانس موضعی زیاد فرآیند هستند. مانتگنا و استنلی[۱۴] [۳۲] ساختار دوگانه‌ای از توزیع بازده شاخص سهام پیدا کردند که بخش مرکزی آن با توزیع پایدار لوی و دم‌های دور آن به طور نمایی در حال فروپاشی مطابقت داشت اما با در نظر گرفتن بازده‌های تجمعی در افق‌های زمانی مختلف، هیچ اثری از همگرایی با توزیع نرمال پیدا نکردند. بر اساس این یافته‌ها، آنها فرآیند پرواز لوی کوتاه‌شده [۱۵]را برای پویایی بازده قیمت پیشنهاد کردند. آنها همچنین نشان دادند که مدل واریانس ناهمسان گارچ[۱۶] به خوبی با داده‌ها مطابقت ندارد. محققان دیگری نیز شواهدی ارائه دادند که توزیع بازده تحت مقادیر مختلف و در افق‌های زمانی مختلف از این قانون تبعیت می‌کند و با تغییر افق زمانی، دیگر این تبعیت مشاهده نمی‌شود.

این رفتار تعجب آور بازارهای سهام محققان را بر آن داشت تا به اصطلاح «قانون مکعب معکوس[۱۷]» را فرموله کنند. طبق این قانون، دم‌های توزیع بازده در تمامی بازارهای سهام و در افق‌های زمانی

کوتاه مدت و میان مدت، با $\alpha \approx 3$ از قانون توانی تبعیت می‌کنند [۲۴]. ویژگی‌های آماری مشابهی توسط‌سایرمحققین دریافت‌شددربازارهای فارکس، بازارهای کالا و بازار ارزهای دیجیتال یافت‌شد [۴۳].

دنباله‌های قانون توانی توزیع‌های بازده، که از جمله حقایق تلطیف‌شده مالی هستند، می‌توانند با طیف وسیعی از مدل‌های مختلف مبتنی بر فرآیندهای تصادفی، از جمله فرآیندهای ضربی بازتولید شوند [۲۳]. اگرچه محققان نشان داده‌اند که جدای از توابع قانون توانی، رفتار دنباله توزیع‌های بازده را همچنین می‌توان با توابع نمایی و توابع نمایی کشیده تقریب زد. بنابراین، توابع نمایی کشیده نیز می‌توانند گزینه مناسبی برای مدل بندی بازده دارایی‌های ریسکی باشند. از طرف دیگر، توابع q-گاوسی نیز به عنوان کلاس مهم دیگری از توابع مورد استفاده در مدل بندی بازده دارایی‌های ریسکی، در دم‌های خود رفتاری شبیه به قانون توانی نشان می‌دهند و این ویژگی، این کلاس از توابع را نیز برای مدل بندی بازده داراییه‌ای ریسکی مورد توجه قرار می‌دهد. از این رو فرضیه اول تحقیق به این صورت تدوین شده است:

فرضیه ۱: توزیع بازده‌دارایی‌های‌ریسکی‌تحت‌قانون‌توانی، ازتابع‌نمایی‌کشیده‌وq-گاوسی‌تبعیت می‌کند.

همچنین، شواهدی وجود دارد که رفتار توزیع بازده تحت تأثیر شرایط کلی بازار نیز می‌تواند تغییر کند. یکی از مهمترین وقایعی که بازارهای سهام و به طور کلی دارایی‌های ریسکی مانند طلا، ارز و رمزارزها را تحت تأثیر قرار داد، وقوع کووید ۱۹ بوده است (بورگاردز و همکاران، ۲۰۲۱). بروز نااطمینانی ناشی از همه گیری کووید ۱۹، موجب خروج بسیاری از سرمایه گذاران از بازارهای سرمایه و در نتیجه، شکل گیری بازده‌های منفی بزرگ در بازارها شد که به طور واضحی رفتار توزیعی بازده را تحت تأثیر قرار می‌دهد. بنابراین، فرضیه دوم تحقیق به این صورت تدوین شده است:

فرضیه ۲: توزیع بازده دارایی‌های‌ریسکی‌تحت‌قانون‌توانی دردوره قبل و بعداز کووید۱۹ متفاوت است.

پیشینه تحقیق

رستمی و همکاران [۳۷] در تحقیقی با مدل‌سازی بیزی تلاطم بازده سهام با مدل‌های GARCH متقارن و نامتقارن به این نتیجه دست یافته‌اند که در بورس تهران به احتمال ۶۸٪ نیمه عمر تلاطم حدود ۲۷ روز است. همچنین با احتمال بیش از ۵۰٪ وجود اثر اهرمی در این بازار تایید شده است. نتایج مطالعه احمدی [۱] با برآورد نوسانات بازده قیمت نفت خام برنت با استفاده از مدل‌های ریسک متریک، گارچ استاندارد، گارچ نامتقارن، فیگارچ و مارکوف سوئیچینگ در سه حالت توزیع نرمال، t-استیودنت و خطاهای تعمیم یافته، موید وجود رفتار آستانه‌ای در سری بازده قیمت نفت بوده است. نتایج مدل مارکوف سوئیچینگ گارچ نشان‌دهنده پایداری و ثبات بیشتر رژیم کم نوسان در مقایسه با رژیم پر نوسان است.

نتایج مقایسه پیش‌بینی مدل‌ها نشان‌دهنده تفاوت عملکرد مدل‌ها در افق‌های زمانی ۱ روزه، ۵ روزه، ۲۱ روزه و ۶۳ روزه می‌باشد. حقیقت [۲] در تحقیقی به بررسی تأثیر گشتاورهای مرتبه بالا بر بازده آتی سهام با استفاده از مدل فاما – مکبث پرداخته و نتایج مطالعه او نشان داده که ضریب چولگی، گشتاور مرتبه سوم، بر بازدهی آتی سهام تأثیرگذار بوده و رابطه منفی با آن دارد. به بیان دیگر، هرچه چولگی منفی توزیع بیشتر باشد، بازدهی آتی سهام بیشتر خواهد بود. راعی و نبی زاده [۴] نیز در تحقیقی کمک روش R/S برای تخمین نمای هرست و معیار اندرسون-دارلینگ، توزیع بازدهی سهام ۲۲ شرکت فعال در بورس را آزموده و نشان داده‌اند که ۹ نماد معاملاتی توزیع پایدار دارند. عبده تبریزی و همکاران [۷] در تحقیقی به بررسی تأثیر ویژگی‌های توزیع آماری قیمت‌های مرجع بر روی بازده مورد انتظار سهام در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته‌اند. نتایج به دست آمده نشان داده‌اند که شاخص‌های آماری قیمت مرجع نقشی اساسی در پیش بینی بازده مورد انتظار سهام ایفا می‌کند و هر چه میانگین عایدی سرمایه‌ای سهام منفی باشد (سهام بازنده)، آنگاه چولگی عایدی سرمایه‌ای عامل کلیدی در پیش بینی بازده مورد انتظار است. یعنی هر چه چولگی عایدی سرمایه‌ای بیشتر باشد، بازده مورد انتظار سهام در دوره بعدی بیشتر خواهد بود.

مقیمی کندلوس [۸] با بررسی مدل‌های پایدار GARCH و کاربرد آنها در مدلسازی بازده سهام نشان داده که در نظر گرفتن توزیعی دم پهن برای جزء اخلال برازش بسیار خوبی از خود نشان داده است و در ده مورد از یازده مورد مدل پایدار GARCH برازش بهتری نسبت به مدل GARCH-n و GARCH-t برای مدلسازی نوسان‌پذیری از خود نشان داده‌اند.

در میان تحقیقات انجام شده در خارج از کشور نیز، جین و همکاران [۳۰] در تحقیقی با بررسی واکنش بازار سرمایه به کووید ۱۹ و توزیع بازده سهام شواهدی را در کشورهای مختلف نشان می‌دهد که همه بازارهای سهام به طور قابل توجهی به کووید ۱۹ واکنش نشان می‌دهند، اما با سرعت‌ها، نقاط قوت و جهت‌های متفاوت. علاوه بر این، واکنش‌ها به کووید ۱۹ نیز در سطوح چندکی توزیع بازده در هر کشور مشخص، متفاوت است. بازارهای ایالات متحده (هند) به طور کلی واکنش بیش از حد (کم واکنش) نشان می‌دهند، در حالی که بازارهای سهام استرالیا، آلمان، ژاپن و بریتانیا زمانی که بازده چندکی کمتر از میانگین باشد، نسبت به همه گیری بیش از حد واکنش نشان می‌دهند. واتورک و همکاران [۴۳] با بررسی توزیع بازده دارایی‌های ریسکی در دوره قبل و بعد از کووید ۱۹ نشان داده‌اند که همگرایی سریع توزیع‌های بازده تجربی به سمت توزیع نرمال مشاهده نمی‌شود. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که برخی از فرآیندهای کوتاه‌مدت دیگر مرتبط با وضعیت فعلی بازار، پویایی بازار را تغییر می‌دهند و پویایی بازار

واقعی با تناوب مداوم رژیم‌های مختلف با ویژگی‌های آماری متفاوت همراه است. به عنوان مثال، شیوع بیماری همه گیر کووید-۱۹ است که تأثیر گسترده و در عین حال کوتاه مدتی بر بازارهای مالی داشته است. ژو[۱۸] [۴۴] در تحقیقی نشان داده که تأثیر منفی کووید ۱۹ بر بازار سهام به طور کلی وجود دارد. علاوه بر این، پاسخ‌های بازده سهام در افزایش و کاهش موارد ابتلا در برخی کشورها نامتقارن است و این عدم تقارن، ناشی از تأثیر منفی عدم اطمینان در مورد همه گیری است. سان [۱۹]و همکاران [۴۰] در مطالعه خود نشان داده‌اند که همه‌گیری در طول دوره پس از رویداد کووید، تأثیر منفی کلی بر بازار سهام دارد که نمی‌توان آن را با زیان واقعی بازار توضیح داد. نتایج این تحقیق نشان‌دهنده همبستگی مثبت قوی بین احساسات سرمایه‌گذاران فردی و بازده سهام نسبت به معمول است و تأثیر بر احساسات سرمایه‌گذاران فردی بر بازده سهام برای شرکت‌هایی با PB، PE و CMV بالا، ارزش دارایی خالص پایین و سهام نهادی پایین مهم‌تر بوده است. نایدو و رنجینی [۳۵] نیز در مطالعه خود نشان داده‌اند که سرمایه‌گذاران نسبت به ترس از ویروس کرونا واکنش کمتری نشان دادند و این واکنش کم در طیف وسیعی از بخش‌ها و دسته‌های اندازه شرکت رایج بوده است. همچنین نتایج این مطالعه نشان داده که اگر سرمایه‌گذاران استراتژی فروش کوتاه مدت را برای سهام‌هایی که اثرات منفی قابل‌توجهی از ترس ویروس کرونا و بازدهی پس از رویداد را متحمل شده‌اند، اتخاذ می‌کردند، سودهایی از ۲,۱۴٪ تا ۱۳,۸۱٪ به دست می‌آوردند. هیدن و هیدن [۲۰][۲۱] نیز در تحقیقی واکنش‌های کوتاه‌مدت بازار سهام ایالات متحده و اروپا را در آغاز همه‌گیری کووید ۱۹ مطالعه کرده‌اند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که سهام به طور قابل توجهی به اعلام اولین مرگ در یک کشور خاص واکنش منفی نشان می‌دهد. در حالی که نتایج نشان می‌دهد که اعلان اقدامات سیاست مالی خاص کشور بر بازده سهام تأثیر منفی می‌گذارد، اقدامات سیاست پولی این پتانسیل را دارد که بازارها را آرام کند. بورگاردز[۲۱] و همکاران [۱۵] با بررسی بیش واکنش قیمت کالاهای اساسی به کووید ۱۹ نشان می‌دهند که فرضیه واکنش بیش از حد برای معاملات آتی کالا تایید می‌شود. علاوه بر این، هم تعداد و هم دامنه واکنش‌های بیش از حد در طول همه گیری کووید-۱۹ بیشتر است.

مرور مطالعات پیشین نشان می‌دهد که تاکنون تحقیقات متعددی به بحث در خصوص بازده دارایی‌های ریسکی و به خصوص بازده سهام پرداخته‌اند. در این راستا، مدل‌های کلاسیک آماری متفاوتی به منظور مدل بندی رفتار بازده مورد استفاده قرار گرفته و از عوامل مالی متعددی در خصوص پیش بینی بازده استفاده شده است. اما ویژگی‌های توزیعی بازده کمتر مورد توجه محققین بوده و در این تحقیق با اتکا به قانون توانی در مشاهده بازده‌های بزرگ مثبت و منفی با احتمال زیاد، به بررسی

ویژگی‌های توزیعی بازده تحت توابع نمایی کشیده و توابع q-گاوسی پرداخته می‌شود که در تحقیقات قبلی از این منظر بدان نگریسته نشده است.

روش شناسی پژوهش

روش تحقیق

تحقیق حاضر از نظر هدف، یک تحقیق توصیفی است و از نظر روش گردآوری داده‌ها و اطلاعات، یک تحقیق پس رویدادی به شمار می‌آید که بر پایه اسناد و داده‌های ثبت شده از دارایی‌های مالی انجام می‌شود. همچنین این پژوهش از نوع مطالعه‌ای کتابخانه‌ای و تحلیلی بوده و مبتنی بر تحلیل داده‌های سری زمانی می‌باشد.منظور گردآوری و تنظیم اطلاعات در خصوص ادبیات نظری و تجربی تحقیق، در بخش مطالعات کتابخانه‌ای به از منابع کتابخانه‌ای، شامل مقالات و منابع معتبر علمی در پایگاه‌های اطلاعاتی مجلات علمی و نیز از شبکه جهانی اطلاعات استفاده شد. در بخش تحقیقات میدانی، به منظور جمع‌آوری داده‌های مورد نیاز در تجزیه و تحلیل و آزمون فرضیات از روش ثبت اسناد و اطلاعات مربوط به شاخص بازار در پایگاه داده‌های سازمان بورس و همچنین اطلاعات نرخ ارز و طلا در شبکه اطلاع رسانی، طلا، سکه و ارز در پایگاه www.tgju.org استفاده شد.جامعه آماری تحقیق حاضر شامل بورس اوراق بهادار تهران، بازار ارز و طلا است که طی دوره سال‌های ۱۳۹۵ تا ۱۴۰۱ مورد مطالعه قرار می‌گیرند. برای این منظور مقادیر شاخص کل بازار، نرخ ارز (دلار آمریکا) در بازار آزاد و قیمت طلا با تواتر روزانه ثبت و تحلیل شدند. به منظور آزمون اثر کووید ۱۹ به این شکل عمل شد که کل دوره مطالعاتی تحقیق به ۲ دوره قبل از اعلان همگانی دولت چین در راستای شیوع بیماری (۲۰۲۰/۰۱/۲۹ معادل ۱۳۹۸/۱۱/۰۹) و دوره پس از شفاف سازی پاندمی کووید ۱۹ (پس از تاریخ ۱۳۹۸/۱۲/۲۰) تقسیم شده و در هر دوره، رفتار توزیعی بازده دارایی‌های مورد مطالعه، مورد بررسی قرار گرفتند.

روش تحلیل داده ها

به منظور آزمون فرضیه‌های تحقیق از برازش توابع نمایی کشیده و توابع q-گاوسی بر روی بازده‌های دارایی‌های ریسکی استفاده شد. در این راستا، از بازده‌های لگاریتمی دارایی‌های ریسکی مورد مطالعه به صورت رابطه (۵) استفاده شد:

$$R_{\Delta t} = Ln\left(\frac{P_{t+\Delta t}}{P_t}\right) \qquad (۵)$$

سپس مقادیر بازده لگاریتمی بدست آمده با استفاده از میانگین (μ_R) و انحراف معیار (σ_R) آن و به صورت رابطه (۶) استانداردسازی می‌شوند. این فرایند موجب اطمینان از مانا بودن مقادیر مورد مطالعه

بازده‌های لگاریتمی در تخمین توابع توزیع احتمال به آنها می‌شود.

$$r_{\Delta t} = \frac{R_{\Delta t} - \mu_R}{\sigma_R} \qquad (۶)$$

به منظور آزمون تبعیت توزیع بازده از قانون توانی، توزیع تجربی مقادیر $r_{\Delta t}$ یعنی احتمالات تجربی $P[X > |r_{\Delta t}|]$ و همچنین مقادیر قانون توانی رابطه (۱) در برابر مقادیر $|r_{\Delta t}|$ رسم شده و میزان انطباق آنها با یکدیگر از طریق آزمون کلموگروف-اسمیرنوف مورد آزمون قرار گرفته است.

به منظور آزمون تبعیت توزیع بازده از تابع نمایی کشیده، توزیع تجربی مقادیر $r_{\Delta t}$ یعنی احتمالات تجربی $P[X > |r_{\Delta t}|]$ و همچنین مقادیر تابع نمایی کشیده رابطه (۲) در برابر مقادیر $|r_{\Delta t}|$ رسم شده و میزان انطباق آنها با یکدیگر از طریق آزمون کلموگروف-اسمیرنوف مورد آزمون قرار گرفته است.

و به منظور آزمون تبعیت توزیع بازده از تابع q-گاوسی، توزیع تجربی مقادیر $r_{\Delta t}$ یعنی احتمالات تجربی $P[X > |r_{\Delta t}|]$ و همچنین مقادیر تابع q-گاوسی رابطه (۳) در برابر مقادیر $|r_{\Delta t}|$ رسم شده و میزان انطباق آنها با یکدیگر از طریق آزمون کلموگروف-اسمیرنوف مورد آزمون قرار گرفته‌اند.

واتورک و همکاران [۴۳] اظهار می‌کنند که مقدار پارامتر q در تابع q-گاوسی در یک رابطه غیرخطی با مقدار پارامتر α در قانون توانی قرار دارد. آنها این رابطه را به صورت رابطه (۷) تبیین کرده اند:

$$q = \frac{3 + \alpha}{1 + \alpha} \qquad (۷)$$

بنابراین در تخمین توابع توزیع بازده، کافی است که مقادیر پارامترهای α و β مورد برآورد قرار گیرند. به منظور برآورد مقادیر این پارامترها، از مینیمم سازی میانگین مربعات خطای بین توزیع تجربی داده‌ها و مقادیر تابع نمایی کشیده یا تابع q-گاوسی استفاده می‌شود. یعنی داریم:

$$\hat{\alpha} = Argmin_{\alpha}\left(P[X > |r_{\Delta t}|] - L_{\alpha}(|r_{\Delta t}|)\right)^2 \qquad (۸)$$

$$\hat{\beta} = Argmin_{\beta}\left(P[X > |r_{\Delta t}|] - f(|r_{\Delta t}|)\right)^2 \qquad (۹)$$

همچنین به منظور سنجش اثر کووید ۱۹ بر رفتار توزیعی بازده، آزمون‌های فوق به تفکیک دو دوره قبل و بعد از شیوع کووید ۱۹ انجام شده و نتایج مورد مقایسه قرار گرفته‌اند. تجزیه و تحلیل داده‌ها در نرم افزار آماری R ویرایش ۴,۱,۳ انجام شده است.

تجزیه و تحلیل داده‌ها

در این بخش با استفاده از داده‌های جمع آوری شده از نمونه آماری تحقیق که شامل تعداد ۱۶۳۸ مشاهده از شاخص روزانه بورس طی دوره ۱۳۹۵/۰۱/۰۷ تا ۱۴۰۱/۱۰/۲۸، تعداد ۱۸۵۳ مشاهده از مقادیر روزانه نرخ ارز طی دوره ۱۳۹۵/۰۱/۰۷ تا ۱۴۰۱/۱۰/۲۸ و تعداد ۲۰۲۲ مشاهده از مقادیر قیمت

طلای ۱۸ عیار طی دوره ۱۳۹۵/۰۱/۰۷ تا ۱۴۰۱/۱۰/۲۹ می‌باشد، فرضیه‌های تحقیق مورد آزمون قرار گرفته‌اند. جدول (۱)، خلاصه وضعیت آمار توصیفی مربوط به هریک از متغیرهای تحقیق را نشان می‌دهد.

جدول ۱. آمار توصیفی متغیرهای تحقیق

متغیر / شاخص توصیفی	شاخص بورس	نرخ ارز (ریال)	طلا (ریال)
میانگین	۶۵۷۹۸۰/۸۶	۱۴۷۴۴۲/۷۳	۶۲۴۴۷۳۱/۷۸
میانه	۲۶۱۱۹۱	۱۲۶۹۷۰	۴۲۳۷۵۵۰
انحراف معیار	۶۲۳۵۳۰/۳۴۲	۱۰۲۳۸۴/۸۴۷	۵۰۱۲۰۸۹/۴۵۴
کمینه	۷۲۶۱۵	۳۴۳۷۰	۱۰۱۲۴۸۰
بیشینه	۲۰۶۵۱۱۴	۴۲۳۲۴۰	۲۰۳۳۵۰۰۰
چولگی	۰/۴۵۳	۰/۴۸۶	۰/۵۲۳
کشیدگی	-۱/۵۵۹	-۱/۰۰۶	-۱/۱۴۹

باتوجه به جدول (۱)، مشاهده می‌شود که متوسط شاخص کل بورس طی دوره تحقیق برابر با ۶۵۷۹۸۰/۸۶، متوسط نرخ ارز طی دوره برابر با ۱۴۷۴۴۲/۷۳ ریال و متوسط قیمت طلا طی دوره تحقیق برابر با ۶۲۴۴۷۳۱/۷۸ ریال بوده است. مقادیر چولگی برای هر سه متغیر نزدیک به مقدار ۰/۵ بدست آمده و نشان از چولگی راست توزیع مقادیر داده‌ها برای هر سه متغیر دارد. همچنین میانه‌های کوچکتر از میانگین نیز موید چولگی راست توزیع داده‌های این متغیرها بوده است. کشیدگی داده‌ها نیز در هر سه متغیر تحقیق منفی و نزدیک به ۱- برآورد شده که منفی بودن آن نشان از قله هموارتر و دم‌های سبک‌تر از توزیع نرمال برای توزیع این متغیرها دارد. مقادیر کمینه و بیشینه شاخص بورس نشان می‌دهد که کمترین مقدار شاخص طی دوره برابر با ۷۲۶۱۵ واحد و بیشترین مقدار شاخص طی دوره برابر با ۲۰۶۵۱۱۴ واحد بوده است. این مقادیر برای نرخ ارز به ترتیب برابر با ۳۴۳۷۰ ریال و ۴۲۳۲۴۰ ریال بدست آمده و برای قیمت طلا نیز به ترتیب برابر با ۱۰۱۲۴۸۰ ریال و ۲۰۳۳۵۰۰۰ ریال بوده است.

توزیع بازده در طول دوره تحقیق

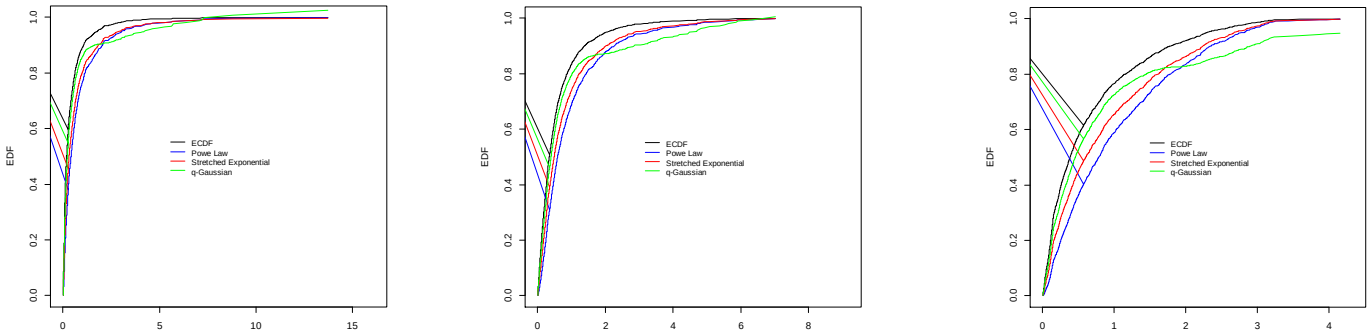
در این بخش، پارامترهای توزیع بازده هریک از دارایی‌های ریسکی مورد مطالعه طی کل دوره تحقیق، تحت قانون توانی و با استفاده از توابع نمایی کشیده و q-گاوسی برآورد شده است. برای این منظور، ابتدا توزیع تجربی مقادیر شاخص بورس به ازای قدرمطلق بازده‌های لگاریتمی این متغیر در بازه [۰،۴]، توزیع تجربی مقادیر قیمت طلا به ازای قدرمطلق بازده‌های لگاریتمی این متغیر در بازه [۰،۸] و توزیع تجربی مقادیر نرخ ارز به ازای قدرمطلق بازده‌های لگاریتمی این متغیر در بازه [۰،۱۵] محاسبه شده و پارامترهای

توزیع‌های مذکور بر پایه مینیمم سازی اختلاف بین مقادیر توزیع تجربی با هریک از الگوهای توانی، نمایی کشیده و q-گاوسی برآورد شده‌اند. جدول (۲) نتایج حاصل از برآورد پارامترهای توزیع بازده این دارایی‌ها را نشان می‌دهد.

جدول ۲. پارامترهای توزیع بازده دارایی‌های ریسکی طی کل دوره

پارامترهای توزیع / متغیر	α	β	q
بازده شاخص بورس	۱/۴۲۹۳۸۹	۰/۳۱۸۶۸۵۴	۲/۵۷۹۶۷۸
بازده طلا	۱/۴۲۱۹۷۵	۰/۳۱۶۴۳۹۱	۴/۶۰۲۹۲
نرخ ارز	۱/۳۶۱۰۶۵	۰/۳۰۱۲۰۶۹	۶/۴۵۹۲۴۹

با استناد به پارامترهای برآورد شده از قانون توانی، تابع نمایی کشیده و q-گاوسی، مقادیر تابع توزیع تجمعی‌احتمال برای بازده‌های لگاریتمی مربوطه رسم‌شده‌اند که نتایج آن به‌صورت نمودار (۱) بوده است.



نمودار ۱. توزیع تجمعی احتمال بازده لگاریتمی شاخص (بالاچپ)، طلا (بالا راست) و نرخ ارز (پایین)
(تجربی: سیاه، قانون توانی: آبی، نمایی کشیده: قرمز، q-گاوسی: سبز)

طبق نمودار (۱)، توزیع تجربی احتمال برای بازده‌های لگاریتمی شاخص، نزدیک‌ترین فاصله را با توزیع q-گاوسی داشته است، اما این فاصله برای بازده‌های با اندازه بزرگتر از ۱/۵ به طور محسوسی افزایش می‌یابد و نشان می‌دهد که توزیع تجربی بازده‌های شاخص، در دم‌های توزیع و مقادیر کرانی آن، با توزیع q-گاوسی به عنوان یک توزیع دم پهن اختلاف دارد. این نتایج در حالی است که تحت قانون توانی و تابع نمایی کشیده، اختلاف بین توزیع تجربی بازده و توزیع‌های مذکور تقریبا یکنواخت است و رفتار توزیع‌ها در مقادیر کرانی بازده، به توزیع تجربی بازده نزدیک‌تر بوده است. نتایج برای توزیع طلا و نرخ ارز نیز رفتارهای مشابهی را نشان داده است.

به منظور آزمون برازندگی هریک از این توزیع‌ها به مقادیر بازده شاخص، از مقایسه توزیع تجربی

بازده شاخص با توزیع‌های مذکور تحت آزمون کلموگروف-اسمیرنوف بهره گرفته شده است که نتایج آن به شرح جدول (۳) بوده است.

جدول ۳. آزمون تشخیص توزیع بازده دارایی‌های ریسکی طی کل دوره

متغیر	شاخص بورس		طلا		نرخ ارز	
توزیع	آماره KS	معناداری	آماره KS	معناداری	آماره KS	معناداری
قانون توانی	۰/۲۱۵۰۷	۲/۲ ×۱۰-۱۶	۰/۲۰۱۶	۲/۲ ×۱۰-۱۶	۰/۲۲۶۸۶	۲/۲ ×۱۰-۱۶
نمایی کشیده	۰/۱۲۹۹	۲/۱۹۲ ×۱۰-۱۲	۰/۱۲۱۵۶	۲/۹۶۷ ×۱۰-۱۳	۰/۱۴۶۸۶	۲/۲ ×۱۰-۱۶
q-گاوسی	۰/۱۰۱۱	۱/۱۳۸ ×۱۰-۷	۰/۰۸۳۰۴۲	۲/۰۶۲ ×۱۰-۶	۰/۰۶۶۲۸۶	۰/۰۰۰۹۱۵۵

سطوح معناداری بدست آمده از آزمون کلموگروف-اسمیرنوف در جدول (۳) نشان می‌دهد که بین توزیع تجربی بازده‌های لگاریتمی مورد آزمون با هریک از توزیع‌های نمایی کشیده، q-گاوسی و قانون توانی اختلاف معناداری وجود دارد. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که توزیع بازده شاخص بورس، طلا و نرخ ارز در طول کل دوره مورد مطالعه از قانون توانی، توزیع نمایی کشیده و q-گاوسی تبعیت نمی‌کنند و بنابراین فرضیه اول تحقیق در سطح خطای ۰/۰۵ مورد پذیرش واقع نشده است.

توزیع بازده در دوره‌های قبل و بعد از شیوع کووید ۱۹

در راستای آزمون فرضیه دوم تحقیق، توزیع بازده دارایی‌های ریسکی در دوره‌های قبل و بعد از کووید ۱۹ تحت قانون توانی، نمایی کشیده و q-گاوسی مورد مقایسه قرار گرفت.

جدول ۴. پارامترهای توزیع بازده دارایی‌های ریسکی در دوره‌های قبل و بعد از کووید ۱۹

متغیر	دوره	α	β	q
بازده شاخص بورس	قبل از کووید ۱۹	۱/۴۱۶۱۴۷	۰/۳۱۷۸۸۳	۳/۴۰۸۳۳۹
	بعد از کووید ۱۹	۱/۴۷۸۸۹۹	۰/۳۲۷۶۵۸۵	۱/۷۴۱۶۷۲
بازده طلا	قبل از کووید ۱۹	۱/۳۹۴۹۳۷	۰/۳۱۱۶۵۱۷	۵/۴۹۳۸۹۷
	بعد از کووید ۱۹	۱/۴۶۰۸۷	۰/۳۲۵۲۸۷۴	۳/۷۹۰۳۵۴
بازده نرخ ارز	قبل از کووید ۱۹	۱/۳۳۴۵۶۴	۰/۲۹۶۵۱۹۲	۷/۵۳۸۸۷۶
	بعد از کووید ۱۹	۱/۳۹۹۴۳۶	۰/۳۱۱۶۸۴۹	۵/۱۵۴۷۳۳

با استناد به پارامترهای برآورد شده از قانون توانی، تابع نمایی کشیده و q-گاوسی در جدول (۴)، مقادیر تابع توزیع تجمعی احتمال برای بازده‌های لگاریتمی رسم شده و توزیع تجربی آنها با استفاده از آزمون کلموگروف-اسمیرنوف با هریک از توزیع‌های قانون توانی، تابع نمایی کشیده و q-گاوسی مقایسه شده که نتایج آن به شرح جدول (۵) بوده است.

جدول ۵. آزمون تشخیص توزیع بازده دارایی‌های ریسکی در دوره‌های قبل و بعد از کووید۱۹

متغیر	توزیع	قبل از کووید ۱۹		بعد از کووید ۱۹	
		آماره KS	معناداری	آماره KS	معناداری
بازده شاخص	قانون توانی	۰/۲۰۸۴۲	$۲/۲ \times ۱۰^{-۱۶}$	۰/۲۰۵۳۸	$۲/۳۳۱ \times ۱۰^{-۱۳}$
	نمایی کشیده	۰/۱۲۷۴۳	$۵/۸۹۷ \times ۱۰^{-۷}$	۰/۱۲۰۴	$۷/۱۸۸ \times ۱۰^{-۵}$
	q-گاوسی	۰/۰۹۸۲۷۲	۰/۰۰۰۲۶۱۴	۰/۰۹۹۱۵	۰/۰۰۱۹۳۶
بازده قیمت طلا	قانون توانی	۰/۲۰۴۰۳	$۲/۲ \times ۱۰^{-۱۶}$	۰/۱۹۲۵۳	$۳/۱۹۷ \times ۱۰^{-۱۴}$
	نمایی کشیده	۰/۱۲۵۲۲	$۳/۳۴۵ \times ۱۰^{-۸}$	۰/۰۹۲۱۸۲	۰/۰۰۱۳۷۵
	q-گاوسی	۰/۰۴۸۹۳	۰/۱۹۰۸	۰/۰۶۵۵۹۸	۰/۱۰۴۵
بازده نرخ ارز	قانون توانی	۰/۲۳۲۴۴	$۲/۲ \times ۱۰^{-۱۶}$	۰/۲۰۸۸۹	$۱/۷۳۲ \times ۱۰^{-۱۴}$
	نمایی کشیده	۰/۱۵۷۲۷	$۲/۷۶۱ \times ۱۰^{-۱۱}$	۰/۱۲۹۳۸	$۸/۰۷ \times ۱۰^{-۶}$
	q-گاوسی	۰/۰۴۴۲۹۳	۰/۰۶۰۶۳	۰/۰۳۰۸۹۹	۰/۲۹۵۴

سطوح معناداری بدست آمده از آزمون کلموگروف-اسمیرنوف در جدول (۵) نشان می‌دهد که بین توزیع تجربی بازده‌های لگاریتمی شاخص بورس و هریک از توزیع‌های نمایی کشیده، q-گاوسی و قانون توانی، در هریک از دوره‌های قبل و بعد از کووید ۱۹ اختلاف معناداری وجود دارد. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که توزیع بازده شاخص در طول دوره‌های قبل و بعد از کووید ۱۹ از قانون توانی، توزیع نمایی کشیده و q-گاوسی تبعیت نمی‌کند. این نتایج در حالی است که توزیع بازده‌های لگاریتمی قیمت طلا و بازده نرخ ارز، در هریک از دوره‌های قبل و بعد از کووید ۱۹ از توزیع q-گاوسی تبعیت می‌کنند، در حالی که تفکیک دوره مورد مطالعه، تأثیری در تبعیت توزیع تجربی بازده این دارایی‌ها از قانون توانی و توزیع نمایی کشیده نداشته است. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که توزیع بازده قیمت طلا و نرخ ارز، در دوره‌های قبل و بعد از کووید ۱۹ از توزیع q-گاوسی تبعیت می‌کنند، اما رفتار کلی بازده این دارایی‌ها، اختلاف معناداری با این توزیع دارد. این نتیجه نشان می‌دهد که تلفیق اطلاعات دوره‌های قبل و بعد از کووید ۱۹ از قیمت طلا و نرخ ارز، منجر به پیچیدگی ساختار توزیعی بازده و عدم تبعیت آن از توزیع‌های مورد مطالعه می‌شود، در حالی که تفکیک اطلاعات در این دوره‌ها نشان می‌دهد که توزیع احتمال بازده‌های لگاریتمی قیمت طلا و نرخ ارز را می‌توان در دوره قبل و بعد از کووید ۱۹، با استفاده از تابع q-گاوسی تخمین زد. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که رفتار توزیعی بازده دارایی‌های ریسکی تحت قانون توانی در دوره قبل و بعد از کووید ۱۹ متفاوت است و فرضیه دوم تحقیق مورد پذیرش قرار گرفته است.

بحث و نتیجه گیری

در پژوهش حاضر تغییرات توزیعی بازده دارایی‌های مالی در دوره‌های قبل و بعد از کووید ۱۹ بر پایه قانون توانی، تابع نمایی کشیده و توابع q-گوسی مورد ارزیابی قرار گرفت. در این راستا تعداد ۳ دارایی ریسکی شامل: شاخص کل بورس، قیمت طلای ۱۸ عیار و نرخ ارز (دلار آمریکا در بازار آزاد) به عنوان نماینده‌ای از دارایی‌های ریسکی مورد مطالعه قرار گرفتند. نتایج نشان داد که توزیع‌های لگاریتمی این دارایی‌ها در طول کل دوره مورد مطالعه، از هیچ یک از توزیع‌های احتمال حاصل از قانون توانی، نمایی کشیده و q-گاوسی تبعیت نمی‌کنند. یافته‌های این فرضیه با نتایج حاصل از مطالعه واتورک و همکاران [۴۳] ناهمسو بوده است. یافته‌های این فرضیه و همچنین بررسی ویژگی‌های توصیفی داده‌ها نشان داد که توزیع دارایی‌های ریسکی در ایران، دارای دم‌هایی باریک‌تر از توزیع نرمال و همچنین کشیدگی منفی (قله‌های هموارتر از نرمال) هستند و باریک بودن دم‌های توزیع از توزیع نرمال را می‌توان به عنوان شواهد اولیه‌ای از عدم تبعیت توزیع تجربی این داده‌ها از توزیع‌های توانی در نظر گرفت. این یافته‌ها نشان می‌دهد که در تبیین رفتار احتمالی بازده دارایی‌های ریسکی مورد مطالعه، نه تنها توزیع نرمال، بلکه توزیع‌های از خانواده توانی نیز مناسب نبوده‌اند و شاید بتوان نوسانات غیر طبیعی ارزش این دارایی‌ها را در طول دوره تحقیق، از جمله علت‌های این یافته‌ها دانست. چرا که تغییرات دستوری در تعیین نرخ دلار، و به تبع آن تغییرات ایجاد شده در قیمت طلا و همچنین سیاست‌های بازارگردانی دولت در بورس، موجب تغییرات قابل توجهی در ارزش هریک از این دارایی‌ها در طول دوره تحقیق می‌شود که رفتار احتمالی این دارایی‌ها را به عنوان یک دارایی ریسکی و یک متغیر تصادفی تحت تأثیر قرار می‌دهد. به بیان دیگر، نمی‌توان تغییرات و نوسانات موجود در این دارایی‌ها را صرفاً ناشی از تقابل عرضه و تقاضا و شرایط کلی اقتصاد کلان دانست، و بنابراین، مدل بندی تصادفی آنها دارای پیچیدگی‌هایی خواهد بود که رفتار احتمالی این دارایی‌ها را از یک متغیر تصادفی شناخته شده متمایز و دور می‌سازد.

همچنین، نتایج نشان داد که توزیع‌های لگاریتمی این دارایی‌ها در طول دوره‌های قبل و بعد از کووید ۱۹ از توزیع‌های تجمعی احتمال حاصل از قانون توانی و نمایی کشیده تبعیت نمی‌کنند و این نتیجه برای هر دو دوره قبل و بعد از کووید ۱۹ یکسان است، اما می‌توان توزیع تجربی بازده نرخ ارز و قیمت طلا را در هریک از دوره‌های قبل و بعد از کووید ۱۹ با تابع q-گاوسی تقریب زد. بنابراین، رفتار توزیعی بازده‌های لگاریتمی حاصل از نرخ ارز و قیمت طلا در دوره‌های قبل و بعد از کووید ۱۹، متفاوت از رفتار کلی توزیع در طول دوره بوده است. همچنین احتمالات معناداری آزمون برای توزیع این دارایی‌ها نشان داد که توزیع بازده نرخ ارز، در دوره بعد از کووید ۱۹، با احتمال بیشتری از توزیع q-گاوسی تبعیت

می‌کند و در این دوره رفتار مشابه‌تری با توزیع q-گاوسی داشته است، در حالی که توزیع قیمت طلا در دوره قبل از کووید ۱۹، با احتمال بیشتری از توزیع q-گاوسی تبعیت کرده و این احتمال در دوره بعد از کووید ۱۹ کاهش یافته است. یافته‌های این فرضیه نشان می‌دهد که دارایی‌هایی مانند نرخ ارز و قیمت طلا، بیشتر از شاخص بورس قابلیت مدل بندی داشته‌اند. مدل توزیع احتمالی این دارایی‌ها در دوره‌های قبل و بعد از کووید ۱۹، مشابه با یک متغیر تصادفی با توزیع q-گاوسی عمل می‌کند، با این تفاوت که میزان گرایش رفتار احتمالی توزیع بازده در نرخ ارز و قیمت طلا، به توزیع q-گاوسی در دوره‌های قبل و بعد از کووید ۱۹ متفاوت است و می‌توان این تفاوت را در اختلاف نگرش سرمایه گذاران نسبت به ارزندگی این دو دارایی در دوره‌های قبل و بعد از کووید ۱۹، و تغییر در عرضه و تقاضای این دارایی‌ها در این دو دوره نسبت داد. این نتایج نشان می‌دهد که مدل بندی احتمالی قیمت طلا و نرخ ارز، بدون توجه به اثر کووید ۱۹ و با استفاده از توزیع‌های احتمالی مورد مطالعه میسر نیست، اما پس از تفکیک اطلاعات بازار در دوره‌های قبل و بعد از شیوع، می‌توان این رفتار احتمالی را با استفاده از تابع q-گاوسی انجام داد، یعنی، بروز کووید ۱۹ موجب تغییر در احتمال مشاهده مقادیر متفاوت بازده شده است و پارامترهای توزیع احتمالی بازده نرخ ارز و قیمت طلا، به طور معناداری پس از بروز کووید ۱۹ تغییر یافته‌اند. به بیان دیگر، بروز کووید ۱۹، موجب تغییر در شکل توزیع احتمال بازده این دارایی‌ها شده است و تفاوت در شکل توزیعی و پارامترهای توزیع احتمال بازده برای این دو دارایی در دوره‌های قبل و بعد از کووید ۱۹ (برازش دو توزیع احتمال متفاوت در دوره‌های قبل و بعد از کووید ۱۹) را می‌توان یکی از علت‌های عدم برازش مناسب توزیع q-گاوسی به این داده‌ها در طول کل دوره تحقیق (زمانی که یک توزیع بر روی کل داده‌ها برازش می‌شود) دانست. مطالعات دیگر نیز شواهدی را مبنی بر تأثیر کووید ۱۹ بر بازارهای سرمایه ارائه داده‌اند که نشان از همسویی یافته‌های این فرضیه با مطالعات مذکور دارد. از آن میان می‌توان به نتایج تحقیقات [۳۰، ۴۳، ۴۴، ۳۵] اشاره کرد.

باتوجه به یافته‌های تحقیق مبنی بر عدم تبعیت توزیع بازده دارایی‌های ریسکی (به طور کلی) از توزیع‌های مورد مطالعه، پیشنهاد می‌شود در راستای مدل بندی رفتار احتمالی دارایی‌های ریسکی در ایران، از تکنیک‌هایی غیر از آمار کلاسیک، مانند شبکه‌های عصبی مصنوعی و تکنیک‌های مبتنی بر یادگیری ماشین بهره گرفته شود. همچنین، پیشنهاد می‌شود در مدل بندی احتمالی رفتار دارایی‌های ریسکی، نسبت به تفکیک اطلاعات در دوره‌های قبل و بعد از حوادث و وقایع اثرگذار بر بازارهای سرمایه توجه بیشتری مبذول گردد. تغییر شکل توزیعی بازده دارایی‌های ریسکی در دوره‌های قبل و بعد از این وقایع (کووید ۱۹ در این مطالعه)، می‌تواند امکان مدل بندی تمام داده‌ها را سلب نماید.

منابع

۱) احمدی، ا. (۲۰۱۹). برآورد نوسانات قیمت نفت خام برنت با استفاده از مدل های ریسک متریک، استاندارد GARCH، GARCH نامتقارن، FigARCH و سوئیچینگ مارکوف در سه حالت توزیع عادی، خطاهای t-Student و تعمیم یافته. پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شهید بهشتی، تهران. ایران.

۲) حقیقت، محمد. (۲۰۱۶). بررسی تأثیر گشتاورهای مرتبه بالا بر بازده آتی سهام با استفاده از مدل فاما – مکبث (مورد مطالعه: بورس اوراق بهادار تهران). پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه علامه طباطبایی، تهران، ایران.

۳) دامن کشیده، مرجان، شمس صفا، فرشته، افشاری راد، مجید هادی نژاد، منیژه و دقیقی اصلی، علیرضا. (۲۰۲۲). تاثیر بی ثباتی نرخ ارز و ورود سهام داران حقیقی بر نرخ بازده دارایی در صنایع غذایی و آشامیدنی بورس اوراق بهادار تهران (رهیافت داده های تابلویی پویا). نشریه چشم انداز مدیریت مالی. ۱۲(۳۹): ۱۲۱-۱۴۵

۴) راعی، رضا و نبی زاده، احمد. (۲۰۱۳). آزمایش توزیع سهام در بورس اوراق بهادار تهران. استراتژی مدیریت مالی. ۱(۱): ۱-۱۵

۵) رستمی، مجتبی، مکیان، سید نظام الدین و روزگار، رسول. (۲۰۲۱). نوسانات بازده سهام با استفاده از GARCH متقارن و نامتقارن بیزی. مجله سیاست اقتصادی. ۱۲(۲۴): ۱۷۱-۲۰۶.

۶) صفرزاده بندری، محمدحسین و امینی، علی. (۲۰۲۲). محتوای اطلاعاتی خبر شیوع کووید۱۹ در بورس اوراق بهادار تهران. نشریه چشم انداز مدیریت مالی. ۱۲(۴۰): ۱۱۹-۱۴۳.

۷) عبده تبریزی، حسین، احمدپور، کبری و کریمی، پیمان. (۲۰۱۲). بررسی تاثیر ویژگی های توزیع آماری قیمت های مرجع بر روی بازده مورد انتظار سهام در بورس اوراق بهادار تهران. نشریه چشم انداز مدیریت مالی و حسابداری. ۴(۱): ۲۵-۴۴.

۸) مقیمی کندلوس، پیام. (۲۰۱۲). مدل‌های پایدار GARCH و کاربرد آنها در مدلسازی بازده سهام. پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه علم و فرهنگ، تهران، ایران.

۹) محمدی، محمد، عظیمی یانچشمه، مجید، فولادی، مسعود و فرهادی، مریم. (۱۴۰۱). طراحی مدلی برای توضیح تاثیر احساسات سرمایه گذاران بر تصمیمات مالی، بازده سهام و نوسانات اقتصادی. نشریه چشم انداز مدیریت مالی. ۱۲(۴۰): ۱۴۵-۱۷۱

10) Bachelier, L.(1900). Théorie de spéculation. Ann. Sci. l'Ecole Norm. Supér. 3, 21–86.

11) Barnea, A.; Downes, D.H. (1973). A reexamination of the empirical distribution of stock price changes. J. Am. Stat. Assoc. 68, 348–350.
12) Baur, D.G., Dimpfl, T., Jung, R.C., (2012). Stock return autocorrelations revisited: A quantile regression approach. J. Empir. Finance 19 (2), 254–265.
13) Blattberg, R.C.; Gonedes, N.J. (1974). A comparison of the stable and Student distributions as statistical models for stock prices. J. Bus. 47, 245–280.
14) Blume, M.E. (1970). Portfolio theory: A step towards its practical application. J. Bus. 43, 152–173.
15) Borgards, O., Czudaj, R.L., Hoang, T.H.V., (2021). Price overreactions in the commodity futures market: An intraday analysis of the Covid-19 pandemic impact.Resour. Policy 71, 101966.
16) Chen, R., Chen, H., Jin, C., Wei, B., Yu, L., (2020). Linkages and spillovers between internet finance and traditional finance: evidence from china. Emerg. Markets Finance Trade 56 (6), 1196–1210.
17) Chevapatrakul, T., Mascia, D.V., (2019). Detecting overreaction in the bitcoin market: A quantile autoregression approach. Finance Res. Lett. 30, 371–377
18) Clark P.K. (1973). A subordinated stochastic process model with finite variance for speculative prices. Econometrica, 41, 135–155
19) de Montjoye Y-A, Radaelli L, Singh VK, Pentland A. (2015). Unique in the shopping mall: On the reidentifiability of credit card metadata. Science. 347: 536–539.
20) **20-**Engle, R.F. (1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. Econometrica, 50, 987–1007
21) Fama, E.F. (1965). The behavior of stock-market prices. J. Bus. 38, 404–419.
22) Feng L, Baowen L, Podobnik B, Preis T, Stanley HE. (2012). Linking agent-based models and stochastic models of financial markets. Proc Natl Acad Sci USA. 109: 8388–8393.
23) Ghashghaie, S.; Breymann, W.; Peinke, J.; Talkner, P.; Dodge, Y. (1996). Turbulent cascades in foreign exchange markets. Nature, 381, 767–770.
24) Gopikrishnan, P.; Meyer, M.; Amaral, L.A.N.; Stanley, H.E. (1998). Inverse cubic law for the distribution of stock price variations. Eur. Phys. J. B, 3, 139–140.
25) Harris, D. (2016). Why Practitioners Should Use Bayesian Statistics. Working Paper at SSRN, Amsterdam.
26) Harris, D. (2017). The Distribution of Returns. Journal of Mathematical Finance, 7, 769-804.
27) Heyden, K.J., Heyden, T., (2021). Market reactions to the arrival and containment of COVID-19: An event study. Finance Res. Lett. 38, 101745.

28) Hou, X., Li, S., (2020). The price of official-business collusion evidence from the stock market reaction to ‘‘Hunting the Tigers’’ in China. China Finance Rev. Int. 10 (1), 52–74.
29) Jiang, G.J., Zhu, K.X., (2017). Information shocks and short-term market underreaction. J. Financial Econ. 124 (1), 43–64.
30) Jin C, Lu X, Zhang Y. (2022). Market reaction, COVID-19 pandemic and return distribution. Financ Res Lett. Feb 8:102701. doi: 10.1016/j.frl.2022.102701
31) Mandelbrot, B.B. (1963). The variation of certain speculative prices. J. Bus. 36, 394–419.
32) Mantegna, R.N.; Stanley, H.E. (1995). Scaling behaviour in the dynamics of an economic index. Nature, 376, 46–49.
33) Mezghani, T., Boujelbene, M., Elbayar, M., (2021). Impact of COVID-19 pandemic on risk transmission between googling investor’s sentiment, the Chinese stock and bond markets. China Finance Rev. Int. 11 (3), 322–348.
34) Moat HS, Preis T, Olivola CY, Liu C, Chater N. (2014). Using big data to predict collective behavior in the real world. Behav Brain Sci. 37: 92–93
35) Naidu, D., Ranjeeni, K., (2021). Effect of coronavirus fear on the performance of Australian stock returns: Evidence from an event study. Pac.-Basin Finance J. 66, 101520.
36) Nguyen, L.T.M., Dinh, P.H., (2021). Ex-ante risk management and financial stability during the COVID-19 pandemic: a study of Vietnamese firms. China Finance Rev. Int. 11 (3), 349–371
37) Officer, R.R. (1972). The distribution of stock returns. J. Am. Stat. Assoc. 67, 807–812.
38) Paul W, Baschnagel J. (2013). Stochastic processes: from physics to finance. Switzerland: Springer International Publishing.
39) Pisarenko, V.F.; Sornette, D. (2006). New statistic for financial return distributions: Power-law or exponential? Phys. A Stat. Mech. Its Appl., 366, 387–400.
40) Sun, Y., Wu, M., Zeng, X., Peng, Z., (2021). The impact of COVID-19 on the Chinese stock market: Sentimental or substantial? Finance Res. Lett. 38, 101838.
41) Tsallis, C. (1988). Possible generalization of the Boltzmann-Gibbs statistics. J. Stat. Phys. 52, 479–487.
42) Tsallis, C. (2009). Introduction to Nonextensive Statistical Mechanics: Approaching a Complex World; Springer: Berlin/Heidelberg, Germany.
43) Wątorek M, Kwapień J, Drożdż S. (2021). Financial Return Distributions: Past, Present, and COVID-19. Entropy (Basel). 12;23(7):884.

44) Xu, L., (2021). Stock return and the COVID-19 pandemic: Evidence from Canada and the us. Finance Res. Lett. 38, 101872.
45) Young, M.S; Graff, R.A. (1995). Real estate is not normal: A fresh look at real estate return distributions. J. Real Estate Financ. Econ.10, 225–259.
46) Zhang, Y., Lu, X., Yin, H., Zhao, R., (2021). Pandemic, risk-adaptation and household saving: evidence from china. China Finance Rev. Int.

یادداشت‌ها:

۱ Bachelier

۲ Mandelbrot

۳ Lévy

۴ Exponents

۵ Tsallis

۶ central limit theorem

۷ Fama

۸ Blume

۹ Blattberg and Gonedes

۱۰ Officer

۱۱ Barnea

۱۲ Young and Graff

۱۳ Engle

۱۴ Mantegna and Stanley

۱۵ truncated Lévy flight process

۱۶ GARCH

۱۷ inverse cubic law

۱۸ Xu

۱۹ Sun

۲۰ Heyden and Heyden

۲۱ Borgards

The Distributional Changes of Financial Assets' Return in Pre and Post COVID 19 Based on Power Law, Stretched Exponential Function and q-Gaussian Function

Receipt: 31/05/2023 Acceptance: 17/08/2023

Rasool rezvani[1]
gholam reza askarzade[2]

Abstract

Identifying the distributional behavior of returns of risky assets is one of the necessities that has attracted the attention of many researchers. Because a more accurate knowledge and understanding of the distribution behavior of returns in them allows for more accurate predictions of the future state of the market, especially in determining the risk-exposed value of these assets, which has a direct relationship with the distribution form of returns. The aim of the current research is to investigate the distributional changes of financial asset returns in the periods before and after covid-19 based on power law, stretched exponential function and Gaussian q-functions.In this regard, 3 variables: stock market index, gold price and exchange rate were investigated and their related Information was collected in each of the trading days during the period of 2016-03-26 to 2023-01-19 .In order to test the hypotheses, by using the Kolmogorov-Smirnov test, the empirical distribution of returns was compared with each of the mentioned distributions. The results showed that the logarithmic distributions of these assets do not follow any of the probability distributions obtained from the power law, stretched exponential and q-Gaussian.

Keywords

Returns Distribution, Power Law, Risky Assets

1-Department of finance, Yazd branch, Islamic Azad University, Yazd. Iran. r.rezvani@yahoo.com
2-Department of finance, Yazd branch, Islamic Azad University, Yazd. Iran. (Corresponding Author) askarzadeh1360@yahoo.com