



## رهیافت مدل احتمال مبادله آگاهانه در بررسی اثر عدم تقارن اطلاعات بر بازده سهام و حجم معاملات در شرکت‌های منتخب بورس اوراق بهادار تهران

غلامرضا زمانیان<sup>۱</sup>

ام‌البنین جلالی<sup>۲</sup>

امین کردی تمندانی<sup>۳</sup>

تاریخ پذیرش: ۹۶/۰۹/۰۸

تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۰۷/۰۵

### چکیده

عدم تقارن اطلاعات عامل مهمی است که می‌تواند اثرات زیادی بر بازارهای مالی برجا بگذارد. یکی از این موارد اثرگذاری، بر بازده سهام و حجم معاملات در شرکت‌های بورس اوراق بهادار است که میزان اثرگذاری آن نیاز به بررسی دارد. در این راستا مطالعه حاضر با استفاده از مدل احتمال مبادله آگاهانه (PIN) به بررسی این موضوع پرداخته است. نتایج به دست آمده از مطالعه نشان داد که عدم تقارن اطلاعات در کل بر بازده سهام اثر مثبت دارد که در نتیجه آن بر تلاطم بازده سهام نیز اثرگذار است. از طرفی احتمال وقوع خبر خوب و جدید (که از معیارهای اندازه‌گیری PIN هستند) بر نرخ رشد حجم معاملات اثرگذار است؛ که در نتیجه آن عدم تقارن اطلاعات بر حجم معاملات اثری مثبت داشته است. در نهایت اینکه تلاطم حجم معاملات بر عدم تقارن اطلاعات اثری منفی دارد.

واژه‌های کلیدی: عدم تقارن اطلاعات، بازده سهام، حجم معاملات، مدل احتمال مبادله آگاهانه.

طبقه بندی JEL: D82, G02, G14

۱- دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه سیستان و بلوچستان، ایران. (نویسنده مسئول) zamanian@eco.usb.ac.ir

۲- دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و حسابداری، دانشگاه یزد، ایران mijalali@gmail.com

۳- کارشناس ارشد اقتصاد از دانشگاه سیستان و بلوچستان، ایران.

## ۱- مقدمه

یک سوال اساسی در اقتصاد مالی این است که نقش اطلاعات در بازارها و اثر آن بر قیمت دارایی‌ها چیست. شرایط بازار حاکی از این است که بسیاری از تصمیمات سرمایه‌گذاری با احتمالی از عدم تقارن اطلاعات اتخاذ می‌شود. عدم تقارن اطلاعات شرایطی را بیان می‌کند که بر اساس آن یک سمت مبادله اطلاعات بیشتری نسبت به سمت دیگر در اختیار دارد. مطالعات انجام شده در ساختار خرد بازار دو نوع از سرمایه‌گذاران را معرفی می‌کنند: نوع اول مبادله‌کنندگان مطلع<sup>۱</sup> هستند که دارایی‌ها را بر مبنای اطلاعات به دست آمده از ارزش حقیقی آتی دارایی خرید و فروش می‌کنند و نوع دوم، مبادله‌کنندگان نقدینگی (یا اغتشاش)<sup>۲</sup> هستند که مبادلات را به هدف نیاز به نقدینگی و بدون توجه به اطلاعات انجام می‌دهند. با این وجود به‌طور تجربی و با توجه به سطح داده‌های روزانه در مورد مبادلات، نمی‌توان بیان کرد که آیا در یک مبادله خاص شخص اطلاعاتی در دسترس داشته است یا خیر. در این حالت محققان معمولاً از نوع داده‌ها بیان می‌کنند که مبادلات عمدتاً بر مبنای اطلاعات بوده است یا نقدینگی (چانگ و همکاران<sup>۳</sup>، ۲۰۱۴).

یکی از اثرات مهم اطلاعات نامتقارن در بازار، جهت‌گیری عمکرد بازار به سمت اخلاص و عدم کارایی است؛ چراکه نحوه ورود اطلاعات در نوسان قیمت بازار و تعیین قیمت نهایی اثرگذار است و عدم تقارن اطلاعات می‌تواند کارایی را کاهش داده و یا حتی در حالتی افراطی از شکل‌گیری بازار ممانعت به عمل آورد و در نهایت دو طرف معامله از این موضوع متضرر شوند (مشکین<sup>۴</sup>، ۲۰۱۵). در این راستا مطالعه حاضر بر آن است تا به بررسی اثر عدم تقارن اطلاعات بر بازده سهام و حجم معاملات در شرکت‌های منتخب بورس اوراق بهادار تهران بپردازد. اما مسئله مهم این است که از چه روشی می‌توان به بررسی سطح نامتقارن بودن اطلاعات در بازار و اثرات آن بر بازده سهام و حجم معاملات پرداخت. از آنجایی که سطح نامتقارن بودن اطلاعات قابل مشاهده نبوده و مبحثی کیفی است، محققان بر آن شدند تا با استفاده از بعضی متغیرهای نماینده به اندازه‌گیری سطح عدم تقارن اطلاعات بپردازند. اهمیت این موضوع تا آنجا بوده است که در سال‌های اخیر معیارهای مختلفی توسط محققان ارائه شده است. اما بررسی دقیق مطالعات انجام شده حاکی از تمایل غالب محققان به استفاده از معیار جدید احتمال مبادله آگاهانه<sup>۵</sup> (PIN) است و مطالعاتی چون ون<sup>۶</sup> (۲۰۰۹)، ایزلی و همکاران<sup>۷</sup> (۲۰۰۲، ۲۰۰۸) و کیتامورا<sup>۸</sup> (۲۰۱۶) از این معیار بهره برده‌اند. بررسی مطالعات داخلی حاکی از عدم استفاده از این روش در مطالعات دارد و مطالعاتی که در این حوزه به بررسی پرداخته‌اند عمدتاً از معیار ساده دامنه قیمت پیشنهادی خرید و فروش استفاده کرده‌اند. در این راستا مطالعه حاضر بر آن شد تا از روش PIN برای بررسی اثر عدم تقارن اطلاعات بر بازده سهام و حجم معاملات استفاده کند. روش PIN یکی از رایج‌ترین و متداول‌ترین روش‌های مورد

قبول در این زمینه است که توسط ایزلی و همکاران<sup>۹</sup> (۱۹۹۶) و ایزلی و همکاران (۲۰۰۲) ارائه شده و احتمال مبادله آگانه را بر اساس مدل مبادله متوالی<sup>۱۰</sup> ارائه شده توسط گلوستن و میلگروم (۱۹۸۵) و ایزلی و اوهارا<sup>۱۱</sup> (۱۹۸۷) محاسبه می‌کند. محققان با استفاده از معیار اطلاعات مبتنی بر مبادله و با استفاده از معیار PIN، به‌طور گسترده به بررسی اثر مبادله آگاهانه بر دسته وسیعی از موضوعات مالی چون اطلاع‌رسانی قیمت سهام، حکمرانی شرکت‌ها و تصمیمات سرمایه‌گذاری، نوسانات بازار سهام و تجارت داخلی و ... پرداخته‌اند. از این منظر تمایز مطالعه حاضر نسبت به مطالعات مشابه انجام شده در این زمینه این است که مطالعات پیشین از روش‌هایی چون معیار ساده دامنه قیمت پیشنهادی خرید و فروش برای بررسی عدم تقارن اطلاعات استفاده کرده‌اند، اما مطالعه حاضر از روش جدید PIN که از دقت بالاتری برخوردار است استفاده نموده است.

در ادامه مطالعه به صورت زیر دنبال خواهد شد: در بخش بعد پیشینه تحقیق و مبانی نظری ارائه شده است. در بخش سوم و چهارم روش و یافته‌های تحقیق به‌طور کامل بیان شده است. در بخش پایانی نیز نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادهای سیاستی آورده شده است.

## ۲- پیشینه تحقیق و مبانی نظری

بخش حاضر به دو زیربخش مبانی نظری و پیشینه تحقیق تقسیم شده است. زیربخش اول به مبانی نظری مرتبط با مدل PIN و زیربخش دوم به مرور مطالعات انجام شده در این زمینه هم در داخل و هم در خارج اختصاص یافته است.

### ۲-۱- مبانی نظری

معیارهای عدم تقارن اطلاعات بازار به سه دسته تقسیم‌بندی می‌شوند: معیار فرصت رشد، معیار عدم همگرایی، معیارهای مبتنی بر ساختار خرد بازار. توجه به مطالعات بازار در ساختار خرد در طی دهه گذشته به‌طور قابل توجهی افزایش یافته است. روش‌های جدید محققان را قادر می‌سازد تا در ساختار خرد و دیگر زمینه‌ها به بررسی سوالاتی بپردازند که در بررسی‌های تجربی پیشین مطرح شده است (بوهمر و همکاران<sup>۱۲</sup>، ۲۰۰۷). سرمایه‌گذاران آگاه نظر قابل اعتمادی در مورد وضعیت پایه شرکت و ارزش حقیقی آن دارند. کوپلند و گالایی<sup>۱۳</sup> (۱۹۸۳) اولین کسانی هستند که به مدلسازی هزینه عدم تقارن اطلاعات در معامله‌گران پرداختند. معیارهای متعددی برای اندازه‌گیری سطح نامتقارن بودن اطلاعات مبتنی بر ساختار خرد بازار وجود دارد که یکی از مهم‌ترین آنها، معیار احتمال مبادله آگاهانه است. در واقع قسمت مهم پیشرفت در این زمینه ریشه در مدل ساختاری ارائه شده توسط ایزلی و همکاران (۱۹۹۶) دارد. مدل ارائه شده توسط آنان مبتنی بر کار

نظری ایزلی و اوهارا<sup>۱۴</sup> (۱۹۸۷، ۱۹۹۲) بوده و به محققان امکان تخمین احتمال مبادله آگاهانه (PIN) را می‌دهد.

ایزلی و اوهارا (۱۹۹۲) با استفاده از مدل PIN توانستند احتمال وقوع یک معامله تصادفی توسط یک معامله‌گر آگاه را برآورد نمایند و براساس دامنه بین صفر و یک در مورد وجود اطلاعات محرمانه بیشتر یا سطح عدم تقارن اطلاعات بالاتر تصمیم‌گیری کنند؛ بدین صورت که مقادیر بزرگتر در این دامنه به معنی عدم تقارن بالاتر بود. یکی از مشخصات مهم مدل ارائه شده توسط ایزلی و همکاران این است که نیازمند اطلاعات به روز است. تنها اطلاعاتی که این مدل نیاز دارد تعداد معاملات مبتنی بر خریدار و فروشنده برای هر سهم و هر روز مبادله است. با این حال این الزام بی‌ثبات‌تر از آنچه است که نشان می‌دهد. برای بسیاری از بازارها مثل بورس اوراق بهادار نیویورک (NYSE)<sup>۱۵</sup>، نزدک یا دیگر بازارهایی که به‌طور گسترده بر کتاب الکترونیکی سفارش تکیه ندارند، این اطلاعات در دسترس عموم نیست. طبقه‌بندی تجاری معمولاً از طریق مقایسه قیمت مبادله به قیمت‌های مبادله قبل یا به سهم‌های در نظر گرفته شده، داده‌های نقل‌قول شده و مبادله را استخراج می‌کند. لی و ردی<sup>۱۶</sup> (۱۹۹۱) یک الگوریتم پرکاربرد ارائه کردند که مبتنی بر ترکیبی از نقل‌قول‌های غالب و قیمت‌های مبادله گذشته برای دستیابی به مسیر مبادله بود. اما علی‌رغم استفاده زیاد از این الگوریتم، بیان می‌شود که از دقت کاملی برخوردار نیست. لی و راداکیشنا<sup>۱۷</sup> (۲۰۰۰) نشان دادند که ۴۰ درصد از مبادلات NYSE را نمی‌توان در کل طبقه‌بندی نمود و ۷ درصد از مبادلات باقیمانده نیز به درستی طبقه‌بندی نمی‌شوند. تیسن<sup>۱۸</sup> (۲۰۰۱) در مطالعه بورس اوراق بهادار فرانکفورت تصریح غلطی با فراوانی ۲۵ درصد را نتیجه گرفت.

معیار PIN دارای برخی از ویژگی‌های محدود شناخته شده است. در این روش به‌طور قابل ملاحظه‌ای برای تخمین، باید داده‌های روزانه را به دقت جمع‌آوری نمود به گونه‌ای که مبادلات روز در فواصل زمانی ۵ دقیقه‌ای از مبادلات و در طی روزهای متعدد ثبت شده باشد (ایزلی و همکاران، ۱۹۹۷). تخمین‌های به دست آمده، مبادله بر مبنای اطلاعات را برای افق‌های کلان بلندمدت از یک ماه تا یک سال اندازه‌گیری خواهد کرد. در واقع با توجه به لزوم استفاده از روزهای بسیار در فرآیند حداکثر راستنمایی، ایزلی و همکاران (۱۹۹۷a) رابطه مبادله بین دقت تخمین و سودآوری اقتصادی را مورد پذیرش قرار داده‌اند. با این حال آنچه مسلم است این است که گرچه استفاده از روش‌های با نمونه زیاد برای تخمین (پارامترهای خاصی در مدل PIN) منطقی است، اما تاکنون کمتر از این تعداد مورد استفاده قرار گرفته است.

## ۲-۲- پیشینه تحقیق

بخش حاضر به مرور مطالعات انجام شده در زمینه عدم تقارن اطلاعات و اثرات آن بر بازده سهام و حجم معاملات پرداخته است. در این راستا در قسمت اول مطالعات خارجی مرتبط و در قسمت دوم مطالعات داخلی مرتبط در این زمینه ارائه شده است.

### ۲-۲-۱- مطالعات خارجی

موسی و همکاران<sup>۱۹</sup> (۲۰۱۷) در مقاله‌ای به بررسی ارزیابی تأثیر تقاضا و عرضه اطلاعات در بازده بازار سهام و نوسانات آن پرداختند. در این مطالعه برای تقاضای اطلاعات از یک نماینده که در واقع حجم جستجو در اینترنت در طول هفته بود، استفاده شد. شواهد تجربی آن‌ها نشان داد که اطلاعات عمومی اولیه تحت تأثیر بازده سهام هستند، اما تأثیر آن بر نوسانات بیشتر است. همچنین با وجود منتشر کردن اطلاعات کامل در مورد بازار و شرکت، باز هم یک سری اطلاعات خاص وجود داشت که دارای اثرات خصوصی بر شرکت بودند. در نهایت اینکه تأثیر اطلاعات عمومی بر بازده سهام و نوسانات از طریق دو عامل صورت گرفته است: افشای اخبار شرکت و بازار.

گائو و ژو<sup>۲۰</sup> (۲۰۱۵) در پژوهشی به ارزیابی ارتباط بین عدم تقارن اطلاعاتی، ساختار سرمایه و هزینه سرمایه در بسیاری از کشورها پرداختند. آن‌ها از شاخص مرکب ریسک عدم تقارن اطلاعاتی برای هر نمونه شرکت در هر سال مالی از سال ۱۹۹۶ تا ۲۰۰۷ استفاده کردند. شاخص سطح شرکت به‌عنوان اولین عنصر اصلی از چهار عنصر عدم تقارن اطلاعاتی شامل PIN، اخبار و شنیده‌های بازار، فاصله زمانی بین پیشنهاد خرید و فروش و نسبت نقدینگی آمی‌هود محاسبه گردید. نتایج این مطالعه نشان داد که ریسک عدم تقارن اطلاعاتی با اهرم شرکت‌ها رابطه‌ای مستقیم دارد. همچنین شرکت‌های با سطوح ریسک عدم تقارن اطلاعاتی بالا کمتر از بدهی بلندمدت استفاده می‌کنند؛ زیرا هزینه بدهی بلندمدت به محیط اطلاعاتی حساس‌تر است. در نهایت اینکه ارتباط مستقیم و مثبت بین عدم تقارن اطلاعاتی و اهرم بازار بیشتر در کشورهای دارای بخش‌های بانکداری پیشرفته یا دارای کدهای ورشکستگی آشکار نمایان‌تر می‌باشد، در حالی که این ارتباط مثبت در کشورهای دارای سیستم قانونی مشترک (متداول) و کشورهایی که قوانین مستحکمی دارند که در آن نظارت شدیدی بر افشای اطلاعاتی وجود دارد، کمتر به چشم می‌خورد. به‌طور خلاصه، شواهد حاکی از آن بود که ریسک عدم تقارن اطلاعاتی یک عامل تعیین‌کننده است.

پاپاریوس و همکاران<sup>۲۱</sup> (۲۰۱۵) به بررسی رابطه نوسانات دوره هم‌زمان معاملات شرطی آگاهانه (VPIN) و آینده نوسانات کوتاه‌مدت بازده سهام پرداختند. آن‌ها از یک نسخه از VPIN به نام (TR-VPIN) که بر اساس داده‌های موجود برای اوراق بهادار قابل معامله در بورس اوراق بهادار

آتن در طول بحران بدهی بود، استفاده کردند. نتایج این مطالعه نشان داد که نسخه امضا شده (TR-VPIN) به منزله یک شاخص پیشرو از نوسانات آینده است.

برنان<sup>۲۲</sup> (۲۰۱۵) به بررسی روزانه هر سهم در مدل احتمال معاملات آگاهانه (بر اساس خبر خوب و بد در مدل ایزلی (۱۹۹۶)) پرداختند. نتایج این مطالعه نشان داد که قوی تر بودن روند معاملات آگاهانه مبتنی بر اخبار خوب نسبت به معاملات آگاهانه مبتنی بر اخبار بد است که با هزینه‌های فروش استقراری در یک راستا قرار دارند. شواهد حاکی از انعکاس احتمال معاملات آگاهانه مبتنی بر اخبار خوب در بازده سه روز آتی سهام بود؛ همچنین احتمال معاملات آگاهانه مبتنی بر اخبار بد بازده دو روز آتی نیز پیش‌بینی شد.

آگودلو<sup>۲۳</sup> و همکاران (۲۰۱۵) در مقاله‌ای تحت عنوان «آیا PIN اطلاعات را اندازه‌گیری می‌کند؟ تاثیر معاملات آگاهانه بر بازده و نقدینگی در شش بازار نوظهور» به بررسی اثر PIN بر بازده و نقدینگی شش بازار سهام آمریکای لاتین با استفاده از مدل PIN پویا پرداختند. نتایج نشان داد PIN پویای مربوط به بازده، اثرات بیشتری نسبت به نقدینگی بر روی عدم تقارن اطلاعات دارد. نتایج همچنین نشان داد که PIN، درک بهتری از شکل‌گیری قیمت در بازارهای نوظهور ارائه می‌کند. از طرف دیگر نتایج آنها ترسیم‌کننده نوعی واگرایی در شش بازار سهام بود.

دورات و همکاران<sup>۲۴</sup> (۲۰۱۵) به بررسی این‌که آیا مدل PIN در اخذ اطلاعات خصوصی موفق است یا ناموفق، پرداختند. آنها این موضوع را با استفاده از مقایسه کردن مدل PIN با مدل‌های DY و OWR که مربوط به ورود اطلاعات خصوصی بود، انجام دادند. نتایج آنها نشان داد مدل‌های PIN و DY در اخذ اطلاعات خصوصی ناموفق هستند؛ زیرا آنها به اشتباه تغییرات در عملکرد را با ورود اطلاعات خصوصی پیوست می‌دهند.

شی و همکاران<sup>۲۵</sup> (۲۰۱۵) به بررسی نقش اطلاعات عمومی دریافت شده و نوسانات بازده با استفاده از مدل مارکوف سوئیچینگ و گارچ پرداختند. نتایج تحقیق نشان داد که: اثر عدم تقارن اطلاعات در نوسانات بازده با توجه به نوع خبر متفاوت است. در صورت وجود عدم تقارن اطلاعات و وقوع خبر بد سرمایه‌گذاران به خبر خیلی واکنش نشان می‌دهند. در صورت وجود عدم تقارن اطلاعات و وقوع خبر خوب سرمایه‌گذاران به خبر واکنش اندکی نشان می‌دهند؛ بنابراین نوع خبر نقش مهمی در نوسانات بازده داشته و میزان اثرگذاری آن بستگی به سطح نوسان دارد. دیگر این‌که اخبار شرکت‌ها موجب تداوم نوسان‌ها در حالت سکون نسبت به آشوب می‌شود. در نهایت این‌که در حالت سکون اثر خبر بد بیشتر از خبر خوب است، اما در حالت آشوب اثر یکسان است. در حالت سکون اثرات اخبار در صنایع سنگین بیشتر است، اما در حالت آشوب در همه بخش‌ها یکسان است.

## ۲-۲-۲- مطالعات داخلی

شهبیکی‌تاش و میرباقری‌جم (۱۳۹۴)، در پژوهشی به بررسی همبستگی نامتقارن و غیرخطی بین متغیرهای بازده بازار و حجم معاملات با رویکرد DCC\_GARCH و تأثیر شوک‌های وارد بر بازار سهام و حجم معاملات پرداخته‌اند. نتایج تخمین پارامترهای مدل به روش حداکثر درست‌نمایی نشان داد که بازده روز قبل بازار اثری مثبت بر رشد حجم معاملات دارد، ولی اثر رشد حجم معاملات دوره قبل بر تغییر بازده بازار منفی است. نتایج همچنین نشان داد که شوک‌های وارد بر بازار سهام، تعطیلات آخر هفته، آثار تقویمی، اخبار بد تلاطم سهام و رشد حجم معاملات را تحت تأثیر قرار می‌دهد. تأثیر شوک‌های مثبت و منفی و اخبار خوب و بد بر تلاطم نرخ رشد حجم معاملات و تغییرات بازده بازار و همبستگی بین آن‌ها نامتقارن است و همبستگی بین تغییرات بازده بازار و رشد حجم معاملات غیرخطی و تابعی از زمان است.

سلیمی‌فر و همکاران (۱۳۹۴) در پژوهشی تحت عنوان «بررسی آثار نامتقارن شوک‌های قیمت نفت بر شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار» آثار نامتقارن شوک‌های قیمت نفت بر شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار را بررسی کردند. نتایج نشان داد که شوک‌های قیمت اثر نامتقارنی بر روی شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار دارند و کاهش قیمت نفت نسبت به افزایش قیمت نفت سهم بیشتری در توضیح واریانس خطای پیش‌بینی شاخص کل قیمت سهام بورس اوراق بهادار دارد.

زینیوند و همکاران (۱۳۹۴) به بررسی اثر عدم تقارن و حافظه متغیر نرخ ارز و بازده قیمت سهام در ایران پرداختند. برای این منظور از مدل‌های خود همبسته انباشته میانگین متحرک کسری (ARFIMA) و خودهمبسته واریانس ناهمسان شرطی تعمیم‌یافته (MGARCH) استفاده شد. نتایج به دست آمده نشان‌دهنده وجود عدم تقارن در توزیع بازدهی میان دو بازار سهام و ارز بود که این امر حاکی از وجود اثرات سرایت تلاطم و حافظه بلندمدت در بین بازارها و وابستگی بازارها با یکدیگر بود. بنابراین با انتقال شوک‌ها و سیاست‌های مختلف اقتصادی داخلی و خارجی، خروج سرمایه‌ها بین این بازارها صورت می‌پذیرد که در صورت وجود ریسک و کاهش بازدهی در بازار سرمایه، سرمایه‌ها به بازار ارز انتقال پیدا خواهند نمود. همچنین آزمون‌های آماری انجام‌شده وجود حافظه بلندمدت در سری زمانی بازدهی شاخص‌های بورس و نرخ ارز را اثبات کردند.

سجادی و همکاران (۱۳۹۲) در پژوهشی به پیش‌بینی بازده سهام با استفاده از عدم تقارن اطلاعات با رویکرد شبکه عصبی مصنوعی پرداختند. بررسی بر روی ۱۰۰ شرکت انجام شد و در نهایت نتایج نشان داد که ارتباط معناداری بین متغیر عدم تقارن و بازده سهام وجود دارد. همچنین شبکه مزبور دارای کمترین خطا بود.

جلیلی و همکاران (۱۳۹۲) در مطالعه خود به بررسی ارتباط بین عدم تقارن اطلاعات، حجم معاملات و نقدشوندگی سهام پرداختند. نتایج آنها نشان داد که بین معاملات سهام و عدم تقارن اطلاعاتی رابطه معکوس و معناداری وجود دارد و همچنین رابطه منفی و معناداری بین نقدشوندگی سهام و عدم تقارن اطلاعاتی وجود دارد. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که با افزایش میزان معاملات سهام و نقدشوندگی سهام، عدم تقارن اطلاعات کاهش می‌یابد.

همان‌طور که مشخص است در پژوهش‌های صورت گرفته برای اندازه‌گیری عدم تقارن از معیارهای دیگری استفاده شده است. در مطالعات خارجی از معیار PIN برای اندازه‌گیری عدم تقارن استفاده شده است اما در ایران تا کنون از این معیار استفاده نشده است و همچنین تا کنون پژوهشی هم به تاثیر عدم تقارن بر بازده سهام و حجم معاملات با استفاده از معیار PIN نپرداخته است.

### ۳- روش تحقیق

وجود اطلاعات غنی، به احتمال زیاد، منجر به افزایش قابلیت نقدشوندگی بازار سهام و کاهش هزینه سرمایه شرکت‌ها خواهد شد (بوتوسان و پلوملی<sup>۲۶</sup>، ۲۰۰۲؛ هایل<sup>۲۷</sup>، ۲۰۰۲). مطالعات انجام شده توسط بوتوسان و پلوملی (۲۰۰۲) و هایل (۲۰۰۲) نشان می‌دهد که فعالان بازار علاقه زیادی به دستیابی به اطلاعات مالی به‌طور منظم دارند. هدف نیز این است که عدم تقارن اطلاعات بین سرمایه‌گذاران مطلع و نامطلع را محدود کرده و مقدار هزینه معاملات دارایی را افزایش دهند (آجینا و همکاران<sup>۲۸</sup>، ۲۰۱۵). در این راستا محققان دو فرضیه اصلی را مطرح کرده‌اند. اول اینکه بر اساس فرضیه مبادله، افزایش حجم معاملات ناشی از شفافیت بیشتر منجر به افزایش قدرت نقدشوندگی سهام خواهد شد. در واقع محیط با اطلاعات غنی سرمایه‌گذاران را تشویق به انجام معامله می‌کند. این امر منجر به کاهش هزینه‌های معاملات و از این رو افزایش قدرت نقدشوندگی بازار خواهد شد (هیلی و پالپو<sup>۲۹</sup>، ۲۰۰۱). فرضیه دوم انتخاب معکوس است که فرض می‌کند بین سرمایه‌گذاران مطلع و ناآگاه عدم تقارن اطلاعات وجود دارد. ارسال پیام از طریق مکانیسم اطلاعات منجر به کاهش عنصر انتخاب معکوس شده و از این رو قدرت نقدشوندگی بازار افزایش می‌یابد (گلوستن و میلگروم<sup>۳۰</sup>، ۱۹۸۵).

برای اندازه‌گیری و سنجش عدم تقارن اطلاعات معیارهای متفاوتی وجود دارد. در این پژوهش معیاری که برای سنجش تاثیر عدم تقارن اطلاعات بر بازده و حجم معاملات مورد استفاده قرار گرفته است معیار PIN یا احتمال وقوع معاملات آگاهانه است، در زیر به تشریح این مدل می‌پردازیم



در سال ۱۹۹۶ ایزلی، کيفر، اوهارا و پيپرمن مدلی را ارائه کردند که این مدل تخمینی از احتمال وقوع معاملات آگاهانه بود. و این مدل به محققان اجازه می دهد که از طریق اطلاعات تراکنش های خرید و فروش احتمال انجام معاملات را در یک سهم پیش بینی کنند. در واقع این مدل در پژوهش ها از آن با نام تابع احتمال معاملات آگاهانه یا PIN نام برده می شود. (برنان و همکاران، ۲۰۱۵)

اوکتاویان و توما (۲۰۱۶) بیان داشتند که: در مدل ایزلی و همکاران احتمال رخ داد پدیده اطلاعاتی در یک روز معین به صورت  $\alpha$  تعریف می شود. که نوع خبر مشخص نیست که ممکن است این خبر اتفاق افتاده خبر بد باشد یا خیر خوب. اگر خبر خوب باشد با  $\delta$  نمایش می دهیم و اگر خبر بد باشد با  $1 - \delta$  نمایش می دهیم. در معادلات زیر  $(V_i)_{i=1}^N +$  نشان دهنده یک متغیر تصادفی است که ارزش بنیادین دارایی ها را در پایان هر روز نشان میدهد. ارزش دارایی ها را در یک روز خوب با  $\bar{V}_i$ ، ارزش دارایی ها در پایان یک روز بد را با  $\underline{V}_i$ . اگر ارزش دارایی ها در روز بدون اطلاعات باشد با نابرابری مقابل روبرو هستیم  $\underline{V}_i < V_i^* < \bar{V}_i$

با وقوع خبر چه بد و یا خوب معامله گران با نرخ  $\mu$  معامله میکنند. در روزی که خبر خوب اتفاق بی افتد نرخ ورود برای سفارش خرید  $\mu + \varepsilon$  و برای سفارش فروش  $\varepsilon$  است. در روزی که خبر بد اتفاق بیافتد نرخ ورودی برای سفارش خرید  $\varepsilon$  و نرخ ورودی برای سفارش فروش  $\mu + \varepsilon$  است. اگر هیچ رویداد خبری رخ ندهد تنها معامله گران ناآگاه حضور دارند که نرخ ورود آنها برابر با  $\varepsilon$  است.

در پایان هر روز بازار ساز اطلاعات کاملی از هر عامل بازار دارند و مظنه ها به درستی ارزش سهام را نشان می دهند. بازار ساز اطلاعات کاملی در مورد احتمال رخدادها و اطلاعات ورود به بازار دارد. فرض میکنیم که معاملات به صورت بیزی است به این صورت که اطلاعات مربوط به معاملات با ورود سفارشات تجاری جدید خود را بروزرسانی میکنند. این اطلاعات در هر روز به طور مستقل روی میدهد، بنابراین هر روز را می توان به عنوان یک مشاهده مختلف در محاسبه احتمال معاملات آگاهانه به کار برد. بر اساس این واقعیت اگر ما بگوییم  $P(t) = (P_n(t), P_b(t), P_g(T))$  به عنوان اعتقادات قبلی بازار ساز در مورد رخدادهای اطلاعاتی در آغاز هر روز است. زمانی که  $t=0$  ما داریم:

$$P(0) = (1 - \alpha, \alpha\delta, (1 - \delta))$$

اگر  $P(t|S_t)$  را به عنوان اعتقادات یک بازار ساز بر اساس حساب تاریخ معاملات و مظنه های قبلی در زمان  $t$  و با استفاده از قاعده بیز در زمانی که هیچ خبری رخ نداده است در زمان  $t$  و اگر سفارشات به منظور فروش باشد در زمان  $t$  احتمال به صورت زیر است

$$P_b(t | S_t) = \frac{P_n(t)\varepsilon}{\varepsilon + P_b(t)\mu} \quad (1-3)$$

در حالت مشابه هنگام اتفاق خبر بد احتمال به صورت زیر است

$$P_n(t | S_t) = \frac{P_b(t)(\varepsilon + \mu)}{\varepsilon + P_b(t)\mu} \quad (2-3)$$

احتمال خبر خوب هم به شکل زیر است

$$P_g(t | S_t) = \frac{P_g(t)\varepsilon}{\varepsilon + P_b(t)\mu} \quad (3-3)$$

اگر ما فرمول های بالا و فرضیه صفر- سود را در نظر بگیریم. انتظار می رود که قیمت فروش در هر زمان از  $t$  و در زمان  $i$  به صورت زیر است

$$B(t) = \frac{P_n(t)\varepsilon V_i^* + P_b(t)(\varepsilon + \mu)\gamma_i + P_g(t)\varepsilon V_i}{\varepsilon + P_b(t)\mu} \quad (4-3)$$

بر اساس یک محاسبه مشابه قیمت خرید به شکل زیر است

$$a(t) = \frac{P_n(t)\varepsilon V_i^* + P_b(t)\varepsilon\gamma_i + P_g(t)(\varepsilon + \mu)\varepsilon V_i}{\varepsilon + P_b(t)\mu} \quad (5-3)$$

ارزش دارایی مورد انتظار به صورت  $E[V_i | t]$ ، با توجه به ارزش که ما در آغاز فصل گفتیم عملکرد بستگی دارد به هر احتمال که در فرمول هی بالا محاسبه کردیم بنابراین

$$E[V_i | t] = P_n(t)V_i^* + P_b(t)\gamma_i + P_g(t)V_i \quad (6-3)$$

بر اساس رابطه بالا قیمت خرید و فروش که بازار ساز محاسبه میکند بر اساس زمان  $t$  و روز  $i$  به صورت زیر است

$$B(t) = E[V_i | t] - \frac{\mu P_b(t)}{\varepsilon + \mu P_b(t)} (E[V_i | t] - \gamma_i) \quad (7-3)$$

$$a(t) = E[V_i | t] - \frac{\mu P_g(t)}{\varepsilon + \mu P_g(t)} (\bar{V}_i - E[V_i | t]) \quad (8-3)$$

زیر نشان می‌دهیم  
 را در زمان  $t$  در نظر می‌گیریم. همچنین می‌توانیم عامل  $\Sigma(t)$  را به صورت

$$\Sigma(t) = \frac{\mu P_g(t)}{\varepsilon + \mu P_g(t)} (\bar{V}_i - E[V_i | t]) + \frac{\mu P_b(t)}{\varepsilon + \mu P_b(t)} (E[V_i | t] - V_i) \quad (9-3)$$

بر طبق گفته ایزلی و همکاران (۱۹۹۶) در گستره زمان  $t$  اطلاعات وابسته به ضرب احتمالات بوسله کاهش انتظارات اضافی برای معامله گران آگاه در فروش است. بنابراین احتمال معاملاتی آگاه نشان دهنده مجموع احتمالات قبلی است.

$$PI(t) = \frac{\mu(1 - P_n(t))}{\mu(1 - P_n(t)) + 2\varepsilon} \quad (10-3)$$

زمانی که بازار باز باشد در  $t=0$ ، اگر فرض کنیم با همان احتمال اخبار خوب و بد رخ دهد. میتوان در این گستره آن را محاسبه کند

$$\Sigma(0) = \frac{\alpha\mu}{\alpha\mu + 2\varepsilon} [\bar{V}_i - V_i] \quad (11-3)$$

در یک روز که خبر بد اتفاق می‌افتد نتیجه مشاهده شده از خرید و فروش معاملات به صورت احتمال زیر است

$$P(B,S) = e^{-\varepsilon T} \frac{(\varepsilon T)^B}{B!} e^{-(\varepsilon + \mu)T} \frac{[(\mu + \varepsilon)T]^S}{S!} \quad (12-3)$$

در یک روز بدون رویداد اطلاعات آشکار، احتمال به صورت زیر است

$$P(B,S) = e^{-\varepsilon T} \frac{(\varepsilon T)^B}{B!} e^{-\varepsilon T} \frac{(\varepsilon T)^S}{S!} \quad (13-3)$$

در یک روز با رخداد خبر خوب، احتمال به صورت زیر است

$$P(B,S) = e^{-(\mu + \varepsilon)T} \frac{[(\mu + \varepsilon)T]^B}{B!} e^{-\varepsilon T} \frac{(\varepsilon T)^S}{S!} \quad (14-3)$$

احتمال وقوع فعالیتهای تجاری مستقل در طول روز به شکل زیر است

$$L[\{B, S\} | \theta] = (1 - \alpha) e^{-\varepsilon T} \frac{(\varepsilon T)^B}{B!} e^{-\varepsilon T} \frac{(\varepsilon T)^S}{S!} + \alpha \delta e^{-\varepsilon T} \frac{(\varepsilon T)^B}{B!} e^{-(\varepsilon + \mu)T} \frac{[(\varepsilon + \mu)T]^S}{S!} + \alpha (1 - \delta) e^{-(\varepsilon + \mu)T} \frac{[(\mu + \varepsilon)T]^B}{B!} e^{-\varepsilon T} \frac{(\varepsilon T)^S}{S!} \quad (15-3)$$

پارامترها عبارتند از  $\theta = \{\alpha, \delta, \varepsilon, \mu\}$

$$L[M | H] = \prod_{i=1}^n L(\theta | B_i, S_i) \quad (15-3)$$

احتمال مشاهده اطلاعات  $M=(B_i, S_i)_{i=1}^n$  که حاصل احتمال روزانه است

اکنون احتمال معاملات آگاهانه را در نهایت به صورت زیر نشان می‌دهیم (اوکتاویان و توما، ۲۰۱۶)

$$PIN_t = \frac{\alpha\mu}{\alpha\mu + 2\varepsilon} \quad (16-3)$$

### ۳-۱- مدل اتورگرسیو میانگین متحرک انباشته کسری (AFRIMA)

یکی از ویژگی‌های مشاهده شده در بسیاری از داده‌های سری زمانی مالی، وجود حافظه بلند مدت در میانگین و واریانس شرطی آنهاست. این بدین معنی است که اثر شوک‌های وارد شده بر سری زمانی مالی دیرپا و مدت زمان زیادی طول میکشد که اثر این شوک‌ها در بازدهی‌های دارایی و تلاطم آن از بین برود. یک روش برای مدل‌سازی چنین رفتاری در این سری‌های زمانی استفاده از فرآیند سری زمانی انباشته کسری است که به وسیله آن مرتبه انباشگی سری زمانی بین فرآیندهای  $I(0)$  و  $I(1)$  قرار دارد. مدل‌های سری زمانی انباشته کسری می‌توانند مانا و یا نامانا باشند. حتی زمانی که این فرآیند به صورت ضعیف مانا هستند، این فرآیند انباشته کسری دارای توابع خود همبستگی هستند که به آرامی و به تدریج به صفر میل میکند و به عبارت دیگر دارای حافظه بلند مدت هستند. فرآیندهای انباشته کسری هم می‌توانند در مدل‌های ARMA به کار بسته شوند که در این صورت فرآیند مدل‌سازی شده را AFRIMA می‌نامند. (زینیوند و همکاران، ۱۳۹۴).

مدل ARFIMA توسط گرنجر و جوئیکس در سال ۱۹۸۰ معرفی شد. مدل ARFIMA از مدل FBM گرفته شده است. ویژگی مهم مدل ARFIMA این است که امکان مدل‌سازی جداگانه متغیری وابسته بلند مدت فراهم می‌آورد.

تابع چند جمله‌ای زیر که بیانگر مدل ARMA هست را در نظر بگیرید.

$$\Phi(L) = 1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \dots - \phi_p L^p \quad (19-3)$$

$$\Psi(L) = 1 - \psi_1 L - \psi_2 L^2 - \dots - \psi_q L^q \quad (20-3)$$

با اضافه شدن میانگین T مدل عمومی ARMA بدست می‌آید.

$$\Phi(L)(Y_t - \mu) = \Psi(L)\varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim (0, \sigma_\varepsilon^2); \mu = f(X, \beta) \quad (21-3)$$

متغیر  $L$  در معادله (۳-۱۹) و (۳-۲۰) نشان دهنده عمل گر تغییر وارونه است.  $\mu$  توسط رگرسکننده برونزا تعیین می شود.  $X$  یک ماتریس  $(T \times K)$  و  $\beta$  یک بردار  $(K \times 1)$  است. زمانی که در یک تابع عامل ثابت با یک ریشه واحد واقعی و مثبت همراه می شود. تبدیل به یک تابع پویا می شود که بیانگر تابع عملگر وارونه متفاوت می باشد.

$$\Phi(L)\nabla^d(Y_t - \mu) = \Psi(L)\varepsilon_t \quad (22-3)$$

پارامتر  $d$  سطح متفاوت مورد نیاز برای ساخت تابع پویا را نشان می دهد. تابع برای تعداد  $d=1$  ثابت و با ریشه واحد می باشد. تابع برای تعداد  $d=0$  تابع پویاست. (الیس و ویلسون، ۲۰۰۴)

#### ۴- یافته‌های تحقیق

جامعه آماری مورد بررسی در این پژوهش شرکت های فعال در بازار بورس اوراق بهادار تهران و نمونه مورد استفاده شده تعداد ۲۵۰ شرکت است که اطلاعات کامل آنها در دسترس بود. در ادامه، ابتدا آمار توصیفی بیان می شود؛ سپس با کمک نمودارها نحوه ی تغییرات متغیرها در طی بازه ی زمانی مورد مطالعه تحلیل می شود. می پردازیم. در مرحله بعد با کاربرد مدل ARFIMA به نحوه ی اثر گذاری عوامل موثر بر بازده سهام و حجم معاملات پرداخته می شود. سپس با استفاده از مدل VAR رابطه متقابل بازده سهام و حجم معاملات را بدون لحاظ تلاطم و همچنین رابطه متقابل نوسان بازده و نوسان حجم معاملات را بررسی می شود. در پایان، برای بررسی رابطه متقابل بازده سهام و حجم معاملات با لحاظ تلاطم آن ها از مدل DCC-GARCH استفاده می شود.

#### ۴-۱- آمار توصیفی

در جدول زیر به ارائه آمار توصیفی متغیرها مطابق جدول ۱ آورده شده است. میانگین احتمال وقوع خبر جدید (alpha) ۰,۶۷ است، که می توان دلیل بالا بودن این متغیر را در بورس اوراق بهادار تهران به خاطر موقعیت خاص و استراتژیک ایران در خاورمیانه و وجود تحریم های اقتصادی فراوان بر علیه ایران در سال های گذشته دانست؛ که روی کار آمدن دولت تدبیر و امید و آغاز مذاکرات در رابطه با لغو تحریم های اقتصادی و موضوع برجام و همچنین تبعات مثبت اقتصادی آن برای شرکت های موجود در بازار بورس را می توان از دلایل بالا بودن میانگین این متغیر در بازار بورس برای بازه مورد نظر دانست. بیشترین مقدار این متغیر مربوط به تاریخ ۰۴/۰۱ با مقدار ۰/۷۲۷۲ و کمترین مقدار مربوط به تاریخ ۴/۳۱ با مقدار ۰/۶۰۶۶ می باشد.

جدول ۱- آمار توصیفی متغیرها

متغیرها	میانگین	انحراف معیار	میانه	کمترین مقدار	بیشترین مقدار	چولگی	کشیدگی
نرخ خرید و فروش ناآگاهانه	۰,۱۸۰۴	۰,۰۹۳۹	۰,۱۶۶۶	۰,۰۱۲۴	۰,۵۰۶۹	۰,۸۹۶۹	۰,۷۷۲۷
نرخ خرید و فروش آگاهانه	۰,۸۴۶۵	۰,۰۵۴۰	۰,۸۴۹۳	۰,۶۸۵۹	۰,۹۸۴۸	-۰,۲۴۷۰	۰,۱۲۲۸
احتمال وقوع خبر جدید	۰,۶۷۱۹	۰,۰۲۴۱	۰,۶۷۲۰	۰,۶۰۶۶	۰,۷۲۷۲	-۰,۲۲۲۰	۰,۰۴۷۸
احتمال وقوع خبر خوب	۰,۴۴۵۰	۰,۰۵۸۱	۰,۴۴۶۲	۰,۲۷۳۹	۰,۶۴۲۰	-۰,۱۰۹۴	۰,۴۱۸۶
احتمال معاملات آگاهانه	۰,۷۸۶۱	۰,۰۹۸۰	۰,۷۹۹۰	۰,۴۹۳۸	۰,۹۷۵۴	-۰,۷۳۲۴	۰,۳۱۴۲
نرخ رشد حجم	۰,۰۰۵۰۸	۰,۵۱۷۷	۰/۰۰۹۵	-۲/۲۷۸۶	۲/۱۵۸۶	۰/۰۰۸۷	۳/۷۸۹۶
بازده	-۰,۰۰۰۹	۰,۰۰۶۵	-۰,۰۰۰۰۶	-۰,۰۵۶۷	۰,۰۱۸۵	-۲,۴۱۴۰۱	۲۱,۲۹۷۹
تلاطم حجم	-۰,۰۱۲۹	۰,۲۴۴۸	۰,۰۱۴۷	-۱,۱۳۵۸	۰,۵۲۸۷	-۱,۳۴۴۷	۳,۸۵۶۴
تلاطم بازده	-۰,۰۰۱۰	۰,۰۰۳۶	-۰,۰۰۰۰۵	-۰,۰۳۹۱	۰,۰۰۷۰	-۴,۸۲۲۷	۴۷,۷۱۸۳

مأخذ: یافته‌های پژوهشگر

در کنار سایر عوامل تاثیرگذار بر این متغیر (با توجه به بررسی‌های صورت گرفته سال مالی اکثر شرکت‌های بورسی پایان اسفندماه است) و به دلیل اینکه مطابق قانون تجارت ایران شرکت‌های سهامی موظف هستند که مجمع عمومی عادی سالیانه خود را حداکثر ۴ ماه پس از پایان سال مالی خود برگزار نمایند، اکثر مجامع شرکت‌های بورسی در خرداد و تیرماه برگزار می‌شود که دلیل بالا بودن این معیار در ابتدای تیرماه را می‌توان آغاز فصل مجامع عادی سالیانه شرکت‌ها و گزارشات و تصمیمات مهمی که در این مجامع برای شرکت‌های مذکور گرفته شده دانست و وجود کمترین مقدار نیز در پایان این ماه را نیز می‌توان مصادف با پایان فصل مجامع دانست که تمامی گزارشات و تصمیمات مربوط به مجامع مشخص گردیده است. به دلیل برابری تقریبی میزان میانه با میانگین احتمال وقوع خبر جدید می‌توان نتیجه گرفت که توزیع آن به صورت نرمال است و همچنین مقدار چولگی در آن  $-۰/۲۲۲۰$  است که چولگی منفی دارد و دارای کشیدگی  $۰/۰۴۷۸$  است که دارای کشیدگی مثبت می‌باشد.

میانگین نرخ خرید و فروش ناآگاهانه (epsi)  $۰/۱۸۰۴$  است. علت پایین بودن این مقدار برای بازار سرمایه ایران را می‌توان پایین بودن عمق بازار بورس ایران دانست و همچنین حجم بیشتری از معاملات توسط اشخاص حقوقی در بازار صورت می‌گیرد که به دلیل آگاهی معاملات آنان با استفاده از اطلاعات انجام می‌شود؛ به عبارت دیگر به صورت آگاهانه انجام می‌شود. بیشترین مقدار مربوط به تاریخ  $۰۱/۲۴$  با مقدار  $۰/۵۰۶۹$  است که دلیل آن را می‌توان شروع سال مالی جدید

شرکت‌ها و همچنین سال جدید و عدم وجود ارائه گزارشی در رابطه با عملکرد شرکت‌ها برای سال جدید دانست و کمترین مقدار مربوط به تاریخ ۰۶/۲۴ با مقدار ۰/۰۱۲۴ است که با توجه به بررسی‌های صورت گرفته دلیل آن را می‌توان ارائه گزارشات عملکرد ۶ ماه حسابرسی شده توسط اکثر شرکت‌های موجود در بورس در این چند ماه دانست؛ به همین علت اکثر معاملات صورت گرفته در این ماه با توجه به گزارشات عملکرد واقعی حسابرسی شده ۶ ماه شرکت و میزان پوشش سود پیش‌بینی شده شرکت صورت می‌گیرد. بدین جهت کمترین مقدار این متغیر در این ماه قابل مشاهده است. بین میانگین و میانه هم تفاوت کمی وجود دارد بنابراین توزیع نرمال است و دارای چولگی و کشیدگی مثبت می‌باشد.

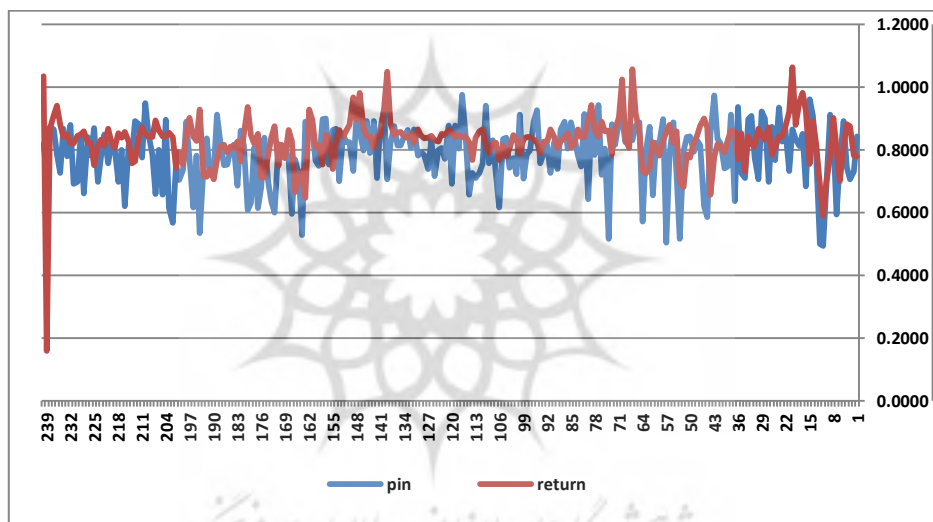
میانگین نرخ خرید و فروش آگاهانه (miu) ۰/۸۴۶۵ است. میانگین احتمال وقوع خبر خوب نیز (delt) ۰/۴۴۵۰ است. بیشترین مقدار مربوط به خبر خوب مربوط به تاریخ ۱۳۹۳/۰۴/۱۰ به مقدار ۰/۶۴۲۰ و کمترین مقدار مربوط به تاریخ ۱۳۹۳/۰۴/۰۷ به مقدار ۰/۲۷۳۹ است. پس از بررسی‌های صورت گرفته مشخص شد که تعداد روزهایی که در آن احتمال وقوع خبر خوب بالای ۵۰ درصد است، ۴۱ روز می‌باشد و تعداد روزهایی که احتمال وقوع خبر بد ۵۰ درصد است، ۲۰۰ روز می‌باشد و تعداد ۱۲۴ روز باقیمانده در بازار به خاطر تعطیلات در بازار بدون داده هستند.

میانگین احتمال انجام معاملات آگاهانه (PIN) ۰/۷۸۶۱ است. دلیل بالا بودن میانگین این متغیر را مطابق موارد ذکر شده در بالا می‌توان پایین بودن عمق بازار بورس ایران دانست و همچنین حجم بیشتری از معاملات توسط اشخاص حقوقی در بازار صورت می‌گیرد که به دلیل آگاهی معاملات آنان با استفاده از اطلاعات انجام می‌شود. به عبارت دیگر به صورت آگاهانه انجام می‌شود که در بازار بورس اوراق بهادار تهران اکثر معاملات توسط اشخاص حقوقی انجام می‌شود و همچنین اکثر فعالین در بورس را اقشار تحصیل کرده و با سابقه تشکیل داده است. در واقع حجم معاملات افراد تازه‌وارد در بورس آن‌چنان بالا نیست که بتوانند در کاهش این متغیر تاثیر چشمگیری داشته باشند. این را نیز می‌توان دلیل بالا بودن این معیار در بازار بورس دانست؛ بنابراین این شاخص نیز در بازار بورس از میانگین بالایی برخوردار است. بیشترین مقدار مربوط به تاریخ ۰۶/۲۴ به مقدار ۰/۹۷۵۴ است که با توجه به بررسی‌های صورت گرفته می‌توان دلیل آن را ارائه گزارشات عملکرد ۶ ماه حسابرسی شده توسط اکثر شرکت‌های موجود در بورس در این چند ماه دانست. به همین علت اکثر معاملات صورت گرفته در این ماه با توجه به گزارشات عملکرد واقعی حسابرسی شده ۶ ماه شرکت و میزان پوشش سود پیش‌بینی شده شرکت صورت می‌گیرد؛ بدین جهت کمترین مقدار این متغیر در این ماه قابل مشاهده است و کمترین مقدار مربوط به تاریخ ۰۱/۲۳ و به مقدار ۰/۴۹۳۸ است که دلیل آن را می‌توان شروع سال مالی جدید شرکت‌ها و

همچنین سال جدید و عدم وجود ارائه گزارشی در رابطه با عملکرد شرکت‌ها برای سال جدید دانست. میانگین نرخ رشد حجم معاملات ۰/۰۰۵۰ است. بیشترین مقدار ۲/۱۵۸۶ و کمترین مقدار ۲/۲۷۸۶- است. مقداری اختلاف بین میانگین و میانه وجود دارد که نشان‌دهنده این است که توزیع تا حدودی نرمال نیست و دارای چولگی مثبت و کشیدگی مثبت است.

بازده سهام دارای میانگین ۰/۰۰۰۹- است. بیشترین مقدار بازده ۰/۰۱۸۵ و کمترین مقدار آن ۰/۰۵۶۷- است. بین میانه و میانگین هم توزیع نرمال است؛ چون مقادیر به هم نزدیک، دارای پراکندگی حول میانگین ۰/۰۰۰۰۶ و دارای چولگی منفی و کشیدگی مثبت است.

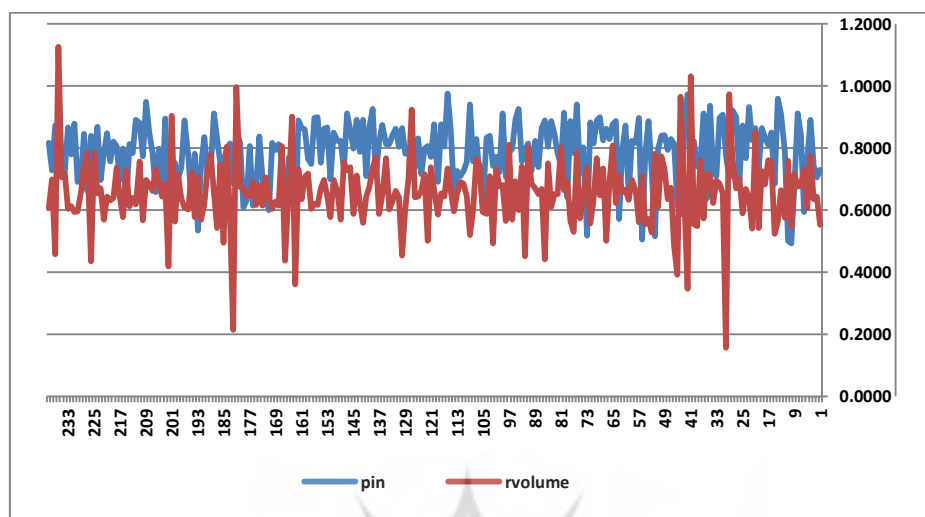
مقایسه روند حرکتی احتمال معاملات آگاهانه (PIN) و بازده سهام به صورت زیر است:



مأخذ: یافته‌های پژوهشگر

با توجه به روند حرکتی مشاهده می‌شود که بازده تقریباً روند حرکتی ثابتی داشته و دچار تغییرات کمی شده است و در مقابل احتمال معاملات آگاهانه (PIN) دچار تغییرات بیشتری شده است. در زیر روند حرکت احتمال معاملات آگاهانه (PIN) و نرخ رشد حجم معاملات مشاهده می‌شود:





مأخذ: یافته‌های پژوهشگر

با توجه به شکل مشاهده می‌شود نرخ رشد حجم معاملات دچار تغییرات زیادی شده است. PIN هم دچار تغییرات زیادی شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود این دو متغیر دارای روند حرکتی متقابل نسبت به هم هستند.

#### ۲-۴- مدل ARFIMA

##### ۲-۴-۱- تخمین مدل حجم معاملات

با استفاده از مدل AFRIMA اثر متغیرهای موثر بر روی رشد حجم معاملات بررسی می‌شود.

##### جدول ۲- تخمین متغیرهای موثر بر حجم معاملات

احتمال	ضریب معناداری	متغیر
۰/۰۰۰۰	۰/۵۰۷۹۹۹	عرض از مبدا
۰/۰۰۰۲۴۷	-۰/۰۸۳۱۳۲	شوک دوره قبل
۰/۰۰۰۰	۰/۳۴۶۶۷۱	شوک دو دوره قبل
۰/۰۰۰۰	-۰/۸۲۷۹۲۹	شوک سه دوره قبل
۰/۰۰۰۰	-۰/۳۹۷۱۲۴	اتورگرسیو دوره قبل
۰/۰۰۰۰	-۰/۶۵۸۳۷۳	اتورگرسیو دو دوره قبل
۰/۰۰۰۰	۰/۳۸۲۶۲۴	اتورگرسیو سه دوره قبل

متغیر	ضریب معناداری	احتمال
اثرات آرچ	-۰/۷۹۸۲۷۵	۰/۰۰۰۰
احتمال وقوع خبر جدید	-۰/۹۱۴۹۴۱	۰/۰۰۰۰
احتمال وقوع خبر خوب	۰/۴۴۰۹۱۴	۰/۰۰۰۰
احتمال معاملات آگاهانه	۰/۷۵۱۰۸۴	۰/۰۰۰۰
تلاطم دوره قبل	۰/۲۸۷۲۵۰	۰/۲۴۵۱۷۶
شوک وارد بر تلاطم دوره قبل	۰/۳۴۲۱۸۱	۰/۴۴۸۲۲۲
عرض از مبدا تلاطم	۰/۱۸۱۸۴۰	۰/۳۰۵۴۴۹

مأخذ: یافته‌های پژوهشگر

در جدول فوق اگر احتمال عاملی کمتر از ۰,۰۵ باشد، آن عامل معنادار و بر نرخ رشد حجم معاملات اثر گذار است و اگر احتمال آن بیشتر از ۰,۰۵ باشد، بر نرخ رشد حجم معاملات اثری ندارد. نتایج نشان می‌دهد که اتورگرسیو دوره قبل، اتورگرسیو دو دوره قبل و اتورگرسیو سه دوره قبل هر سه معنادار هستند و حجم معاملات را تحت تاثیر قرار می‌دهند. علاوه بر این، شوک دوره قبل، شوک دو دوره قبل و شوک سه دوره هم به عنوان عاملی موثر بر حجم معاملات هستند. همچنین اثر احتمال وقوع خبر جدید، احتمال وقوع خبر خوب و معاملات آگاهانه بر نرخ رشد حجم معاملات معنادار است؛ اما اثرات تلاطم دوره قبل و شوک وارد بر تلاطم دوره قبل معنادار نیست.

#### ۴-۲-۲- تخمین مدل بازده

با استفاده از مدل AFRIMA اثر متغیرهای مؤثر بر روی بازده سهام بررسی شده و نتایج در جدول زیر ارائه شده است. پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی

اتورگرسیو دوره قبل، دو دوره قبل و سه دوره قبل هر سه معنادار هستند. شوک دوره قبل، شوک دو دوره قبل، اثرات آرچ، احتمال انجام معاملات آگاهانه و شوک وارد بر تلاطم دوره قبل هم معنادار هستند؛ اما اثر احتمال وقوع خبر جدید و احتمال وقوع خبر خوب بر بازده سهام معنادار نیستند. تابع احتمال معاملات آگاهانه (PIN) که معیاری برای اندازه‌گیری عدم تقارن اطلاعات است و از آنجا که ارزش احتمال آن کمتر از ۰/۰۵ است؛ فرضیه اثر مثبت عدم تقارن اطلاعات بر بازده سهام تایید می‌شود.

جدول ۳- تخمین متغیرهای موثر بر بازده سهام

متغیر	ضریب	احتمال
عرض از مبدا	-۰/۰۰۳۹۳۸	۰/۵۷۷۱۱۲
اتورگرسیو دوره قبل	۱/۷۸۰۶۱۲	۰/۰۰۰۰۰۰
اتورگرسیو دو دوره قبل	-۰/۹۹۲۰۸۳	۰/۰۰۰۰۰۰
اتورگرسیو سه دوره قبل	۰/۲۰۷۰۷۰	۰/۰۰۰۰۰۰
شوک دوره قبل	-۱/۳۹۲۶۱۲	۰/۰۰۰۰۰۰
شوک دو دوره قبل	۰/۳۹۲۸۱۷	۰/۰۰۰۰۰۰
اثرات آرچ	-۱/۹۸۱۹۵۸	۰/۰۰۰۰۰۶۵
احتمال وقوع خبر جدید	۰/۰۰۴۵۱۹	۰/۶۰۰۰۰۰۷
احتمال وقوع خبر خوب	۰/۰۰۶۷۵۵	۰/۱۴۶۵۴۶
احتمال انجام معاملات آگاهانه	۱/۸۷۸۰۸۴	۰/۰۰۳۴۷۹
عرض از مبدا تلاطم	۰/۰۰۰۰۰۰	۰/۹۹۵۶۷۱
تلاطم دوره قبل	۰/۰۶۶۳۵۸	۰/۰۱۳۵۲۵
شوک وارد بر تلاطم دوره قبل	۰/۹۶۳۷۴۲	۰/۰۰۰۰۰۰

مأخذ: یافته‌های پژوهشگر

۳-۴- رابطه متقابل تلاطم بازده و تلاطم حجم

رابطه متقابل تلاطم بازده و تلاطم حجم با استفاده از مدل VAR تحلیل می‌شود. در ابتدا اثر تلاطم بازده و تلاطم حجم معاملات بر متغیرها در جداول ۴ و ۵ بررسی می‌شود.

جدول ۴- اثر تلاطم بازده بر تلاطم بازده

	تلاطم بازده دوره قبل	تلاطم حجم دوره قبل	تلاطم بازده دو دوره قبل	تلاطم حجم دو دوره قبل	تلاطم بازده سه دوره قبل	تلاطم حجم سه دوره قبل
تلاطم	۰/۲۸۸۵۵	۰/۰۰۱۱۷۷	۰/۰۱۱۸۴۳	۰/۰۰۱۰۸	-۰/۰۵۴۲۴	۰/۰۰۳۷۲
تلاطم حجم	۰/۲۰۹۱۱	۰/۱۴۹۵۲	۳/۵۳۴۳۵	۰/۰۵۷۵۶	۰/۹۹۵۵۰	۰/۰۵۱۱۰

مأخذ: یافته‌های پژوهشگر

نتایج حاکی از آن است که تلاطم بازده بر تلاطم بازده دو دوره قبل اثر دارد (احتمال آن بیشتر از ۰/۰۵ است) اما تلاطم بازده بر تلاطم حجم دو دوره قبل اثر ندارد (احتمال آن زیر ۰/۰۵ است). تلاطم بازده بر تلاطم بازده دو دوره قبل اثر دارد (احتمال آن زیر ۰/۰۵ است)، همچنین تلاطم بازده بر تلاطم حجم دو دوره قبل اثر دارد (احتمال آن زیر ۰/۰۵ است). تلاطم بازده بر نرخ خرید و فروش ناآگاهانه اثر دارد (احتمال آن زیر ۰/۰۵ است)، همچنین تلاطم بازده بر احتمال وقوع خبر جدید اثر دارد (احتمال آن زیر ۰/۰۵ است).

جدول ۵- اثر تلاطم نرخ رشد حجم معاملات بر تلاطم بازده

احتمال معاملات آگاهانه	احتمال خبر خوب	احتمال خبر جدید	نرخ خرید و فروش ناآگاهانه	نرخ خرید و فروش آگاهانه	عرض از مبدا	
۰/۰۱۹۱۴	-۰/۰۰۶۰۴	۰/۰۱۹۷۲	-۰/۰۰۵۴۸	۰/۰۰۱۰۵	-۰/۰۲۱۹۳	تلاطم بازده
-۰/۳۰۳۸۰	۰/۷۷۳۸۰	۰/۴۱۰۲۹	۰/۲۷۶۵۴	-۰/۲۸۶۴۵	-۰/۵۸۶۴۳	تلاطم حجم

مأخذ: یافته‌های پژوهشگر

جدول ۶- اثر متغیرها بر تلاطم بازده و تلاطم نرخ رشد حجم معاملات

تلاطم نرخ رشد حجم معاملات	تلاطم بازده	
۰/۹۷۲۷۵	۰/۰۰۰۲۰	تلاطم بازده دوره قبل
۰/۰۲۳۰۲	۰/۱۴۳۴۶	تلاطم نرخ رشد دوره قبل
۰/۶۰۰۷۰	۰/۸۸۵۹۷	تلاطم بازده دو دوره قبل
۰/۳۹۴۷۰	۰/۱۸۸۰۷	تلاطم نرخ رشد دو دوره قبل
۰/۳۴۳۹۹	۰/۴۸۳۹۴	تلاطم بازده سه دوره قبل
۰/۴۴۷۸۸	۰/۰۰۰۰۵	تلاطم نرخ رشد سه دوره قبل
۰/۶۵۳۸۶	۰/۱۷۰۳۱	عرض از مبدا
۰/۷۷۳۶۹	۰/۹۳۰۹۵	نرخ خرید و فروش آگاهانه
۰/۵۱۸۳۵	۰/۲۹۵۰۲	نرخ و خرید و فروش ناآگاهانه
۰/۶۴۳۷۷	۰/۰۶۹۱۷	احتمال خبر جدید
۰/۱۹۸۸۵	۰/۴۱۱۹۴	احتمال خبر خوب
۰/۷۳۶۴۷	۰/۰۸۲۹۱	احتمال معاملات آگاهانه

مأخذ: یافته‌های پژوهشگر

تلاطم نرخ رشد حجم معاملات بر تلاطم بازده دوره قبل اثر ندارد، همچنین تلاطم نرخ رشد حجم معاملات بر تلاطم نرخ رشد حجم معاملات دوره قبل و تلاطم بازده دو دوره قبل هم اثر ندارد (مقادیر به دست آمده به صفر نزدیک نیست). تلاطم نرخ رشد حجم معاملات بر تلاطم نرخ رشد حجم معاملات دو دوره قبل اثر دارد اما تلاطم نرخ رشد حجم معاملات بر تلاطم بازده سه دوره قبل اثر گذار نیست. تلاطم نرخ رشد حجم معاملات بر تلاطم نرخ رشد حجم معاملات سه دوره قبل اثر گذار است. تلاطم نرخ رشد حجم معاملات بر نرخ خرید و فروش ناآگاهانه اثر ندارد. تلاطم نرخ رشد حجم معاملات بر احتمال وقوع خبر خوب اثر ندارد. تلاطم نرخ رشد حجم معاملات

بر نرخ خرید و فروش آگاهانه اثر ندارد. تلاطم نرخ رشد حجم معاملات بر احتمال وقوع خبر جدید اثر ندارد و همچنین بر احتمال انجام معاملات آگاهانه اثر ندارد.

در این بخش اثر متغیرها بر تلاطم بازده و تلاطم نرخ رشد حجم معاملات پرداخته شده و نتایج به صورت جدول ۶ ارائه شده است. نتایج نشان می‌دهد که تلاطم نرخ رشد بازده سهام دوره قبل بر تلاطم بازده اثر دارد اما بر تلاطم بازده اثری ندارد. تلاطم نرخ رشد بازده سهام دو دوره قبل و تلاطم نرخ رشد حجم معاملات دو دوره قبل بر تلاطم بازده سهام اثر ندارد. همچنین نتایج نشان داد که تلاطم نرخ رشد بازده سهام سه دوره قبل بر تلاطم بازده سهام اثر ندارد. همچنین نتایج نشان داد که تلاطم نرخ رشد بازده سهام سه دوره قبل بر تلاطم بازده اثرگذار است. نرخ خرید و فروش آگاهانه و ناآگاهانه بر تلاطم بازده و تلاطم حجم اثر ندارد. احتمال خبر جدید بر تلاطم بازده و تلاطم حجم اثر ندارد. احتمال خبر خوب بر تلاطم بازده و تلاطم حجم اثر ندارد. در نهایت اینکه احتمال معاملات آگاهانه (PIN) بر تلاطم بازده و تلاطم حجم اثری ندارد.

##### ۵- نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادات سیاستی

یکی از عوامل مهم و اثرگذار در تحلیل شرایط بازار وجود عدم تقارن اطلاعات است؛ چراکه بر سطح قیمت‌ها و تحمیل ریسک ناشی از آن اثرگذار می‌باشد. از طرفی میزان عدم تقارن اطلاعات در بازار به‌طور مستقیم قابل مشاهده نیست و محققان مختلف از متغیرهای جایگزین برای اندازه‌گیری آن استفاده می‌کنند. یکی از این معیارها مبتنی بر ساختار خرد بازار است که طی سال‌های اخیر مورد توجه محققان بسیاری قرار گرفته است. مدل احتمال مبادله آگاهانه که مبتنی بر الگوهای اقتصادی و ساختار خرد بازار است، در مطالعه حاضر استفاده شد.

نتایج این مطالعه نشان داد که عدم تقارن اطلاعات در کل بر بازده سهام اثر مثبت دارد که در نتیجه آن بر تلاطم بازده سهام نیز اثرگذار است. از طرفی احتمال وقوع خبر خوب و جدید (که از معیارهای اندازه‌گیری PIN هستند) بر نرخ رشد حجم معاملات اثرگذار است؛ که در نتیجه آن عدم تقارن اطلاعات بر حجم معاملات اثری مثبت داشته است. در نهایت اینکه تلاطم حجم معاملات بر عدم تقارن اطلاعات اثری منفی دارد.

با توجه به نتایج فرضیات مشاهده می‌شود که عدم تقارن اطلاعات عاملی موثر بر حجم معاملات و بازده سهام است، به همین جهت باید اطلاعات منتشره از طرف شرکت‌ها شفاف باشد تا سرمایه‌گذاران میل بیشتر به سرمایه‌گذاری در بورس داشته باشند. از این رو پیشنهاد می‌شود که سازمان بورس اوراق بهادار با استفاده از قوانین و مقررات و همچنین نظارت بیشتر شرکت‌ها را ملزم کند تا اطلاعات شفاف در اختیار سرمایه‌گذار قرار دهند.

### فهرست منابع

- ۱) جلیلی صابر، بادآور نهندی یونس، کریمی، بهروز. (۱۳۹۲). بررسی ارتباط بین عدم تقارن اطلاعاتی، معاملات و نقدشوندگی سهام شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. مطالعات حسابداری و حسابرسی ۸. ۸۴.
- ۲) سجادی سیدحسین، رشیدی باغی محسن، شیرعلی زاده محسن. (۱۳۹۳). پیش بینی ارتباط بین بازده سهام و عدم تقارن اطلاعاتی با استفاده از شبکه های عصبی مصنوعی. تحقیقات حسابداری و حسابرسی ۲۴. ۱۶.
- ۳) سلیمی فر مصطفی، فلاحی محمدعلی، میرهاشمی سید محمد. (۱۳۹۴). بررسی آثار نامتقارن شوک های قیمت نفت بر شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار ایران. اقتصاد پولی، مالی ۹-۲۹.
- ۴) شایان زینیوند عبدالله، کاردگر راضیه و کاظمی ابوطالب. (۱۳۹۴). بررسی اثرات عدم تقارن و حافظه متغیرهای نرخ ارز و بازده قیمت سهام در ایران. اقتصاد مقداری ۲. ۲۳-۵۵.
- ۵) شهیکی تاش محمدنبی، میرباقری جم محمد. (۱۳۹۴). بررسی همبستگی نامتقارن بین بازده سهام، حجم معاملات و تلاطم بازار سهام تهران (رویکرد DCC-GARCH). تحقیقات اقتصادی ۱۱۱. ۳۸۷-۳۵۹.
- 6) Agudelo, D. A., Giraldo, S., & Villarraga, E. (2015). Does PIN measure information? Informed trading effects on returns and liquidity in six emerging markets. *International Review of Economics & Finance*, 39, 149-161.
- 7) Boehmer, E., Grammig, J., & Theissen, E. (2007). Estimating the probability of informed trading does trade misclassification matter?. *Journal of Financial Markets*, 10(1), 26-47.
- 8) Brennan, M. J., Huh, S. W., & Subrahmanyam, A. (2015). Asymmetric effects of informed trading on the cost of equity capital. *Management Science*, 62(9), 2460-2480.
- 9) Chung, K. H., Kim, O., Lim, S., Yang, S., Hirshleifer, R. K., Kim, S & Srinidi, B. (2013). Information asymmetry, information content, and the market reaction to earnings announcements.
- 10) Copeland, T. E., & Galai, D. (1983). Information effects on the bid-ask spread. *the Journal of Finance*, 38(5), 1457-1469.
- 11) Duarte, J., Hu, E., & Young, L. A. (2015). What does the PIN model identify as private information?.
- 12) Easley, D., & O'hara, M. (1987). Price, trade size, and information in securities markets. *Journal of Financial economics*, 19(1), 69-90.
- 13) Easley, D., & O'Hara, M. (1992). Adverse selection and large trade volume: the implications for market efficiency. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 27(2), 185-208.

- 14) Easley, D., Engle, R. F., O'Hara, M., & Wu, L. (2008). Time-varying arrival rates of informed and uninformed trades. *Journal of Financial Econometrics*, 6(2), 171-207.
- 15) Easley, D., Hvidkjaer, S., & O'hara, M. (2002). Is information risk a determinant of asset returns?. *The journal of finance*, 57(5), 2185-2221.
- 16) Easley, D., Kiefer, N. M., O'hara, M., & Paperman, J. B. (1996). Liquidity, information, and infrequently traded stocks. *The Journal of Finance*, 51(4), 1405-1436.
- 17) Gao, W., & Zhu, F. (2015). Information asymmetry and capital structure around the world. *Pacific-Basin Finance Journal*, 32, 131-159.
- 18) Kitamura, Y. (2016). The probability of informed trading measured with price impact, price reversal, and volatility. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 42, 77-90.
- 19) Lee, C. M., & Radhakrishna, B. (2000). Inferring investor behavior: Evidence from TORQ data. *Journal of Financial Markets*, 3(2), 83-111.
- 20) Lee, C., & Ready, M. J. (1991). Inferring trade direction from intraday data. *The Journal of Finance*, 46(2), 733-746.
- 21) Mishkin, F. (2015) *The Economics of Money, Banking and Financial Markets* (11th Edition).
- 22) Moussa, F., Delhoumi, E., & Ouda, O. B. (2017). Stock return and volatility reactions to information demand and supply. *Research in International Business and Finance*, 39, 54-67.
- 23) Papanizos, P., Dimitriou, D., Kenourgios, D., & Simos, T. (2016). On high frequency dynamics between information asymmetry and volatility for securities. *The Journal of Economic Asymmetries*, 13, 21-34.
- 24) Shi, Y., Ho, K. Y., & Liu, W. M. (2016). Public information arrival and stock return volatility: Evidence from news sentiment and Markov Regime-Switching Approach. *International Review of Economics & Finance*, 42, 291-312.
- 25) Wan, Y. (2009). *Corporate governance, disclosure method and information asymmetry* (Doctoral dissertation).

یادداشت‌ها

<sup>1</sup> Informed Traders

<sup>2</sup> Liquidity (or noise) Traders

<sup>3</sup> Chang et al

<sup>4</sup> Mishkin

<sup>5</sup> Probability of Informed Trading

<sup>6</sup> Wan

<sup>7</sup> Easley

<sup>8</sup> Kitamura

<sup>9</sup> Easley et al

<sup>10</sup> Sequential Trade Model

<sup>11</sup> Easley & O'Hara

- <sup>12</sup> Boehmer et al  
<sup>13</sup> Copeland & Galai  
<sup>14</sup> Easley & O'hara  
<sup>15</sup> New York Stock Exchange  
<sup>16</sup> Lee & Ready  
<sup>17</sup> Lee & Radhakrishna  
<sup>18</sup> Theissen  
<sup>19</sup> Moussa  
<sup>20</sup> Gao & Zhu  
<sup>21</sup> Paparizos et al  
<sup>22</sup> Brennan et al  
<sup>23</sup> Agudelo  
<sup>24</sup> Duarte  
<sup>25</sup> Shi et al  
<sup>26</sup> Botosan & Plumle  
<sup>27</sup> Hail  
<sup>28</sup> Aymen et al  
<sup>29</sup> Healy & Palepu  
<sup>30</sup> Glosten & Milgrom

