تحقیقات اقتصادی / دوره ۵۲، شمارهٔ ۲، تابستان ۹۶/ ص ۴۷۶-۴۵۷

تحلیل رابطه‌ی بین بازار ارز و شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران: رویکرد ناپارامتریک و کاپولا

صابر مولایی[۱]، محمد واعظ برزانی*[۲]، سعید صمدی[۳]، افشین پرورده[۴]

۱. دانشجو دکتری اقتصاد دانشگاه اصفهان، Saber.molai@yahoo.com

۲. دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه اصفهان، M.vaez@ase.ui.ac.ir

۳. دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه اصفهان، s.samadi@ase.ui.ac.ir

۴. دانشیار گروه آمار دانشگاه اصفهان، a.parvardeh@stat.ui.ac.ir

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۰۴/۲۹ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۱۲/۰۹

چکیده

درک ارتباط بازار سهام با بازار ارز برای سرمایه‌گذاران و سیاست‌گذاران دارای اهمیت است. در این پژوهش با استفاده از رویکرد کاپولا همبستگی بین نرخ ارز، پرش قیمت و شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران طی دوره‌ی ۹۴-۱۳۸۵ محاسبه شده است. هم‌چنین از رویکرد ناپارامتریک جهت برآورد میانگین بازده، نوسان و پرش قیمت داده‌های شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران استفاده شده است. نتایج تجربی نشان می‌دهند که میانگین سالانه‌ی بازدهی، نوسان و تعداد پرش قیمت شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران به ترتیب برابر با ۱۹ درصد، ۰/۰۱۲ و ۲۶ درصد است. افزون بر این، نتایج آزمون علیت گرنجر نشان می‌دهد که بین نرخ ارز و شاخص قیمت رابطه‌ی یکطرفه از نرخ ارز به شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران وجود دارد. براساس رویکرد کاپولا، ضریب همبستگی شاخص کل قیمت با نرخ ارز ۰/۸۵ است.

طبقه‌بندی JEL: G00 ،C02 ،C14 ،F31

واژه‌های کلیدی: شاخص کل قیمت، پرش قیمت، نرخ ارز، رویکرد ناپارامتریک، کاپولا.

*. نویسنده‌ی مسئول، ۰۹۱۳۳۱۶۲۱۹۰

۱. مقدمه

نرخ ارز یکی از متغیرهای کلان اقتصادی مؤثر بر بازار سهام و قیمت دارایی‌های مالی است. درک همبستگی بین بازار ارز و بازار سهام برای بیشتر سرمایه‌گذاران و سیاست‌گذاران بسیار مهم است، همبستگی بین بازار ارز و بازار سهام به سرمایه‌گذاران در راهبردهای ایجاد پرتفوی کمک می‌کند. سیاست‌گذاران اقتصادی با تحلیل مجراهای ارتباطی بین بازار ارز و بازار سهام، می‌توانند سیاست‌های خود را به خوبی تعدیل کنند و پیش‌بینی دقیق‌تری از اثرات سیاست‌های خود داشته باشند. به‌طور کلی می‌توان گفت در زمینه‌ی تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر شاخص سهام دو نظریه‌ی مهم وجود دارد که یکی از آنها قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و دیگری الگوی قیمت‌گذاری آربیتراژ می‌باشد. بررسی تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی مانند نرخ ارز بر شاخص سهام در چارچوب این دو نظریه قابل توضیح است. به دلیل آنکه افراد در سبد دارایی‌های مالی خود ترکیب‌های مختلفی از پول نقد، سهام، سپرده بانکی، طلا و ارز نگهداری می‌کنند تغییرات در حجم پول، نرخ ارز، نرخ تورم، بهره و غیره تقاضای افراد را برای نگهداری هریک از دارایی‌های مزبور از جمله تقاضا برای سهام تحت تأثیر قرار می‌دهد و این موضوع به نوبه‌ی خود بر قیمت سهام اثرگذار است. از سوی دیگر انتشار اخبار و اطلاعات مرتبط با متغیرهای کلان اقتصادی مانند نرخ ارز منجر به پرش قیمت دارایی‌های مالی می‌شود. پرش‌های قیمت می‌توانند با عوامل مهمی از جمله کارایی تشکیل قیمت یا میزان نقدینگی بازیگران بازار مالی مرتبط باشند. با توجه به اینکه پرش قیمت یکی از عوامل نوسان‌های قیمت است، بنابراین مورد توجه مشارکت‌کنندگان در بازار مالی می‌باشد. توضیح دقیق نوسان‌ها با عملکرد انواع ابزار مالی ارتباط تنگاتنگی دارد و بر این اساس فهم پرش‌های قیمت می‌تواند سبب بهبود عملکرد پرتفوی و موقعیت بهتر در پوشش ریسک شود.

پرش قیمت شاخصی برای مطالعه‌ی ناکارایی بازار و فهم بهتر بحران‌ها در بازار مالی قابل استفاده است. یکی از مشکلات مهم مرتبط با پرش‌های قیمت، کمبود شواهد درباره منشاء آن‌ها می‌باشد. برخی منشاء پرش‌های قیمت را انتشار اخبار و اطلاعات در بازار مالی همانند انتشار اخبار و اطلاعات مربوط به عملکرد متغیرهای کلان اقتصادی می‌دانند (مایکلند[1]، ۲۰۰۸). از نظر برخی منشاء اصلی پرش‌های قیمت، کمبود نقدینگی از طرف خریداران یا فروشندگان است (مایکلند، ۲۰۰۸). پرش‌های قیمت به وسیله‌ی دو

1. Mykland

رویکرد ذیل در ریاضیات تعریف می‌شوند که عبارتند از؛ رویکـرد پیوسـته و گسسـته. در رویکرد پیوسته فرض می‌شود فرآیند پایه تکامل قیمت به صورت پیوسته است، بنـابراین فرآیندهای قیمت به وسیله‌ی معادله‌های دیفرانسیل تصادفی توضیح داده می‌شود، مانند الگوی مرتون. در این رویکرد پرش‌های قیمت با افزودن فرآیند دیفرانسیل مانند فرآینـد پواسن، الگوسازی می‌شوند. در رویکرد گسسته فرآیند پایه‌ی تکامـل قیمـت بـه صـورت گسسته می‌باشد. الگوسازی رفتار قیمت دارایی‌های مالی با استفاده از معادله‌های انتشار، قسمت اصلی ادبیات اقتصاد مالی را به خود اختصاص داده است. معادله‌هـای انتشـار بـه صورت گسترده برای توضیح رفتار تصادفی قیمت سهام، شاخص بازار و نرخ بهـره مـورد استفاده قرار می‌گیرند. به منظور برآورد ضرایب معادله‌های انتشار می‌توان از رویکردهای پارامتریک، ناپارامتریک و شبه پارامتریک استفاده کـرد. در رویکـرد پارامتریـک بایسـتی شکل نهایی تابع چگالی مشاهده‌ها تعیین شود. در بیشتر الگوهای انتشار پژوهشگر قـادر به تعیین تابع چگالی داده‌ها نیست، از این رو برآورد این معادله‌ها با اسـتفاده از رویکـرد پارامتریک امکان‌پذیر نمی‌باشد، اما رویکرد ناپارامتریک این امکان را می‌دهـد کـه بـدون نیاز به شناخت تابع چگالی، ضرایب طیف گسترده‌ای از معادله‌های انتشار تعیین شوند.

۲. مبانی نظری و پیشینه پژوهش

۱.۲. نرخ ارز و بازار سهام

درباره‌ی رابطه‌ی پویای میان نرخ ارز و قیمت سهام می‌تـوان دو دیـدگاه کلـی را از یکدیگر تفکیک کرد: دورنبوش و فیشر[1] (۱۹۸۰)، با طرح الگوهـای جریـان‌گـر[2]، فـرض کرده‌اند ساختار حساب جاری کشور و تراز جاری دو عامل مهم تعیین کننـده‌ی نـرخ ارز هستند. بر این اساس، تغییرات در نرخ ارز بر رقابت بـین‌المللـی و تـراز تجـاری و بـدین ترتیب بر متغیرهای واقعی اقتصاد هم‌چون تولید و درآمد حقیقی و بر جریـان نقـدینگی جاری و آتی شرکت‌ها و قیمت سهام آن‌ها اثر می‌گذارد. بر طبق این الگو، کـاهش ارزش پول ملی (افزایش نرخ ارز) شرکت‌های داخلـی را رقابتمنـدتر کـرده و صـادرات آن‌هـا را آسان‌تر می‌کند. افزایش مزیت کالای تولید داخـل و بـه‌دنبـال آن افـزایش صـادرات بـه درآمد بالاتر منجر می‌شود که به نوبه‌ی خود قیمت سهام شرکت‌ها را افزایش مـی‌دهـد، بنابراین در این الگوها نرخ ارز بر قیمت سهام تأثیر مثبت دارد. دیـدگاه دوم بـه دیـدگاه

1. Dornbusch and Fisher
2. Flow-oriented models

الگوهای سهام‌گرا [1]معروف هستند. در این الگوها فرض می‌شود حساب سرمایه، عامل تعیین‌کننده‌ی نرخ ارز است. این الگوها شامل الگوی توازن پرتفوی و الگوی پولی هستند. در الگوی پرتفوی، برانسون[2](۱۹۸۳)، عنوان می‌کند که رابطه‌ی منفی میان نرخ ارز و قیمت سهام وجود دارد. طبق این الگو کاهش قیمت سهام سبب کاهش ثروت سرمایه‌گذاران داخلی می‌شود که این امر سبب کاهش تقاضای پول برای پول و نرخ بهره‌ی کمتر می‌شود. کاهش نرخ بهره با فرض ثبات سایر شرایط، موجب خروج سرمایه به سمت بازارهای خارج کشور و کاهش ارزش پول ملی و گران‌تر شدن نرخ ارز می‌شود. براساس الگوی پولی گاوین[3] (۱۹۸۹)، برعکس دو الگوی فوق بین نرخ ارز و قیمت سهام رابطه‌ای وجود ندارد.

۲.۲. پرش قیمت

به تغییرات غیرعادی و ناگهانی قیمت، پرش قیمت گفته می‌شود. نوسان در بازار مالی را به صورت کلی می‌توان به دو دسته تقسیم‌بندی کرد: (۱) نوسان‌های منظم و (۲) نوسان‌های نامنظم.

نوسان‌های منظم، دارای توزیع گاوسین استاندارد و نوسان‌های نامنظم که به‌عنوان پرش قیمت شناخته می‌شوند، معمولا با تغییرات زیاد همراه است. این انتقال‌های شدید قیمتی دارای گشتاورهای بی‌نهایت می‌باشند، بنابراین یکی از عوامل مهم در ایجاد تغییرات زیاد در شاخص کل قیمت، وجود پرش قیمت است. پرش‌های قیمت ابزار مفیدی برای مطالعه‌ی سرریز اطلاعات در بازارهای مالی است. پرش قیمت در بازارهای مالی می‌تواند به‌عنوان انتشار اطلاعات مهم در بازار تلقی شود و می‌تواند به‌عنوان نشانه‌ی بالقوه‌ی مشکلات مرتبط با مبادله توسط افراد داخلی[4] ۴ شرکت‌های بازار مالی و نیز علامت ناکارایی بازار مالی تلقی شود. سه عامل مؤثر بر پرش قیمت عبارتند از؛ (۱) اخبار مربوط به متغیرهای کلان اقتصادی داخلی (۲) اخبار مربوط به متغیرهای کلان سایر کشورها و (۳) تکانه‌های بازار مالی که ناشی از افشای اطلاعات درونی هستند. الگوی انتشار-پرش مرتون به صورت زیر می‌باشد:

$$dX_t = \mu dt + \sigma dW_t + dJ_t \qquad (۱)$$

1. Stock-oriented models
2. Branson
3. Gavin
4. Insider-trading

در رابطه‌ی بالا dX لگاریتم شاخص کل قیمت و J_t فرآیند پرش است. در حقیقت تأثیر ورود اطلاعات بر قیمت‌ها و تغییرات غیرعادی قیمت‌ها در قالب عبارت J_t در الگو لحاظ شده است. در الگوی مرتون (۱۹۷۶)، معادله‌ی انتشار از سه جزء تشکیل شده است: (۱) عامل انتقال خطی، (۲) حرکت براونی که نشان دهنده‌ی تغییرات نرمال در قیمت دارایی است و (۳) فرآیند پواسن که تغییرات غیرعادی در قیمت (پرش قیمت) را نشان می‌دهد. این تغییرات ناشی از ورود اخبار است. اگر پرش قیمت با شدت λ اتفاق بیفتد، به معنای این است که زمان انتظاری بین پرش‌ها برابر با $\frac{1}{\lambda}$ می‌شود. به عبارت دیگر پرش قیمت با نرخ متوسط λ در هر واحد زمانی اتفاق می‌افتد و $g(.,Y)$ نیز اثر پرش می‌باشد.

$$\Delta X_t = X_t - X_{t-1} = \int g(X_{t-1},\gamma)N(dt,d\gamma) = dt \qquad (۲)$$

در رابطه‌ی فوق، ΔX_t اندازه‌ی پرش است. با توجه به اینکه در زمان صفر، پرش قیمت وجود ندارد، در نتیجه $\Delta X_0 = 0$ و J فرآیند پرش است. N_t^{Φ} یک اندازه شمارشگر پواسن با گام‌های مانا و مستقل می‌باشد. فرآیند N_t^{Φ} در حقیقت تعداد پرش‌های قیمت را قبل و در زمان t محاسبه می‌کند. فرض کنید اولین پرش در زمان τ_1 اتفاق بیفتد، دومین پرش در زمان τ_2 اتفاق بیفتد و به همین ترتیب پرش قیمت رخ دهد. متغیرهای تصادفی τ_j را زمان بین رخداد[1] می‌نامند (شرو[2] ۲۰۰۴، ۴۶۰-۴۷۹).

۳.۲. پیشینه‌ی پژوهش

سنسوی[3] (۲۰۱۴)، با استفاده از رویکرد همبستگی شرطی پویا، رابطه‌ی بین بازار سهام، ارز و نرخ بهره را در اقتصاد ترکیه بررسی کرده است. نتایج نشان می‌دهد که، بین نرخ ارز و قیمت سهام رابطه‌ی مثبت و بین بازار اوراق قرضه و سهام رابطه‌ی منفی وجود دارد. نتایج لیو[4] (۲۰۱۲) نشان می‌دهد که بین شاخص بورس شانگ‌های و نرخ ارز رابطه‌ی بلندمدت وجود ندارد. همچنین پیش از بحران مالی رابطه‌ی علیت بین نرخ ارز و شاخص سهام وجود ندارد، اما پس از بحران مالی اخیر، علیت گرنجر از نرخ ارز به

1. Interarrival
2. Shreve
3. Sensoy
4. Liu

شاخص قیمت سهام وجود ایجاد شده است. ستانتون[1] (۱۹۹۷)، نحوه‌ی برآورد الگوهای پیوسته و آزمون‌های مرتبط با آن را در قالب رویکرد ناپارامتریک معرفی کرده است. سپس جوهانسن (۱۹۹۹) و باندی[2] (۲۰۰۳)، معادله‌های انتشار همراه با پرش قیمت را با استفاده از رویکرد ناپارامتریک برآورد کرده‌اند. جوهانسن (۲۰۰۴)، با استفاده از رویکرد ناپارامتریک پرش‌های نرخ بهره را محاسبه کرده و به بررسی رابطه‌ی بین متغیرهای کلان اقتصادی و وقوع پرش قیمت در نرخ ارز پرداخته است. نتایج نشان می‌دهد که پرش قیمت تحت تأثیر اخبار غیرمنتظره‌ی مرتبط با متغیرهای کلان اقتصادی است. همچنین پرش‌های قیمت در قیمت‌گذاری دارایی‌های مالی دارای اهمیت هستند. رنه و باندی (۲۰۰۸)، در پژوهشی با عنوان «نوسان‌های تصادفی ناپارامتریک» با به کارگیری رویکرد ناپارامتریک، ضرایب الگوی نوسان‌های تصادفی را برآورد کرده‌اند. تانگ و چن[3] (۲۰۰۹)، در پژوهشی با عنوان «برآورد پارامتریک و تصریح اریب فرآیندهای انتشار» با استفاده از ترکیب رویکرد پارامتریک حداکثر درستنمایی و روش بوت استرپ، ضرایب معادله‌ی انتشار را محاسبه کرده‌اند. بدین صورت که در ابتدا با استفاده از روش حداکثر درستنمایی ضرایب الگوی انتشار برآورد و در ادامه به منظور کاهش اریب، از رویکرد بوت استرپ استفاده شده است. برای آزمون روش پیشنهادی از داده‌های ماهانه‌ی نرخ بهره‌ی آمریکا در طی دوره‌ی زمانی ۹۸-۱۹۶۳ استفاده شده است. نتایج بیانگر کاهش اریب روش پیشنهادی در فرآیندهای تک متغیره و چند متغیره بوده است.

ناهیدی و نیکبخت (۱۳۸۹)، در پژوهشی با عنوان «بررسی تأثیر بی‌ثباتی نرخ ارز واقعی بر شاخص سود نقدی و قیمت بورس اوراق بهادار تهران» دریافته‌اند که رابطه‌ی مثبت بین بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز و شاخص سود نقدی و قیمت سهام بورس تهران برقرار است. حیدری و بشیری (۱۳۹۱)، رابطه‌ی بین نوسان‌های نرخ واقعی ارز و شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران را طی سال‌های ۹۰-۱۳۷۸ بررسی کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد بین متغیر نااطمینانی نرخ ارز واقعی و شاخص قیمت سهام، رابطه‌ی منفی و معنی‌دار وجود دارد، اما بین نااطمینانی قیمت سهام و نرخ ارز رابطه‌ی معنی‌داری وجود ندارد. راسخی، جعفری صمیمی و ارثی (۱۳۹۲)، با استفاده از رویکرد گارچ چند متغیره رابطه‌ی میان نوسان نرخ ارز و نوسان بازدهی سهام در ایران را بررسی کرده‌اند.

1. Stanton
2. Bandi
3. Tang & Chen

نتایج آن‌ها نشان دهنده‌ی اثر مثبت نوسان نرخ ارز واقعی بر نوسان بازده سهام است، اما نوسان بازده سهام اثر معناداری بر نوسان نرخ واقعی ارز ایران ندارد.

۳. داده‌ها و روش پژوهش

۱.۳. داده‌ها

داده‌های این پژوهش شامل مشاهده‌های روزانه‌ی شاخص کل قیمت و نرخ ارز در بازه‌ی زمانی ۱۳۹۴/۷-۱۳۸۵ است. در ابتدا با استفاده از آزمون جیانگ وجود پرش قیمت در شاخص کل قیمت بررسی می‌شود. در صورت تأیید با استفاده از معادله‌ی انتشار دارای عامل پرش قیمت، به الگوسازی رفتار شاخص کل قیمت پرداخته می‌شود. برای برآورد ضرایب معادله‌ی انتشار از رویکرد ناپارامتریک استفاده خواهد شد. با برآورد تعداد پرش قیمت طی زمان، می‌توان همبستگی آن را با نرخ ارز با استفاده از ضریب همبستگی خطی و رویکرد کاپولا محاسبه کرد.

۲.۳. رویکرد ناپارامتریک

یکی از معایب روش پارامتریک این است که در این روش باید ابتدا تابع چگالی پیوسته تعیین شود، اما در روش ناپارامتریک، تابع چگالی پیوسته بدون هیچ فرضی در مورد شکل آن تعیین می‌شود. هیستوگرام یکی از برآوردگرهای ناپارامتریک و نخستین برآوردگر تابع چگالی است (اسکات[1]، ۱۹۷۹). از معایب هیستوگرام گسسته بودن و ناهموار بودن آن است، همچنین هنگامی که تعداد متغیرها دو یا بیش از دو باشد، برآورد تابع چگالی با هیستوگرام بسیار پیچیده می‌شود. با توجه به معایب فوق در چند دهه‌ی گذشته، چندین برآوردگر ناپارامتریک ارائه شده‌اند که از ویژگی آن‌ها می‌توان به پیوسته و هموار بودن آن‌ها اشاره کرد. یکی از پرکاربردترین برآوردگرهای ناپارامتریک، برآوردگر کرنل[2] است (پاگان، ۱۹۹۹ص: ۶).

هیستوگرام، یک تخمین از تابع چگالی است که در آن دامنه‌ی داده‌ها به بازه‌های مساوی تقسیم شده و تعداد مشاهده‌ها در هر بازه محاسبه می‌شود. فرض کنید X یک متغیر گسسته تصادفی بوده و هدف، برآورد تابع چگالی $f(x)$ از x_i باشد. در حقیقت تخمین تابع چگالی $f(x)$ در داده‌های گسسته برآورد تعداد اعداد برابر با x در جمعیت

1. Scott
2. Kernel

X است. برای داده‌های $x_1, x_2, ..., x_n$، یک تخمین‌زن سازگار تعداد مشاهده‌ها برابر با x در جمعیت مورد بررسی است، اگر n^* تعداد مشاهده‌ها برابر با x باشد، آنگاه $f_1(x) = \frac{n}{n^*}$ باشد، آنگاه $\hat{f}_1(x) = \frac{\sum_{i=1}^{n} I(x_i = x)}{n}$ است. $I(x_i = x)$ تابع شاخص است و در نقطه‌ی $x_i = x$ مقدار تابع شاخص برابر با یک است. در غیر این صورت، مقدار تابع مذبور برابر با صفر می‌باشد. فرض کنید که X یک متغیر پیوسته‌ی تصادفی باشد، انگاه احتمال $x_i = x$ برابر با صفر است، بنابراین تابع چگالی $f(x)$ بر اساس متوسط x_i های مجاور x تعیین می‌شود.

اگر h پهنای باند باشد، آنگاه تخمین‌زن $\hat{f}_1(x)$ به صورت زیر است:

$$\hat{f}(x) = \frac{1}{nh}\sum_{i=1}^{n} I(-0/5 < \frac{(x - x_i)}{h} < 0/5) = \frac{1}{nh}\sum_{i=1}^{n} I(-0/5 < \psi_i < 0/5) \qquad (۴$$

در رابطه‌ی فوق $\psi_i = \frac{(x - x_i)}{h}$، و $I(-0/5 < \psi_i < 0/5)$ تابع وزنی است، هم‌چنین انتگرال تابع وزنی در بازه‌ی منفی بی‌نهایت تا مثبت بی‌نهایت برابر با یک است. به عبارت دیگر $\int_{-\infty}^{\infty} I(\psi)d\psi = \int_{-0/5}^{0/5} d\psi = 1$ می‌باشد. در حقیقت برآورد هیستوگرام براساس مشاهده‌های محلی نسبت به x است. غیرمنفی بودن و برابر با یک بودن انتگرال تابع چگالی از ویژگی مهم هیستوگرام می‌باشد. فرض کنید $f(x)$ یک تابع چگالی پیوسته از متغیر تصادفی x در نقطه x باشد و $x_1, x_2, ..., x_n$ مشاهده‌هایی از f باشند، تخمین‌زن چگالی $\hat{f}(x)$ از $f(x)$ به صورت زیر می‌باشد:

$$\hat{f} = \hat{f}(x) = \frac{1}{nh}\sum_{i=1}^{n} K(\frac{(x - x_i)}{h}) = \frac{1}{nh}\sum_{i=1}^{n} w_i \qquad (۵$$

در رابطه‌ی فوق K تابع کرنل و h پهنای باند است. w_i تابع وزن و وابسته به فاصله x_i از x، تعداد مشاهدات و h است (پاگان، ۱۹۹۹).

۳.۳. برآورد ضرایب فرآیند انتشار با استفاده از رویکرد ناپارامتریک

فرض می‌شود که الگوی قیمت‌گذاری از حرکت براونی هندسی پیروی می‌کند. حرکت براونی هندسی ساده‌ترین الگوی قیمت‌گذاری است. فرض کنید X_t قیمت دارایی مالی باشد. آنگاه:

$$dX_t = \mu dt + \sigma dW_t \qquad (۵)$$

در رابطه‌ی فوق μ عامل انتقال بوده و نرخ شرطی انتظاری تغییر در فرآیند قیمت دارایی را طی زمان نشان می‌دهد. بنابراین:

$$\mu(a) = \lim_{t\to 0}\frac{1}{t}E(X_t - X_0 \mid X_0 = 0) = \lim_{t\to 0}\frac{1}{t}E^a[X_t - X_0] \qquad (۶)$$

عامل نوسان، نرخ شرطی تغییر نوسان را طی زمان نشان می‌دهد. بنابراین:

$$\sigma^2(a) = \lim_{t\to 0}\frac{1}{t}E((X_t - X_0)^2 \mid X_0 = a) = \lim_{t\to 0}\frac{1}{t}E^a[(X_t - X_0)^2] \qquad (۷)$$

برای تعیین عامل انتقال μ در نقطه‌ی a، ابتدا از داده‌های مجاور a تفاضل گرفته شده و سپس متوسط این تفاضل تعیین می‌شود. این رویکرد در واقع اساس برآورد در روش‌های ناپارامتریک و شبه پارامتریک است. از مزایای مهم و جالب توجه رویکرد ناپارامتریک این است که نیازی به فرض مانایی دارایی پایه ندارد. باندی و فیلیپس[1] (۲۰۰۳)، تخمین‌زن کرنل نادارایا- واتسون[2] را جهت محاسبه ضرایب معادله‌های انتشار ارائه کرده‌اند:

$$\hat{\mu}(a) = \frac{\sum_{i=1}^{n} K\left(\frac{X_{i\Delta_{nT}} - a}{h_{n,T}}\right) K\left(X_{(i+1)\Delta_{nT}} - X_{i\Delta_{nT}}\right)}{\sum_{i=1}^{n} K\left(\frac{X_{i\Delta_{nT}} - a}{h_{n,T}}\right)} \qquad (۱$$

$$\hat{\sigma}^2(a) = \frac{\sum_{i=1}^{n} K\left(\frac{X_{i\Delta_{nT}} - a}{h_{n,T}}\right) K\left(X_{(i+1)\Delta_{nT}} - X_{i\Delta_{nT}}\right)^2}{\sum_{i=1}^{n} K\left(\frac{X_{i\Delta_{nT}} - a}{h_{n,T}}\right)}$$

در الگوی معادله‌ی دیفرانسیل همراه با پرش، اثر پرش برابر است با $g(x,Y) = Y$ که در آن Y یک متغیر تصادفی با توزیع نرمال دارای میانگین صفر و واریانس σ_Y^2 است. به عبارت دیگر $dJ_t = YdN_t$ ضرایب الگو است. در رویکرد ناپارامتریک ابتدا گشتاورها محاسبه می‌شوند:

$$M_k(x) = \frac{\sum_{i=1}^{n} K\left(\frac{X_{i\Delta_{nT}} - x}{h_{n,T}}\right) K\left(X_{(i+1)\Delta_{nT}} - X_{i\Delta_{nT}}\right)^k}{t\sum_{i=1}^{n} K\left(\frac{X_{i\Delta_{nT}} - a}{h_{n,T}}\right)} \qquad (۹)$$

1. Bandi- Phillips
2. Nadaraya-Watson

بنابراین با توجه به روابط فوق ضرایب به صورت زیر محاسبه می‌شوند:

$$M_1(x) = \hat{\mu}(x) \qquad (10)$$

$$M_2(x) = \sigma^2(x) + \lambda^2(x)\sigma_Y^2$$

$$M_4(x) = 3\lambda\ (x)(\sigma_Y^2)^2$$

$$M_6(x) = 15\lambda\ (x)(\sigma_Y^2)^3$$

$$\hat{\sigma}_Y^2 = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\frac{M_6(x_i)}{M_4(x_i)}$$

$$\hat{\lambda}\ (x_i) = \frac{M_4(x_i)}{3\hat{\sigma}_Y^2}$$

در رابطه‌ی فوق $\hat{\sigma}_Y^2$ واریانس پرش قیمت است. مزایای تخمین‌زن‌های ناپارامتریک عبارتند از: نخست این تخمین‌زن‌ها نیاز کمی به اطلاعات پیشین مرتبط با شکل تابعی انتظارات شرطی دارند. دوم، تخمین‌زن‌های ناپارامتریک محلی[1] هستند، بدین معنی که هر مشاهده بیشتر تحت تأثیر مشاهده‌هایی است که در همسایگی نزدیک آن هستند. در حقیقت حذف تعدادی از مشاهده‌هایی که در همسایگی بسیار دور قرار دارند به‌صورت اساسی منجر به تغییر نتیجه‌گیری نمی‌شود (جوهانس ۲۰۰۴، ۲۲۷-۲۶۰).

۳.۴. آزمون وجود پرش قیمت

در این پژوهش به منظور آزمون وجود پرش قیمت در شاخص کل قیمت از رویکرد جیانگ و اومن[2] (۲۰۰۸) استفاده می‌شود. براساس این آزمون در صورت عدم وجود پرش قیمت در دارایی پایه، اختلاف بازده از لگاریتم بازده قادر به توضیح پنجاه درصد نوسان‌های درجه دوم مشاهده‌هاست. نوسان درجه دوم فرآیند r در بازه‌ی $[0,t]$ برابر با $\sum_{i=0}^{n-1}(r_i - r_{i-1})^2$ است. در آزمون جیانگ فرض صفر مبنی بر عدم وجود پرش قیمت بوده و فرض جایگرین نیز حاکی از وجود پرش قیمت است. فرض کنید R_t لگاریتم بازده‌ی دارایی در دوره‌ی t، r_t بازده دارایی در دوره‌ی t، RV واریانس تحقق یافته، N تعداد مشاهده‌ها در دوره‌ی t و p یک پارامتر بین ۴ تا ۶/۴ باشد. در این صورت آماره‌ی آزمون جیانگ اومن به صورت زیر است (جیانگ ۲۰۰۸).

1. Local
2. Jiang & Oomen

$$JO_t = \frac{NBV_t}{\sqrt{\Omega SW}\,(1-\frac{RV_t}{SW_t})} \qquad (11)$$

$$SW_t = 2\sum_{i=1}^{n}(R_{t,i} - r_{t,i})$$

$$\Omega SW = \frac{\mu_6 N^2 \mu_6^{-p}}{9N-p-1}\sum_{i=1}^{N-p}\prod_{k=1}^{p}\left|r_{t,i+k}\right|^{\frac{6}{p}}$$

۳.۵. کاپولا

کاپولای دو متغیره C یک توزیع احتمال با تابع چگالی نهایی یکنواخت است که میزان همبستگی بین متغیرهای تصادفی را نشان می‌دهد. فرض کنید U_1 و U_2 متغیرهای تصادفی با توزیع یکنواخت و U بردار تصادفی باشد، آنگاه $C(u_1,u_2) = \Pr\{U_1 \le u_1, U_2 \le u_2\}$ است. توابع کاپولا ابزارهای ریاضی هستند که در دهه‌ی اخیر در اقتصاد مالی مورد استفاده قرار گرفته‌اند. کاپولا این امکان را به محقق می‌دهد که بدون هیچ گونه فرضی در مورد شکل پارامتریک توابع چگالی، همبستگی بین متغیرهای تصادفی را تعیین کند. برخلاف ضریب همبستگی خطی که فقط برای توزیع‌های نرمال قابل استفاده است، در رویکرد کاپولا می‌توان همبستگی متغیرهای تصادفی دارای توزیع‌های غیرنرمال را نیز برآورد کرد. تابع کاپولا با توجه به اینکه ابزار قدرتمندی در ایجاد توزیع‌های چند متغیره بوده، در نتیجه جهت الگوسازی رفتار دارایی‌های مالی فاقد توزیع نرمال، قابل استفاده است. تحلیل داده‌ها نشان می‌دهد که آماره‌ی جارک- برا برای نرخ ارز و شاخص قیمت به ترتیب ۳۳۶ و ۳۵۵ است و ارزش احتمال این آماره برای هر دو متغیر صفر می‌باشد، بنابراین فرض نرمال بودن توزیع این متغیرها در سطح ۵ درصد قابل پذیرش نیست. از جمله کاربردهای کاپولاها در اقتصاد مالی می‌توان به مدیریت ریسک، تعیین پرتفوی بهینه و پوشش ریسک اشاره کرد. کاپولاهای پارامتریک عبارتند از: گوسین، فرانک، کلایتون، گامبل (خاروبی[1] ۲۰۱۳، ۱۵۵۵-۱۵۶۴). انتخاب تابع کاپولای مناسب جهت تعیین همبستگی میان متغیرها از اهمیت زیادی برخوردار است. کاپولای مناسب جهت تعیین همبستگی با استفاده از معیار اطلاعاتی اعتبارسنجی مقطعی کاپولا تعیین می‌شود. هر تابع کاپولا که دارای بیشترین مقدار معیار اطلاعاتی باشد، به‌عنوان کاپولای مناسب انتخاب می‌شود. در جدول ۱ انواع کاپولا مشاهده می‌شود.

1. Kharoubi

جدول ۱. توابع توزیع تجمعی و مولد کاپولاهای پارامتریک

نام کاپولا	کاپولای دو متغیره $C(u_1,u_2)$	تابع مولد $\psi_\alpha(t)$
گوسین $(-1\le\rho\le1)$	$\Phi_\rho(\Phi^{-1}(u_1),\Phi^{-1}(u_2))$	$e^{-\frac{\alpha t^2}{2}}$
فرانک $(\alpha\neq0)$	$-\frac{1}{\alpha}\ln(1+\frac{(e^{-\alpha u_1}-1)(e^{-\alpha u_2}-1)}{(e^{-\alpha}-1)})$	$-\ln(1+\frac{(e^{-\alpha t}-1)}{(e^{-\alpha}-1)})$
گامبل $(\alpha\ge0)$	$\exp(-((-\ln u_1)^\alpha+(-\ln u_2)^\alpha)^{\frac{1}{\alpha}})$	$(-\ln t)^\alpha$
کلایتون $(\alpha>0)$	$(u_1^{-\alpha}+u_2^{-\alpha}-1)^{-\frac{1}{\alpha}}$	$\frac{1}{\alpha}(t^{-\alpha}-1)^{-\frac{1}{\alpha}}$

ρ ضریب همبستگی، Φ توزیع نرمال دو متغیره. منبع: خاروبی، ۲۰۱۳

ویژگی‌های تابع کاپولا عبارتند از؛ (۱) اگر یکی از متغیرها صفر باشد، آنگاه مقدار کاپولا صفر است. به عبارت دیگر $C(0,u_2)=0=C(u_1,0)$ می‌باشد. (۲) کاپولا برابر با u_1 است، اگر سایر متغیرها یک باشند به عبارت دیگر $C(u_1,1)=u_1$ و کاپولا تابعی غیرکاهنده است.

در ادامه تابع چگالی هریک از کاپولاهای پارامتریک ارائه می‌شود:

گوسین:

$$\frac{1}{\sqrt{(1-\rho^2)}}e^{\frac{(\Phi^{-1}(u_1)^2+\Phi^{-1}(u_2)^2-2\rho\Phi^{-1}(u_1)\Phi^{-1}(u_2)}{2(1-\rho^2)}+\frac{\Phi^{-1}(u_1)^2\Phi^{-1}(u_2)^2}{2}} \quad (۱۲$$

فرانک:

$$\frac{\alpha(1-e^{-\alpha})e^{-\alpha(u_1+u_2)}}{((1-e^{-\alpha})-(1-e^{-\alpha u_1})(1-e^{-\alpha u_2}))^2} \quad (۱۳)$$

گامبل:

$$\frac{e^{(-((-\ln u_1)^\alpha+(-\ln u_2)^\alpha)^{\frac{1}{\alpha}})}((-\ln u_1)^\alpha(-\ln u_2)^\alpha)^{\alpha-1}}{u_1u_2((-\ln u_1)+(-\ln u_2))^{2-\frac{1}{\alpha}}}\times \quad (۱۴$$
$$(((-\ln u_1)^\alpha+(-\ln u_2)^\alpha)^{\frac{1}{\alpha}}+\alpha-1)$$

کلایتون:

$$(1+\alpha)(u_1u_2)^{-\alpha-1}(u_1^{-\alpha}+u_2^{-\alpha}-1)^{2-\frac{1}{\alpha}} \quad (۱۵)$$

۴. نتایج تجربی

حداقل و حداکثر نرخ ارز طی بازه‌ی مورد بررسی به ترتیب ۹۰۹۵ و ۳۹۸۰۰ واحد است. همچنین حداقل و حداکثر شاخص قیمت به ترتیب ۷۹۵۵ و ۸۹۵۰۱ واحد می‌باشد. در ابتدا باید تعیین شود که آیا شاخص کل قیمت دارای پرش است یا نه. به این منظور با استفاده از آزمون پرش قیمت جیانگ و اومن، وجود پرش قیمت در مشاهده‌های روزانه‌ی شاخص قیمت مورد بررسی قرار می‌گیرد. در جدول زیر نتیجه‌ی آزمون وجود پرش قیمت مشاهده می‌شود.

جدول۲. آزمون پرش قیمت

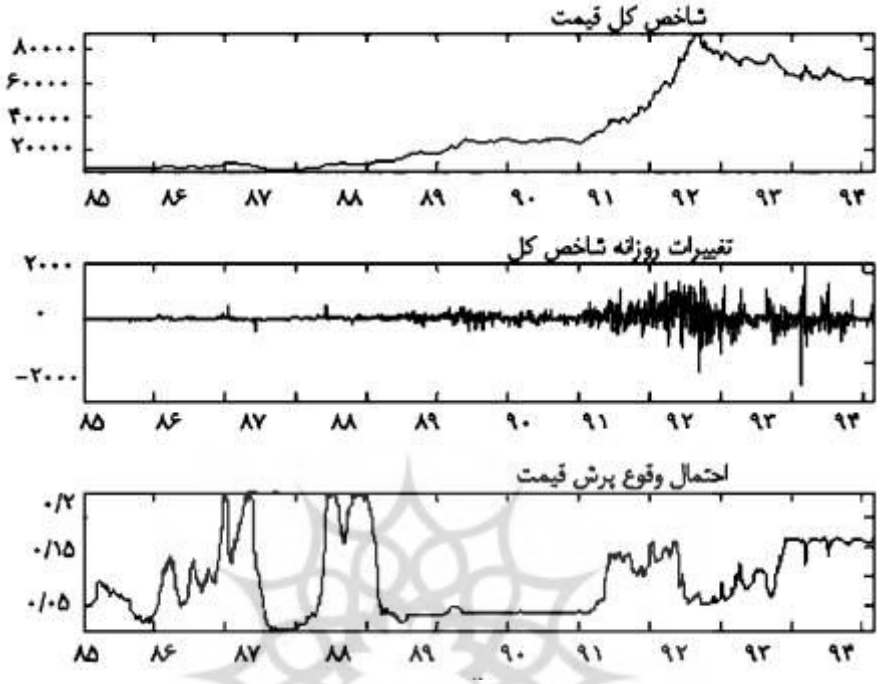
آماره	مقدار بحرانی	احتمال
۲ ،۹	۱ ۱۵	۰ ۰۳

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به نتایج جدول فوق، فرض صفر مبنی بر عدم وجود پرش در فاصله‌ی اطمینان ۹۵ درصد قابل پذیرش نیست، به عبارت دیگر شاخص کل قیمت دارای پرش قیمت است، بنابراین جهت الگوسازی رفتار شاخص کل قیمت باید از معادله‌ی انتشار دارای عامل پرش قیمت استفاده شود. در این بخش با استفاده از رویکرد ناپارامتریک ضرایب فرآیند انتشار دارای پرش قیمت محاسبه می‌شود. این الگو توسط مرتون در سال۱۹۷۶ به منظور الگوسازی رفتار قیمت سهام جهت قیمت‌گذاری اختیار معامله ارائه شد. در این الگو انتشار اطلاعات و اخبار مهم در بازار مالی منجر به پرش قیمت اوراق بهادار می‌شود و احتمال وقوع پرش قیمت از فرآیند پواسن پیروی می‌کند. فرآیند انتشار مرتون به منظور توضیح رفتار دارایی پایه به صورت زیر است.

$$dX_t = \mu dt + \sigma dW_t + dJ \qquad (۱۶)$$

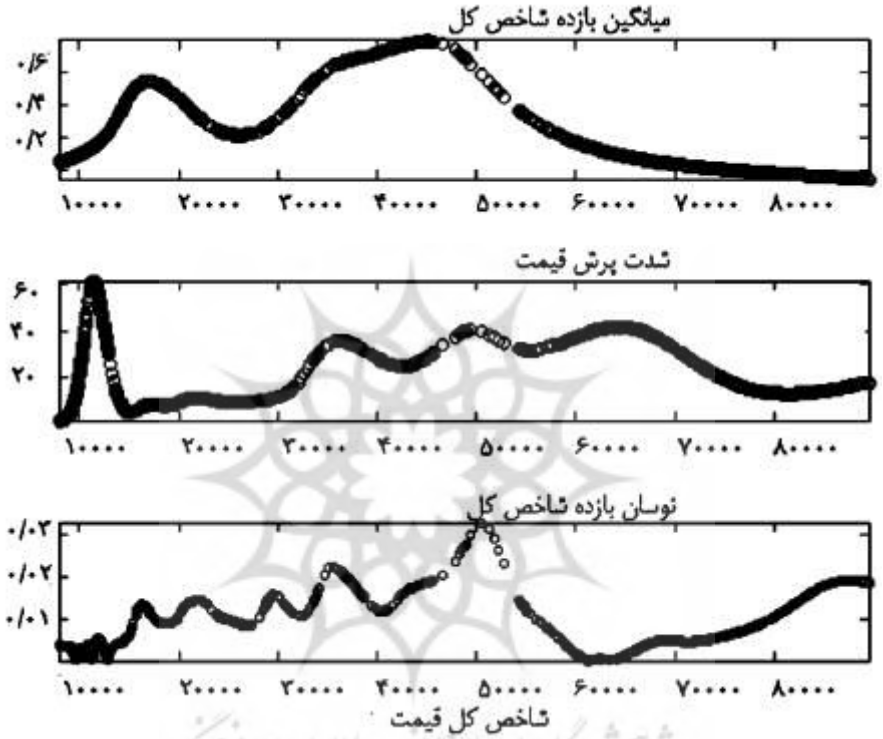
به منظور برآورد ضرایب معادله‌ی انتشار فوق از تابع کرنل گوسین استفاده شده است. پهنای باند μ، σ و گشتاورهای چهارم و ششم به ترتیب برابر ۱/۲۵، ۰/۴ و ۰/۷۵ انحراف معیار مشاهده‌ها در نظر گرفته شده‌اند.



نمودار ۱. شاخص کل قیمت، تغییرات روزانه و احتمال وقوع پرش قیمت

در نمودار فوق روند شاخص کل قیمت، تغییرات روزانه‌ی شاخص کل و احتمال وقوع پرش قیمت در شاخص کل دوره‌ی زمانی ۹۴-۱۳۸۵ مشاهده می‌شود. در بازه‌ی زمانی مورد بررسی، بورس اوراق بهادار تهران در تاریخ ۱۳۸۸/۱/۹ به کمترین مقدار شاخص کل قیمت برابر با ۷۹۵۵ رسیده است همچنین در تاریخ ۱۳۹۲/۱۰/۱۵ بیشترین مقدار شاخص کل قیمت برابر با ۸۹۵۰۱ را تجربه کرده است. با توجه به نمودار تغییرات روزانه شاخص کل قیمت، می‌توان دریافت که بیشترین تغییرات روزانه‌ی شاخص کل قیمت در بازه‌ی زمانی ۹۴-۱۳۹۱ بوده است. در نمودار سوم احتمال پرش قیمت در دوره‌ی زمانی مورد بررسی محاسبه شده است. با توجه به این نمودار، حداکثر احتمال وقوع پرش قیمت در مشاهده‌های روزانه برابر با ۰/۲ بوده که در سال ۱۳۸۷ و ۱۳۸۸ اتفاق افتاده است. در دوره‌ی زمانی ۹۱-۱۳۸۹ احتمال وقوع پرش قیمت کمتر از ۰/۱ می‌باشد. از سال ۱۳۹۲ به بعد احتمال وقوع پرش قیمت در بازار سهام روند صعودی داشته است. از دلایل مهم افزایش احتمال پرش قیمت می‌توان به اتفاقات سیاسی کشور هم‌چون انتخابات ریاست جمهوری و غیره اشاره کرد. یکی از مهم‌ترین

عوامل تأثیرگذار بر شاخص کل قیمت، نرخ ارز است. با افزایش نرخ ارز طی دوره‌ی زمانی ۱۳۹۱، شاخص کل قیمت نیز روند افزایشی داشته است. با توجه به نمودار نرخ ارز و احتمال وقوع پرش قیمت می‌توان دریافت که اخبار مربوط به بازار ارز در افزایش احتمال وقوع پرش قیمت بازار سهام مؤثر بوده است.



نمودار ۲. برآورد ضرایب فرآیند انتشار با استفاده از رویکرد ناپارامتریک

در نمودار فوق ضرایب برآوردی فرآیند انتشار دارای پرش قیمت مشاهده می‌شود. با توجه به نتایج رویکرد ناپارامتریک، حداقل بازده‌ی شاخص کل قیمت برابر با ۰/۰۴- در سال می‌باشد و حداکثر بازده برابر با ۰/۷۷ است. متوسط بازده‌ی سالیانه برابر با ۰/۱۹ می‌باشد. در شاخص کل قیمت ۳۰۰۰۰ تا ۴۵۰۰۰ میانگین بازده قیمت روند افزایشی و از شاخص کل قیمت ۴۵۰۰۰ به بعد میانگین بازده روند کاهشی دارد. حداقل تعداد پرش قیمت برابر با ۲/۲۳ در سال و حداکثر تعداد پرش قیمت برابر ۶۹/۷۶ در سال و میانگین تعداد پرش قیمت در سال برابر با ۲۵/۵ است. متوسط تعداد پرش

قیمت در شاخص کل قیمت ۱۵۰۰۰ تا ۳۰۰۰۰ کمتر از ۲۰ عدد می‌باشد. تعداد پرش‌های قیمت در شاخص کل ۳۰۰۰۰ تا ۷۵۰۰۰ بیش از ۲۰ عدد می‌باشد. حداقل مقدار پارامتر انتشار برابر با ۰/۰۰۴ و حداکثر مقدار پارامتر انتشار در سال برابر با ۰/۰۴۴ و میانگین این پارامتر برابر با ۰/۰۱۲ است. در جدول زیر میانگین و انحراف معیار ضرایب الگوی مرتون مشاهده می‌شود.

جدول۳. میانگین و انحراف معیار ضرایب فرآیند انتشار همراه با عامل پرش قیمت

ضریب	مقدار	انحراف معیار
μ	۰/۱۹	۰/۱۷
σ	۰/۰۱۲	۰/۰۰۵
λ	۲۶/۵	۱۷
σ_J	۰/۰۰۰۲	۰/۰۰۱

منبع: یافته‌های پژوهش

در ادامه با استفاده از همبستگی خطی، رویکرد کاپولا و آزمون علیت گرنجر، رابطه‌ی بین پرش قیمت، شاخص کل قیمت و نرخ ارز مورد بررسی قرار می‌گیرد. در جدول زیر ضریب همبستگی خطی نرخ ارز با شاخص کل قیمت و ضریب همبستگی نرخ ارز با پرش قیمت مشاهده می‌شود.

جدول۴. ضریب همبستگی خطی بازار سهام و ارز

همبستگی نرخ ارز- شاخص کل قیمت	همبستگی نرخ ارز- پرش قیمت
۰/۹	۰/۳۲

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به نتایج جدول فوق ضریب همبستگی خطی شاخص کل قیمت و نرخ ارز برابر با ۰/۹ است. همبستگی خطی نرخ ارز و پرش قیمت نیز برابر با ۰/۳۲ می‌باشد، زیرا شاخص کل قیمت و نرخ ارز دارای توزیع نرمال نیستند، بنابراین به منظور بررسی همبستگی این دو متغیر از رویکرد کاپولا استفاده می‌شود. در جدول زیر نتایج این رویکرد مشاهده می‌شود. در ستون سوم و پنجم این جدول معیار اطلاعاتی اعتبارسنجی مقطعی هر کاپولا آمده است. براساس معیار اعتبارسنجی، کاپولای تی استودنت، به‌عنوان کاپولای مناسب جهت تعیین همبستگی نرخ ارز و شاخص کل قیمت انتخاب

می‌شود، زیرا دارای بیشترین مقدار معیار اعتبار است. همان‌طورکه مشاهده می‌شود همبستگی نرخ ارز و شاخص کل قیمت براساس کاپولای تی استودنت برابر با ۰/۸۵ است، از این رو می‌توان گفت در دوره‌ی زمانی مورد بررسی نرخ ارز یکی از مهم‌ترین عوامل تأثیرگذار بر شاخص کل قیمت بورس اوراق بهادار تهران بوده است. به‌منظور بررسی همبستگی نرخ ارز و پرش قیمت در شاخص کل، کاپولای کلایتون نسبت به سایر توابع کاپولا مناسب‌تر است. همبستگی نرخ ارز و پرش قیمت براساس کاپولای کلایتون برابر با ۰/۴۹ است.

جدول ۵. همبستگی بازار سهام و ارز با استفاده از کاپولا

کاپولا	همبستگی نرخ ارز- شاخص کل قیمت	معیار اطلاعاتی	همبستگی نرخ ارز-پرش قیمت	معیار اطلاعاتی
کلایتون	۴/۸۷	۷۰۵	۰/۴۹	۳۷۳
گامبل	۲/۴۵	۷۶۹	۱/۲	۴۷
فرانک	۱۴/۲	۹۳۶	۱/۷۶	۱۱۲
گوسین	۰/۸۲	۹۴۸	۰/۲۶۶۵	۱۴۷
تی استیودنت	۰/۸۵	۹۴۹	۰/۲۶۶۹	۱۶۰

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به اینکه در رویکرد همبستگی نمی‌توان جهت علیت متغیرها را تعیین کرد، در ادامه با استفاده از آزمون علیت گرنجر جهت علیت نرخ ارز و شاخص کل قیمت تعیین می‌شود. لازم به ذکر است که نرخ ارز و شاخص کل قیمت براساس آزمون دیکی فولر تعمیم یافته و فیلیپس پرون در سطح نامانا هستند، بنابراین یکبار از متغیرها تفاضل گرفته شده است.

جدول۶. آزمون علیت گرنجر

علیت	آماره‌ی F	احتمال
نرخ ارز علیت شاخص کل قیمت نیست	۱/۹	۰/۰
شاخص کل قیمت علیت نرخ ارز نیست	۱/۰۳	۰/۲۴

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به نتایج جدول فوق، نرخ ارز علیت گرنجر شاخص کل قیمت است، ولی شاخص کل قیمت علیت نرخ ارز نیست. همچنین با توجه به نمودار (۱) می‌توان دریافت که نرخ ارز به‌عنوان عامل پیشرو بر شاخص کل قیمت مؤثر می‌باشد. متوسط رشد اقتصادی در دوره‌ی ۹۳-۱۳۹۰ برابر با ۱/۴- درصد بوده است، اما بورس اوراق بهادار تهران با بازدهی بیش از ۵۰ درصد یکی از مؤفق‌ترین بورس‌های دنیا قلمداد شده است. در حقیقت بیشتر شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران احتمالا فقط با تعدیل دارایی‌ها خود براساس نرخ ارز جدید توانسته‌اند سودهایی بالا به سپرده‌گذاران و سرمایه‌گذاران پرداخت کنند، در حالی که بیشتر این شرکت‌ها از نظر اقتصادی با رکود مواجه بوده‌اند.

نتیجه‌گیری

در این پژوهش با استفاده از همبستگی خطی و توابع کاپولا، همبستگی نرخ ارز و پرش قیمت با داده‌های روزانه شاخص کل قیمت طی دوره‌ی ۹۴-۱۳۸۵ مورد بررسی قرار گرفته است. در ابتدا به منظور آزمون وجود پرش قیمت در داده‌های شاخص کل قیمت، از آزمون جیانگ و اومن استفاده شده است. براساس نتایج این آزمون، شاخص کل قیمت در فاصله‌ی اطمینان ۹۵ درصد دارای پرش قیمت می‌باشد، بنابراین به منظور الگوسازی رفتار شاخص کل قیمت از الگوهای انتشار دارای عامل پرش قیمت استفاده می‌شود. در ادامه از الگوی مرتون که نقش اخبار و اطلاعات غیرمنتظره را در قالب عامل پرش قیمت به معادله‌های دیفرانسیل تصادفی اضافه کرده است، به‌منظور بررسی رفتار شاخص کل قیمت استفاده شده است. براساس نتایج این پژوهش، حداکثر احتمال وقوع پرش قیمت در مشاهده‌های روزانه شاخص کل قیمت در دوره‌ی مورد بررسی برابر با ۰/۲ است که در سال‌های ۱۳۸۷ و ۱۳۸۸ اتفاق افتاده است. از دلایل افزایش احتمال پرش قیمت در این دوره، اخبار مرتبط با انتخابات ریاست جمهوری و نوسان‌های بسیار زیاد نرخ ارز است. در دوره‌ی زمانی نیمه‌ی دوم سال ۱۳۸۸ تا اوایل سال ۱۳۹۱، احتمال وقوع پرش قیمت تقریبا برابر با ۰/۰۵ بوده است. در نیمه‌ی دوم سال ۱۳۹۱ احتمال وقوع پرش قیمت در داده‌های روزانه شاخص کل قیمت به بیش از ۰/۱ افزایش و تا نیمه‌ی دوم سال ۱۳۹۴ این روند ادامه یافته است. از دلایل این افزایش در احتمال وقوع پرش قیمت می‌توان به انتخابات ریاست جمهوری و افزایش ناگهانی نرخ ارز اشاره کرد. بر اساس نتایج این پژوهش، متوسط بازدهی سالانه‌ی بازار سهام در دوره‌ی مورد بررسی برابر با ۱۹ درصد و متوسط تعداد پرش قیمت سالانه برابر با ۲۶ بوده است.

همبستگی خطی شاخص کل قیمت و نرخ ارز برابر با ۰/۹ است. همچنین نرخ ارز علیت شاخص کل قیمت است. میزان همبستگی شاخص کل قیمت و نرخ ارز در رویکرد کاپولا برابر با ۰/۸۵ می‌باشد. با توجه به این نتایج، نرخ ارز یکی از مهم‌ترین عوامل تأثیرگذار بر شاخص کل قیمت بورس اوراق بهادار تهران بوده است. همچنین با توجه به همبستگی مثبت بازار ارز خارجی و بازار بورس اوراق بهادار تهران، سرمایه‌گذاران نمی‌توانند از این دو بازار به‌منظور پوشش ریسک استفاده کنند.

منابع

۱. حیدری، حسن و بشیری، سحر (۱۳۹۱). بررسی رابطه‌ی بین نااطمینانی نرخ ارز واقعی و شاخص قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران: مشاهداتی بر پایه‌ی مدل VAR-GARCH، *تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، ۹: ۹۲-۷۱.

۲. راسخی، سعید، جعفری صمیمی، احمد، کیان ارثی، زهرا و شهرزادی، میلاد (۱۳۹۲). رابطه‌ی نوسان نرخ ارز و نوسان بازدهی سهام در ایران؛ با استفاده از گارچ چند متغیره، *فصلنامه‌ی علمی پژوهشی اقتصاد مقداری*، ۱۰، ۲: ۱۱۸-۹۹.

۳. ناهیدی، محمدرضا و نیکبخت، فاطمه (۱۳۸۹). بررسی تأثیر بی‌ثباتی نرخ ارز واقعی بر شاخص سود نقدی و قیمت بورس اوراق بهادار تهران، *فصلنامه‌ی بورس اوراق بهادار*، ۱۱: ۵۹-۴۳.

۴. نصرالهی، زهرا، نصرالهی، خدیجه و میرزا بابایی، سید مرتضی (۱۳۹۰). بررسی رابطه‌ی بین متغیرهای اقتصاد کلان و شاخص قیمت سهام در ایران، *فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری*، ۸، ۳: ۱۰۳-۸۹.

5. Bandi, F., & Phillips, P. (2002). Fully Nonparametric Estimation of Scalar Diffusion Models, *Econometrica*, 71(1): 241-283.
6. Becketti, S., & Roberts. D. (1990). Will Increased Regulations of Stock Index Futures Reduce Stock Market Volatility?, *Economic Review*, 75(6): 33-46.
7. Branson, W.H. (1983). Macroeconomic Determinant of Real Exchange Rates, *Cambridge University Press*, 16(3): 382-385.
8. Dornbusch, R., & Fisher, S. (1980). Exchange Rates and Current Account, *American Economic Review*, 70(5): 960-971.
9. Gavin, M. (1989). The Stock Market and Exchange Rate Dynamics, *Journal of International Money and Finance*, 8(2): 181-200.
10. Jiang, J.G., & Oomen R.C.A (2008). Testing for Jumps When Asset Prices Are Observed With Noise "Swap Variance" Approach, *Journal of Econometrics*, 144(2): 352-370.

11. Johannes, M. (2004). The Statistical and Economic Role of Jumps in Continuous-Time Interest Rate Models, *the Journal of Finance*, 1(2): 227-260.
12. Kharoubi, C., & Maurer, F. (2013). Cupola in Finance Ten Years Later, *the Journal of Applied Business Research*, 29: 1554-1564.
13. Liu, L., & Wang, J. (2012). The relationships between Shanghai stock market and CNY/USD exchange rate: New evidence based on cross-correlation analysis, structural cointegration and nonlinear causality test, *Physica A*, 391: 6051-6059.
14. Pagan, A., & Ullah, A. (1999). Nonparametric Econometrics, *Cambridge University Press*, 6-8.
15. Reno, R., & Bandi, F. (2008). Nonparametric Stochastic Volatility, *SoFiE Inaugural conference*.
16. Sensoy, A., & Sobaci, C. (2014). Effects of volatility shocks on the dynamic linkages between exchange rate, interest rate and the stock market: The case of Turkey, *Economic Modelling*, 43: 448–457.
17. Shreve, S. (2004). Stochastic Calculus for Finance II, *Springer*, 85-123.
18. Stanton, R. (1997). A Nonparametric Model of Term Structure Dynamics and the Market Price of Interest Rate Risk, *Journal of Finance*, 52(5): 1973–2002.
19. Tang, C., & Chen, S. (2009). Parameter Estimation and Bias Correction of Diffusion Processes. *Journal of Econometrics*, 149(1): 65-81.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی