



فصلنامه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گذاری
دوره ۱۴ / شماره ۱ (پیاپی ۵۳) / بهار ۱۴۰۴
صفحه ۳۸۹ تا ۴۱۰

تأثیر اندازه و شدت هم‌جهش‌های قیمتی در پیش‌بینی تلاطم شاخص در بورس اوراق بهادار تهران

محسن رجب بلوکات

دانشجوی دکتری مدیریت مالی، واحد تهران جنوب، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران
Mohsen.boloukat@gmail.com

علی باغانی

استادیار گروه حسابداری، واحد تهران جنوب، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران (نویسنده مسئول)
Ali_baghani@azad.ac.ir

علی نجفی مقدم

استادیار، واحد رودهن، دانشگاه آزاد اسلامی، رودهن، ایران.
alirezam@yahoo.com

فاطمه صراف

استادیار گروه حسابداری، واحد تهران جنوب، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران.
F_sarraf@azad.ac.ir

نوروز نوراله زاده

استادیار گروه حسابداری، واحد تهران جنوب، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران.
N_noorolahzadeh@azad.ac.ir

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۴/۱۲ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۵/۰۴

چکیده

مدل‌سازی و پیش‌بینی تلاطم محقق شده از اهمیت بسزایی برخوردار بوده و در سال‌های اخیر، مطالعات شناخت تلاطم محقق شده به طور قابل توجهی توسعه یافته است. پژوهش حاضر، با استفاده از روش‌های تشخیص هم‌جهش روزانه و در طول روز، و برآورد بازده ده دقیقه‌ای قیمت سهام شرکت‌های موجود در شاخص ۳۰ شرکت بزرگ بورس اوراق بهادار تهران (TEFIX30) در طول سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۴ (نمونه آزمون) و سال‌های ۱۳۹۵ تا ۱۳۹۸ (خارج از نمونه) به برآورد تلاطم محقق شده سهام از طریق مدل HAR-RV پرداخته و با توسعه مدل، تأثیر اندازه و شدت هم‌جهش‌های قیمتی سهام را در پیش‌بینی تلاطم شاخص مورد آزمون قرار داده است. نتایج آزمون، حاکی از آن بود که توسعه مدل‌های HAR-RV و HAR-RV-CJ از طریق مولفه‌های اندازه و شدت هم‌جهش (HAR-CCJ)، نه تنها توان پیش‌بینی مدل‌ها را بهبود بخشیده، بلکه به مقدار ناچیزی، عملکرد پیش‌بینی مدل‌های پایه را تعدیل نموده است، از طرفی، با توجه به وجود رفتارهای هیجانی میان سرمایه‌گذاران، نتیجه حاصله می‌تواند بیانگر سوگیری‌های رفتاری سرمایه‌گذاران در بازار باشد.

واژه‌های کلیدی: هم‌جهش‌های قیمتی، پیش‌بینی، فرآیند هاکس، تلاطم محقق شده.

۱- مقدمه

اندازه‌گیری و پیش‌بینی تلاطم بازار مالی، در قیمت‌گذاری دارایی، تخصیص دارایی و مدیریت رویکرد اهمیت دارد. با دسترسی به داده‌های با فراوانی بالا، برآورد تخمین زنده‌های ناپارامتریک جدید که به عنوان تلاطم محقق شده شناخته می‌شوند و اندازه‌گیری بهتر مقادیر تلاطم امکان‌پذیر می‌گردد. در حال حاضر، با توسعه پژوهش‌ها در این خصوص، انواع مختلفی از مدل‌های تلاطم محقق شده برای تدوین حقایق برجسته‌ای از قبیل بی‌ثباتی پایدار و دنباله حجیم ناشی از جهش‌ها و هم‌جهش‌ها طراحی و ارائه شده‌اند.

یکی از مدل‌های پرستفاده برای برآورد تلاطم محقق شده، مدل خود رگرسیون ناهمگن (HAR)^۱، ارائه شده توسط کرسی (۲۰۰۹) است. به دلیل اینکه مدل HAR، پایداری نوسان را از طریق درک مستقیم و صرفه‌جویانه برآورد می‌کند، یک مدل مبنا برای پیشرفت ارزیابی‌های پیش‌بینی خارج از نمونه به حساب می‌آید. مدل HAR، از زمان معرفی، به منظور دستیابی به حقایق برجسته بیشتر تلاطم، دستخوش پالایش‌های بسیاری گردیده است. به عنوان مثال، اندرسون و همکاران (۲۰۰۷)^۲ مدلی را برای تلاطم محقق شده طرح کردند که چارچوب مبنایی آن طبق نظر کرسی (۲۰۰۹) است با این تفاوت که بخش‌ها یا جهش‌های ممتد و منقطع را تفکیک می‌کرد. همچنین، پاتون و شپرد (۲۰۰۷)^۳ جهش‌ها را به مقادیر خوب و بد تلاطم تفکیک کردند.

با توجه به سرمایه‌پذیر بودن بازار سرمایه، اهمیت تلاطم شاخص در ایجاد اطمینان نسبت به بازار، و همچنین تغییر رفتار معاملاتی فعالان بازار سرمایه، می‌توان گفت بررسی تأثیرپذیری تغییرات قیمتی سهام یا دارایی در بازار یا به عبارتی، جهش‌های مجزای همزمان در قیمت دو سهم و همچنین برآورد تأثیر و اهمیت آنها در تلاطم شاخص بازار سرمایه از طریق پیش‌بینی تلاطم محقق شده، تا حد زیادی می‌تواند رفتار و تحرکات سرمایه‌گذاران را در مواجهه با تلاطم‌های شاخص، هوشمندانه‌تر سازد.

در تحقیقات صورت‌گرفته پیشین در خصوص پیش‌بینی تلاطم شاخص، از متغیرهای مبنایی مختلفی از قبیل تأثیر استفاده از اهرم (دلیر و حسین، ۲۰۱۳) و ورود اطلاعات (آسای و مک آلر، ۲۰۱۵) بر پیش‌بینی تلاطم شاخص استفاده شده است لذا تحقیق در خصوص تأثیر همزمان جهش‌ها و هم‌جهش‌ها در تلاطم شاخص‌های بورس اوراق بهادار تهران، علاوه بر اینکه می‌تواند مبنای جدیدی در بررسی‌های مالی نوین و مالی رفتاری باشد، می‌تواند تحرکات فعالان بازار را با توجه به تغییرات قیمتی سهام شرکت‌های فعال در حوزه‌های مختلف اقتصادی (صنایع مختلف) را بهینه و به تبع آن، هدررفت سرمایه را کاهش و بهره‌وری منابع را ارتقاء بخشد. بنابراین، پیش‌بینی تلاطم شاخص، با به‌کارگیری جهش‌ها و هم‌جهش‌ها در بورس اوراق بهادار تهران از این منظر، دارای اهمیت و ضرورت می‌باشد.

به عنوان یک نتیجه کلی از مطالعات فوق، می‌توان گفت که جهش‌ها و به تبع آن، هم‌جهش‌ها و تفکیک تلاطم به مقادیر خوب و بد، برای مدل‌سازی و پیش‌بینی تلاطم محقق شده اهمیت دارند. از طرفی، هم‌جهش برای مطالعه ارتباط درونی و پیوند بین سطوح مختلف دارایی اهمیت داشته و باعث شکل‌گیری پژوهش در خصوص اینکه چگونه

^۱ Heterogeneous autoregressive model

^۲ Anderson et al (2007)

^۳ Patton, Shephard (2007)

انواع گوناگون اخبار می‌تواند بازارهای مختلف را در یک زمان مشخص تحت تأثیر قرار دهند، می‌شود همچنین می‌توان دستاوردهای بسیاری برای طراحی قیمت‌های آتی داشته باشد. به طور کلی، سوال اصلی که این پژوهش در پی پاسخ به آن است این است که آیا می‌توان با به کارگیری و برآورد اندازه و شدت هم جهش‌های قیمتی بازار، به قابلیت پیش بینی تلاطم شاخص ۳۰ شرکت بزرگ بورس اوراق بهادار تهران کمک کرد؟

۲- مبانی نظری و پیشینه پژوهش

۲-۱- مبانی نظری

با توجه به اهمیت مدل‌سازی و پیش‌بینی تلاطم محقق شده، توسعه مدل‌سازی قیمت دارایی نیز از اهمیت مبنایی برای فهم رفتار بازار دارایی در قیمت گذاری مشتقات و همچنین کسب و کار و مدیریت ریسک برخوردار است (بورمتی و همکاران، ۲۰۱۳)^۱. به طور کلی، مطالعات صورت گرفته در مورد تغییرات قیمت و تغییرات قیمت موازی برای مدل‌سازی جهش‌های بزرگ قیمتی و قیمت گذاری اوراق بهادار دارای مزیت پژوهشی هستند. (بورمتی و همکاران، ۲۰۱۳)^۲

تلاطم محقق شده و تغییرات ممتد به شرح ذیل محاسبه می‌گردند:

محاسبه لگاریتم قیمت دارایی در زمان t یا فرآیند پخش شوندرگی جهش استاندارد، با در نظر گرفتن حرکت براون^۳ به شکل زیر خواهد بود:

$$dp_t = u_t d_t + \sigma_t dw_t + k_t dq_t$$

اجزا مدل:

dp_t : لگاریتم قیمت دارایی در زمان t

u_t : راندگی قابل پیش بینی (پیشامدی که واریانس کران دار ممتد دارد)

σ_t : فرآیند نوسان $\text{c\^a}d\text{l}\hat{a}g^4$ یا فرآیند تلاطم نقدی مثبت که بر مبنای آن، اعداد حقیقی امتداد مثبت داشته و محدودیت در حرکت به چپ دارند. (این عملکرد در مطالعه فرآیندهای اتفاقی که جهش دارند مهم است. (برخلاف حرکت براون)

$k_t dq_t$: به مولفه جهش خالص اشاره دارد. جایی که $k(t)$ اندازه جهش و $dq(t)$ در صورت وقوع جهش در زمان t

برابر با یک و در غیر اینصورت برابر صفر خواهد بود.

بازده روزانه بخش فعال روز برابر است با: $r_t = \sum_{j=1}^M r_{tj}$

¹ Bormetti, et al (2013), Working Paper

² anderson et al (2013)

³ Brownian Motion

⁴ French: continue á droite, limite á gauche

همانطور که در تحقیقات اندرسون و بولرسلو (۱۹۹۸، ۲۶۵-۲۱۹)^۱، اندرسون و همکاران (۲۰۰۳، ۶۲۵-۵۷۹)^۲، بارن درف، نلسن و شفرد (۲۰۰۲، ۲۸۰-۲۵۳)^۳ بیان شده، واریانس درجه دوم معادله لگاریتم قیمت دارایی در زمان t از طریق تلاطم تحقق یافته (RV) که به عنوان جمع مجذور بازده‌های روز معاملاتی شناخته می‌شود، قابل تخمین است.

$$RV_t = \sum_{j=1}^M r_{t,j}^2$$

واریانس یکپارچه معادله فوق، با استفاده از واریانس تحقق یافته بی پاور (Bi-power) به شکل زیر برآورد می‌گردد:

$$BV_t = \frac{\pi}{2} \left(\frac{M}{M-1} \right) \sum_{j=2}^M |r_{tj}| |r_{tj-1}|$$

هرچند که BV تعداد برگشت‌های رو به پایین را نیز شامل می‌شود، در عمل، فراوانی نمونه، برای حذف اثر جهش‌ها به اندازه کافی بزرگ نیست. در واقع، اگر بازده مجاور، تمایل به صفر نداشته باشد، تجمیع جهش بزرگ بازده در طول روز، منتج به تمایل افزایشی در BV می‌شود. دوم اینکه، تکرار بازده‌های صفر که دو بار تجمیع شده‌اند، (بازده پسین و پیشین در طول روز) منجر به جهت‌دهی کاهشی BV می‌شود. کرسی، پرینو و رنو (۲۰۱۰، ۲۸۸-۲۷۶)^۴ یک آستانه واریانس بی پاور (Bi-power) برای مقوله فوق، به شرح زیر بیان نمودند:

$$TBV_{t+1}(\Delta) = \frac{\pi}{2} \left(\frac{M}{M-1} \right) \sum_{j=2}^M |r_{t+j\Delta}| |r_{t+(j-1)\Delta}| |r_{t+j\Delta}|^2 \leq \vartheta_{t+j} I_{|r_{t+(j-1)\Delta}|} \leq \vartheta_{t+(j+1)}$$

اجزاء مدل:

ϑ : مولفه آستانه (به منظور انتخاب بازده‌های روزانه مشتمل بر جهش‌ها)

اگر $|r_{t+j\Delta}|$ جهشی بزرگتر از ϑ_{t+j} داشته باشد، مولفه متناظر آن به صفر می‌رسد. بنابراین، $|r_{t+j\Delta}|$ در محاسبات TBV در نظر گرفته نمی‌شود و چولگی (Bias) اصلاح می‌شود.

کرسی و همکاران (۲۰۱۰)، تابع آستانه ϑ را با توجه به واریانس نقدی موضعی، از طریق معادله زیر تبیین نمودند:

$$\vartheta_{t+j} = c_{\vartheta}^2 \hat{V}_{t+j}$$

اجزاء مدل:

\hat{V}_{t+j} : تخمین گر واریانس نقدی موضعی

c_{ϑ}^2 : مقدار ثابت بدون مقیاس

¹ Anderson and Bollerslev (1998)

² Anderson et al (2003)

³ Barndorff-Nielsen and Shephard (2002)

⁴ Corsi, D. Pirino, and R. Reno. (2010)

لاهایی و همکاران (۲۰۱۱، ۹۲۱-۸۹۳)^۱ درخصوص هم جهش های بازار سهام آمریکا بر این باورند که این هم جهش ها می تواند به دلیل رهایی‌های ایجاد شده^۲ در اقتصاد کلان ایالات متحده باشد. لذا یک مدل رسمی^۳ برای توضیح اینکه چگونه اقتصاد کلان به صورت غافلگیر کننده‌ای هم جهش‌ها را تحت تاثیر قرار می‌دهد، پیشنهاد نمودند. دانگی و هوزدیک (۲۰۱۱)^۴ رفتار مشترک بازارهای نقدی و آتی اوراق قرضه دولتی ایالات متحده را مورد مطالعه قرار داده و دریافته‌اند که این بازارها تمایل به جهش با یکدیگر دارند. به علاوه اینکه نشان دادند که احتمال وقوع رفتار هم جهش در مواجهه با اخبار پیش بینی شده در تغییرات اقتصاد کلان افزایش می‌یابد. برمتی و همکاران (۲۰۱۳) دینامیک همزمان ۲۰ سهم با سرمایه بالا را در بورس ایتالیا، با استفاده از فرآیند چندمتغیره پواسون^۵ و مدل چند متغیره هاکس^۶ مورد بررسی قرار داده و دریافته‌اند که فرآیند هاکس دسته بندی زمانی جهش‌ها را به طور قابل قبولی برای دارایی‌های انفرادی تشریح می‌کند.

مروری بر مطالعات پیشین

با توجه به تاثیر نوسات قیمت بر انتظارات بازدهی سرمایه‌گذاران و همچنین تاثیر مدل‌سازی و پیش‌بینی تلاطم قیمت سهام بر مدیریت ریسک و منابع مالی مشارکت‌کنندگان در بازار، در سال‌های اخیر مطالعات متعددی در ارتباط با تاثیر نوسانات قیمت در پیش‌بینی شرایط پیش روی بازار صورت گرفته است. پاکیزه (۱۳۹۰) در پژوهش خود با عنوان "تلاطم و بازده (شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران و بورس های بین الملل)" به بررسی رابطه بین بازده بازار و تلاطم پیش‌بینی شده و غیرمنتظره حاصل از مدل‌های شرطی طبقه ی آرچ، شامل دو مدل متقارن آرچ^۷ و گارچ^۸ و دو مدل نامتقارن گجر گارچ^۹ و ای گارچ^{۱۰} در بورس اوراق بهادار تهران و بورس‌های بین‌المللی با استفاده از روش شناسی خارج از نمونه در دوره زمانی ۲ بهمن ۱۳۷۷ (۹ فوریه ۱۹۹۹) تا ۱۳ بهمن ۱۳۸۷ (۹ فوریه ۲۰۰۸) پرداخت و دریافت که نظریه پورترفوی در بورس‌های تهران، استانبول و نیویورک صادق نیست و این امر، نظریه‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها که رابطه مثبتی را بین تلاطم و بازده بیان می‌نمودند را رد می‌کرد. این رابطه، در اغلب بورس‌ها منفی بوده و ضریب تعیین پایینی را نشان می‌داد. علی‌رغم پایین بودن ضریب تعیین در غالب بورس‌های پیشرفته، فرضیه عدم تقارن یا اثر اهرمی در بیشتر آنها مورد تایید است، به این معنی که کاهش قیمت سهام شرکت‌های عضو بورس‌ها (بازده منفی) اهرم مالی شرکت‌ها را افزایش داده و موجب ریسکی‌تر شدن سهام شرکت‌ها و در نتیجه، افزایش تلاطم قیمت سهام آنها می‌شود.

¹ Lahaye, S. Laurent, and C.J Neely. (2011)

² Release

³ Formal Model

⁴ M. Dungey and L. Hvozdyk. (2011), working paper

⁵ multivariate poisson distribution

⁶ Hawkes multi variable model

⁷ ARCH(1.1)

⁸ GARCH (1.1)

⁹ GGARCH

¹⁰ EGARCH(1.1)

به عبارتی، اگر تلاطم ارزش‌گذاری شود، در نتیجه، افزایش پیش‌بینی شده در تلاطم، بازده مورد نظر سهامداران را افزایش داده و باعث کاهش سریع قیمت سهام شرکت‌ها (بازده منفی) می‌شود.

قاضی فیینی و پناهیان (۱۳۹۸) نیز در پژوهش خود با عنوان "پیش‌بینی و مدل‌سازی تلاطم بازدهی سهام در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از مدل‌های GARCH^۱" با هدف سنجش تفاوت قدرت پیش‌بینی‌کنندگی مدل‌های GARCH در بازه زمانی ۱۳۸۸/۱/۱ تا ۱۳۹۵/۱۲/۳۰ (دوره برآورد از ۱۳۸۸/۱/۱ تا ۱۳۹۳/۱۲/۲۹ و دوره ارزیابی مدل‌های پیش‌بینی از ۱۳۹۴/۱/۱ تا ۱۳۹۵/۱۲/۳۰) از انواع الگوهای GARCH (EGARCH, GARCH,) با فرض توزیع مجانبی نرمال برای پیش‌بینی تلاطم بازده سهام استفاده کرده و عملکرد پیش‌بینی این الگوها را براساس معیارهای میانگین خطای معیار (MSE)^۲، میانه خطای معیار (MedSE)^۳، میانگین قدرمطلق خطای پیش‌بینی (MAE)^۴، جذر میانگین مربعات خطاهای پیش‌بینی (RMSE)^۵ و ضریب نابرابری تایل (TIC)^۶ مورد ارزیابی قرار داده و دریافتند که قدرت پیش‌بینی مدل‌های گارچ، در روش سری زمانی، نسبت به یکدیگر متفاوت است. همچنین، نتایج برآورد مدل‌ها نشان داد که شاخص‌های قدرت پیش‌بینی در همه مدل‌ها یکسان نبوده و اعداد سه شاخص MSE، MAE و RMSE در مدل FIGARCH از تمام اعداد دیگر کمتر بودند. از طرفی، نتایج قبول فرضیه پژوهش تایید نمود که در بیان نتایج پیش‌بینی حاصل از مطالعه و بررسی تلاطم بازده، انتخاب یک نوع خاص از الگوهای خانواده GARCH، پیامد بسیار محدود کننده‌ای را برای نتایج مطالعات از این دست دارد و آن قیدی است که از سوی پژوهش‌گر به مدل تحمیل شده است. بنابراین هر چه به جای استفاده از یک فرم خاص، از انواع مدل‌ها و مقایسه آن‌ها و انتخاب مدل مطلوب بیشتر استفاده شود، از تحمیل برآورد مقید معادله واریانس کاسته شده و کارایی برآوردهای معادله واریانس افزایش خواهد یافت.

پوریعقوبی و اشرفی (۱۳۹۹) در پژوهش خود با عنوان "سرایت‌پذیری تلاطم بازده میان صنایع مختلف بازار سرمایه ایران" برای بررسی سرایت‌پذیری تلاطم بازده میان صنایع مختلف بازار سرمایه ایران، صنایع فعال در بورس اوراق بهادار تهران را در دوره زمانی سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۵ در نظر گرفتند و از روش داده‌های پنبلی و معیار وقوع همزمان برای سرایت‌پذیری ریسک استفاده کردند. در همین راستا، شاخص قیمت شش گروه صنعت در بورس اوراق بهادار تهران مشتمل بر شاخص گروه‌های خودرو و ساخت قطعات، مواد و محصولات دارویی، سیمان و آهک و گچ، محصولات شیمیایی، کاشی و سرامیک، فلزات اساسی و سرمایه‌گذاری‌ها را مورد برآورد و آزمون قرار داده و دریافتند که سرایت‌پذیری ریسک مالی در بین بخش‌های مختلف بازار سرمایه وجود داشته که این امر بیانگر انتقال اطلاعات میان بازارها بوده است. از طرفی، نتایج پژوهش نشان داد با توجه به کارایی اطلاعاتی ضعیف بازار، کسب بازده غیر عادی در بازار وجود دارد.

^۱ Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity (GARCH)

^۲ Mean Squared Error (MSE)

^۳ Median Squared Error (MedSE)

^۴ Mean Absolute Error Statistics (MAE)

^۵ Root mean square error (RMSE)

^۶ Theil Inequality Coefficient (TIC)

دوستیان و همکاران (۱۴۰۰) در پژوهش خود با عنوان "سرایت پذیری تلاطم شرطی بازده در بانک‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار" به بررسی سرایت پذیری تلاطم شرطی بازده در بانک‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار از بازارهای موازی ارز، طلا و نفت (ارتباط تغییرات بازده در یک بازار با تغییرات بازده در بازار دیگر) در دوره زمانی ابتدای تیر سال ۱۳۹۱ تا پایان شهریور سال ۱۳۹۶، با استفاده از روش تحلیل همبستگی، بردار خودرگرسیون و مدل خودرگرسیونی مشروط بر ناهمسانی واریانس تعمیم یافته چند متغیره پرداخته‌اند و با تحلیل بازده روزانه بازارهای ارز (نرخ دلار آزاد)، طلا (سکه تمام بهار آزادی) و شاخص بانک‌های بورسی، طراحی یک مدل گارچ برای مدل‌سازی نوسان پذیری شرطی در بازار سرمایه و بررسی سوابق تلاطم قیمت سهام بانک‌های بورسی براساس نوسانات بازارهای موازی دریافتند که نتایج داده‌های روزانه و هفتگی، اثر سرایت‌پذیری قیمت سهام بانک‌های بورسی از بازارهای موازی ارز، طلا و نفت را تایید کرده و تلاطم بازده و ریسک در بازارهای موازی بازار سرمایه، بر تلاطم قیمت سهام بانک‌های بورسی اثر گذار می باشد.

سیدا (۲۰۱۲)^۱ در پژوهش خود با عنوان "مدل های خود رگرسیون ناهمگن تلاطم محقق شده: شواهدی از بازار سهام کشور چک" با استفاده از داده‌های روزانه (در فواصل پنج دقیقه‌ای) سهام موجود در شاخص PX از ژانویه سال ۲۰۰۴ تا مارس سال ۲۰۱۲، (مشمول بر ۲۲۲۵ روز معاملاتی)، به مقایسه تخمین‌های صورت گرفته از طریق مدل‌های ساده خود رگرسیون گارچ (GARCH) و خود رگرسیون ناهمگن تلاطم محقق شده (HAR-RV) پرداخت و با توجه به فرضیه بازار ناهمگن (HMH) و در نظر گرفتن بازده‌های روزانه، هفتگی و ماهانه، یک مدل خودرگرسیون ناهمگن برای تلاطم محقق شده مطرح نمود و دریافت که نتایج عملکرد پیش‌بینی‌ها براساس مدل‌های کمی پیش‌بینی، در سه دوره‌ی قبل از وقوع بحران، دوره بحران و بعد از بحران، حاکی از آن است که در نمونه، عملکرد مدل HAR-RV در هر سه دوره، به طور پیوسته از مدل GARCH(1) AR بهتر بوده است. نتایج حاصل از پژوهش نیز حاکی از آن بود که مدل‌های نوسانات الهام گرفته از فرضیه بازار ناهمگن، منجر به یک مدل ساده خودرگرسیون از نوسانات تحقق یافته می‌شود که دارای ویژگی در نظر گرفتن نوسانات در اندازه‌های مختلف است.

کلمنتز و لیائو (۲۰۱۳)^۲ در پژوهش خود با عنوان "پویایی هم‌جهش‌ها، نوسان و همبستگی" با هدف برآورد همبستگی بین بازده‌ها و هم زمانی وقوع آنها، ضمن شناسایی هم‌جهش‌های قیمت سهام با استفاده از آزمون بارتدورف، نیلسون و شپرد (۲۰۰۶) (BNS test)، برای ۲۰ سهم بزرگ بازار بورس نیویورک (NYSE)، در بازه‌های پنج دقیقه‌ای در طول روز در مدت ۲۲ جولای ۲۰۰۲ تا ۵ دسامبر ۲۰۱۱ (۲۳۵۷ روز معاملاتی)، ارتباط بین هم‌جهش‌ها در میان گروهی از سهام بزرگ را برآورد نمودند و با توسعه مدل ارائه شده توسط اندرسون و همکاران (۲۰۰۷) برای HAR-RV-CJ، به ارائه مدل HAR-COJUMP برای بررسی قدرت پیش‌بینی هم‌جهش‌ها براساس متوسط واریانس محقق شده و همبستگی (در زمانی که CJ_t هم‌جهش در زمان t است پرداختند و دریافتند که وقوع هم‌جهش در نمونه مورد بررسی با شرایط حاکم بر بازار که ناشی از نوسانات و همبستگی بود، ارتباطی

¹ Seda, P. (2012)

² Clements A E, Liao Y. (2013)

ندارد. از طرفی، در زمان وقوع یک هم‌جهش، نوسانات و همبستگی به طور قابل توجهی پایین تر است. به عبارتی، هم‌جهش‌های بین طیف وسیعی از دارایی‌ها، واقعه تأثیرگذارتری نسبت به جهش در شاخص است که ممکن است تعداد کمی دارایی را تحت تأثیر قرار دهد.

آسای و مک‌آلر (2019)^۱ در پژوهش خود با عنوان "تأثیر هم‌جهش‌ها و اهرم در پیش‌بینی هم پوشی"^۲ با استفاده از اختلاف بین برآوردهای متغیر درجه دوم و تغییر پذیری یکپارچه، برآوردگر تغییر جهش را با استفاده از داده‌های بازار معاملات سهام نیویورک بر مبنای بردار بازدهی‌های سهام ($q=3$) که در فواصل معاملاتی یک دقیقه‌ای از ساعت ۹:۳۰ تا ۱۶ دوره معاملاتی ۳۱ آگوست ۲۰۰۶ تا ۲۶ اکتبر ۲۰۱۲ (معادل ۱۵۰۰ مشاهده) بدست آورده بودند، برآورد نمودند و بر این اساس، تأثیر جهش‌ها و اهرم را در پیش‌بینی نوسانات مشترک برای سه سهم (BAC, AXP, AA)^۳ پیش‌بینی نموده و دریافتند که هم‌جهش هر دو دارایی، تأثیر قابل توجهی بر هم‌پوشی آتی آنها دارد، اما تأثیر آن در پیش‌بینی‌های هفتگی و ماهانه جزئی است. نتایج پژوهش همچنین نشان داد که اثرات اهرم مشترک (هم اهرمی) ناشی از بازده‌های منفی دو دارایی قابل توجه بوده اما این اثر، در پیش‌بینی افق‌های طولانی‌تر، کاهش می‌یابد.

جوردی (۲۰۲۰)^۴ در پژوهش خود با عنوان "جهش‌های در طول روز، نقدینگی و اخبار اقتصاد کلان ایالات متحده: شواهدی از صندوق‌های قابل معامله (ETFs)" با استفاده از داده‌های صندوق‌های S&P500 و قابل معامله، به ارزیابی تأثیر نقدینگی و شگفتی ناشی از اخبار اقتصاد کلان بر دفعات مشاهده جهش‌های در طول روز برای دوره اول فوریه ۲۰۰۵ تا دسامبر ۲۰۱۰ و اول جولای ۲۰۰۷ تا دسامبر ۲۰۱۰ از ساعت ۸:۰۱ تا ۱۶ در روزهای عادی (۱۳ در روزهایی که معاملات زودتر بسته می‌شوند) و به کمک محاسبات صورت گرفته توسط اندرسون و همکاران (۲۰۰۷b) در محاسبه لگاریتم قیمت دارایی و بازده‌های در طول روز و بارتدورف، نیلسن و شیرد (۲۰۰۶، ۲۰۰۴) در تخمین واریانس بای پاور، با شناسایی جهش‌های در طول روز، برآورد تعداد مطلوب مشاهدات و دیگر برآوردهای مربوطه، به کاهش صداهای ریز ساختار پرداخت و با ارزیابی اثر نقدینگی در طول روز و شوک‌های اخبار اقتصاد کلان بر جهش‌های در طول روز، نشان داد که متغیرهای نقدینگی و فعالیت معاملاتی حاوی اطلاعات مفید در مورد احتمال جهش‌های روزانه هستند. همچنین، انتشار برنامه ریزی شده اخبار اقتصاد کلان، باعث جهش در سهام‌های SPDR Gold و SPDR Spiders می‌شود. از طرفی، نتایج نشان دهنده افزایش سطح عدم تقارن اطلاعاتی در میان معامله‌گران و وخامت انعطاف پذیری قبل از جهش‌ها، بوده‌اند. نتایج نشان داد که شگفتی‌های مهم ناشی از اعلام اخبار اقتصاد کلان، با جهش‌ها مرتبط است. شگفتی ناشی از اعلام حقوق و دستمزد غیرکشاورزی (سفارشات کارخانه) بسیار قابل توجه بوده و بر تعداد مشاهده جهش‌های صورت گرفته روی SPDR Gold و SPDR Spiders تأثیر می‌گذارد. همچنین تعجب اعتماد مصرف‌کننده بر جهش و جهش‌های تایید شده در هر دو ETF تأثیر می‌گذارد.

1 Asai, M, McAleer, M (2019)

^۲ نوسانات مربوط به دو یا چند ابزار مالی

3 Alcoa Inc (AA), AE (AXP), Bank of America (BAC)

4 J. Jurdi, Doureige, (2020),

فرضیه پژوهش

فرضیه حدس یا گمان هوشمندانه ای است که به صورت یک جمله خبری درباره ماهیت، چگونگی و رابطه بین پدیده ها، اشیاء و متغیرها مرتبط با یک پدیده بیان می‌شود. در تحقیقات علمی و همبستگی، فرضیه از وجود رابطه صحبت می‌کند، چه رابطه‌های همبستگی و چه رابطه‌های علی که مبین رابطه علت و معلولی است. در این تحقیقات، بسته به موضوع و ابعاد و متغیرهای مستقل و نیز مقیاس و اهمیت آن، می‌توان یک یا چند فرضیه را صورت بندی کرد.

فرضیه پژوهش حاضر نیز براساس موضوع پژوهش و با توجه به اینکه براساس مطالعات لاهایی و همکاران (۲۰۱۱) و دانگی و هوزدیک (۲۰۱۱)، از یک طرف، اخبار اقتصاد کلان می‌تواند هم‌جهش‌ها را تحت تاثیر قرار دهد و از طرف دیگر، بازارها تمایل به جهش با یکدیگر دارند و احتمال وقوع هم‌جهش در بازار، در مواجهه با اخبار پیش بینی شده در تغییرات اقتصاد کلان افزایش می‌یابد، به شرح زیر بیان می‌گردد:

فرضیه پژوهش: اندازه و شدت هم‌جهش‌های قیمتی، تلاطم محقق شده شاخص را تبیین می‌کند.

مدل آماری پژوهش

مدل هاکس^۱ برای شدت جهش و هم جهش

در مدل سازی شدت جهش‌ها و هم‌جهش‌ها، پیدایش آنها به عنوان یک نقطه فرآیند دیده می‌شود. چنین نگرشی در مواجهه با حوادث بازارهای مالی، نظیر ورود معاملات یا نقل قول^۲ رایج است. برای بیان مدل، تبیین مفاهیمی از قبیل $\{t_i\}_{i \in 1,000,n}$ به عنوان توالی تصادفی افزایش زمان رویداد $t_n > \dots > t_1 > 0$ که یک نقطه فرآیند ساده را تشریح می‌کند مورد نیاز است. با داشتن $N(t) := \sum_{i \geq 1} 1_{t_i \geq t}$ به عنوان تابع شمارش، شدت شرطی $\lambda(t)$ به عنوان تغییر پیش بینی شده در $N(t)$ (به عنوان بازتاب احتمال وقوع رویداد) در یک افق زمانی کوتاه، قابل مشاهده خواهد بود.

$$\lambda(t) = \lim_{s \downarrow t} \frac{1}{s-t} E[N(s) - N(t)]$$

خصوصیت رایج $\lambda(t)$ خود شیفتگی^۳ فرآیند هاکس است. با توجه به مدل هاکس (۱۹۷۱) خواهیم داشت:

$$\lambda(t) = \mu + \int_0^t w(t-u) dN(u) = \mu + \sum_{t_i < t} w(t-t_i)$$

μ : مقدار ثابت

w : عملکرد وزنی غیر منفی

فرآیند خود شیفته به این مفهوم است که $cov[N(a,b), N(b,c)] > 0$ جایی که $0 > a \geq b < c$

¹ Hawkes

² Quotes

³ Self-exciting

عملکرد وزنی w یک عملکرد کاهشی $t-u$ است. به این معنی که بعد از مدتی، شدت کاهش می‌یابد. در اجرای مدل هاکس، انتگرال جایگزین جمع گسسته وقایع گذشته شوه و شدت از طریق زیر برآورد می‌گردد.

$$\lambda(t) = \mu + \sum_{t_i < t} \alpha e^{-\beta(t-t_i)}$$

α : اثر آنی شدت را بعد از وقوع اتفاق بیان می‌کند.

β : نرخ فروریزی در مولفه وزنی را با توجه به رشد $t - t_i$ کنترل می‌کند.

تابع احتمال ورود مولفه به صورت بازگشتی نیز توسط آگاتا (۱۹۸۱) و به صورت زیر تعریف گردیده است:

$$\ln \mathcal{L}(\{t_i\}_{i=1, \dots, n}) = -\mu t_n - \frac{\alpha}{\beta} \sum_{i=1}^n 1 - e^{-\beta(t_n - t_i)} + \sum_{i=1}^n \ln[\mu + \alpha R(i)]$$

جایی که $R(i) = e^{-\beta(t_i - t_{i-1})}(1 + R(i-1))$ و $R(0) = 0$

پیش بینی تلاطم (HAR¹)

با دستیابی به گستره وسیعی از داده‌های دارای فراوانی بالا، پژوهش حاضر به منظور ارائه مدل‌های پیش بینی برای تلاطم مالی متغییر در طول زمان، بر به‌کارگیری تلاطم محقق شده (RV) تمرکز داشته و از میان مدل‌های پیش‌بینی، مدل خودرگرسیون ناهمگن (HAR) ارائه شده توسط کرسی (۲۰۰۹) که به دلیل سادگی، بیشترین محبوبیت را داشته استفاده گردیده است. فرمول بندی HAR، مبتنی بر بازپرداخت مستقیم آرچ ناهمگن^۲ یا هارچ^۳ می‌باشد.

در این مدل‌ها، واریانس شرطی بازده‌های انتخابی گسسته به عنوان یک تابع خطی از مربع بازده های معوق در طول افق بازده یکسان، به همراه مربع بازده های دوره بازدهی بلند یا کوتاه مدت تر پارامتر بندی شده است. کرسی (۲۰۰۹)، این مدل را برای RV به کار برد تا مدل HAR-RV را توسعه دهد و مدل HAR-RV-CJ را بسازد. مدل اصلی HAR-RV، RV را به عنوان مولفه تلاطم محقق شده روزانه، هفتگی و ماهانه مشخص می‌نماید که از طریق زیر محاسبه می‌گردد:

$$RV_t^d = \alpha_0 + \alpha_1 RV_{t-1}^d + \alpha_2 RV_{t-1}^w + \alpha_3 RV_{t-1}^m + \varepsilon_t$$

RV_t^d : تلاطم محقق شده روزانه

$$RV_{t-1}^w = \frac{1}{5} \sum_{i=1}^5 RV_{i-1}$$

$$RV_{t-1}^m = \frac{1}{22} \sum_{i=1}^{22} RV_{i-1}$$

1 Heterogeneous autoregressive model

2 Heterogeneous ARCH

3 HARARCH

اندرسون و همکاران (۲۰۰۷a) این مدل را از طریق تجزیه تلاطم تحقق یافته به تغییر مسیر ممتد نمونه و تنوع جهش با استفاده از اندازه گیری ناپارامتریک مبتنی بر آزمون آماری جهش، به مدل $HAR-RV-CJ$ به شرح زیر گسترش دادند.

$$RV_t^d = \alpha_0 + \alpha_1 C_{t-1}^d + \alpha_2 C_{t-1}^w + \alpha_3 C_{t-1}^m + \alpha_4 J_{t-1}^d + \alpha_5 J_{t-1}^w + \alpha_6 J_{t-1}^m + \varepsilon_t$$

اجزای مدل:

C_t : تغییر مسیر ممتد نمونه به صورت روزانه، هفتگی و ماهانه

J_t : تغییر جهش در مقاطع روزانه، هفتگی و ماهانه

$$C_{t-1}^w = \frac{1}{5} \sum_{i=1}^5 C_{i-1}$$

$$C_{t-1}^m = \frac{1}{22} \sum_{i=1}^{22} C_{i-1}$$

$$J_{t-1}^w = \frac{1}{5} \sum_{i=1}^5 J_{i-1}$$

$$J_{t-1}^m = \frac{1}{22} \sum_{i=1}^{22} J_{i-1}$$

مدل پژوهش

مدل HAR-CCJ جایگزینی جهش شاخص با هم جهش‌ها

این مدل شامل اندازه و شدت هم جهش‌های بین عناصر در نظر گرفته شده در شاخص می باشد. هم جهش‌ها با استفاده از آزمون BNS برای سهام تشکیل دهنده با نقش همزاد^۱ شناسایی می شوند.

$$RV_t^d = \alpha_0 + \alpha_1 C_{t-1}^d + \alpha_2 C_{t-1}^w + \alpha_3 C_{t-1}^m + \alpha_4 C J_{t-1}^d + \alpha_5 C J_{t-1}^w + \alpha_6 C J_{t-1}^m + \alpha_7 \lambda_{CJ,t} + \varepsilon_t$$

اجزای مدل:

C_t : تغییر مسیر ممتد نمونه به صورت روزانه، هفتگی و ماهانه

$$C_{t-1}^w = \frac{1}{5} \sum_{i=1}^5 C_{i-1}$$

$$C_{t-1}^m = \frac{1}{22} \sum_{i=1}^{22} C_{i-1}$$

CJ_t : هم جهش در مقاطع روزانه، هفتگی و ماهانه

$\lambda_{CJ,t}$: شدت هم جهش

ارزیابی پیش بینی

برای بررسی یک مدل پیش بینی و یا انتخاب بهترین مدل از بین مدل‌های مختلف برای سری زمانی، به شاخصی نیاز داریم که به کمک آن، بتوان تصمیم لازم در خصوص قبول یا رد مدل پیش بینی را اتخاذ نمود. در این راستا، برای مشخص کردن نقش هم جهش‌ها در پیش بینی تلاطم شاخص، عملکرد پیش بینی مدل گسترش یافته HAR

1 Coexistence role

با مدل‌های HAR-RV و HAR-RV-CJ اندرسون و همکاران (۲۰۰۷a)، با استفاده از شاخص‌های پیش‌بینی^۱ HRMSE (پیشنهادی بولرسلو و گیسل (۱۹۹۷)) و QLIKE (پیشنهادی پاتون (۲۰۱۱)) مقایسه و ارزیابی می‌گردد.

$$HRMSE^i = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \left(\frac{RV_t - f_t^i}{RV_t} \right)^2}$$

اجزا مدل:

T : تعداد کل دوره‌های مورد پیش‌بینی

f_t^i : پیش‌بینی حاصل از i امین مدل

RV_t : هدف (target)

$$QLIKE^i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \left(\log RV_t + \frac{f_t^i}{RV_t} \right)$$

به دلیل تفاوت‌های مهم در عملکرد پیش‌بینی مدل‌های HAR-RV، توابع خطا، با استفاده از آزمون زوجی برای صحت پیش‌بینی دقیق (EPA^۲) دی بولد و ماریانو (۱۹۹۵) و وست (۱۹۹۶) (DMW)^۳ ارزیابی می‌گردد.

$$DMW = \frac{\bar{d}_t}{\sqrt{\overline{var}[\bar{d}_t]}}$$

$\bar{d}_t = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T d_t$: افت از دست رفته

$d_t = L(f_t^a) - L(f_t^b)$: اختلاف پیش‌بینی تلاطم دو سهم

$\overline{var}[\bar{d}_t]$: تخمین تقریبی واریانس متوسط افت از دست رفته

f_t^a, f_t^b, f_t^i : پیش‌بینی تلاطم سهام در زمان t

روش پژوهش

برای اینکه تحقیق با مشکل عدم کارآمدی مواجه نشود و نوع شناسی تحقیق، روش را برای روش شناسی آن مهیا کند، در انتخاب نوع روش تحقیق باید در نظر داشت که چه کسانی در ارتباط با تحقیق تصمیم‌گیرنده به حساب می‌آیند و تحقیق برای چه افرادی و با چه دیدگاه‌هایی کاربرد خواهد داشت. بر همین اساس، ویژگی‌های پژوهش حاضر به طور خلاصه به شرح زیر می‌باشد:

پژوهش حاضر از نوع هدف، پژوهش کاربردی و از نظر ماهیت، پژوهش توصیفی است. همچنین در بین انواع روش‌های توصیفی، این تحقیق از نوع همبستگی می‌باشد، چرا که از یک طرف، به دنبال شناسایی هم‌جهش در

^۱ heteroskedasticity adjusted root mean square error

^۲ Equal Predictive Accuracy

^۳ Diebold and Mariano (1995) and West (1996)

سهام ۳۰ شرکت بزرگ بازار سرمایه بوده و از طرف دیگر، رابطه این عوامل و تأثیر آنها را بر پیش‌بینی تلاطم شاخص ۳۰ شرکت بزرگ بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از نرم افزار متلب^۱ برآورد می‌نماید.

روش و ابزار گردآوری اطلاعات و داده‌ها

در پژوهش حاضر، برای جمع‌آوری و بررسی مبانی نظری حوزه تحقیق از منابع کتابخانه‌ای و همچنین مقالات منتشرشده در سایت‌های معتبر علمی استفاده گردیده است. همچنین به منظور جمع‌آوری داده‌های پژوهش، از اطلاعات ارائه شده در سامانه اطلاع‌رسانی بازار سرمایه و همچنین شرکت مدیریت فن‌آوری بورس اوراق بهادار تهران استفاده شده است.

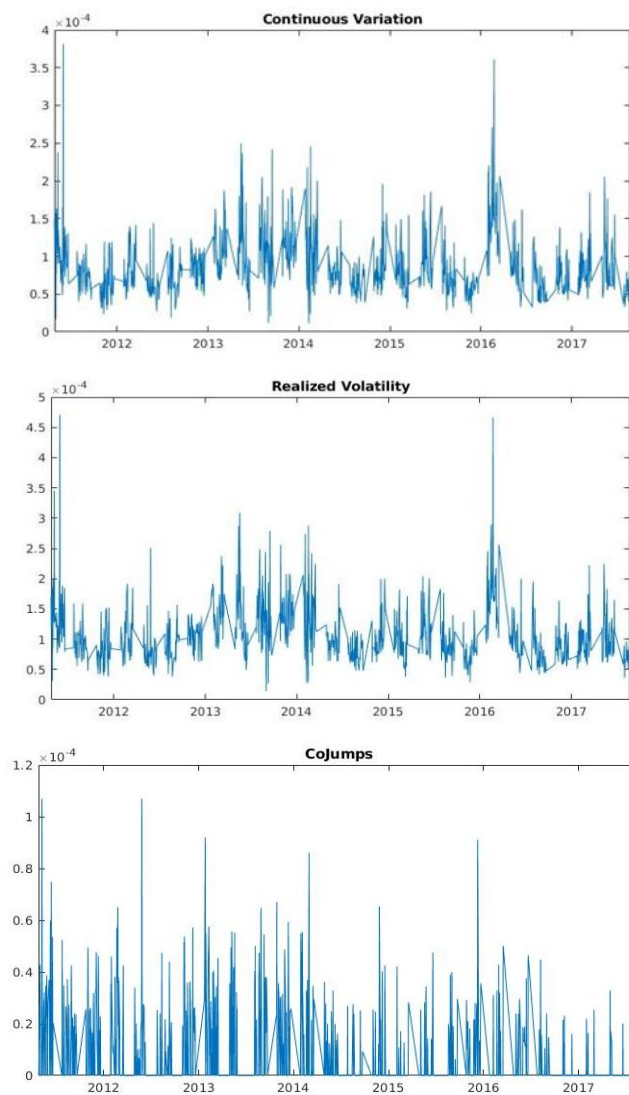
جامعه، نمونه آماری و روش نمونه‌گیری

جامعه آماری عبارت است از کلیه عناصر و افرادی که در یک مقیاس جغرافیایی مشخص، دارای یک یا چند صفت مشترک باشند (حافظ نیا، ۱۳۹۶) در پژوهش حاضر، جامعه آماری شامل تمامی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد.

نمونه آماری زیرمجموعه‌ای از جامعه آماری است و دربرگیرنده تعدادی از اعضای جامعه است که صفات آنها با صفات جامعه مشابهت داشته و معرف جامعه می‌باشد. نمونه برداری نیز فرآیند گزینش و انتخاب تعدادی از اعضای جامعه است. طوری که پژوهشگر با بررسی نمونه و درک خصوصیات یا ویژگی‌های آزمودنی‌های نمونه، قادر به تعمیم خصوصیات یا ویژگی‌ها به عناصر جامعه باشد. در پژوهش حاضر، با استفاده از روش نمونه‌گیری در دسترس که متضمن گردآوری اطلاعات از اعضای جامعه است که برای ارائه اطلاعات، به راحتی در دسترس قرار دارند، ۳۰ شرکت بزرگ بورس اوراق بهادار تهران و موثر در شاخص مربوطه انتخاب گردیده‌اند.

شکل ۱، نمای تلاطم محقق شده (RV)، واریانس بای پاور (BV) و هم‌جهش‌های بین سهام تشکیل دهنده شاخص را در بازده شاخص بر مبنای روش‌های تشخیص روزانه نشان می‌دهد. تلاطم محقق شده و واریانس بای پاور کاملاً مشخص هستند. مقادیر تلاطم محقق شده عمدتاً تحت تأثیر اخبار و وقایع بازار در ارتباط با تحولات سیاسی کشور و مذاکرات هسته‌ای ایران و گروه ۵+۱ هستند که این امر، از تحولات قیمتی بازار در طول دوره کاملاً مشخص است. به طور کلی، یک رابطه مثبت بین سطح تلاطم و وقوع هم‌جهش وجود دارد.

^۱ MATLAB



شکل ۱- تلاطم محقق شده و هم‌جهش‌های شاخص بر مبنای روش‌های تشخیص روزانه

ردیف‌های جدول ۱، به ترتیب، میانگین، انحراف معیار، چولگی (انحراف از قرینگی)، کشیدگی، کمینه و بیشینه هر یک از مولفه‌های تلاطم محقق شده، واریانس بای پاور و هم‌جهش قیمتی سهام شرکت‌ها را نشان می‌دهند. نوسانات روزانه هم‌جهش‌های قیمتی سهام موجود در شاخص ۳۰ شرکت بزرگ بورس اوراق بهادار تهران، در طول

دوره معاملاتی ۶ فروردین ۱۳۹۰ تا ۲۶ اسفند ۱۳۹۴ در فواصل ده دقیقه‌ای، به دست آمده اند. (در مجموع، ۱۲۰۷ مشاهده روزانه).

جدول ۱- آمار خلاصه‌ای از مجموعه تلاطم محقق شده، واریانس بای پاور و هم جهش قیمتی شرکت‌های موجود در شاخص

	RV t	BV t	CJ t
Mean	0.000109	0.000084	0.000010
St. dev.	0.000048	0.000038	0.000017
Skewness	1.828143	1.757432	2.132907
Kurtosis	9.513567	8.601667	8.646744
Min	0.000001	0.000001	0.000000
Max	0.000470	0.000342	0.000122

۱۰- روش تجزیه و تحلیل داده‌ها

۱۰-۱- تشخیص جهش^۱ و هم جهش^۲

۱۰-۱-۱- تشخیص جهش (روزانه): تفاوت بین RV و BV به عنوان تخمین توزیع جهش در کل تلاطم (volatility) مورد استفاده قرار می‌گیرد. به هر حال توجیه نظری معادلات واریانس محقق شده و واریانس همبستگی فرآیند معادله لگاریتم قیمت دارایی در زمان t، بر پایه مفهوم افزایش بازده های رقیق تر نمونه است ($M \rightarrow \infty$)

البته هر اقدام عملی محدود به فراوانی مدل ثابت یا $M < \infty$ ، موضوع ثابتی در خطای اندازه گیری می‌باشد. از این رو برخورد با جهش های کوچک به عنوان خطای اندازه گیری و در نظر گرفتن جهش های بزرگ مطلوب خواهد بود. بندروف، نیلسون و شپرد (۲۰۰۶) آزمونی را توسعه دادند (BNS³) که به دنبال تقویت عملکرد نمونه محدود هانگ و تاچن (۲۰۰۵)^۴ است و صداهای ریز ساختار را به حساب آورده و عملکرد نمونه را از طریق فرمول هانگ و تاچن به شکل زیر تقویت می‌کند:

$$Z_t = \Delta^{-0.5} * \frac{[RV_t - BV_t]RV_t^{-1}}{[(\mu_1^{-4} + 2\mu_1^{-2} - 5) \max\{1, TQ_t BV_t^{-2}\}]^2}$$

$$\Delta = 1/M$$

$$TQ_t = \Delta^{-1} \mu_4^{-3/3} \sum_{j=3}^M |r_{tj}|^{4/3} |r_{tj-1}|^{4/3} |r_{tj-2}|^{4/3}$$

¹ Jump

² Cojump

³ Barndorff-Nielsen and Shephard (2006)

⁴ Huang and Tauchen (2005)

M : تعداد بازده های فواصل مساوی^۱ در طول روز معاملاتی t

۱۰-۲- تشخیص هم جهش (روزانه^۲): روش مبتنی بر تشخیص همبستگی گیلدر، ساکلتون و تیلور (۲۰۱۴)^۳
برای شناسایی هم جهش در روز t (CJ_t)

$$\begin{aligned} \geq 10 \quad CJ_t = 1 \\ \sum_{j=1}^N I(\text{jump}_{t,j} > 0) < 10 \quad CJ_t = 0 \end{aligned}$$

جایی که $I(\text{jump}_{t,j} > 0)$ مولفه شاخص ارزش یک را وقتی که جهشی در دارایی z در روز t اتفاق افتد، به خود می‌گیرد. در اینجا نقش همزادی آزمون BNS به منظور مشخص نمودن روزهایی که هم جهش دارند استفاده می‌گردد.

عدد ۱۰ بیانگر حداقل یک سوم تعداد سهام موجود در پنل داده‌های نمونه آزمایشی است (از بین سهام تشکیل دهنده شاخص). اندازه هم‌جهش، از طریق محاسبه متوسط اندازه جهش‌های به دست آمده از هر سهم به دست می‌آید.

یافته های پژوهش

تحلیل نمونه

جدول ۲ بیانگر حداکثر درست نمایی (MLE) شدت هم‌جهش روزانه مدل هاکس برای دوره پژوهش است. نتایج مربوط به هم‌جهش شاخص بیانگر آن است که برآورد آلفا (اثر آنی شدت) و بتا (کنترل گر نرخ پراکندگی در مولفه وزنی) در مدل، به طور قابل توجهی مثبت است که تایید کننده آن است که هم‌جهش خود شیفته است و یک روند شدت مداوم را نشان می‌دهد. مقدار آلفا نشان می‌دهد که اثر آنی شدت هم‌جهش‌های شاخص در حدود ۰.۱۳۶۴ می‌باشد، که با نزدیک شدن به جمع بندی مذاکرات هسته ای در سال ۱۳۹۴ (۲۰۱۵) با شدت بیشتری نوسان داشته و پس از امضای برنامه جامع اقدام مشترک (برجام) در ۲۳ تیرماه ۱۳۹۴ (۱۴ جولای ۲۰۱۵) به تدریج از شدت هم‌جهش‌ها کاسته می‌شود.

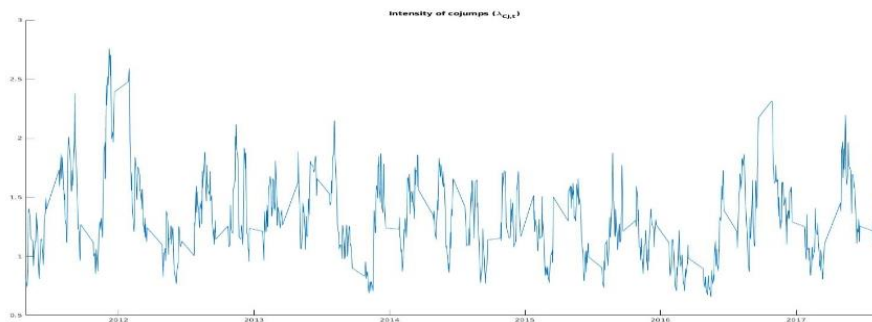
جدول ۲- نتایج تخمین مدل هاکس برای هم‌جهش های روزانه شاخص

	$\lambda(t) = \mu + \sum_{t_i < t} \alpha e^{-\beta(t-t_i)}$			
	μ	α	β	loglike
λ CJ,t	0.583	0.1364	0.2505	663.346

¹ Intraday equally spaced returns

² Daily

³ Gilder, Shackleton and Taylor (2014)



شکل ۲- شدت تخمین زده شده هم جهش های شاخص براساس مدل هاگس

جدول ۳- نتایج تخمین مدل‌های خطی HAR بر مبنای تشخیص جهش روزانه

	Base Model	Extended Base Model	Model 1
	HAR-RV	HAR-RV-CJ	HAR-CCJ
con	0.000014	0.000015	0.000011
	2.090800	2.304600	1.140500
RV d	0.068489		
	1.592100		
RV w	0.357380		
	4.205800		
RV m	0.444370		
	4.897200		
C d		0.083138	0.084663
		1.524500	1.635300
C w		0.292650	0.384910
		2.321700	3.493200
C m		0.582040	0.553120
		3.904700	4.609000
J d		0.010600	
		0.080086	
J w		0.581360	
		1.690400	
J m		-0.180500	
		-0.356660	
λJ			
CJ d			0.114750
			1.076400
CJ w			0.076738
			0.293480
CJ m			-0.026266
			-0.070338
λCJ			0.000005
			0.972700
adjusted R ²	0.2656	0.2645	0.2621

جدول ۳ - نتایج برآورد کلیه مدل‌های HAR ، از جمله مدل‌های HAR-RV ، HAR-RV-CJ و HAR-CCJ را براساس تشخیص هم‌جهش روزانه نشان می‌دهد. هم‌جهش‌ها در بازه‌های ده دقیقه‌ای از روز ۶ فروردین ماه ۱۳۹۰ تا ۲۶ اسفند ۱۳۹۴ شامل ۱۲۰۷ روز معاملاتی به دست آمده‌اند و مقادیر سطر آخر، ضریب تعیین تعدیل شده رگرسیون را نشان می‌دهند.

۱۱-۲- پیش بینی خارج از مدل

در این بخش، عملکرد پیش بینی نوسانات همه مدل‌های HAR ابتدا با استفاده از HRMSE و QLIKE با خطاهای پیش بینی یک مرحله جلوتر مقایسه می‌شود. در حالی که انجام این کار، دقت نسبی پیش بینی را نشان می‌دهد ، اما به معنی تفاوت قابل توجه در عملکرد مدل‌ها نمی‌باشد. برای این منظور، از آزمون دقت پیش بینی برابر دی بولد و ماریانو (۱۹۹۵) و وست (۱۹۹۶) (DMW) استفاده خواهد شد. بطوریکه همه مدل‌ها، به صورت جداگانه با مدل معیار HAR-RV مقایسه می‌شوند. سپس عملکرد مدل با اطلاعات تولید شده از آزمون‌های روزانه مقایسه شده و نتایج آزمون DMW گزارش می‌شود. عملکرد پیش بینی این مدل‌ها در دو حالت شامل دوره کامل خارج از نمونه و روزهای بعد از وقوع هم‌جهش در نظر گرفته خواهد شد. عملکرد پیش بینی در این دو حالت بسیار قابل توجه است، زیرا در این مواقع، نوسانات به سرعت در حال تغییر است و تصمیم‌گیری باید سریعاً با شرایط متغیر سازگار شود.

جدول ۴- مقایسه عملکرد مدل‌های HAR با معیارهای پیش بینی برای سنجش صحت پیش بینی

	Base Model	Extended Base Model	Model 1
Qlike	-8.2354	-8.2145	-8.2085
HRMSE	0.3358	0.3467	0.353

در جدول ۴، عملکرد مدل‌های HAR-RV و HAR-RV-CJ با دو معیار پیش بینی QLIKE و HRMSE که برای اندازه‌گیری میزان خطای مدل استفاده می‌گردد، مقایسه می‌شوند. نتایج حاصل از معیارهای پیش بینی و آزمون DWM که برای مقایسه خطای دو مدل مختلف استفاده می‌شود و در پژوهش حاضر، با محاسبه نسبت میانگین اختلاف‌ها بر واریانس اختلاف‌ها به دست می‌آید. حاکی از آن است که مدل پژوهش نه تنها عملکرد بهتری از مدل‌های HAR-RV و HAR-RV-CJ در پیش بینی تلاطم شاخص نداشته بلکه به مقدار ناچیزی، در پیش بینی تلاطم شاخص، عملکرد ضعیف‌تری نسبت به مدل‌های پایه و توسعه یافته HAR دارد.

نتیجه‌گیری و بحث

پژوهش حاضر از طریق محاسبه بازده سهام ، تغییرات جهش و نقش هم‌جهش‌ها در پیش بینی تلاطم شاخص، با برآورد و مقایسه مدل‌های پیش بینی HAR، به بررسی تاثیر اندازه و شدت هم‌جهش‌های قیمتی ناشی از تلاطم

محقق شده در پیش‌بینی تلاطم شاخص بورس اوراق بهادار تهران پرداخته است. براساس یافته‌های پژوهش، هم‌جهش‌ها در مقایسه با تلاطم محقق شده (RV) و واریانس بای‌پاور (BV) از میانگین، انحراف معیار و پراکندگی کمتری برخوردارند، همچنین، توزیع هم‌جهش‌ها چولگی بیشتری نسبت به توزیع تلاطم محقق شده و واریانس بای‌پاور دارد (جدول ۱). نتایج مدل هاکس برای هم‌جهش‌های روزانه (جدول ۲) هم بر مثبت بودن اثر آنی شدت و به تبع آن، خودشیفته بودن فرآیند هم‌جهش قیمتی دارد. روند شدت جهش‌ها (شکل ۲) در طول دوره پژوهش یک روند ناپایدار بوده است. از طرفی، با توجه به هم‌زمانی دوره پژوهش با دور جدید مذاکرات هسته‌ای و همچنین تغییرات چشمگیر نرخ ارز، می‌توان گفت تحولات مذکور، رفتار معاملاتی فعالان بازار سرمایه را تحت تاثیر قرار داده و به تبع آن، شدت هم‌جهش‌ها در سال‌های ۱۳۹۰ و ۱۳۹۱ متأثر از شرایط بازار و رفتارهای هیجانی فعالان بازار، از روند یکنواختی برخوردار نبوده است. به عبارتی، با آغاز مذاکرات هسته‌ای ایران با گروه ۵+۱ در طول سال‌های ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۴ دامنه شدت هم‌جهش‌ها در بازار متعادل‌تر گردیده است. همچنین، با پیشرفت مذاکرات و امضای توافق‌نامه برنامه جامع اقدام مشترک (برجام) در اوایل سال ۱۳۹۴، شدت هم‌جهش‌ها متعادل‌تر شده و دامنه تغییرات آن کاهش یافته است. این روند، در طول دوره اجرای برجام توسط طرفین (سال ۱۳۹۴ به بعد) با آزادسازی فروش نفت به طرفین خارجی و همچنین ورود سرمایه‌گذاران حقوقی خارجی به کشور و اقبال و نسبت به بازار، با کاهش ریسک سیاسی و افزایش مشوق‌های انگیزشی برای فعالان بازار و خوش‌بینی آنها نسبت به شرایط بازار، تا زمان پیروزی آقای ترامپ در بهمن ماه سال ۱۳۹۵ ادامه داشته و پس از آن، به واسطه موضع‌گیری‌های خصمانه ترامپ علیه ایران و برجام و به موازات آن، پیشبرد تعهدات طرفین برجامی، شدت هم‌جهش‌های قیمتی کاهش یافته است.

نتایج تخمین مدل‌های HAR در جدول ۳، بیان‌کننده کاهش ضریب تعیین تعدیل شده در مدل پژوهش (HAR-CCJ) نسبت به مدل‌های پایه و توسعه یافته بوده است که به معنی کاهش تاثیر واقعی متغیرهای مستقل بر متغیر وابسته (مومنی، ۱۳۹۰) در مدل پژوهش می‌باشد. به عبارتی، با توسعه مدل‌های موجود HAR در پیش‌بینی تلاطم شاخص با به کارگیری اندازه و شدت هم‌جهش قیمتی، تاثیر قابل ملاحظه‌ای در بهبود پیش‌بینی تلاطم شاخص رخ نداده و توان پیش‌بینی مدل مذکور نسبت به سایر مدل‌ها کاهش یافته است و عملکرد پیش‌بینی مدل در پیش‌بینی تلاطم شاخص به مقدار ناچیزی تعدیل گردیده است. این یافته‌ها، نتایج حاصل از پژوهش‌های قاضی‌فینی و پناهیان (۱۳۹۸) در خصوص نتایج محدود کننده داشتن یک نوع خاص از الگوهای پیش‌بینی که از سوی پژوهشگر قید مشخصی به آن تحمیل شده، پوریعقوبی و اشرفی (۱۳۹۹) در خصوص امکان کسب بازده غیرعادی در شرایط وجود رفتارهای هیجانی در بین فعالان بازار، سیدا (۲۰۱۲) در خصوص عملکرد بهتر داشتن مدل HAR از سایر مدل‌های پیش‌بینی، دلیر و حسین (۲۰۱۴) در خصوص ارتباط قوی بین نوع اخبار و افزایش فراوانی و شدت جهش را تایید می‌کنند. از طرفی، به دلیل وجود رفتارهای هیجانی فعالان بازار در طول دوره مذاکرات هسته‌ای و بعد از آن، شدت هم‌جهش‌ها با اخبار بازار و تغییرات نرخ ارز همسویی بالایی نداشته که این امر، نتایج پژوهش کلمنتر و لیائو (۲۰۱۳) در خصوص عدم ارتباط هم‌جهش با شرایط بازار را تصدیق می‌نماید.

نتایج جدول ۴ در خصوص مقایسه عملکرد مدل‌های HAR با معیارهای پیش‌بینی نیز بیان می‌کند که مدل پژوهش، عملکرد پیش‌بینی مدل‌های پایه (HAR-RV و HAR-RV-CJ) را بهبود نبخشیده، بلکه به مقدار ناچیزی، عملکرد ضعیف‌تری نسبت به مدل‌های اشاره شده در پیش‌بینی تلاطم شاخص دارد. به عنوان یک نتیجه‌گیری کلی می‌توان گفت، با توسعه مدل‌های موجود پیش‌بینی تلاطم شاخص با استفاده از اندازه و شدت هم‌جهش، نه تنها تاثیر قابل ملاحظه‌ای در بهبود پیش‌بینی تلاطم شاخص رخ نداده، بلکه به مقدار ناچیزی، عملکرد پیش‌بینی مدل را در پیش‌بینی تلاطم شاخص تعدیل نموده است. با توجه به مراتب فوق و از آنجاییکه وجود احساسات خاص در بازار سهام منجر به شکل‌گیری تصمیمات خاص سرمایه‌گذاری می‌گردد، به پژوهشگران و فعالان بازار سرمایه پیشنهاد می‌گردد تاثیر واکنش‌های رفتاری (احساسی) را در پیش‌بینی تلاطم شاخص مورد بررسی قرار دهند. همچنین نتایج این پژوهش از نظر به‌کارگیری تلاطم محقق شده (RV) در پیش‌بینی تلاطم شاخص (به عنوان یک رویکرد جدید) می‌تواند به صورت کاربردی مورد استفاده فعالان بازار سرمایه و تحلیلگران بازار قرار گیرد.

فهرست منابع

- * پوریعقوبی هادی، اشرفی یکتا (۱۳۹۹)، سرایت‌پذیری تلاطم بازده میان صنایع مختلف بازار سرمایه ایران، فصلنامه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گذاری، ۹(۳۴)، ۲۹۳-۲۷۷.
- * دوستیان رحمان و همکاران (۱۴۰۰)، سرایت‌پذیری تلاطم شرطی بازده در بانکهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار، فصلنامه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گذاری، ۱۰(۳۷)، ۱۷۸-۱۵۹.
- * قاضی فینی سیدرضا، پناهیان حسین (۱۳۹۸)، پیش‌بینی و مدل‌سازی تلاطم بازدهی سهام در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از مدل‌های GARCH، فصلنامه علمی تحقیقات حسابداری و حسابرسی، ۱۱(۴۳)، ۷۰-۵۵.
- * پاکیزه، کامران، (۱۳۹۰)، تلاطم و بازده (شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران و بورس‌های بین‌الملل) فصلنامه علمی پژوهشی تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی، شماره دوم.
- * Andersen, T. G. and Bollerslev, T. (1998), 'Deutsche Mark-Dollar Volatility: Intraday Activity Patterns, Macroeconomic Announcements, and Longer Run Dependencies', *Journal of Finance* 53(1), 219-265.
- * Andersen, T. G., Bollerslev, T, and F.X. Diebold and Labys, P. (2003), The distribution of exchange rate volatility, *Journal of the American Statistical Association*, vol. 96, pp. 42-55, 2003.
- * Andersen, T. G., Bollerslev, T., Dobrev, D. (2007), No-arbitrage semimartingale restrictions for continuous-time volatility models subject to leverage effects, jumps and i.i.d. noise: Theory and testable distributional implications. *Journal of Econometrics* 138 (1), 125-180
- * Andersen, T. G., Bollerslev, T, and F.X. Diebold. (2007a), Roughing it up: Including jump components in the measurement, modelling and forecasting of return volatility. *Review of Economics and Statistics*, 89:701-720.
- * Andersen, T. G., Bollerslev, T, and Dobrev, D. (2007b), No-arbitrage semi-martingale restrictions for ncontinuous-time volatility models subject to leverage e_ects, jumps and i.i.d. noise: Theory and testable distributional implications. *Journal of Econometrics* 138: 125-80

- * Asai, M, McAleer, M (2019), “The Impact of Jumps and Leverage in Forecasting Co-Volatility”
- * Barndorff-Nielsen, Ole E., and Shephard, N. (2004), Power and bipower variation with stochastic volatility and jumps. *Journal of Financial Econometrics* 2: 1–37.
- * Barndorff-Nielsen, Ole E., and Shephard, N. (2006), Econometrics of testing for jumps in financial economics using bipower variation. *Journal of Financial Econometrics* 4: 1–30.
- * Bollerslev, T, and Ghysels, E. (1997), Periodic autoregressive conditional heteroscedasticity. *Journal of Business and Economic Statistics*, 14:139–151.
- * Bormetti, G. et al. (2013), Modelling systemic price cojumps with Hawkes factor Models. Cornell University scholarly articles: <https://arxiv.org/pdf/1301.6141.pdf>
- * Corsi, F.(2009), A Simple Approximate Long-memory Model of Realized Volatility, *Journal of Financial Econometrics*, Vol. 7, pp. 174-196.
- * Corsi, Fulvio and Roberto Ren'o (2010), Discrete-time volatility forecasting with persistent leverage effect and the link with continuous-time volatility modeling, *Journal of Business and Economic Statistics*, 30(3), 368–380.
- * Clements, A.E; Liao, Y, (2013), The dynamics of co-jumps, volatility and correlation, School of Economics and Finance, Queensland University of Technology, NCER, Working paper #91.
- * Déléze, F. Hussain, S.M, (2013), Information Arrival, Jumps and Cojumps in European Financial Markets: Evidence using tick by tick data.
- * Diebold F.X. and Mariano, R.S (1995), Comparing predictive accuracy. *Journal of Business and Economic Statistics*, 13:253–263.
- * M. Dungey and L. Hvozdyk. Cojumping: Evidence from the us treasury bond and futures markets. Working Paper, 2011
- * Jurdi, D.J., (2020), Intraday Jumps, Liquidity, and U.S. Macroeconomic News: Evidence from Exchange Traded Funds, *Journal of Risk and Financial Management*, 2020, 13, 118
- * Lahaye, J., Laurent, S., Neely, C.J., (2011), Jumps, Cojumps and Macro Announcements. *Journal of Applied Econometrics* 26, 893–921.
- * Lee, S. S., Mykland, P.A., (2008), Jumps in financial markets: A new nonparametric test and jump dynamics. *Review of Financial Studies* 21 (6), 2535-2563.
- * Patton, A. (2011), Volatility forecast comparison using imperfect volatility proxies. *Journal of Econometrics*, 160:246–256.
- * Patton, A. Sheppard, K. (2009), Evaluating Volatility and Correlation Forecasts, The Oxford-Man Institute, University of Oxford Working paper, OMI02/07
- * Seda, P, (2012), Heterogeneous Autoregressive Model of the Realized Volatility: Evidence from Czech Stock Market
- * West, K.D. (1996), Asymptotic inference about predictive ability. *Econometrica*, 64:1067–1084.

The effect of size and intensity of price cojumps on forecasting index volatility in Tehran Stock Exchange

Mohsen Rajab Boloukat

PhD Student of Financial Management, South Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran
Mohsen.boloukat@gmail.com

Ali Baghani

Assistant Professor, Department of Accounting, South Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran
Ali_baghani@azad.ac.ir

Ali Najafi Moghadam

Assistant Professor, Department of Accounting, Roudehen Branch, Islamic Azad University, Roudehen, Iran
alirezam@yahoo.com

Fatemeh Sarraf

Assistant Professor, Department of Accounting, South Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran
F_sarraf@azad.ac.ir

Nowrooz Noorolahzadeh

Assistant Professor, Department of Accounting, South Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran
N_noorolahzadeh@azad.ac.ir

Abstract

Modeling and forecasting the realized volatility is very important. Realized volatility recognition studies have been significantly developed in recent years. The present study, using daily and intraday cojump diagnosis methods, and estimating the ten-minute stock price returns of companies listed in the index of 30 large companies of Tehran Stock Exchange (TEFIX30) during the years 1390(2011) To1394 (2015) (test sample) and the years 1395(2015-16) to 1398(2017-18) (out of sample) to estimate the stock realized volatility through the HAR-RV model and By developing the model, it has tested the effect of the size and intensity of stock price cojumps in predicting index volatility. The test results showed that the development of HAR-RV and HAR-RV-CJ models through the HAR-CCJ components not only did not improve the predictive power of the models, but also, it has moderated the predictive performance of the base models to a small extent. On the other hand, due to the emotional behaviors among investors, the result can indicate the behavioral biases of investors in the market.

Keywords: Price Cojumps, Forecasting, Hawkes process, Realized Volatility,