

فصلنامه علمی پژوهشی  
دانش مالی تحلیل اوراق بهادار  
سال دهم، شماره سی و چهارم  
تابستان ۱۳۹۶

## بر آورد اخلاص ریزساختاری قیمت‌ها و بررسی اثر آن بر بازده سهام با استفاده از پرتفولیوسوئیچینگ و داده‌های پربسامد

جلال سیف‌الدینی<sup>۱</sup>

فریدون رهنمای رودپشتی<sup>۲</sup>

هاشم نیکومرام<sup>۳</sup>

تاریخ پذیرش: ۹۵/۴/۱۵

تاریخ دریافت: ۹۵/۱/۳۰

### چکیده

پژوهش‌های مختلف انجام شده در حوزه ریزساختار بازارهای مالی نشان داده است که اخلاص لازمه وجود یک بازار نقدشونده است، اما وجود اخلاص در قیمت‌ها از سوی دیگر به معنای انحراف موقت قیمت‌ها از مقادیر بنیادین آن است. اگر در سهمی مقدار اخلاص برای یک دوره بالا باشد، می‌توان آن را به عنوان یکی از ریسک‌های سهم شناخت. در پژوهش پیش رو پس از برآورد اخلاص ریزساختاری قیمت‌ها، با استفاده از پرتفولیوسوئیچینگ بازده پرتفولی‌هایی که دارای اخلاص بالایی هستند با بازده پرتفولی‌هایی که دارای اخلاص پایین‌تری هستند مقایسه کرده‌ایم و به این نتیجه رسیدیم که ریسک بالا بودن اخلاص به صورت یک صرف ریسک خود را در بازده آتی نشان می‌دهد و این بازده توسط مدل‌های قیمت‌گذاری مبتنی بر بازار کارا قابل توضیح نیست. این امر در راستای تایید فرضیه بازار دارای اخلاص، در مقابل فرضیه بازار کارا می‌باشد.

واژه‌های کلیدی: اخلاص ریزساختاری، معامله‌گران مبتنی بر اخلاص، داده‌های پربسامد، پرتفولیوسوئیچینگ.

۱- دانشجوی دکتری مدیریت مالی، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم و تحقیقات تهران، گروه مدیریت مالی، تهران، ایران  
jalal.seifoddini@gmail.com

۲- استاد و عضو هیئت علمی دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم و تحقیقات تهران، گروه مدیریت مالی، تهران، ایران،  
rahnama.roodposhti@gmail.com

۳- استاد و عضو هیئت علمی دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم و تحقیقات تهران، گروه مدیریت مالی، تهران، ایران

## ۱- مقدمه

فعالیت‌های این دسته از معامله‌گران باشد را شرط حیاتی در وجود یک بازار نقدشونده می‌دانند. تاکنون پژوهشگرانی که از داده‌های پرسامد استفاده می‌کنند بیشتر در جستجوی راه‌هایی برای حذف این اخلال‌ها در بررسی‌های خود بوده‌اند و براین اساس از روش‌هایی نظیر شبیه‌سازی و فیلترینگ داده‌ها استفاده می‌کردند. لذا مسئله‌ای که این پژوهش به آن می‌پردازد این است که آیا اخلال موجود در قیمت‌ها می‌تواند توسط مدل‌های قیمت‌گذاری مبتنی بر کارایی کامل بازار توضیح داده شود و یا وجود آن می‌تواند موجب بازده اضافه در سهم شود که نشان می‌دهد بازار کارا نیست. همچنین در این پژوهش برای پاسخ به این مسئله به جای برخورد حذفی با اخلال موجود در قیمت‌ها به جستجوی راهی برای برآورد اخلال پرداخته می‌شود. بدین ترتیب با توجه به اهداف و سوالات پژوهش فرضیه اصلی که پس از برآورد اخلال ریزساختاری<sup>۵</sup> قیمت‌ها مورد آزمون قرار خواهد گرفت این است که "بالا بودن اخلال در داده‌های قیمتی پرسامد<sup>۶</sup> می‌تواند به عنوان یک ریسک موجب ایجاد صرف ریسک در بازده آتی سهم شود و این بازده توسط مدل‌های قیمت‌گذاری مبتنی بر بازار کارا قابل توضیح نیست".

پژوهش حاضر بر روی سهم شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران انجام گرفته است. یکی از ویژگی‌های داده‌های پرسامد این است که با افزایش حجم داده‌ها میزان اخلال بالاتر می‌رود، لذا گسترش دامنه پژوهش منجر به افزودن حجم انبوهی از داده‌ها می‌شود که اخلالی که به پژوهش می‌افزایند بیشتر از اطلاعاتی است که به همراه دارند. اکثریت تحقیقات انجام شده در دنیا و ایران از داده‌های کم بسامد استفاده می‌کنند و به همین دلیل با توجه به اینکه این تحقیقات در حوزه کلان (و نه ریزساختار) به بررسی بازار سرمایه می‌پردازند و همچنین جهت دراختیار بودن میزان داده کافی جهت اعتبار بررسی خود از دوره‌های زمانی ۵ تا ۱۰ سال استفاده

پیشرفت‌های حاصل شده در تکنولوژی‌های پردازش اطلاعات موجب شده است که در سال‌های اخیر پژوهشگران مالی در بازار سرمایه، برخلاف دوران گذشته که با کمبود و محدودیت در دسترسی به اطلاعات مواجه بودند با انبوهی از داده‌ها روبرو باشند. بویژه در داده‌های مربوط به معاملات، این امر کاملاً مشهود است. این امر موجب شده است تا دیگر نتوان از مزایای استفاده از متوسط داده‌ها به جای همه داده‌ها استفاده کرد. براساس علم آمار بدیهی است که میانگین موجب کاهش اثر داده‌های پرت در تجزیه و تحلیل‌ها می‌شود، اما زمانی که از همه داده‌ها استفاده شود، داده‌های پرت نیز به تجزیه و تحلیل ورود پیدا می‌کنند، که می‌توانند بر نتایج بررسی تاثیر گذار باشند و یا به عبارت دیگر موجب اخلال در تحلیل شوند. لذا براساس نظر برخی از محققین، وجود اخلال در بازار موجب خارج شدن بازار از کارایی کامل می‌شود، فیشر بلک اولین محقق است که این فرضیه را مطرح می‌کند (Black, 1986). درواقع این پژوهشگران در برابر فرضیه بازار کارا، فرضیه بازار دارای اخلال<sup>۱</sup> را معرفی کرده‌اند. این فرضیه با این مشاهدات آغاز می‌شود که قیمت‌های بازار در مورد ارزش ذاتی یک شرکت دارای خطاهای قیمت‌گذاری یا اخلال هستند. حتی اگر قیمت‌ها بطور متوسط صحیح باشند، در هر زمان برخی از سهم‌ها بیش از ارزش واقعی ارزش‌گذاری شده‌اند<sup>۲</sup> و برخی کمتر از ارزش واقعی ارزش‌گذاری شده‌اند<sup>۳</sup> (Bodie, Kane, & Marcus, 2009). اما برخی دیگر از پژوهشگران نظیر بنوس (Benos, 1998) معتقد بودند که وجود معامله‌گران مبتنی بر اخلال در مجموع به کارایی قیمت‌ها لطمه‌ای نمی‌زند بلکه با این فرض که ماهیت اخلال یک انحراف موقت است و مداوم نیست، با افزایش نقدشوندگی بازار موجب کارایی بیشتر بازار می‌شود. البته هر دودسته پژوهشگران وجود معامله‌گران مبتنی بر اخلال<sup>۴</sup> و در نتیجه اخلال موجود در قیمت‌ها که می‌تواند حاصل

بوکت، (۱۳۹۱)، (آل عمران و آل عمران، ۱۳۹۲) و هم از واژه *اخلال* (عباسین، نظری و فرزنگان، ۱۳۹۱) به عنوان معادل فارسی Noise استفاده شده است. بررسی فرهنگ‌های لغات فارسی نشان می‌دهد که در فارسی واژه *اخلال* و *اختلال* را می‌توان مترادف یکدیگر دانست (خداپرستی، ۱۳۷۶). با این حال از آنجا که برای واژه Disturbance نیز از معادل فارسی *اخلال* استفاده می‌شود، در پژوهش پیش رو واژه *اخلال* به عنوان معادل فارسی Noise برگزیده شده است. داده‌های مالی پربسامد معمولاً به داده‌هایی که در فواصل زمانی کمتر از یک روز معاملاتی نمونه گیری شده اند اطلاق می‌شود. البته در این مورد قطعیتی وجود ندارد و در برخی تحقیقات قدیمی داده‌های با فواصل زمانی روزانه و گاهی بیشتر از آن نیز به عنوان داده‌های پربسامد تلقی شده اند. البته، معنای پربسامد طی زمان و افزایش دسترسی به اطلاعات بیشتر تغییر یافته است (Lillo & Miccichè, 2010).

در بررسی داده‌های مالی، این امر که اخلال نقشی حیاتی ایفا می‌کند، یک حقیقت پذیرفته شده است؛ چه در داده‌های مربوط به معاملات پربسامد، و چه معاملات کم بسامد که معمولاً در قیمت گذاری دارایی‌ها مورد استفاده قرار می‌گیرند (Ait-Sahalia, Mykland, & Zhang, 2005a). وستون در پژوهش خود طبقه‌بندی گسترده‌ای از معامله‌گران در بازار ارائه می‌دهد که شامل معامله‌گران مبتنی بر اطلاعات، معامله‌گران مبتنی بر نقدشوندگی و معامله‌گران مبتنی بر اخلال می‌باشد. وی عنوان می‌کند که معامله‌گران مطلع ارزش واقعی دارایی را می‌دانند، اما معامله‌گران نامطلع تنها به دلیل مقاصد نقدشوندگی وارد بازار می‌شود. وی در پژوهش خود این گروه دوم را به دو گروه معامله‌گران مبتنی بر نقدشوندگی و معامله‌گران مبتنی بر اخلال طبقه بندی کرد (Weston, 2001).

نقش اخلال در بازارهای مالی هم مثبت و هم منفی است. فیشر بلک در مقاله‌ای که در سال ۱۹۸۶

می‌کنند. اما در تحقیقات با استفاده از داده‌های پربسامد که به ریزساختار بازار می‌پردازند نه ساختار کلان بازار، اتخاذ دوره زمانی یک ساله می‌تواند حجم داده کافی را برای اعتبار نتایج فراهم نماید. این مسئله در تحقیقات مشابه انجام شده در این زمینه نیز رعایت شده است. به عنوان مثال، دومان پژوهش خود را در یک دوره یک ساله و تنها بر روی داده‌های قیمتی یک سهم انجام داده است (Doman, 2010)، آهن و چیونگ از داده‌های پربسامد طی یک دوره زمانی ۶ ماهه استفاده کردند (Ahn & Cheung, 1999). پژوهش تیساوو نیز در یک بازار مبتنی بر حراج و با استفاده از داده‌های پربسامد است، و بررسی خود را با استفاده از داده‌های قیمتی یک افق زمانی ۳ ماهه انجام داده است (Tissaoui, 2012).

## ۲- مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

ریزساختار بازار شاخه‌ای از اقتصاد مالی است که به معامله و ساختار بازارها می‌پردازد (Harris, 2003)، یا به عبارت دیگر فرایند تشکیل قیمت ابزارهای مالی در بازار را مورد بررسی قرار می‌دهد (Jong & Rindi, 2009). در مجموع می‌توان گفت که ریزساختار بازار، مکانیسم معامله اوراق بهادار را مورد مطالعه قرار می‌دهد (Vishwanath & Krishnamurti, 2009). بر اساس تئوری قیمت گذاری ارائه شده از سوی فیشر بلک (Black, 1986)، اخلال در مقابل اطلاعات قرار دارد. این اخلال گاهی اوقات ناشی از برداشت‌های نادرست است و گاهی اوقات ناشی از داده‌های نادرست می‌باشد. اخلال دو کاربرد اصلی دارد: اول اینکه امکان سفته بازی را می‌دهد و دوم اینکه نشان از ناکارایی بازار دارد. اخلال در قیمت‌ها از اصطکاک‌های ساختاری نظیر تغییرات عرضه و تقاضا حاصل می‌شود. اخلال همچنین در اثر عوامل رفتاری نیز بروز می‌کند. در مجموع هرگونه انحراف موقت قیمت از ارزش ذاتی خود را اخلال می‌دانیم. در ادبیات موضوع آمار و اقتصادسنجی در فارسی هم از واژه *اخلال* (کرباسی یزدی، نوری فرد و چناری



در مجله Journal of Finance منتشر کرد، جزء اولین پژوهشگرانی بود که چگونگی اثر اخلال را در دنیای مالی مورد بررسی قرار داد. او نشان داد که بدون اخلال، بازار مالی وجود نخواهد داشت. اخلال در بازارهای مالی نقدشوندگی ایجاد می‌کند. در غیر این صورت، افراد دارایی خود را فقط نگهداری خواهند کرد و به ندرت آن را معامله خواهند کرد. با این حال، اخلال همچنین باعث کارا نبودن بازار می‌شود. معاملات مبتنی بر اخلال موجب می‌شوند که قیمت‌ها از ارزش‌های بنیادین خود انحراف پیدا کنند (Black, 1986). آنچه لازمه یک بازار نقدشونده است موجب کارایی کمتر قیمت‌ها می‌شود. در همین زمینه هو، پان و ونگ معتقدند که انحرافات موقت قیمت‌ها، یا همان اخلال در قیمت‌ها، دربرگیرنده اطلاعات با اهمیتی درمورد میزان نقدینگی در کلیت بازار می‌باشد (Hu, Pan, & Wang, 2013). مورافسکی نیز همانند فیشر بلک عنوان می‌کند که وجود سرمایه‌گذارانی که بنا به دلایلی غیر از اطلاعات معامله می‌کنند تنوع لازم را در بازار فراهم می‌آورد. لذا معاملات مبتنی بر اخلال لازمه نقدشوندگی بازار می‌باشد (Morawski, 2009). از سوی دیگر، الکساندروز بنوس در پژوهشی به بررسی رابطه بین رفتار معامله‌گران مطلع خودسر<sup>۷</sup> در بازار پرداخت. وی در پژوهش خود معامله‌گران مطلع خودسر را مشابه سرمایه‌گذاران مبتنی بر اخلال براساس آنچه که فیشر بلک عنوان می‌کند می‌داند. براساس نتایج وی، مطابق با حدسیات بلک، با افزایش معامله‌گران مبتنی بر اخلال قیمت‌ها متلاطم‌تر شده و بازار از نقدشوندگی بیشتر برخوردار می‌شود، اما وی برخلاف فیشر بلک به این نتیجه رسید که وجود اخلال از کارایی بازار نمی‌کاهد (Benos, 1998).

در تحقیقات انجام شده برای برآورد اخلال با استفاده از قیمت معاملات (و نه مظنه‌های بازارساز) از دو نوع برآوردگر استفاده شده است، اول حالتی که نوسانات قیمت پارامتریک است و دیگری حالتی که نوسانات ناپارامتریک است (Ait-Sahalia & Xiu, 2012). برای مورد پارامتریک از برآوردگر حداکثر درست‌نمایی (MLE) ارائه شده توسط آیت-ساهالیا، میکلند و ژانگ استفاده می‌شود (Ait-Sahalia, Mykland, & Zhang, 2005b). برای مورد ناپارامتریک نیز از برآوردگری که نوسانات تحقق یافته در دو مقیاس (TSRV)<sup>۸</sup> نامیده می‌شود و توسط ژانگ، میکلند و آیت-ساهالیا ارائه شد، استفاده می‌شود (Zhang, Mykland, & Ait-sahalia, 2005). آیت-ساهالیا و یو در پژوهش خود در سال ۲۰۰۹ برای تعیین بهترین برآوردگر نوسانات واقعی اخلال در قیمت سهام از بین دو برآوردگر MLE و TSRV از شبیه سازی مونت کارلو استفاده کردند. براساس بررسی‌های آن‌ها در تمام حالات مختلفی که شبیه سازی انجام شد برآوردگرهای MLE و TSRV برای اخلال که آن را با  $\alpha$  نشان می‌دهیم استوار<sup>۹</sup> بودند. اما بررسی آن‌ها نشان داد که در بسامدهای بالا MLE در عمل دارای ارجحیت می‌باشد (Ait-Sahalia & Yu, 2009). دومان نیز در پژوهش خود بر روی رابطه نقدشوندگی و اخلال ریزساختاری بازار از روش MLE استفاده می‌کند (Doman, 2010). در کنار این دو محقق ژبو نیز براساس پژوهش خود عنوان می‌کند که برآوردگرهای حداکثر درست‌نمایی، برآوردگرهای قدرتمندی برای نوسانات تصادفی هستند. آن‌ها همچنین برای نمونه‌گیری با فواصل زمانی تصادفی و اخلال‌های ریزساختاری غیر گاوسی بازار نیز قدرتمند و استوار هستند (Xiu, 2010).

سوئیچینگ یک مفهوم بین رشته‌ای است. در حوزه برق، سوئیچینگ در سیستم‌های نیروی الکتریکی، توپولوژی<sup>۱۰</sup> شبکه الکتریکی را مجدداً پیکره بندی<sup>۱۱</sup> می‌کند؛ این امر شامل ایجاد یا قطع مدارها می‌شود و منجر به اختلال<sup>۱۲</sup> در جریان یکنواخت انرژی می‌گردد (Smeets, van der Sluis, Kapetanovic, Peel, & Janssen, 2015). در حوزه مالی سوئیچینگ می‌تواند در دو سطح رخ دهد: در سطح اوراق بهادار و در سطح پرتفوی. سوئیچینگ در سطح پرتفوی، به فرایند انتقال یک سرمایه‌گذاری از

معادله ۲-۰:  $R_{t,h} = X_t - X_{t-h}$

و نوسانات محقق<sup>۱۳</sup> شده بصورت زیر تعریف می‌شود:

معادله ۳-۰:  $RV_t(h) = \sum_{j=1}^{1/h} (R_{t-1+jh,h})^2$

که در آن  $h$  فاصله زمانی بین دو مشاهده متوالی را نشان می‌دهد. نوسانات یک ابزار مالی در یک دوره زمانی  $t$  که با  $\sigma_t^2$  نشان داده می‌شود، به صورت واریانس شرطی بازده آن طی همان زمان با توجه به اطلاعات  $\Omega_{t-1}$  در دسترس در زمان  $t-1$  می‌باشد به این معنا که:

معادله ۴-۰:  $\sigma_t^2 = E((R_t - E(R_t|\Omega_{t-1}))^2 | \Omega_{t-1})$

لذا نوسانات یک متغیر غیرقابل مشاهده است و نوسانات تحقق یافته ارائه شده در معادله ۳-۰ یک برآوردگر ممکن برای آن می‌باشد. در ادامه فرض می‌کنیم که فرایند لگاریتم قیمت‌ها از فرایند ایتو (Itô, 2006) به شرح زیر پیروی می‌کند:

معادله ۵-۰:  $dX_t = \mu(X_t; \theta)dt + \sigma dW_t$

که در آن  $X_0=0$ ,  $W_t$  حرکت براونی،  $\mu(\cdot, \cdot)$  تابع رانش،  $\theta$  پارامتر رانش،  $\sigma$  ضریب انتشار یا نوسانات آنی<sup>۱۴</sup> می‌باشد که  $\sigma > 0$ . در چنین چارچوبی یک برآوردگر ایده آل پس رویدادی<sup>۱۵</sup> نوسانات  $\sigma_t^2$  نوسانات پیوسته (IV) است:

معادله ۶-۰:  $IV(t) = \int_{t-1}^t \sigma^2(u) du$

براساس تئوری مجذور نوسانات<sup>۱۶</sup> داریم:

معادله ۷-۰:  $RV_t(h) \rightarrow \int_{t-1}^t \sigma^2(u) du, \text{ if } h \rightarrow 0$

بدین ترتیب در حالت فقدان اخلاص می‌توان از نوسانات محقق شده (RV) به عنوان برآوردگر نوسانات  $\sigma_t^2$  استفاده کرد. در واقع ما قصد داریم تا نوسانات  $\sigma_t^2$  را براساس مشاهدات گسسته انجام

یک پرتفوی به پرتفوی دیگر اطلاق می‌شود، و یا بطور کلی به گذار از یک پرتفوی به پرتفوی دیگر پرتفولیوسوئیچینگ می‌گویند. به عنوان مثال گوپتا در مقاله خود در سال ۱۹۹۴ به مسئله امکان پرتفولیوسوئیچینگ بین بازارهای نوظهور می‌پردازد و آن را یکی از ریسک‌های بازارهای نوظهور می‌داند (Gooptu, 1994). و یا پیاسکی به هزینه‌های اجرایی گذر از یک پرتفوی به پرتفوی دیگر در جریان پرتفولیوسوئیچینگ می‌پردازد (Piasecki, 2004)، در حالی که در بسیاری از تحقیقات هزینه‌های معاملاتی را برای تسهیل در انجام مدل یا پذیرش فرض کارایی بازار، صفر در نظر می‌گیرند. از دیدگاهی دیگر گرنس به این موضوع می‌پردازد که در زمانبندی بازار و مدیریت پرتفوی میزان دفعات بهینه یا مطلوب پرتفولیوسوئیچینگ چقدر است (Grant, 1978). آیت ساهالیا و یو (Ait-Sahalia & Yu, 2009) نیز در بررسی خود، این موضوع را بررسی کردند که اگر در سهامی مقدار اخلاص بالا باشد، این بالا بودن اخلاص باید خود را به عنوان یک ریسک در قیمت‌گذاری سهم نشان دهد، به عبارت دیگر باید صرفی بابت این ریسک در نظر گرفته شود. آن‌ها نیز در بررسی خود از پرتفولیوسوئیچینگ استفاده کردند. بنوس نیز در بررسی خود به این نتیجه می‌رسد که معامله‌گران مبتنی بر اخلاص، بدلیل اینکه شایعه را به مثابه اطلاعات تلقی می‌کنند و زودتر از معامله‌گران مبتنی بر اطلاعات وارد بازار می‌شوند، بازده بیشتری نیز کسب می‌کنند (Benos, 1998).

### ۳- روش شناسی پژوهش

برای برآورد اخلاص در قیمت‌های پربسامد با استفاده از روش MLE ابتدا لگاریتم قیمت‌ها را بصورت زیر در نظر می‌گیریم:

معادله ۱-۰:  $X_t = \ln(P_t)$

که  $t$  واحد زمان است. آنگاه بازده‌های لگاریتمی بصورت زیر محاسبه خواهند شد:



برای رسیدن به حالت وجود اخلال، ابتدا حالت عدم وجود اخلال را مدنظر قرار می‌دهیم. در این حالت  $\alpha=0$ . با در نظر گرفتن  $Y$  به عنوان لگاریتم قیمت، بازده قیمت‌های مشاهده شده برابر با تفاضل اول<sup>۱۷</sup> لگاریتم قیمت‌های مشاهده شده، بصورت زیر خواهد بود

$$R_i = Y_{\tau_i} - Y_{\tau_{i-1}} = \sigma(W_{\tau_i} - W_{\tau_{i-1}}) \quad i=1, \dots, N$$

بدین ترتیب  $R_i$ ها از نوع i.i.d و با توزیع  $N(0, \sigma^2 \Delta)$  بوده و تابع درستنمایی آن‌ها، بصورت زیر می‌باشد:

$$l(\sigma^2) = -N \ln(2\pi\sigma^2\Delta) / 2 - 2\sigma^2\Delta^{-1} R'R$$

که در آن  $R=(R_1, \dots, R_N)$ . در این حالت برآوردگر حداکثر درستنمایی برای  $\sigma^2$  برابر با برآورد گسسته نوسانات درجه دوم فرایند (RV) بوده، به شرح زیر می‌باشد:

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{T} \sum_{i=1}^N R_i^2 \quad \text{معادله ۱۲-۰}$$

حال اگر اخلال ریزساختاری  $\varepsilon$  با ویژگی‌های ذکر شده وجود داشته باشد، ساختار صحیح قیمت‌های مشاهده شده بصورت یک فرایند  $MA(1)$ ، به شرح زیر، خواهد بود.

$$R_i = Y_{\tau_i} - Y_{\tau_{i-1}} = X_{\tau_i} - X_{\tau_{i-1}} + \varepsilon_{\tau_i} - \varepsilon_{\tau_{i-1}} = \sigma(W_{\tau_i} - W_{\tau_{i-1}}) + \varepsilon_i - \varepsilon_{i-1} \equiv u_i + \eta u_{i-1}$$

که در آن  $u_i$ ها دارای همبستگی نبوده، دارای میانگین صفر و واریانس  $\gamma^2$  هستند (یعنی  $u_i$ ها از نوع Gaussian i.i.d هستند). رابطه بین پارامترهای اصلی ( $\sigma^2, \alpha^2$ ) بر اساس دو فرایند هم ارز بالا و با استفاده از ویژگی‌های  $MA(1)$  بصورت زیر خواهد بود. با توجه به اینکه  $\varepsilon_{\tau_i}$ ها اخلال i.i.d با میانگین صفر و واریانس  $\alpha^2$  بوده و از فرایند  $W$  مستقل می‌باشند داریم:

شده در زمان‌های  $0, \Delta, \dots, n\Delta=T$  برآورد کنیم. برای اینکار باید ابتدا اخلال را از قیمت‌های واقعی جدا کنیم (Doman, 2010). در اینجا می‌توان بدون از دست رفتن کارایی مدل  $\sigma$  را ثابت فرض کرد. همچنین در بسامدهای بالا می‌توان از جزء رانش در این فرایند چشم پوشی کرد. این چشم پوشی در عمل معتبر است: افزودن رانش برآوردهای نوسانات داده‌های پربسامد را تضعیف می‌کند زیرا رانش همراه با خطای بسیار زیادی برآورد می‌شود. لذا ما یک مرحله جلوتر رفته و با در نظر گرفتن  $\mu=0$  مدل را ساده تر می‌کنیم. آیت‌ساهالیا و میکلند در مقاله خود در سال ۲۰۰۵ نشان دادند که برداشتن این شرایط نهایتاً تغییری در نتایج ایجاد نمی‌کند (Ait-Sahalia, Mykland, & Zhang, 2005b). بدین ترتیب خواهیم داشت:

$$X_{\tau_i} = \sigma W_{\tau_i} \quad \text{معادله ۸-۰}$$

اکنون فرض می‌کنیم که مشاهدات ما در فواصل زمانی مساوی  $\Delta$  انجام می‌شوند و بدین ترتیب پارامتر  $\sigma^2$  در زمان  $T$  و براساس  $N+1$  مشاهده انجام شده در زمان‌های مساوی  $\tau_0=0, \tau_1=\Delta, \dots, \tau_N=N\Delta=T$  برآورد می‌شود. در این حالت MLE برای  $\sigma^2$  برابر با همان RV خواهد بود (Ait-Sahalia & Yu, 2009). اینک برای لحاظ کردن اخلال فرض می‌کنیم که بجای مشاهده فرایند  $X$  در زمان‌های  $\tau_i$  مقدار خطادار  $Y$  را بصورت زیر مشاهده می‌کنیم:

$$Y_{\tau_i} = X_{\tau_i} + \varepsilon_{\tau_i} \quad \text{معادله ۹-۰}$$

که در آن  $\varepsilon_{\tau_i}$ ها اخلال i.i.d با میانگین صفر و واریانس  $\alpha^2$  بوده و از فرایند  $W$  مستقل می‌باشند. در این حالت ما  $X$  را لگاریتم قیمت صحیح و  $Y$  را لگاریتم قیمت مشاهده شده می‌دانیم. حرکت براونی  $W$  فرایندی است که نماینده رسیدن اطلاعات جدید به بازار می‌باشد، که در حالت ایده ال (بازار کارا و بدون اخلال) باید فوراً در  $X$  منعکس شود. معادله ۹-۰ ساده ترین فرم مدل ریزساختار بازار است.

توسط مدل CAPM قابل توضیح باشد. برای بررسی این مسئله ابتدا آزمون تاثیرگذاری اخلال بر بازده را انجام می‌دهیم و در صورتی که این تاثیر وجود داشت، شرکت‌های نمونه را براساس میانگین اخلال ماه گذشته آن‌ها مرتب می‌کنیم و سپس آن‌ها را در پرتفوی‌های مرتب شده براساس اخلال بالا تا پایین تقسیم‌بندی می‌نماییم. سپس بازده پرتفوی‌های ذکر شده را در ماه بعد محاسبه می‌نماییم. در ابتدای هرماه این عمل را تکرار می‌نماییم. میانگین بازده‌ها را برای پرتفوی‌های مرتب شده محاسبه کرده و بررسی می‌کنیم که آیا با سوئیچ کردن از پرتفوی دارای اخلال پایین به پرتفوی‌های با اخلال بالاتر مقدار بازده افزایش می‌یابد یا خیر. برای کسب اطمینان از اینکه بازده پرتفوی‌ها ناشی از عوامل سیستماتیک نبوده است و می‌توان اخلال را عامل آن دانست به جای بازده هر پرتفوی از نسبت ترینر<sup>۱۸</sup> هر پرتفوی استفاده می‌کنیم. روش محاسبه نسبت ترینر بصورت زیر می‌باشد:

$$T = \frac{r_i - r_f}{\beta_i} \quad \text{معادله ۲۰-۰}$$

که در آن  $r_i$  بازده ماهانه پرتفوی نام (در اینجا چارک نام)،  $r_f$  بازده بدون ریسک ماهانه و  $\beta_i$  بتای پرتفوی نام است.

#### ۴- یافته‌های پژوهش

پس از نمونه‌گیری از شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار و انتخاب نمونه‌ای که شرایط مدنظر ما برای پژوهش را داشته باشد، داده‌های قیمتی را برای دوازده ماهه منتهی به پایان اسفندماه ۱۳۹۳ و با مشاهدات انجام شده با بسامد ۵ دقیق استخراج می‌نماییم. شرط اصلی در انتخاب سهام‌ها این بوده است که دارای بیشترین میزان داد و ستد در بورس بوده و کمترین مدت زمان متوقف بودن سهام را داشته باشند. زیرا برای استفاده از داده‌های پربسامد نیاز به سهام‌هایی داریم که حجم معاملات آن‌ها به اندازه‌ای بالا باشد که بتوان داده‌های مورد

$$\text{معادله ۱۴-۰: } \gamma^2(1+\eta^2) = \text{Var}(R_i) = \sigma^2\Delta + 2\alpha^2$$

$$\text{معادله ۱۵-۰: } \gamma^2\eta = \text{Cov}(R_i, R_{i-1}) = -\alpha^2$$

می‌توان دو معادله بالا را برحسب  $\gamma$  و  $\eta$  نیز نوشت:

معادله ۱۶-۰:

$$\gamma^2 = \frac{1}{2} \left\{ 2\alpha^2 + \sigma^2\Delta + \sqrt{\sigma^2\Delta(4\alpha^2 + \sigma^2\Delta)} \right\}$$

معادله ۱۷-۰:

$$\eta = \frac{1}{2\alpha^2} \left\{ -2\alpha^2 - \sigma^2\Delta + \sqrt{\sigma^2\Delta(4\alpha^2 + \sigma^2\Delta)} \right\}$$

اکنون با استفاده از داده‌های مشاهدات در بازه‌های زمانی  $\Delta$  (کسری از یک روز کاری در بورس) مقدار  $\sigma^2$  و  $\alpha^2$  را برای هر دوره زمان  $t$  که برابر یک روز آن را در نظر می‌گیریم با استفاده از MLE برآورد می‌کنیم. تابع درستنمایی بردار  $R$  که بازده‌های لگاریتمی مشاهده شده را در برگرفته است، براساس تابعی از  $(\gamma^2, \eta)$  می‌توان بصورت زیر نوشت:

معادله ۱۸-۰:

$$l(\eta, \gamma^2) = -\ln \det(V)/2 - N \ln(2\pi\gamma^2)/2 - (2\gamma^2)^{-1} R'V^{-1}R$$

بدین ترتیب، شاخص اخلال به سیگنال (NSR) که سهم اخلال از واریانس را نشان می‌دهد، با توجه به معادله ۱۴-۰ بصورت زیر خواهد بود:

$$\text{NSR} = \frac{2\alpha^2}{\sigma^2\Delta + 2\alpha^2} \quad \text{معادله ۱۹-۰}$$

پس از برآورد اخلال با استفاده از داده‌های قیمتی پربسامد، همانطور که توضیح داده شد، حدس می‌زنیم که اگر در شرکتی مقدار اخلال برای مدتی بالا باشد می‌بایست صرف ریسکی بابت آن لحاظ شده باشد و در نتیجه پرتفوی‌های دارای اخلال بیشتر در مقایسه با پرتفوی‌های تشکیل شده از سهام دارای اخلال پایین، با بازده بیشتری همراه باشند، همچنین این بازده اضافی نباید از جنس سیستماتیک بوده و



مطابق با متدولوژی پژوهش، با برنامه نویسی در محیط Matlab، از داده‌های قیمتی با بسامد ۵ دقیقه، مقدار نوسانات واقعی، میزان اخلال و نسبت اخلال به اطلاعات را به روش MLE بدست آوردیم. جدول ۴-۲ حداکثر، حداقل، میانگین، و انحراف معیار مقدار اخلال، مقدار نوسانات واقعی، و نسبت اخلال به سیگنال نمونه مورد بررسی را در بازه مدنظر نشان می‌دهد. نمودار ۴-۱ هیستوگرام چگالی مقادیر مختلف اخلال روزانه کل سهم‌های نمونه را طی دوره مورد بررسی نشان می‌دهد. نمودار ۴-۲ نیز هیستوگرام چگالی مقادیر مختلف نوسانات واقعی روزانه کل سهم‌های نمونه را طی دوره مورد بررسی نشان می‌دهد.

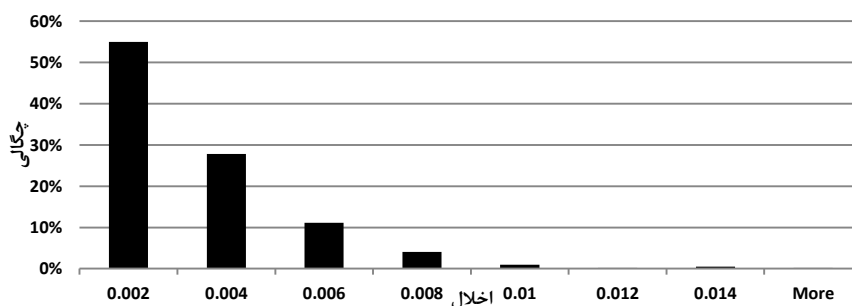
نظر را از آن استخراج کرد همچنین در بخش بررسی رابطه اخلال و بازده سهام نیاز به سهم‌هایی داریم که کمترین میزان بسته بودن سهم را داشته باشند. این امر در تحقیقاتی که از داده‌های پریسامد استفاده می‌کنند مدنظر قرار می‌گیرد، به عنوان مثال، آیت ساهالیا و یو در پژوهش خود با استفاده از داده‌های پریسامد، ترکیبات روز-سهم‌هایی با تعداد معاملات کمتر از ۲۰۰ معامله در روز را از بررسی خود خارج کردند (Ait-Sahalia & Yu, 2009). جدول ۴-۱ میانگین، انحراف معیار، حداقل و حداکثر تعداد روزهای معاملاتی، تعداد معاملات روزانه، حجم معاملات روزانه و حجم سفارشات روزانه نمونه مورد بررسی را در بازه زمانی مدنظر ارائه می‌نماید.

جدول ۱- جدول ویژگی‌های کلی نمونه مورد بررسی

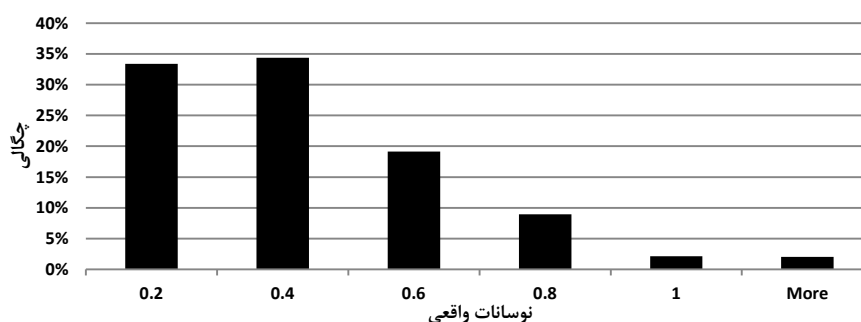
ویژگی مدنظر	حداکثر	حداقل	میانگین	انحراف معیار
روزهای معاملاتی	۲۲۱,۰۰	۱۸۴,۰۰	۲۰۱,۳۲	۸,۴۱
تعداد معاملات روزانه	۱۳,۱۲۸,۰۰	۴۰,۰۰	۳۵۵,۱۷	۴,۱۲
حجم معاملات روزانه	۲۲۶,۷۸۵,۶۳۵,۰۰	۱,۹۴۰,۰۰	۲,۵۳۳,۲۳۲,۰۳	۷,۰۷
تعداد سفارشات وارد شده به سیستم در هر روز	۹۸,۰۱۹,۰۰	۲۱۵,۰۰	۱۲,۳۰۰,۵۶	۹,۰۲
متوسط بازه زمانی ورود سفارشات (ثانیه)	۴۴۰,۰۴	۰۰,۰۰	۱۹۶,۰۳	۱۰,۳۳

جدول ۲- خلاصه یافته‌های مربوط به اخلال، نوسانات واقعی و نسبت اخلال به اطلاعات

نام متغیر	نماد متغیر	میانگین	انحراف معیار
اخلال	$\alpha_{j,t}$	۰,۰۰۲۱۹۵۲۸	۰,۰۰۲۳۲۲۵
نوسانات واقعی	$\sigma_{j,t}$	۰,۳۲۰۹۷۵۳۱	۰,۲۵۴۹۳۶۱۴
نسبت اخلال به سیگنال	$NSR_{j,t}$	۰,۱۱۳۷۱۸۷	۱,۱۵۹۲۰۲۱

نمودار ۱- هیستوگرام چگالی مقدار  $\alpha_{j,t}$  برآورد شده برای نمونه مورد بررسی در بازه زمانی مدنظر





نمودار ۲- هیستوگرام چگالی مقدار  $\sigma_{z,t}$  برآورد شده در بین نمونه مورد بررسی در بازه زمانی مدنظر

قرار می‌دهیم. برای بررسی این امر در پایان هر ماه سهم‌ها را بر اساس میانگین اخلاص آن‌ها در ماه قبل به چارک‌های  $z_t$  دارای اخلاص بالا تا اخلاص پایین طبقه‌بندی می‌کنیم. سپس بازده موزون هر پرتفوی را برای ماه آینده محاسبه می‌نماییم. سپس بازده پرتفوی‌های چارک دارای بالاترین اخلاص را با پرتفوی چارک دارای پایین‌ترین اخلاص مقایسه می‌کنیم.

ما همچنین پرتفوی‌ها را براساس برخی سنج‌های نقدشوندگی نظیر حجم معاملات، تعداد معاملات، متوسط حجم هر معامله، حجم سفارشات، و همچنین متغیرهایی نظیر سطح قیمت‌ها، شکاف قیمت‌های سرخط خرید و فروش، و نوسانات واقعی سهم نیز مانند اخلاص طبقه‌بندی کرده و بازده آن‌ها را نیز مانند اخلاص مورد بررسی قرار می‌دهیم. قبل از نتیجه‌گیری ابتدا، برای کسب اطمینان از اینکه این افزایش بازده ناشی از عوامل سیستماتیک نبوده است و می‌توان آن را به عامل اخلاص ارتباط داد، به جای بازده پرتفوی‌ها از نسبت ترینر پرتفوی‌ها استفاده می‌کنیم.

همانطور که جدول ۴-۲۰ نشان می‌دهد در پرتفوی‌هایی که براساس اخلاص رتبه بندی شده‌اند با سوئیچ کردن از پرتفوی‌های با اخلاص پایین به پرتفوی‌های با اخلاص بالا آلفای ترینر پرتفوی بطور یکنواختی افزایش می‌یابد. درحالی که اگر قرار بود ریسک ناشی از اخلاص خود را در بتای سهم نشان دهد نمی‌بایست روند معناداری در آلفای ترینر پرتفوی‌ها شاهد بودیم. این یکنواختی را در سایر

توزیع مقدار اخلاص و نوسانات واقعی در بررسی انجام شده از نظر چولگی آن بسیار شبیه توزیع  $\sigma$  و  $\alpha$  برآورد شده توسط آیت ساهالیا و یو (Ait-Sahalia & Yu, 2009) است.

پس از برآورد میزان اخلاص سهم‌ها اکنون سوال این است که آیا این اخلاص در قیمت‌گذاری سهم خود را نشان می‌دهد یا خیر؟ ابتدا برای اینکه از وجود تاثیر اخلاص بر بازده قیمت اطمینان حاصل کنیم از آزمون علیت گرانجر<sup>۱۹</sup> استفاده می‌کنیم. جدول زیر نتایج تست گرانجر را در مورد اثر اخلاص بر بازده سهم‌ها نشان می‌دهد.

Pairwise Dumitrescu Hurlin Panel Causality Tests (Lags: 1)

Null Hypothesis:	Prob.
Prereturn does not homogeneously cause $\alpha$	0.0754
$\alpha$ does not homogeneously cause Prereturn	0.000090

همانطور که نتایج آزمون گرانجر نشان می‌دهد می‌توان فرض عدم تاثیرگذاری اخلاص بر بازده را رد کرد. لذا می‌توان گفت که اخلاص بر بازده سهم اثر خواهد گذاشت. حال که از وجود اثر اخلاص بر بازده سهام اطمینان حاصل شد، برای بررسی اینکه آیا سهمی که دارای اخلاص بالاتری هستند، بازده بیشتری نیز عاید خواهند کرد، بازده پرتفوی‌های طبقه بندی شده براساس مقدار اخلاص  $\alpha$  را مدنظر

سنجه‌ها شاهد نیستیم، لذا نمی‌توان آن را مربوط به اثر سایر متغیرهای مورد بررسی دانست. این امر نشان می‌دهد که اخلال حاوی اطلاعاتی است که سایر سنجه‌ها قادر به توضیح آن نیستند.

جدول ۳- یافته‌ها در مورد میانگین آلفای ترینر ماهانه پرتفوی‌های طبقه بندی شده براساس هر سنجه

متوسط نسبت ترینر پرتفوی‌ها طبقه بندی شده براساس سنجه‌ها از کمترین مقدار سنجه تا بیشترین مقدار آن				نماد سنجه	سنجه‌ها
۴ (بیشترین)	۳	۲	۱ (کمترین)		
۰,۰۵۲۷	۰,۰۳۴۹	۰,۰۳۴۴	۰,۰۰۵۷	$\alpha_{j,t}$	اخلال
۰,۰۰۰۷	۰,۰۶۰۸۳	۰,۰۴۳۷	۰,۰۰۵۷	$NSR_{j,t}$	نسبت اخلال به اطلاعات
۰,۰۵۰۷	۰,۰۳۳۷	۰,۰۱۳۷-	۰,۰۲۳۷	$DV_{j,t}$	حجم معاملات روزانه
۰,۰۳۹۷	۰,۰۱۱۷	۰,۰۰۴۷	۰,۰۳۶۷	$DTN_{j,t}$	تعداد معاملات روزانه
۰,۰۵۹۷	۰,۰۲۲۷	۰,۰۳۹۷	۰,۰۱۷۳-	$DMTV_{j,t}$	متوسط حجم هر معامله
۰,۰۱۹۷	۰,۰۰۳۷	۰,۰۴۴۷	۰,۰۳۱۷	$DWOV_{j,t}$	حجم سفارشات روزانه
۰,۰۵۴۷	۰,۰۱۹۷	۰,۰۳۰۷	۰,۰۰۳۳-	$\sigma_{j,t}$	نوسانات واقعی
۰,۰۱۹۷	۰,۰۰۳۷	۰,۰۴۴۷	۰,۰۳۱۷	$SPREAD_{j,t}$	شکاف قیمت‌های سرخط خرید و فروش
۰,۰۰۲۳	۰,۰۱۴۷	۰,۰۴۰۷	۰,۰۳۸۴	$PLEVEL_{j,t}$	سطح قیمت

## ۵- نتیجه گیری و بحث

در پژوهش پیش رو پس از برآورد اخلال ریزساختاری قیمت‌ها با استفاده از داده‌های پرسامد به بررسی این فرضیه پرداختیم که ریسک ناشی از وجود اخلال در قیمت‌ها در قالب صرف ریسک موجب افزایش بازده سهم می‌شود. در بررسی این فرضیه با استفاده از پرتفولیو سوئیچینگ این نتیجه حاصل شد که در صورتی که میانگین اخلال در قیمت‌ها برای یک سهم بالا باشد این امر به عنوان یک ریسک می‌تواند برای سهم تلقی شود و صرفی بابت آن در بازده آتی سهم وجود داشته باشد. همچنین بررسی شد که این بازده توسط مدل‌های قیمت گذاری مبتنی بر کارایی بازار قابل توضیح نیست، بدین ترتیب می‌توان فرضیه مورد بررسی را پذیرفت. آیت ساهالیا و یو (Ait-Sahalia & Yu, 2009) نیز با همین روش به بررسی اخلال و بازده آتی سهم پرداختند و به نتایج مشابهی دست پیدا کردند. همچنین این نتیجه در راستای تایید فرضیه

بازار دارای اخلال ارائه شده از سوی بلک (Black, 1986) است.

بدین ترتیب با توجه به نتایج این پژوهش پیشنهاد می‌شود که تحلیلگران سهم‌ها در نظر داشته باشند که در سهم‌هایی که از اخلال ریزساختاری بیشتری در قیمت‌های خود برخوردار می‌باشند، که می‌تواند به علت حضور معامله‌گران مبتنی بر اخلال باشد، باید در برآورد بازده مورد انتظار صرفی نیز بابت ریسک وجود اخلال در سهم در نظر بگیرند.

## فهرست منابع

- \* آل عمران، ر. آل عمران، س. (۱۳۹۲). اثر پذیری بازار سهام در نتیجه رشد نامنظم حجم نقدپنگی. فصلنامه بورس اوراق بهادار، ۶(۲۲)، ۵-۲۴.
- \* خداپرستی، ف. (۱۳۷۶). فرهنگ جامع واژگان مترادف و متضاد زبان فارسی. دانشنامه فارس.
- \* عباسین، ع.، نظری، م.، فرزنگان، ا. (۱۳۹۱). اثرات سیاست پولی در پیدایش حباب قیمتی

- \* Harris, L. (2003). *Trading and Exchanges: Market Microstructure for Practitioners*. Oxford University Press.
- \* Hu, G. X., Pan, J., & Wang, J. (2013). Noise as Information for Illiquidity. *The Journal of Finance*, 68(6), pp. 2341–2382.
- \* Itō, K. (2006). *Essentials of Stochastic Processes*. American Mathematical Society.
- \* Jong, F. d., & Rindi, B. (2009). *The Microstructure of Financial Markets*. Cambridge University Press.
- \* Lillo, F., & Micciché, S. (2010). High-Frequency Data. *Encyclopedia of Quantitative Finance*.
- \* Morawski, J. (2009). *Investment Decisions on Illiquid Assets: A Search Theoretical Approach to Real Estate Liquidity*. Springer Science & Business Media.
- \* Piasecki, K. (2004). Optimization costs of switching portfolio as transportation problem. *Operations Research and Decisions*, 2, 51-60.
- \* Smeets, R., van der Sluis, L., Kapetanovic, M., Peelo, D. F., & Janssen, A. (2015). *Switching in Electrical Transmission and Distribution Systems*. Wiley.
- \* Tissaoui, K. (2012). The intraday pattern of trading activity, return volatility and liquidity: Evidence from the emerging Tunisian stock exchange. *International Journal of Economics and Finance*, 4(5), 156-176.
- \* Vishwanath, R., & Krishnamurti, C. (2009). *Investment Management: A Modern Guide to Security Analysis and Stock Selection*. Springer Science & Business Media.
- \* Weston, J. P. (2001). information, liquidity and noise. Unpublished working paper. Rice University.
- \* Xiu, D. (2010). Quasi-maximum likelihood estimation of volatility with high frequency data. *Journal of Econometrics*(159), 235–250.
- \* Zhang, L., Mykland, P., & Ait-sahalia, Y. (2005). A Tale of Two Time Scales: Determining Integrated Volatility With Noisy High-Frequency Data. *Journal of the American Statistical Association*, 100(472), 1394–1411.
- سهام در بورس اوراق بهادار تهران. ۵(۱۸)، ۱۹-۳۸.
- \* کرباسی یزدی، ح.، نوری فرد، ی.، چناری بوکت، ح. (۱۳۹۱). مطالعه پدیده بازگشت به میانگین در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از آزمون ریشه واحد. فصلنامه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گذاری، ۱(۴)، ۸۷-۱۰۳.
- \* Ahn, H.-J., & Cheung, Y.-L. (1999). The intraday patterns of the spread and depth in a market without market makers: The Stock Exchange of Hong Kong. *Pacific-Basin Finance Journal*, 7(5), 539-556.
- \* Ait-Sahalia, Y., & Xiu, D. (2012). Likelihood-Based Volatility Estimators in the Presence of Market Microstructure Noise. In L. Bauwens, C. M. Hafner, & S. Laurent, *Handbook of Volatility Models and Their Applications* (p. 348). John Wiley & Sons.
- \* Ait-Sahalia, Y., & Yu, J. (2009). High Frequency Market Microstructure Noise Estimates and Liquidity Measures. *Annals of Applied Statistics*, 3(1), 422-457.
- \* Ait-Sahalia, Y., Mykland, P. A., & Zhang, L. (2005a). Ultra high frequency volatility estimation with dependent microstructure noise. *Discussion Paper Series 1: Economic Studies*, pp. pp. 1-60.
- \* Ait-Sahalia, Y., Mykland, P., & Zhang, L. (2005b). How often to sample a continuous-time process in the presence of market microstructure noise. *Review of Financial Studies*, 18(2), 351-416.
- \* Benos, A. V. (1998). Aggressiveness and survival of overconfident traders. *Journal of Financial Markets*, 1, pp. 353-383.
- \* Black, F. (1986). Noise. *The Journal of Finance*, 41(3), pp.529-543.
- \* Bodie, Z., Kane, A., & Marcus, A. (2009). *Investments* (8th ed.). McGraw-Hill/Irwin.
- \* Doman, M. (2010). Liquidity and market microstructure noise: evidence from the Pekao data. *Dynamic Econometric Models*, 10, 5-14.
- \* Goptu, S. (1994). Are portfolio flows to emerging markets complementary or competitive? *Policy Research Working Paper No.1360*.
- \* Grant, D. (1978). Market timing and portfolio management. *Journal of Finance*, 33(3), 1119-1131.



یادداشت‌ها

- <sup>1</sup> Noisy market hypothesis
- <sup>2</sup> Overvalued
- <sup>3</sup> Undervalued
- <sup>4</sup> Noise Trades
- <sup>5</sup> Market Microstructure Noise
- <sup>6</sup> High Frequency
- <sup>7</sup> Overconfident Informed Traders
- <sup>8</sup> Two Scales Realized Volatility
- <sup>9</sup> Robust
- <sup>10</sup> Topology
- <sup>11</sup> Re-configure
- <sup>12</sup> Disturbance
- <sup>13</sup> Realized Volatility
- <sup>14</sup> Instantaneous Volatility
- <sup>15</sup> ex post
- <sup>16</sup> Quadratic Variation Theory
- <sup>17</sup> First-Difference (FD)
- <sup>18</sup> Treynor Ratio
- <sup>19</sup> Granger Causality Test
- <sup>20</sup> Quartile

---

## High Frequency Market Microstructure Noise Estimates and Inference Regarding Returns: a portfolio switching approach

Jalal Seifoddini<sup>1</sup>  
F. Rahnamay Roodposhti<sup>2</sup>  
Hashem Nikoomaram<sup>3</sup>

Receipt: 2016 / 4 / 19

Acceptance: 2016 / 7 / 6

### Abstract

Several studies about microstructure noise in capital markets have found that it is a vital aspect of a liquid market. In the absence of noise traders trading volume would severely decrease. However, on the other hand, market microstructure noise deviates prices from their fundamental values. In this paper, we separate the microstructure noise from the price process and then we ask whether high frequency estimates of microstructure noise contain a risk factor and whether that risk factor is priced in the market, meaning that stocks that covary with our high-frequency measure of noise tend to get compensated in the form of higher returns. We examine this question through a portfolio switching approach by looking at the returns of portfolios sorted on our high frequency measurement of the magnitude of the market microstructure noise. The results show that the portfolio corresponding to the highest quartile noise outperforms the portfolio with the lowest quartile noise.

**Keywords:** market microstructure noise, noise traders, high frequency data, portfolio switching.

---

1- Department of Financial Management, Science and Research Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran

2- Department of Financial Management, Science and Research Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran

3- Department of Financial Management, Science and Research Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran