



## کنترل اختلالات کوچک و حذف اثر جهش‌ها در برآورد ریسک سیستماتیک سری زمانی با فرکانس بالا

محمد رکن‌الساداتی عزآبادی<sup>۱</sup>  
پریناز جلا<sup>۲</sup>

تاریخ پذیرش: ۹۵/۱/۲۸

تاریخ دریافت: ۹۴/۱۱/۱۶

### چکیده

امروزه در بازارهای جهانی نوع دیگری از سری‌های زمانی حائز اهمیت هستند. این نوع سری‌های زمانی حجم زیادی از اطلاعات مربوط به قیمت‌های خرید و فروش، حجم معاملات، زمان انجام معاملات و ... را در طول یک روز شامل می‌شود، این سری‌های زمانی را با عنوان سری‌های زمانی با فرکانس بالا می‌شناسند که هنگام استفاده از این سری‌های زمانی به مشکلاتی نظیر: ناهمزمان بودن انجام معاملات، اختلالات کوچک و وقوع جهش‌ها بایستی توجه نمود که دارای تجزیه و تحلیل متفاوتی نسبت به سری‌های زمانی معمولی است و محقق قادر به استفاده از افق زمانی کوتاه مدت برای بررسی‌های خود می‌باشد. در این مقاله به برآورد ریسک سیستماتیک شرکت ملی صنایع مس ایران با استفاده از رویکرد "از پیش متوسط‌گیری کردن" و حذف جهش‌ها در طی ماه‌های خرداد الی آبان سال ۱۳۹۳ پرداخته شده است. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که جهش‌ها و اختلالات کوچک در برآورد نوسانات تحقق‌یافته و در نتیجه برآورد ریسک سیستماتیک تأثیرگذار هستند و حتماً بایستی آنان را مورد بررسی قرار داد تا برآورد ریسک سیستماتیک قابل‌اطمینان‌تر باشد و در نتیجه مدیریت ریسک پرتفوی نیز عملکرد بهتری خواهد داشت.

**واژه‌های کلیدی:** سری‌های زمانی با فرکانس بالا، اختلالات کوچک، از پیش متوسط‌گیری کردن، جهش، ریسک سیستماتیک، نوسانات تحقق‌یافته.

۱- عضو هیئت علمی گروه مهندسی مالی دانشگاه علم و فرهنگ

۲- کارشناسی ارشد مهندسی مالی (مسئول مکاتبات) parinazjala@yahoo.com

## ۱- مقدمه

در ادبیات مالی چه در زمینه تئوری چه در زمینه تجربی، پی بردن به چگونگی نوسانات دارایی های ریسکی همانند: قیمت سهام، نرخ ارز، اوراق قرضه ریسکی و... بسیار مهم است. امروزه به دلیل توسعه برنامه ها و سیستم های ثبت کامپیوتری، نوع دیگری از داده های مالی قابل دسترس پژوهشگران است که این نوع داده ها را به عنوان سری های زمانی با فرکانس بالا<sup>۱</sup> می شناسند. در واقع با توسل به این نوع سری های زمانی، محققان قادر به پی بردن نوسانات بازده های قیمت دارایی ها برای یک روز کاری خواهند شد، چرا که زمان ثبت داده ها به صورت ثبت لحظه به لحظه<sup>۲</sup> معاملات و قیمت های پیشنهادی خرید و فروش است و این زمان ثبت می تواند به صورت چند ثانیه ای یکبار، دقیقه ای یکبار یا ساعتی یکبار از طرف محقق تعیین شود. تفاوت عمده داده های مالی سری های زمانی با فرکانس بالا با داده هایی که به صورت روزانه و ماهانه جمع آوری می شوند، در گردش مالی بالای سرمایه است. مثلاً در یک روز کاری تعداد معاملات یا قیمت های خرید و فروش ثبت شده ی یک دارایی ممکن است ۲۰۰ بار در طول روز بوده باشد و عمده اصطلاح سری- زمانی با فرکانس بالا برای دارایی هایی استفاده می شود که به سرعت در بازار قابل تبدیل به پول نقد می- باشند. در واقع محقق با توسل به این نوع داده ها قادر به برآورد نوسانات بازده ها به صورت روزانه خواهد بود و در این صورت قادر به در نظر گرفتن اثر گذر اخبار شبانه روز بر روی بازارها خواهد بود. به خصوص بازار ایران که تحت تأثیر اخبار و رویدادهای جهان است. محاسبه پراکندگی درجه دوم برای سری های زمانی با فرکانس بالا در ادبیات اقتصادسنجی و مالی نیز به عنوان نوسانات تحقق یافته<sup>۳</sup> شناخته شده است که اصطلاح نوسانات تحقق یافته بیانگر نوسانات اتفاق افتاده در گذشته است. اندازه گیری نوسانات تحقق یافته بستگی به شرایط خاص دارد به عنوان مثال فردی می تواند نوسانات بازار سهام را در طی یک ماه با در نظر گرفتن انحراف معیار بازده های روزانه در آن ماه در نظر بگیرد و فرد دیگر نوسانات یک ساعت خاص در تاریخ خاص توسط انحراف معیار بازده یک دقیقه ای را مد نظر بگیرد. علاوه بر این سری های زمانی با فرکانس بالا امکان استفاده از طول دوره ای زمانی کوتاه تر مثلاً ۴ ماهه را برای تحلیلگران فراهم می کند.

## ۲- پیشینه تحقیق و مبانی نظری

افزایش رقابت در بازارهای پولی و مالی موجب گردیده است انتخاب و بکارگیری استراتژی مناسب در راستای رسیدن به مطلوبیت، یکی از اساسی ترین مواردی باشد که ذهن مدیران مالی را به خود مشغول داشته است. لذا تعیین و تشکیل پرتفوی مناسب مستلزم در نظر گرفتن میزان ریسک و بازده بوده و مطلوبیت سرمایه گذاری را مشخص می کند؛ و توجه همزمان به این دو مورد از ارکان تصمیمات سرمایه گذار می باشد (حاجی بزرگی و آخوندیان، ۱۳۹۰). اولین بار ژو<sup>۴</sup> در سال ۱۹۹۶ با استفاده از روش های ناپارامتری و سری های فرکانس بالای نرخ ارز به تجزیه و تحلیل روزانه نوسانات پرداخت و پیشنهادهایی در زمینه برآورد نوسانات برای داده ها با فرکانس بالا ارائه داد (هانسن<sup>۵</sup> و لود<sup>۶</sup>، ۲۰۰۵). در سال ۱۹۹۷ بایلی<sup>۷</sup> و داکورونگا<sup>۸</sup> مدل سازی نوسانات نرخ تبادل دلار آمریکا نسبت به دوپچه مارک را با معرفی سری های زمانی

با فرکانس بالا انجام دادند و از مدل های HARCH<sup>۹</sup> برای پیکربندی داده های خود استفاده نمودند اما باید به این نکته اشاره نمود که تجزیه و تحلیل خام این داده ها، خود دارای مشکلاتی نظیر: (۱) گسسته بودن ماهیت قیمت های مشاهده شده (۲) نامتقارن بودن اطلاعات بازار است که عدم توجه به آنان موجب به وجود آمدن اختلالات کوچک<sup>۱۰</sup> برای سری های زمانی با فرکانس بالا خواهد شد و این اختلالات کوچک همانند تصاویر تاری است که به دلیل نامناسب بودن شرایط جوی گرفته شده است (ات-ساهالیا<sup>۱۱</sup> و جاکود<sup>۱۲</sup>، ۲۰۰۹). این نوع خطا از قیمت های مشاهده شده مستقل نیستند و به زمان وقوع بستگی دارند به عبارت دیگر ویژگی خطاها با گذر زمان تغییر پیدا می کند (بارندورف-نلسن<sup>۱۳</sup> و همکاران ۲۰۱۱) و در نتیجه عدم توجه به اختلالات کوچک تأثیر بسیار زیادی بر روی برآورد نوسانات تحقق یافته می گذارد. برای حل این مشکل اولین بار روش ناپارامتری "از پیش متوسط گیری کردن"<sup>۱۴</sup> توسط جاکود و همکارانش (۲۰۰۷) ارائه گردیده شد که اساساً فقط برای برآورد نوسانات تحقق یافته یک دارایی مطرح شده بود. آنان مدعی به دست آوردن یک برآورد با میزان اریبی کمتر بودند و بعدها این رویکرد برای چندین دارایی گسترش پیدا کرد و اولین قدم هماهنگ سازی زمان معاملات بود و به منظور همزمان سازی معاملات و قیمت های BID-ASK یا خریدوفروش روش های متفاوتی وجود دارد که عمده ترین آن ها روش "تازه کردن زمان"<sup>۱۵</sup> (هریس ۱۹۹۵) یا "هایاشی یوشیدا"<sup>۱۶</sup> (۲۰۰۵) است که در روش "تازه کردن زمان" تنها زمان هایی را مدنظر قرار می گیرد که تمام دارایی ها حداقل یک بار در آن زمان مورد معامله قرار گرفته باشند و در روش دوم زمان هایی را که با هم، هم پوشانی داشته باشند را مورد نظر خواهد داشت. و او<sup>۱۷</sup> و لوند<sup>۱۸</sup> (۲۰۰۶) به برآورد ماتریس کوواریانس نوسانات تجمیع شده<sup>۱۹</sup> با در نظر گرفتن اثر اختلالات کوچک و غیر همزمان بودن داد و ستدها<sup>۲۰</sup> با توسل به رویکرد هایاشی یوشیدا پرداختند و مدعی به دست آوردن یک برآوردگر بهتر بودند. علاوه بر موارد و مشکلات ذکر شده در برآورد نوسانات تحقق یافته، وجود و اثر جهش ها<sup>۲۱</sup> را نباید فراموش کرد. در یک سری زمانی با فرکانس بالا جهش ها دو دسته هستند: جهش های متناهی و جهش های نامتناهی. بارندورف-نلسن و همکارانش (۲۰۰۳) به منظور تشخیص جهش های متناهی از جهش های نامتناهی، آزمونی را تحت عنوان خلاصه آزمون BNS<sup>۲۲</sup> ارائه دادند. همچنین رویکرد "از پیش متوسط گیری کردن" گسترش یافت و محققانی چون هتچ<sup>۲۳</sup> و پودولسکیچ<sup>۲۴</sup> (۲۰۱۳) اثر جهش ها و اختلالات کوچک به صورت توأم برای برآورد نوسانات تحقق یافته در نظر گرفتند و در مقایسه با برآوردگر کرنل تحقق یافته<sup>۲۵</sup> دارای میزان انحراف یا اریبی کمتری بود. پس از آن کریستنسن<sup>۲۶</sup> و همکارانش (۲۰۱۰) به برآورد ماتریس کوواریانس نوسانات تجمیع شده برای چندین دارایی با به کارگیری تکنیک هایاشی یوشیدا و در نظر گرفتن اختلالات کوچک پرداختند که در این پژوهش اثر جهش ها در نظر گرفته نشده بود. مجدداً جاکود و ات-ساهالیا (۲۰۱۰) آزمونی برای پی بردن وجود جهش ها با تعیین مرزبندی بر روی روند نموهای مربوط به لگاریتم بازده قیمت دارایی با تکیه بر شبیه سازی فرکانس های متفاوت نمونه گیری ارائه دادند که تکنیک مرزبندی آن بسیار مورد توجه در سایر پژوهش ها قرار گرفته شده است. اخیراً نیز وانگ<sup>۲۷</sup> و همکارانش (۲۰۱۳) با توجه به روش ها و رویکرد های معرفی شده به کنترل هر سه اثر؛ اختلالات کوچک، غیر همزمان بودن معاملات و

جهش‌ها؛ برای چند سهام موجود در بازار چین به برآورد ماتریس کوواریانس نوسانات تجمیع شده پرداختند که نتیجه آن، به دست آوردن یک برآوردگر با حداقل اریبی بود.

## ۲-۱- اختلالات کوچک

در یک بازار دو دسته معامله‌گر وجود دارد، معامله‌گرانی که اطلاعات درست و کافی از بازار را در اختیار دارند و دسته دوم معامله‌گرانی هستند که اطلاعات کافی ندارند و به طور کلی در همه جای بازار اطلاعات به صورت یکسان نیست و یک دارایی با خواص و ویژگی‌های یکسان با قیمت‌های متفاوت مورد معامله (از جمله قیمت‌های خرید و فروش) قرار گیرد. بنابراین قیمت‌های ثبت شده را نمی‌توان قیمت واقعی دانست و محققانی نظیر جاکود قیمت‌های ثبت شده یا مشاهده شده را قیمت واقعی همراه با خطا تعریف می‌کنند (اندرسن<sup>۲۸</sup> و بونزونی<sup>۲۹</sup>، ۲۰۰۸).

در بازارهای مالی، تغییر در قیمت معاملات گسسته هستند و دلیل این است که برای حفظ ثبات و قابلیت بازار، تغییرات قیمتی مبادلات مختلف محدود شده می‌باشد و از سوی دیگر، در بازارهای فعال، برای معامله‌گران عقلایی تغییرات شدید در قیمت‌ها منطقی نیست. به عنوان یک نتیجه، وقتی تغییرات شدید در قیمت معاملات رخ می‌دهد باعث گسسته شدن ماهیت داده‌ها (روند تغییرات قیمت معاملات) می‌شود و نا-هستند (تسای<sup>۳۰</sup>، ۲۰۰۵). در کل این خطاهای موجود در سری زمانی با فرکانس بالا را اختلالات ریز ساختار یا اختلالات کوچک می‌نامند که ویژگی آن‌ها با گذر زمان تغییر پیدا می‌کند و مستقل از قیمت‌های مشاهده شده نمی‌باشند (بدوسکا-ساجکا<sup>۳۱</sup> و کیلیبر<sup>۳۲</sup>، ۲۰۱۰). بنابراین محققان زمانی که از سری زمانی با فرکانس بالا در تجزیه و تحلیل خود استفاده می‌کنند حتماً بایستی به وجود اختلالات کوچک توجه نمایند.

## ۲-۲- نوسانات تجمیع شده

بنابراین نظیر اختلاف قیمت‌های خرید و فروش، گسسته بودن روند قیمت‌ها و... موجب بروز خطا در قیمت‌های مشاهده شده می‌باشد که این عوامل به وجود آمدن پراکندگی غیر واقعی در قیمت‌ها هستند به عبارت دیگر قیمتی که مشاهده می‌شود در واقع قیمت واقعی بعلاوه خطای به وجود آمده است. فرض کنید فضای احتمال فیلتر شده  $(\Omega, F, (F_t)_{t \geq 0}, P)$  بر روی فرآیند لگاریتم قیمت‌های مشاهده شده  $Y$ ؛ که شامل  $n$  نقطه زمانی است؛ تعریف شده و قیمت‌های مشاهده شده به صورت زیر تعریف شوند:

$$Y_t = X_t + U_t, t \geq 0 \quad (1)$$

$$E(U_t | X) = 0 \quad U_t \perp U_s \quad t \neq s \quad (2)$$

$$\alpha_t^2 = E(U_t^2 | X) \quad (3)$$

که  $U_t$  همان جمله خطاها یا اختلالات کوچک هستند و  $X_t$  قیمت واقعی غیر قابل مشاهده می باشد طوری که میانگین و واریانس شرطی خطاها به صورت زیر فرض شده اند:

و فرض دیگر بر این است که  $Y_t$  مستقل از هم هستند و هر یک به زمان و پیشامد رخ داد بستگی دارند (هتچ و پودولسکیچ، ۲۰۱۳) در واقع چنین مفروضاتی به طور شهودی باعث کم تر شدن اثر این خطاها یا اختلالات کوچک بر روی فرآیند قیمت ها  $Y$  خواهد شد به همین دلیل برای حذف اثر اختلالات و شفافیت بیشتر در کار، روش از پیش متوسط گیری کردن پیشنهاد شده است (جاکود و همکارانش، ۲۰۰۹) و این روش تاکنون گسترش زیادی یافته است از جمله اینکه جهش ها را مورد کنترل قرار داده اند و هدف اصلی این روش برآورد نوسانات تجمیع شده می باشد در واقع اگر فرض بر پیوستگی مسیر لگاریتم قیمت ها ( $\ln S_t$ ) باشد، فرآیند انتشار برای آن به صورت زیر قابل تعریف است:

$$d\ln(S_t) = \mu(t)dt + \sigma(t)dW(t), t \geq 0 \quad (4)$$

که در آن  $S_t$  قیمت دارایی در زمان  $t$ ،  $S_0$  قیمت فعلی دارایی،  $d\ln(S_t)$  بازده تنزیل شده،  $W(t)$  فرآیند استاندارد حرکت براونی،  $\mu(t)$  تابع جهت<sup>۳۳</sup>،  $\sigma(t)$  ضریب انتشار<sup>۳۴</sup> است. نمودهای این فرآیند  $\ln(S_t) - \ln(S_s)$  برای هر  $t \geq s$ ، از یکدیگر مستقل و دارای توزیع نرمال هستند یعنی دارای میانگین و واریانس زیر خواهند بود (گلسرمن<sup>۳۵</sup>، ۲۰۰۴):

$$E[\ln(S_t) - \ln(S_s)] = \int_s^t \mu(u)du \quad (5)$$

$$\text{var}[\ln(S_t) - \ln(S_s)] = \text{var}\left[\int_s^t \sigma(u)dW(u)\right] = \int_s^t \sigma^2(u)du \quad (6)$$

این نمودها در واقع همان بازده لگاریتم قیمت‌ها می‌باشند. حال فرض کنیم فواصل زمانی بسیار کوچک،  $\Delta$  در طی بازه زمانی  $[0, T]$  باشد و بازده لگاریتم قیمت‌ها برای این فواصل بسیار کوچک به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$r(t, \Delta) = \ln S(t) - \ln S(t - \Delta) \approx \mu(t - \Delta)\Delta + \sigma(t - \Delta)\Delta W(t), t \in [0, T] \quad (7)$$

که در آن  $\Delta W(t)$  دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و انحراف استاندارد  $\Delta$  است. پس می‌توان بازده  $t$  ام یک روز زمانی را به صورت زیر تعریف نمود:

$$r_t \equiv S(t) - S(t - 1) = \int_{t-1}^t \mu(s)ds + \int_{t-1}^t \sigma(s)dW(S) \quad (8)$$

$$r_{t_i} \sim N\left(\int_{t_{i-1}}^{t_i} \mu(s) ds, \int_{t_{i-1}}^{t_i} \sigma^2(s) ds\right), i = 1, 2, 3, \dots \quad (9)$$

بنابراین توزیع بازده‌ها نرمال و میانگین و نوسانات شرطی با توجه به معادله (۵) و (۶) به صورت زیر قابل تعریف است:

که در واقع جمله  $\int_{t-1}^t \sigma^2(s) ds$  را نوسانات تجمیع شده یا واریانس تجمیع شده<sup>۳۶</sup> گویند و در عمل نوسانات تجمیع شده قابل مشاهده نمی‌باشد و نوسانات تحقق یافته یک برآوردگر ناپارامتری سازگار از نوسانات تجمیع شده است (بدوسکا-ساجکا و کلیبر، ۲۰۱۰) و چنانچه صحبت از چند دارایی با یکدیگر باشد، تعریف بالا به صورت برداری و ماتریسی خواهد بود یعنی نوسانات تجمیع شده به صورت  $\int_0^t \Sigma_s ds$  تعریف می‌گردد که  $\Sigma_s = \sigma\sigma'$  است و به عنوان ماتریس کوواریانس نوسانات تجمیع شده شناخته می‌شود.

## ۲-۳- اثر جهش‌ها

جهش در واقع به معنی تغییر ناگهانی در قیمت دارایی است که آن دارایی تحت تأثیر عواملی نظیر اخبار بازار قرار گرفته است. بنابراین هم از لحاظ نظری و هم از لحاظ تجربی، تشخیص وجود جهش در داده‌های مورد بررسی مهم است. در حال حاضر آزمون‌های ناپارامتری متعددی وجود دارد، این آزمون‌ها به منظور تشخیص اینکه آیا در بازه زمانی مورد مطالعه جهش وجود دارد؟ یا اینکه آن بازه زمانی فقط شامل جنبش قیمت‌های دارایی است؟ توسط محققان مختلف پیشنهاد شده‌اند. به عبارت دیگر در حالتی که جهش وجود دارد مدیریت ریسک پرتفوی متفاوت با حالتی است که جهش وجود ندارد و وجود یک دارایی با جهش‌های بزرگ موجب ریسکی تر شدن پرتفوی خواهد شد.

در یک سری زمانی با فرکانس بالا جهش‌ها دو دسته هستند:

(۱) جهش‌های متناهی

(۲) جهش‌های نامتناهی

منظور از جهش‌های متناهی در واقع همان تغییرات قابل ملاحظه قیمت دارایی است که قابل شمارش و مشاهده هستند و در واقع به علت اثر اخبار مربوطه بر روی دارایی به وجود آمده‌اند و ممکن است برای یک لحظه وجود داشته باشند و برای لحظه‌ای دیگر خیر. همچنین منظور از جهش‌های نامتناهی جنبش قیمت یک دارایی است که به آن جهش کوچک نیز می‌گویند. جهش‌های کوچک در واقع حرکت قیمت دارایی بر روی مقیاس زمان می‌باشد که در طی یک روز قابل توجه نیست و ممکن است بر اثر توانایی محدود بازار برای جذب معاملات بزرگ مربوط به آن دارایی به وجود آمده باشند. هر چقدر حجم معاملات یک دارایی بزرگتر باشد اشاره به وجود سرمایه‌گذاران بزرگ‌تری برای آن دارایی است و در نتیجه سرمایه‌گذاران دارای اطلاعات نزدیک به یکدیگر نسبت به آن دارایی هستند، پس آن دارایی با قیمت‌های بسیار نزدیک به یکدیگر مورد معامله قرار می‌گیرد و احتمال وقوع جهش در این مورد به دلیل تقارن در اطلاعات کمتر خواهد بود.

جهش‌های متناهی از این نظر حائز اهمیت هستند که در برآورد پراکندگی درجه دوم وزن بیشتری را به خود اختصاص می‌دهند و این امر موجب برآورد غیر واقعی پراکندگی درجه دوم برای قیمت‌های واقعی می‌شود. به عنوان مثال ممکن است یک اخبار اقتصادی بد موجب ریزش قیمت‌های مشاهده شده یک دارایی به طور ناگهانی شود در طول یک روز نمی‌توان به افت ارزش آن دارایی نظر داد (ات-ساهالیا و جاکود، ۲۰۱۴؛ ات-ساهالیا و جاکود، ۲۰۱۲؛ رگنلی<sup>۳۷</sup>، ۲۰۱۰). در این مقاله منظور از جهش، همان جهش‌های متناهی است.

در نتیجه با به کارگیری رویکرد از پیش متوسط‌گیری کردن و در نظر گرفتن اثرات نام برده شده؛ که عدم توجه به آن‌ها ایجاد خطا در برآورد می‌کنند؛ می‌توان یک برآورد همواره مثبت با حداقل آریبی از ماتریس کوواریانس نوسانات تجمیع شده داشت (کیریستسن، کین بروک<sup>۳۸</sup> و پودولسکیچ، ۲۰۱۰) و با توسل به اطلاعات ماتریس برآورد کوواریانس نوسانات تجمیع شده می‌توان به برآورد دقیق‌تر بتاها همانند تعریف بتا در مدل قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای قیمت (CAPM)، اقدام نمود و با محاسبه بتاها برای یک دوره زمانی مثلاً چند ماهه می‌توان آن را به عنوان یک سری زمانی از بتاها در نظر گرفت که قابل مدلسازی برای پیش بینی و مدیریت ریسک در زمان‌های آتی باشد و در این مقاله از مدل‌های ARMA/ GARCH؛ که رفتارهای گسترده‌ای از نوسانات را در خود جای می‌دهند؛ استفاده شده است که این مدل‌ها بیانگر وجود مدل GARCH<sup>۳۹</sup> در خطاهای مدلسازی ARMA<sup>۴۰</sup> می‌باشد.

در پژوهش پیش رو تلاش شده است تا با استفاده از رویکرد "از پیش متوسط‌گیری کردن" و در نظر گرفتن اثر اختلالات کوچک و حذف اثر ناهمزمان بودن معاملات و جهش‌ها مقدار ریسک سیستماتیک<sup>۴۱</sup> شرکت ملی صنایع مس ایران (یک مطالعه موردی بورس اوراق بهادار تهران است) با میزان آریبی کمتر در طی ۱۰۰ روز کاری برآورد شود.

### ۳- روش‌شناسی پژوهش

جامعه آماری می‌تواند شامل قیمت‌های سهام شرکت‌های ثبت شده در بورس اوراق بهادار تهران باشد. اما با توجه به محاسبات زیاد، این مقاله یک تحقیق موردی می‌باشد که فرکانس نمونه برداری داده‌ها به طور متوسط در هر ۵ دقیقه یکبار تنظیم گردید و داده‌های شرکت ملی صنایع مس ایران (به اختصار فملی) و شاخص کل در طی سوم خرداد الی چهارم آبان ماه سال ۱۳۹۳ در ساعات کاری ۸:۴۵ تا ۱۲:۳۰ به طور متوسط توسط نرم افزار Mofid Trader جمع‌آوری شده است. کل داده‌های شاخص کل و فملی به ترتیب برابر با ۹۱۷۳، ۴۴۰۰ بود و شامل بررسی ۱۰۰ روز کاری شرکت فملی است. قابل ذکر است که برای شرکت فملی قیمت‌های پیشنهاد خرید یا BID price مخالف صفر برای تجزیه و تحلیل در نظر گرفته شده است. در سراسر این تحقیق از داده‌های مانا<sup>۴۲</sup> در هر روز برای تجزیه و تحلیل استفاده شده است و بازده قیمت‌ها با معادله زیر محاسبه شده است:

$$R_t = \ln(p_t) - \ln(p_{t-1}) \quad (10)$$

همچنین برای برآورد بتاها از معادله زیر همانند معادله بتا در مدل CAPM استفاده شد:

$$\beta_j = \frac{\text{cov}(R_i, R_j)}{\text{var}(R_i)} \quad (11)$$

که در آن،  $R_i$ : بازده شاخص کل،  $R_j$ : بازده دارایی  $j$  ام و  $\beta_j$ : ضریب حساسیت سهم  $j$  ام نسبت به بازار می باشد. در این پژوهش تمامی تحلیل ها و محاسبات توسط نرم افزار R نسخه ۳.۱.۲ بر اساس روش های ناپارامتری صورت گرفته است.

### ۳-۱- معیار ارزیابی

معیارهای ارزیابی متفاوتی برای پی بردن به میزان اریبی یک برآوردگر وجود دارد که در این مقاله از معیار جذر میانگین مربعات خطا یکبار استفاده شده است. این معیار در واقع شامل مقایسه میزان تفاوت میان مقادیر پیش‌بینی شده توسط مدل برازش داده شده با مقادیر واقعی است که این مقدار تفاوت به دست آمده را باقی مانده مدل گویند که به صورت زیر تعریف می شود:

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2} \quad (12)$$

که هر چقدر این مقدار کمتر باشد و به صفر نزدیکتر، نشان دهنده خوبی آن برآوردگر و مدل مورد نظر خواهد بود.

### ۴- متغیرهای پژوهش و نحوه اندازه گیری

#### ۴-۱- رویکرد از پیش متوسط گیری کردن به منظور کنترل اختلالات کوچک

در این رویکرد فرض شده است که لگاریتم قیمت های واقعی ( $x_{t_i}$ ) است و لگاریتم قیمت های مشاهده شده ( $Y_{t_i}$ ) در زمان های معامله یعنی،  $t_i = i\Delta_n$  به ثبت رسیده اند و از این به بعد در سراسر این مقاله منظور از  $\Delta_n$  فاصله نمونه گیری بین قیمت های مشاهده شده است. سپس جاکود و همکارانش ادعا نمودند که با تهیه یک میانگین  $k$  تایی از  $Y_{t_i}$  می توان به روند مربوط به قیمت های واقعی نزدیکتر شد در واقع  $k$  تعداد افرازهای مناسب برای دنباله زمان های مشاهده شده  $0 = t_0 < t_1 < \dots < t_n = t$  است به طوری که برای زمانی که  $n \rightarrow \infty$ ،  $\{t_i - t_{i-1}\} \rightarrow 0$ . در واقع  $\check{Y}_{t_i}$  را به عنوان میانگینی از  $Y_{t_{i+j}}$ ؛  $j = 0, 1, \dots, k-1$  تعریف کردند که برآورد نوسانات تحقق یافته بر اساس  $\check{Y}_0, \check{Y}_{t_1}, \check{Y}_{t_2}, \dots$  باعث نزدیکتر شدن به روند قیمت های واقعی ( $x_t$ ) خواهد شد در نتیجه میزان اثر اختلالات کوچک را کاهش خواهد داد ولی از طرف دیگر در این



رویکرد، خطای انباشته شده حاصل از استفاده میانگین وارد فرآیند خواهد شد پس برای رفع اریبی ناشی از آن، جاکود اصلاح مجددی را بر روی نوسانات تحقق یافته روش از پیش متوسط گیری کردن انجام داد و آن را به صورت  $\sum_i (\check{Y}_{t(2i+1)k} - \check{Y}_{t2ik})^2$  تعریف نمود (جاکود و همکارانش، ۲۰۰۹).

از دیگر ویژگی‌های این برآوردگر این است که با تغییر پنجره متوسط گیری  $(k_n)$ ، همچنان دارای یک برآوردگر سازگار خواهد بود. در واقع به زبان ساده تر این رویکرد به دنبال تقریبی برای نوسانات تجمیع شده  $x_t$  (تابعی از زمان  $t$ ) توسط یک میانگین از قیمت‌های مشاهده شده؛  $Y$ ؛ در اطراف و همسایگی زمان  $t$  است که با این کار اختلالات به طور متوسط از برآورد مورد نظر دور می‌شود.

در اکثر حوزه‌های مالی از بازده دارایی‌ها در تحلیل‌های خود استفاده می‌کنند. بنابراین اگر  $Y_t$  لگاریتم قیمت‌های مشاهده شده باشد،  $\Delta Y_t$  نیز نموها یا بازده‌های مشاهده شده هستند و به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\Delta_j^n y := y_{t_j} - y_{t_{j-1}}, \quad j = 1, 2, \dots, n \quad (13)$$

از این رو دنباله ای از  $(\Delta_1^n y, \dots, \Delta_n^n y)$  وجود دارد که آن‌ها را با یک مقدار صحیح بهینه مثل  $k_n$  که  $1 \leq k_n \leq n$  باید افزایش کرد (وانگ و همکارانش، ۲۰۱۳).  $k_n$  که یک عدد صحیح است معمولاً آن را تابعی از  $\theta$  که در آن  $\theta > 0$  و یک مقدار دلخواه و قابل انتخاب توسط کاربر است، باید گفت برآوردگر از پیش متوسط گیری کردن وابسته به  $\theta$  می‌باشد به طوری که هر چه مقادیر  $\theta$  کوچکتر باشد در نتیجه تعداد افزایش‌ها برای داده‌ها بیشتر خواهد شد که برآوردگری سازگار با اریبی بیشتری را خواهیم داشت و بالعکس اگر مقادیر  $\theta$  بزرگ باشد برآوردگر پایدارتر با سازگاری کمتر خواهد بود. باید به این نکته اشاره نمود که هر چقدر مسیر نمونه ای بازده‌های قیمت‌ها ناهموارتر باشد، حساسیت این برآوردگر نسبت به انتخاب  $\theta$  بیشتر خواهد بود بنابراین بهتر است مقادیر  $\theta$  به صورت روزانه و با توجه به نوسانات دارایی‌ها در هر روز تعیین گردد (هتچ و پودولسکیچ، ۲۰۱۳). علاوه بر این فرکانس نمونه برداری  $\Delta_n$  نیز مهم تلقی می‌شود چنانچه مقادیر  $\Delta_n$  کوچک باشد بهتر است از مقادیر  $\theta$  کوچک استفاده کنیم و سرانجام مقدار  $k_n$  به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$K_n \Delta_n^{\frac{1}{2}} = \theta + o\left(\Delta_n^{\frac{1}{4}}\right) \quad (14)$$

بنابراین بلوک‌هایی هم پوشا یا هم‌زمان معادله‌بندی شده است که  $\hat{I}$  امین بلوک آن برابر است با (وانگ و همکارانش، ۲۰۱۳):

$$\beta_i = (\Delta_i^n y, \dots, \Delta_{i+k_n-1}^n y) \quad 1 \leq i \leq n - k_n + 1 \quad (15)$$

سپس یک تابع به منظور هموارسازی بازده‌ها همانند  $g$  که بر روی  $[0,1]$  قطعه قطعه پیوسته است به طوری که:

$$1) \quad g(0) = g(1) = 0$$

$$2) \int_0^1 g^2(s) ds > 0, \quad s \in (0,1)$$

و معمولاً آن را به صورت زیر تعریف می کنند (جاکود و همکارانش، ۲۰۰۹):

$$g(x) = \min\{x, 1-x\}, \quad x \in [0,1] \quad (16)$$

در این مقاله از معادله (۱۶) به منظور تابع هموارسازی بازده ها استفاده شده است. بنابراین می توان در مدت زمان  $t$  امین بلوک، میانگین وزنی نموها را که متغیرهای تصادفی هستند، به صورت زیر تعریف نمود (وانگ و همکارانش، ۲۰۱۳):

$$\Delta_i^n y = y_{i\Delta_n} - y_{(i-1)\Delta_n}, \quad i = 1, \dots, n \quad (17)$$

$$\bar{y}_i^n = \Delta_{i,k_n}^n y(g) = \sum_{j=1}^{k_n-1} g\left(\frac{j}{k_n}\right) \Delta_{i+j}^n y, \quad 1 \leq i \leq n - k_n + 1 \quad (18)$$

در این قسمت تنها اختلالات کوچک مورد کنترل قرار گرفت اما کماکان اثر جهش ها بر روی داده ها باقی مانده است و برای حذف اثر جهش ها دو مرحله لازم است: (۱) پی بردن به وجود جهش های گسسته (۲) تعیین مرز برای حذف جهش های گسسته.

#### ۴-۲- پی بردن به وجود جهش های گسسته

برای پی بردن به وجود جهش های گسسته در مسیر فرآیند بازده ها، آزمون ها و روش های مختلف آماری زیادی وجود دارد و در این مقاله از آزمون ناپارامتری BNS معرفی شده توسط بارندورف- نلسن و شپارد<sup>۴۳</sup> (۲۰۰۴) استفاده شده است. آنها با توجه به مفهوم "Bipower variation" (به اختصار BV) بیان داشتند، همان طور که تعداد نمونه ها به سمت بینهایت میل می کند واریانس تحقق یافته نیز به واریانس تجمیع شده همراه با جز متناهی جهش که ناپیوسته است همگرا می شود و این در حالی است که BV تنها به واریانس تجمیع شده همگرا می شود به عبارت دیگر:

$$RV = \sum_{i=2}^n r_i^2 \rightarrow \int_0^T \sigma^2(s) ds + J \quad (19)$$

$$BV = \mu_1^{-2} \left(\frac{n-1}{n-2}\right) \sum_{i=3}^n |r_i| |r_{i-1}| \rightarrow \int_0^T \sigma^2(s) ds \quad (20)$$

که در آن  $RV^4$  واریانس تحقق یافته،  $r_i = p(t_i) - p(t_{i-1})$  و  $\mu_\alpha = E(|Z|^\alpha)$ ؛  $Z \sim N(0,1)$  است. واضح است از تفاوت  $RV$  با  $BV$  جز متناهی جهش را می‌توان به دست آورد.

بنابراین آماره آزمون مناسبی که توسط بارندورف-نلسن و شپارد معرفی شد، به صورت زیر تعریف شد:

$$Z_{QP} = \frac{RV - BV}{RV} \sqrt{\left(\frac{\pi}{2}\right)^2 + \pi - 5} \left(\frac{1}{n}\right) \max\left(1, \frac{QP}{BV^2}\right) \quad (21)$$

که تحت فرض صفر عدم وجود جهش در آن دوره زمانی، دارای توزیع نرمال استاندارد می‌باشد. این آزمون را با نماد BNS نشان می‌دهند (رگنلی، ۲۰۱۰).

#### ۳-۴- تعیین مرز برای حذف جهش‌های گسسته

در این مقاله از روش معرفی شده توسط جاکود و همکارانش (۲۰۰۸) برای مرز بندی جهش‌ها استفاده شده است که تحقیقات آن‌ها جهش‌ها را به دو دسته تقسیم نمودند: دسته اول جهش‌های کوچک یا نامتناهی هستند و دسته دوم جهش‌های بزرگ یا متناهی می‌باشند که باعث گسسته شدن روند تغییر قیمت‌ها است. برای تشخیص تفاوت نوع جهش‌ها، یک مقدار را به عنوان آستانه یا مرز داده‌ها تعریف نمودند در واقع با تعیین یک مرز مناسب می‌توان آن دسته از جهش‌هایی که موجب گسسته شدن مسیر تغییر قیمت‌ها می‌شوند را حذف نمود (ات-ساهالیا و جاکود، ۲۰۰۹). به طور معمول از دیدگاه تئوری، هر گاه  $\Delta_n \rightarrow 0$  سطح برش  $u_n$  نیز به سمت صفر میل می‌کند به عبارت دیگر هر چه فاصله فرکانس نمونه برداری و تعداد داده‌ها بیشتر شود جهش‌های بزرگ در مسیر قیمت‌ها کمتر دیده خواهند شد. بنابراین یک تعریف مناسب از سطح برش می‌تواند تابعی از  $\Delta_n$  به صورت زیر باشد:

$$u_n = \alpha \Delta_n^\omega, \quad \omega \in \left(0, \frac{1}{2}\right), \alpha > 0 \quad (22)$$

باید متذکر شد زمانی که  $\omega < \frac{1}{2}$  به طور دلخواه انتخاب می‌شود در واقع کاربر اجازه وجود عمدتاً جهش‌های کوچک در مسیر تغییر قیمت‌ها داده است (ات-ساهالیا و جاکود ۲۰۱۲) و مقدار  $\alpha$  را بر اساس پراکندگی درجه دوم داده‌ها مثلاً مقدار واریانس داده‌ها می‌توان انتخاب نمود که در این مقاله برای تعیین  $\alpha$  از برآورد واریانس تحقق یافته به دست آمده در روش تازه کردن زمان استفاده شده است.

#### ۴-۴- ادغام رویکرد از پیش متوسط‌گیری با روش مرزبندی جهش‌ها

در واقع رویکرد از پیش متوسط‌گیری کردن با ایجاد توازن بین خطاها و قیمت‌های واقعی، اثر اختلالات کوچک را کاهش می‌دهد اما کماکان اثر جهش‌ها بر روی برآوردگر باقی است. بنابراین به منظور حذف اثر

جهش‌ها از رویکرد جاکود (۲۰۰۸) در زمینه جهش‌ها می‌توان استفاده کرد که در آن مرزی برای داده‌های در نظر گرفته می‌شود و اگر این رویکرد با برآوردگر از پیش متوسط‌گیری کردن ادغام شود، به صورت زیر خواهد بود (وانگ و همکارانش، ۲۰۱۳):

$$U(y, g)_t^n = \sum_{i=1}^{n-k_n+1} (\Delta_{i, k_n}^n y) (\Delta_{i, k_n}^n y)' I_{\{|\Delta_{i, k_n}^n y| \leq u_n\}} \quad (23)$$

که در آن  $I$  تابع نشانگر است و بر اساس سطح آستانه  $u_n$ ، همواره نموهای بزرگتر از  $u_n$  وقتی  $n \rightarrow \infty$  به تدریج از داده‌ها حذف می‌شود.

### ۵- فرضیه و پرسش‌های پژوهش

**فرضیه:** برآوردگر ریسک سیستماتیک پیشنهاد شده در این رویکرد نسبت به سایر برآوردگرهای کلاسیک از ارزیابی کمتری برخوردار است.

**پرسش اول:** نوسانات بازده قیمتی سید دارایی بعد از برآورد ماتریس کوواریانس نوسانات تجمیع شده چگونه خواهد بود؟

**پرسش دوم:** تحت برآوردگر ماتریس کوواریانس نوسانات تجمیع شده، ریسک سیستماتیک برآورد شده سهام پیشنهادی چه مقدار خواهد بود؟

**پرسش سوم:** سهم جهش‌ها و اختلالات کوچک در برآورد نوسانات بازده قیمتی سید دارایی چقدر است؟

**پرسش چهارم:** مدل مناسب برای ریسک سیستماتیک برآورد شده در طی چند ماه چگونه خواهد بود؟ به منظور پاسخ‌دهی به سوالات ذکر شده و رسیدن به حکم فرضیه، دو شیوه در برآورد ماتریس کوواریانس نوسانات تجمیع شده به صورت زیر در نظر گرفته شده است:

(۱) برآورد ماتریس کوواریانس نوسانات تجمیع شده بدون در نظر گرفتن اثر جهش‌ها و اختلالات کوچک

(۲) برآورد ماتریس کوواریانس نوسانات تجمیع شده با کنترل کردن اثر اختلالات کوچک و حذف اثر جهش‌ها

در روش دوم به منظور کنترل اثر اختلالات کوچک از رویکرد "از پیش متوسط‌گیری کردن" معرفی شده توسط جاکود و همکارانش در سال ۲۰۰۷ استفاده شده است و در این رویکرد اثر جهش‌ها نیز حذف می‌شود. بنابراین برای هر روزکاری این ماتریس به دو شیوه برآورد خواهد شد که قطر اصلی ماتریس شامل نوسانات بازده قیمت شرکت فملی و شاخص کل و قطر فرعی آن کوواریانس بین نوسانات بازده قیمت دارایی با شاخص کل است و با کمک ماتریس برآورد شده به تخمین ریسک سیستماتیک دارایی‌های مورد مطالعه می‌توان پرداخت. برای پی‌بردن به سهم جهش‌ها و اختلالات کوچک کافی است ریسک سیستماتیک تخمین

زده شده در دو روش فوق با یکدیگر مقایسه شود یعنی مابه‌التفاوت مقادیر ریسک سیستماتیک در دو روش معادل سهم جهش‌ها و اختلالات کوچک است.

در نهایت یک سری زمانی از ریسک سیستماتیک برآورد شده برای تمام روزهای کاری مورد مطالعه در دسترس خواهد بود که قابل مدل‌سازی و پیش‌بینی است و وقتی که مدل مناسب سری زمانی برای هر دو روش برازش داده شود بایستی به سراغ باقیمانده مدل‌ها به منظور اعتبارسنجی برآوردگر ریسک سیستماتیک در روش‌ها رفت و نمودار مربوط به جذر میانگین مربع خطای باقی‌مانده<sup>۴۵</sup> هر دو مدل در دو روش ذکر شده را رسم نمود و اساساً آن روشی که دارای مقادیر کوچکتری از جذر میانگین مربع خطا باشد، دارای اریبی کمتر و دقت بیشتر در برآورد ریسک سیستماتیک دارای خواهد بود.

#### ۶- نتایج پژوهش

این قسمت به بیان نتایج تجربی حاصل از رویکردها و روش‌های فوق پرداخته شده است. همان‌طور که در بخش قبل گفته شد، از لگاریتم بازده دارایی‌ها به صورت معادله (۱۰) که تماماً مانایی آن‌ها در هر روز توسط آزمون دیکی-فولر بررسی شده و مورد استفاده قرار گرفته شده است. در ابتدا برآوردگر ماتریس کوواریانس نوسانات تحقق یافته؛ بدون در نظر گرفتن اثر اختلالات کوچک و جهش‌ها؛ تنها با همزمان کردن زمان معاملات محاسبه شد سپس به منظور تعیین مقدار  $\alpha$  در معادله (۲۲) با توجه به مقادیر واریانس‌های برآورد شده در ماتریس کوواریانس تحقق یافته فوق، برای هر روزی که آزمون BNS به وجود جهش‌های متناهی در سطح اطمینان ۹۹٪ تاکید داشت، مرز هر روز جداگانه تعیین شد و به این منظور مقدار ثابت  $\omega = 0,42$  و  $\Delta_n = \left[ \frac{T}{n} \right]$  است که  $T$  تعداد کل ثانیه‌ها در هر روز و  $n$  تعداد داده‌های ثبت شده در آن روز می‌باشد. علاوه بر این چندین مقدار برای  $\Theta$  و  $k_n$  مورد بررسی قرار گرفته شد تا به یک مقدار تقریبی ثابت برآورد ماتریس کوواریانس تجمیع شده برسیم، به طور شهودی نمودار مربوط به لگاریتم بازده‌ها برای هر روز مورد بررسی قرار گرفته شد تا از همسو بودن یا نبودن روند تغییرات شرکت فملی با شاخص کل به طور دقیق مطمئن شویم و در تعریف تابع  $k_n$  از معادله‌های زیر با توجه به تعداد نمونه‌ها در هر روز استفاده گردید (کیریستنسن، کین بروک و پودولسکیچ، ۲۰۱۰؛ جاکود و همکارانش، ۲۰۰۹):

$$k_n = \left[ \theta_i \sqrt{n_i} \right] \text{ و } k_n = \left[ \theta_i \sqrt{n_i + n_j} \right] \quad (24)$$

مقادیر  $\Theta$  در بازه (0,4) انتخاب گردیده شد و در نتیجه  $4 \leq k_n \leq 22$  محاسبه گردید که لزوماً برای شاخص و شرکت فملی یکسان تعیین نمی‌شود.

به منظور به دست آوردن مقدار بتاها و میزان پراکندگی لگاریتم بازده دارایی برای ماه‌های خرداد الی آبان همان‌طور که در بخش قبل ذکر شد از میانگین هموارسازی نمایی با ضریب ثابت هموارسازی ۰,۵ استفاده شده است و نتایج آن یکبار برای روش تازه کردن زمان و بار دیگر برای رویکرد از پیش متوسط‌گیری کردن همراه با در نظر گرفتن اثر جهش‌ها در جداول ۱ و ۲ نشان داده شده است:

جدول ۱: برآورد ماتریس کوواریانس نوسانات تجمیع شده بین شرکت فملی و شاخص کل خرداد الی آبان ماه ۹۳

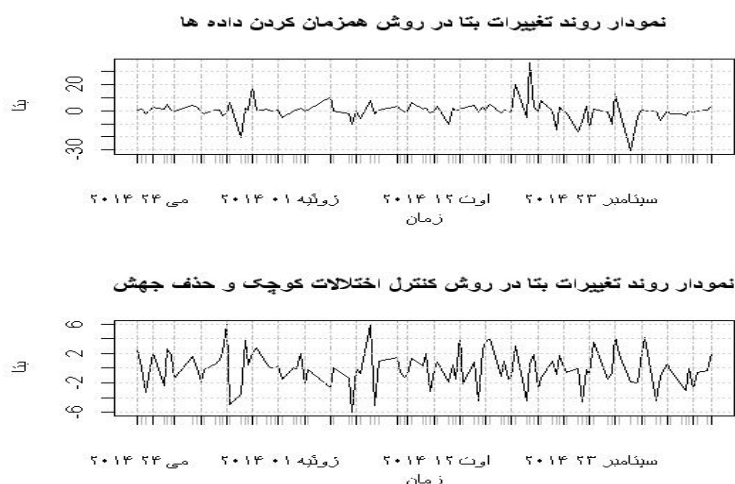
ماتریس کوواریانس نوسانات تحقق یافته		روش همزمان کردن معاملات
فملی	شاخص	
-۰,۰۰۰۰۰۰۵۹	۰,۰۰۰۰۰۰۲۸	شاخص
۰,۰۰۰۰۰۰۲۴۳۸	*	فملی
$\frac{-۰,۰۰۰۰۰۰۵۹}{۰,۰۰۰۰۰۰۲۸} = -۰,۲۱۰۴۰۰۹ \approx -۰,۲۱$		$\beta$

جدول ۲: برآورد ماتریس کوواریانس نوسانات تجمیع شده بین شرکت فملی و شاخص خرداد الی آبان ۹۳

ماتریس کوواریانس نوسانات تحقق یافته		روش: کنترل اختلالات کوچک و حذف جهش ها
فملی	شاخص	
-۰,۰۰۰۰۰۰۰۳۹	۰,۰۰۰۰۰۰۰۵۲	شاخص
۰,۰۰۰۰۰۰۰۱۳۳	*	فملی
$\frac{-۰,۰۰۰۰۰۰۰۳۹}{۰,۰۰۰۰۰۰۰۵۲} = -۰,۷۴۹۸۸۰۸۳۱ \approx -۰,۷۵$		$\beta$

با مقایسه جداول ۱ و ۲ در میابیم که بتای برآورد شده هر دو روش تأکیدی بر ناهمسو بودن تغییرات شرکت فملی نسبت به بازار دارد که در روش دوم این میزان حساسیت به طور تقریبی ۰,۷۵ است در حالی که در روش اول ۰,۲۱ می باشد و مقدار مائالتفاوت بتاهای دو روش برابر با ۰,۵۴ است که می توان گفت اثر جهش ها و اختلالات کوچک در این مورد مطالعه، به طور تقریبی برابر با ۵۴٪ که مقدار فوق العاده قابل اهمیت در برآورد می باشد. شکل زیر نیز نمودار مقادیر بتاها برآورد شده توسط دو روش ذکر شده را نشان می دهد.

علاوه بر این بتاهای برآورد شده در طی ۱۰۰ روز کاری شرکت فملی اقدام به مدلسازی سری زمانی گردیده شد و اولین گام بررسی مانایی این بتاها با استفاده از آزمون دیکی- فولر در سطح اطمینان ۹۹٪ بود که در روش دوم سری زمانی بتاها خود مانا بود ولی روش اول با تفاضل گیری مرتبه ۱ مانا شد و در دومین گام بررسی آزمون اثر آرچ و نمودار مربوط به تابع خود همبستگی و خود همبستگی جزئی برای بتاها رسم گردید. نتیجه آزمون ARCH-LM TEST در سطح اطمینان ۹۵٪ در جدول ۴ زیر بیان شده است.



شکل ۱: سری زمانی بتاهای برآورد شده در طی ۱۰۰ روز کاری شرکت فملی در دو روش فوق‌الذکر

جدول ۴: آزمون اثر آرچ در سطح اطمینان ۹۵٪ به منظور بررسی وجود ویژگی ناهمسانی

واریانس شرطی در سری زمانی بتاهای دو روش

مقادیر بحرانی	آماره ARCH-LM TEST	روش
		همزمان کردن معاملات
۰,۰۰۱۵۵۱	۳۱,۶۷۸۲	
۰,۰۳۳۹۴	۲۲,۳۳۴	کنترل اختلالات کوچک و حذف جهش‌ها

حال با توجه به نتایج جدول ۴ اقدام به مدلسازی بتاها شد که ما از نرم افزار R دستور تابع `auto.arima()` واقع استفاده کردیم. همچنین باید متذکر شد در تمام مراحل از معیار ضریب AIC<sup>۴۶</sup> در انتخاب مناسب مدل استفاده شده است. نرم افزار انتخاب مدل های زیر را پیشنهاد داد:

جدول ۵: مدل های پیشنهاد شده نرم افزار R برای بتاهای برآورد شده دو روش همزمان کردن

معاملات و کنترل اختلالات کوچک و حذف جهش‌ها

ضریب AIC	مدل	روش
۶۹۸,۶۸	AR(3)	همزمان کردن معاملات
۴۵۵,۷۵	MA(1)	کنترل اختلالات کوچک و حذف جهش‌ها

همان طور که در جدول ۵ مشخص است، مدل‌های پیشنهادی به دلیل مقادیر بالا ضریب AIC اطلاعات زیادی را از دست می‌دهند و در توصیف روند بتاها ضعیف هستند به همین دلیل پس از بررسی طیف وسیعی از مدل‌های مختلف سری‌های زمانی، مدل مناسب ARMA(m,n)/GARCH(p,q) توسط نرم افزار تشخیص داده شد و نتیجه مدلسازی برای بتاهای دو روش به صورت زیر بود:

**جدول ۶: مدل‌های برازش داده شده مناسب بتاهای برآورد شده دو روش همزمان کردن معاملات و کنترل اختلالات کوچک و حذف جهش‌ها**

ضرایب معنادار مدل در سطح اطمینان ۹۰٪	AIC	مدل	روش
$\phi_1, \phi_2, \phi_3, \omega, \alpha, \beta$	۶,۸۸۱۵۶۷	ARMA(3,0)/GARCH(1,1)	روش همزمان کردن معاملات
$\Theta, \omega, \alpha, \beta_2$	۴,۶۰۲۱۹۸	ARMA(0,1)/GARCH(1,2)	روش کنترل اختلالات کوچک و حذف جهش

بنابراین بر اساس پارامترهای برآورد شده در جدول ۶، برای هر یک از روش‌ها مدل به صورت زیر تعیین شد:

(۱) روش همزمان کردن معاملات

$$y_t = -0.7933y_{t-1} - 0.46291y_{t-2} - 0.33489y_{t-3} + e_t \quad (25)$$

$$\sigma_{\epsilon|t-1}^2 = 10.55839 + 0.61499e_{t-1}^2 + 0.3908\sigma_{\epsilon-1|t-2}^2$$

(۲) روش حذف جهش‌ها و کنترل اختلالات کوچک

$$y_t = -0.1726e_{t-1} + e_t \quad (26)$$

$$\sigma_{\epsilon|t-1}^2 = 2.438 + 0.1884e_{t-1}^2 + 0.3573\sigma_{\epsilon-2|t-3}^2$$

علامت  $y_t$  بیانگر سری زمانی برازش داده شده برای بتاهای ریسک سیستماتیک است. مرحله آخر برای تایید این دو مدل شامل بررسی روی باقیمانده های مدل‌ها؛ اختلاف مقادیر  $y_t$  به دست آمده از مدل‌های (۲۵) و (۲۶) نسبت به مقادیر واقعی یعنی بتاهای حاصل شده از ماتریس های کوواریانس تحقق یافته در دو روش؛ است. چرا که زمانی مدل به درستی برازش داده شده است که باقی مانده مدل از هم مستقل و دارای توزیع تصادفی باشند و برای این منظور از آزمون LjungBox و LM Arch Test استفاده گردید و نتیجه شد که باقی مانده این دو مدل برازش داده شده، تصادفی و مستقل از هم هستند. نتایج به صورت جدول در پیوست آمده است.

علاوه بر این برای دانستن این موضوع که آیا باقی مانده های ما دارای توزیع نرمال هستند یا خیر؟ از آزمون های Jarque-Bera و Shapiro-Wilk برای باقی مانده های مدل های برازش داده شده در هر دو روش استفاده شده است و با توجه به نتایج این دو آزمون، باید گفت باقی مانده های مدل (۲۵) برای روش همزمان کردن داده ها از توزیع نرمال پیروی نمی کنند ولی باقی مانده مدل (۲۶) در روش دوم در سطح



اطمینان ۹۵٪ دارای توزیع نرمال می‌باشند. همچنین نمودار qqplot نشان دهنده توزیع نرمال باقی مانده های مدل (۲۶) است (برای مشاهده به پیوست مراجعه نمایید).

در این مقاله برای تاکید بیشتر بر روی برتری این روش نسبت به روش های معمول، به رسم نمودارهای RMSE مربوط به باقی مانده مدل های برازش داده شده به ترتیب در (۲۵) و (۲۶) پرداخته شد و بیانگر این مهم می‌باشد که مقادیر RMSE مربوط به باقیمانده مدل (۲۶) در روش حذف جهش‌ها و کنترل اختلالات کوچک بسیار کمتر از مدل (۲۵) روش دیگر است یعنی تقریباً  $\frac{1}{5}$  کمتر از روش همزمان کردن داده ها است و با توجه به این قسمت می توان ادعا کرد این روش مناسب تر از روش اول در برآورد ریسک سیستماتیک برای سری زمانی با فرکانس بالا است. به عبارت دیگر میزان آریبی کمتری نیز دارد. برای مشاهده نمودار RMSE دو مدل به پیوست مراجعه نمایید.

#### ۷- نتیجه گیری و بحث

هدف این تحقیق برآورد دقیق تر از ماتریس کوواریانس تحقق یافته بین دارایی ها با شاخص کل به منظور برآورد دقیق تر از ریسک سیستماتیک مربوطه بود. اگر چه روش فوق تنها برای سری های زمانی با فرکانس بالا قابل استفاده است اما باید گفت هنگامی که از داده های روزانه شامل قیمت‌های ابتدایی و انتهای معاملات برای تجزیه و تحلیل استفاده می‌شود، محقق قادر به در نظر گرفتن نوسانات در طول روز نیست و در نتیجه ممکن است قیمت روز بعد به شدت تحت تأثیر گذر شبانه روز بازار قرار گرفته باشد. علاوه بر این بتاهای محاسبه شده در یک بازه زمانی را می توان به صورت یکسری زمانی مدلسازی کرد که این بازه زمانی به دلیل استفاده از سری های زمانی با فرکانس بالا کوتاه مدت است یعنی داده های مشاهده شده در مدت زمان کوتاهی جمع آوری شده است (مثلاً در دوره یک ماه).

نتایج به دست آمده از این روش و آزمون ها نشان دهنده رابطه معکوس شرکت ملی صنایع مس ایران با شاخص در طی ماه های خرداد الی آبان است و در روش همزمان کردن داده ها میزان پراکندگی و نوسان دارایی و شاخص بیشتر از روش انتخابی بود یعنی میزان پراکندگی درجه دوم فملی و شاخص در روش اول به ترتیب برابر با: ۰,۰۰۰۰۲۸، ۰,۰۰۰۲۴۳۸ و در روش دوم: ۰,۰۰۰۰۰۵۲ و ۰,۰۰۰۰۰۱۳۳ برآورد شد و چنانکه مقدار بتاهای دو روش به دست آمده در جدول ۲ را با هم مقایسه کنیم در می یابیم که اختلالات کوچک و جهش ها حدود ۵۴٪ سهم در محاسبه بتا داشته اند که این مقدار حائز اهمیت است و عدم توجه به آنان نوسانات غیر واقعی از دارایی را نشان می دهد که بخشی از آن متأثر از شوک هایی است که مدت ها قبل اتفاق افتاده است.

نتایج حاصل این مقاله در راستای تحقیقات گذشته نظیر تحقیقات وانگ، لو (۲۰۱۳) قرار گرفت و برای تحلیل سری های زمانی با فرکانس بالا اثر جهش‌ها و اختلالات ریز ساختار امری غیر قابل اجتناب است و بایستی برای استفاده از سری های زمانی با فرکانس بالا از روش‌ها و رویکردهای مربوط به آن استفاده نمود بنابراین روش هایی که تنها یک اثر را در نظر گرفته اند همانند روش کیریستنسن، کین بروک و پودولسکیچ

(۲۰۱۰) قطعا کامل نخواهند بود و واجب است برای به دست آوردن نتایج قابل اطمینان رویکرد از پیش متوسط گیری کردن را با مرزبندی جهش‌های روش جاکود و ات\_سahalیا (۲۰۱۲) ادغام نمود. برتری این روش نسبت به سایر روش ها به مفهوم برخورداری از درک بهتر نسبت به نوسان دارایی ها و رابطه دارایی با بازار است در نتیجه پیش بینی نوسانات دارایی ها بهتر صورت می گیرد و تخصیص دارایی ها در یک پرتفو با اطمینان بیشتری انجام می شود چرا که در روش های معمول ممکن است بتاهایی را برآورد شود که مقبولیتی برای آنان وجود نداشته باشد. همچنین استفاده از سری های زمانی با فرکانس بالا به ما امکان پیش بینی و مدلسازی در کوتاه مدت را فراهم کرده است که این موضوع در بازارهای رقابتی بین شرکت ها می تواند برای مدیران و تصمیم گیرندگان مهم باشد.

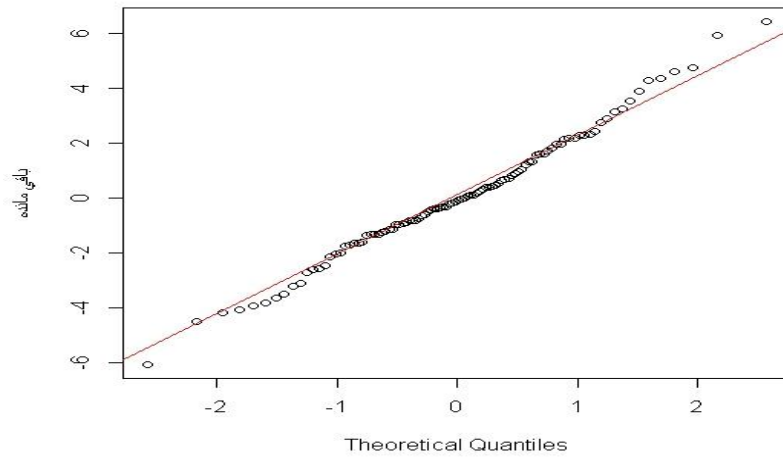
### فهرست منابع

- \* حاجی بزرگی جعفر، آخوندیان محمد جواد، (۱۳۹۰)، بررسی ایستایی ریسک سیستماتیک پرتفوی سرمایه گذاری در بورس اوراق بهادار تهران، مجله مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار، شماره ششم، ۲۴۴-۲۱۵.
- \* Aït-Sahalia, Y. Jacod, J. (2012). Analyzing the Spectrum of Asset Returns: Jump and Volatility Components in High Frequency Data, *Journal of Economic Literature*, Vol. 50, No. 4, pp. 1007-1050.
- \* Aït-Sahalia, Y. Jacod, J. Li, J. (2012). Testing for jumps in noisy high frequency data, *Journal of Econometrics*, Vol.168, No.2, pp. 207-222.
- \* Andersen, T.G., Benzoni, L. (2008). "Realized Volatility", working paper, Federal Reserve Bank of Chicago 14.
- \* Barndorff-Nielsen, O.E., Hansen, P.R., Lunde, A., Shephard, N. (2011). "Multivariate realised kernels: consistent positive semi-definite estimator of the covariation of equity prices with noise and non-synchronous trading". *Journal of Econometrics*, Volume 162, No 2, pp. 149-169.
- \* Będowska-Sójka, B., Kliber, A. (2010). "Realized Volatility versus GARCH and Stochastic Volatility Models. The Evidence from the WIG20 Index and the EUR/PLN Foreign Exchange Market". *Journal of Przegląd Statystyczny*, Volume 57, No z. 4, pp. 105-127.
- \* Christensen, K. Kinnebrock, S. Podolskij, M. (2010). Pre-averaging estimators of the ex-post covariance matrix in noisy diffusion models with non-synchronous data, *Journal of Econometrics*, Vol. 159, No.1, pp. 116-133.
- \* Corsi, F. (2009). A Simple Approximate Long-Memory Model of Realized Volatility, *Journal of Financial Econometrics*, Vol. 7, No, 2, pp. 174-196.
- \* Cryer, J.D. Chan, K. (2008). "Time Series Analysis with Applications in R. 2<sup>rd</sup>ed. New York: Springer Science & Business Media.
- \* Eberle, A. (2012). Stochastic Analysis [online] .German: University of Bonn. Available from: [http://wt.iam.uni-bonn.de/fileadmin/WT/Inhalt/people/Andreas\\_Eberle/StoAn1213/StochasticAnalysisNotes1213.pdf](http://wt.iam.uni-bonn.de/fileadmin/WT/Inhalt/people/Andreas_Eberle/StoAn1213/StochasticAnalysisNotes1213.pdf)[Accessed 9December 2014].
- \* Glasserman, P. (2004). Monte Carlo Methods in Financial Engineering, New York: Springer Science & Business Media.

- \* Hautsch, N. Podolskij, M. (2013). Preaveraging-Based Estimation of Quadratic Variation in the Presence of Noise and Jumps: Theory, mplementation, and Empirical Evidence , Journal of Business & Economic Statistics, Vol. 31, No.2, pp. 165-183.
- \* Hansen, P.R., Lunde, A. (2005). "Realized Variance and Market Microstructure Noise", working paper.
- \* Jacod, J. Li, Y. Mykland, P.A. Podolskij, M. Vetter,M . (2009). Microstructure Noise in the Continuous Case: The Pre-Averaging Approach, Stochastic Processes and their Applications, Vol. 119, No.7, pp. 2249–2276.
- \* Liaudinskas, K. (2012). High Frequency Trading and Its Impact on the Performance of Other Investors, Master thesis, Arhus University.
- \* Liptak, B.S. (2012). " Forecasting realized volatility: Do jumps in prices matter? , Master thesis, Charles University in Prague.
- \* Mikosch, T. (1998). Elementary Stochastic Calculus with Finance in View, World Scientific Publishing Company.
- \* Papapantoleon, A. (2005). An Introduction to Ievy processes With Application in Finance. Lecture notes were prepared for mini-courses taught at the University of Piraeus, Piraeus on April.
- \* Privault, N. (2013). Notes on Stochastic Finance [online]. Singapore: Nanyang Technological University. Available from: <http://www.ntu.edu.sg/home/nprivault/index.html> [Accessed 10 December 2014].
- \* Rognlie., M. (2010). "Spurious Jump Detection and Intraday Changes in Volatility", Master thesis, Duke University.
- \* Tsay, R.S. (2005). Analysis of Financial Time Series. 2<sup>rd</sup>ed. New Jersey: John Wiley & Sons.
- \* Wang, K. Liu, J. Liu, Z. (2013). Disentangling the effect of jumps on systematic risk using a new estimator of integrated co-volatility, Journal of Banking & Finance, Vol. 37, No.5, pp. 1777–1786.
- \* Wang, P. (2009). Modeling and Forecasting of Realized Volatility based on High Frequency data: Evidence from FTSE-100 index, Master thesis, Hanken school of Economics.

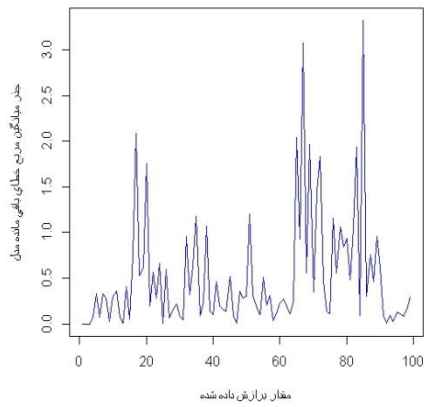
### پیوست‌ها

باقی مانده مدل برآزش داده شده روش حذف جهش و کنترل اختلالات کوچک

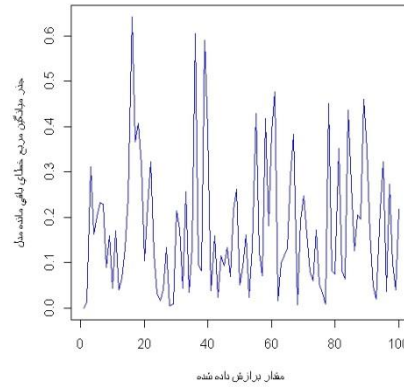


شکل ۳: نمودار QQplot باقی مانده های مدل (۲۸)

جزر میانگین مربع خطا مدل در روش همزمان کردن معاملات



جزر میانگین مربع خطا مدل در روش حذف جهش و کنترل اختلالات کوچک



شکل ۴: نمودار RMSE باقیمانده های مدل (۲۵) و (۲۶)

جدول ۷: نتایج آزمون های Ljung-Box و LM Arch برای باقیمانده های مدل (۲۵) در روش

همزمان کردن معاملات

روش همزمان کردن معاملات			آزمون
p-value	آماره	درجه آزادی	
۰,۵۶۳۷۲۱	۸,۶۶۹۵۹۳	۱۰	Ljung-Box Test
۰,۵۶۹۳۷۸۵	۱۳,۴۲۶۶۷	۱۵	Ljung-Box Test
۰,۵۸۷۶۴۶۲	۱۷,۹۹۶۳۹	۲۰	Ljung-Box Test
۰,۹۱۹۵۸۱۷	۵,۹۲۹۷۵۱	-	LM Arch Test

جدول ۸: نتایج آزمون های Ljung-Box و LM Arch برای باقیمانده های مدل (۲۶) در روش حذف

جهش ها و کنترل کردن

روش حذف جهش و کنترل کردن اختلالات کوچک			آزمون
p-value	آماره	درجه آزادی	
۰,۵۶۳۷۲۱	۸,۶۶۹۵۹۳	۱۰	Ljung-Box Test
۰,۵۶۹۳۷۸۵	۱۳,۴۲۶۶۷	۱۵	Ljung-Box Test
۰,۵۸۷۶۴۶۲	۱۷,۹۹۶۳۹	۲۰	Ljung-Box Test
۰,۹۱۹۵۸۱۷	۵,۹۲۹۷۵۱	-	LM Arch Test

#### یادداشت‌ها

- <sup>1</sup> High frequency
- <sup>2</sup> Tick by tick
- <sup>3</sup> Realized volatility
- <sup>4</sup> Zhou
- <sup>5</sup> Hansen
- <sup>6</sup> lunde
- <sup>7</sup> Baillie
- <sup>8</sup> Dacorogna
- <sup>9</sup> Heterogeneous autoregressive conditional heteroskedasticity
- <sup>10</sup> Microstructure noise
- <sup>11</sup> Ait-Sahalia
- <sup>12</sup> Jocod
- <sup>13</sup> Barndorff-Nielsen
- <sup>14</sup> Pre\_averaging method
- <sup>15</sup> Refresh time
- <sup>16</sup> Hayashi-yoshida
- <sup>17</sup> voev
- <sup>18</sup> lunde
- <sup>19</sup> Integrated co-volatility
- <sup>20</sup> Non-synchronous trading
- <sup>21</sup> jump
- <sup>22</sup> Barndorff-Nielsen and Shephard test
- <sup>23</sup> Hautsch
- <sup>24</sup> Podolskij

- <sup>25</sup> Realized kernel
- <sup>26</sup> Christensen
- <sup>27</sup> Wang
- <sup>28</sup> Andersen
- <sup>29</sup> Benzoni
- <sup>30</sup> Tsay
- <sup>31</sup> Będowska-Sójka
- <sup>32</sup> Kliber
- <sup>33</sup> Drift
- <sup>34</sup> Diffusion coefficient
- <sup>35</sup> Glasserman
- <sup>36</sup> Integrated variance
- <sup>37</sup> Rognlie
- <sup>38</sup> Kinnebrock
- <sup>39</sup> Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity
- <sup>40</sup> Autoregressive moving average model
- <sup>41</sup> Systematic risk
- <sup>42</sup> Stationary
- <sup>43</sup> Shephard
- <sup>44</sup> Realized volatility
- <sup>45</sup> Root-mean-square error
- <sup>46</sup> Akaike Information Criteria